

UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E
GESTÃO DE POLÍTICAS PÚBLICAS – FACE
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO – PPGA
ÁREA DE CONCENTRAÇÃO: FINANÇAS E MÉTODOS QUANTITATIVOS

TESE DE DOUTORADO

Concentração e Competição nos Mercados de Crédito
Nacional e Internacional: Estudos Empíricos
Realizados com Base no Período de 2000 a 2019

MONIQUE DE ABREU AZEVEDO

BRASÍLIA, 2020

MONIQUE DE ABREU AZEVEDO

**Concentração e Competição nos Mercados de Crédito
Nacional e Internacional: Estudos Empíricos
Realizados com Base no Período de 2000 a 2019**

Documento apresentado como requisito parcial para a continuidade de Doutorado no Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade de Brasília.

Orientador: Prof. Dr. Ivan Ricardo Gartner

BRASÍLIA, 2020

MONIQUE DE ABREU AZEVEDO

**Concentração e Competição nos Mercados de Crédito
Nacional e Internacional: Estudos Empíricos
Realizados com Base no Período de 2000 a 2019**

Tese apresentada ao Programa de Pós-
Graduação em Administração (PPGA) da
Universidade de Brasília.

Entregue em 31 de janeiro de 2020

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Ivan Ricardo Gartner
Presidente – Universidade de Brasília

Prof. Dr. José Angelo Costa do Amor Divino
Membro Externo – Universidade Católica de Brasília

Prof. Dr. José Alves Dantas
Membro Interno – Universidade de Brasília

Prof. Dr. Ricardo Silva Araújo
Membro Interno – Universidade de Brasília

Prof. Dr. Otávio Ribeiro de Medeiros
Membro Suplente – Universidade de Brasília

Aos meus filhos, Elisa e Antônio,
Aos meus pais Leila e Feliciano e ao meu companheiro, Rogério,
dedico o esforço e a alegria desse trabalho, sempre em busca da evolução existencial.

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus pela oportunidade de me dedicar à pesquisa de doutorado no Programa de Pós-graduação em Administração da Universidade de Brasília, uma instituição de excelência. Ao Banco Central do Brasil por conceder a possibilidade de aperfeiçoar meus conhecimentos, por meio do Programa de Pós-Graduação de incentivo à capacitação de seus servidores. Atuei sempre para retribuir à altura, com vistas à consecução da missão institucional de manutenção do poder de compra da moeda e da estabilidade do Sistema Financeiro Nacional.

Agradeço ao Professor Dr. Ivan Ricardo Gartner, a quem muito admiro, pela orientação, sempre com seriedade, profissionalismo, compromisso e qualidade técnica irrefutáveis. Seus ensinamentos, postura e críticas, desde o mestrado até o doutorado, foram primordiais para meu crescimento acadêmico, profissional e pessoal.

Aos membros da Banca de avaliação do ensaio teórico, do projeto de qualificação e da Tese, obrigada pelas sugestões ao aprimoramento do estudo e pelo tempo dedicado para elaborar os apontamentos. Ressalto, contudo, que eventuais equívocos e omissões são de minha inteira responsabilidade.

Ciente de que a presente lista não é exaustiva, pois foram muitos os que contribuíram para o trabalho, gostaria de agradecer pelas contribuições de Rogério Antônio Lucca, sobretudo no tocante à investigação do problema de pesquisa. Também não poderia deixar de lembrar da colaboração dos componentes do grupo de pesquisa do Prof. Dr. Gartner, principalmente João, Daniel e Laerte. Aos colegas do BCB, em especial, Maria Cristina e Alcimar, agradeço o apoio e a amizade. Ao Alan Mendes, também colega do Banco e da vida, obrigada pelo suporte. Ao Vinicius, por acreditar sempre no meu potencial.

Agradeço aos meus pais, Leila e Feliciano, pelo apoio incondicional, à minha irmã, Michèlle, que mesmo distante fez-se presente. Aos meus filhos, Elisa e Antônio, com idades de 9 e 5 anos, respectivamente, que vivenciaram todos os custos e as vitórias dessa jornada, muito obrigada.

*“Você não sabe o quanto eu caminhei
Para chegar até aqui
Percorri milhas e milhas antes de dormir
Eu não cochilei
Os mais belos montes escalei
Nas noites escuras de frio chorei”*

Trecho de A Estrada, Cidade Negra

Resumo: Esta Tese avalia a concentração e a competição no mercado de crédito nacional e internacional, no estudo 1 e no estudo 2, respectivamente, consubstanciada nas perspectivas teórico-empíricas e em resultados de modelos econométricos aplicados a painéis. A literatura acadêmica não apresenta consenso acerca donexo entre concentração e concorrência no setor financeiro. A Tese defende que não há suporte para a concepção tradicional de que a concentração necessariamente reduz a competitividade. Resultados do modelo econométrico dinâmico sugerem que a competição bancária no âmbito interno e internacional é explicada pela persistência das condições concorrenciais. Apesar do aumento da concentração na indústria financeira brasileira atuante no crédito, a competitividade média não se alterou entre o I trimestre de 2000 e o III trimestre de 2019. O teste de causalidade de Granger indica que a competição pode ser explicada pela competitividade passada e não pela concentração defasada. Esta pesquisa também evidencia que o desempenho concorrencial das instituições bancárias brasileiras é menor que o das não bancárias e que as organizações de controle privado praticam margens maiores que as governamentais. No mercado bancário de crédito global, a concentração elevou-se em 6 das 7 regiões econômicas mundiais. A competitividade, por sua vez, aumentou em todas as 7 regiões, entre o I trimestre de 2000 e o II trimestre de 2016, com destaque para a América do Norte e a Europa e Ásia Central. A América Latina e Caribe manteve níveis baixos de concorrência, comparativamente as demais regiões, mas superiores aos apresentados pelo Brasil. Assim, o trabalho contribui para a epistemologia da administração bancária, à luz do debate acadêmico que se revela. Ainda, torna-se relevante para apoiar políticas de ordem microeconômica capazes de promover a entrada de novas empresas a custos proporcionais, tornando o mercado brasileiro mais contestável.

Palavras-chave: concentração, competição, mercado de crédito, taxa de juros, persistência concorrencial.

Abstract: This Thesis assesses concentration and competition in the Brazilian and international credit market, in study 1 and study 2, respectively, embodied in the theoretical-empirical perspectives and in the results of econometric models applied to panels. The academic literature does not show consensus on the nexus between concentration and competition in the financial sector. The Thesis argues that there is no support for the traditional view that concentration necessarily reduces competitiveness. Results of the dynamic econometric model suggest that domestic and international banking competition is explained by the persistence of competitive conditions. Despite the increased concentration in the Brazilian financial industry active in credit, the average competitiveness did not change between the first quarter of 2000 and the third quarter of 2019. Granger's causality test indicates that competition can be explained by past competitiveness and not because of the lagged concentration. This research shows that the competitive performance of Brazilian banking institutions is lower than that of non-banks. Private control organizations practice higher margins than government organizations. In the global credit banking market, the concentration increased in 6 out of the 7 economic regions worldwide. Competitiveness, in turn, increased in all 7 regions, between the first quarter of 2000 and the second quarter of 2016, with an emphasis on North America and Europe and Central Asia. Latin America and the Caribbean maintained low levels of competition, compared to other regions, but higher than those presented by Brazil. Thus, the work contributes to banking administration epistemology, in the light of the academic debate that unfolds. Still, it becomes relevant to support microeconomic policies capable of promoting the entry of new companies at proportional costs, making the Brazilian market more contestable.

Keywords: concentration, competition, credit market, interest rate, competitive persistence.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1 – Variáveis utilizadas para calcular o preço e o custo total da IF e <i>proxies</i>	23
Tabela 1.2 – Função custo total: coeficientes e resultados dos testes da regressão.....	25
Tabela 1.3 – Estatística descritiva do Indicador de Lerner por TCB.....	31
Tabela 1.4 – Teste de igualdade de médias entre o Indicador de Lerner das IF públicas <i>versus</i> o das privadas.....	39
Tabela 1.5 – Teste de igualdade de médias entre o Indicador de Lerner das IF tipo b1 <i>versus</i> o das IF tipo B3S.....	46
Tabela 1.6 – Teste de raiz unitária de <i>Dickey-Fuller</i> para o Indicador de Lerner e o IHH em nível.....	54
Tabela 1.7 – Teste co-integração de Johansen entre o Indicador de Lerner e o IHH em nível.....	54
Tabela 1.8 – Teste de raiz unitária de <i>Dickey-Fuller</i> para o Indicador de Lerner e o IHH em primeiras diferenças.....	55
Tabela 1.9 – Teste de Wald de causalidade de Granger entre o Indicador de Lerner e o IHH.....	55
Tabela 2.1 – Países, regiões e número de bancos utilizados na pesquisa.....	84
Tabela 2.2 – Variáveis, fórmulas e <i>proxies</i> utilizadas para calcular o Índice de Lerner.....	87
Tabela 2.3 – Função translog do custo total: coeficientes e resultados dos testes da regressão.....	89
Tabela 2.4 – Estatística descritiva do Indicador de Lerner bancário no crédito por região.....	95
Tabela 2.5 – Teste de igualdade de médias entre o Indicador de Lerner do Brasil <i>versus</i> o da América Latina e Caribe.....	104
Tabela 2.6 – Correlação entre o Índice de Lerner bancário e o custo de oportunidade de países selecionados e brasileiro entre o I tri 2011 e o II tri 2016.....	107
Tabela 2.7 – Correlação entre o Índice de Lerner e o custo de oportunidade por país.....	108
Tabela 2.8 – Razão dos Cinco Maiores (RC5) em cada região econômica e no Brasil.....	111
Tabela 2.9 – Correlações entre o Índice de Lerner e a RC5 em cada região econômica e no Brasil.....	113

Tabela 2.10 – Estimação do Indicador de Lerner (Equação 17): coeficientes e testes da regressão.....	118
Tabela 2.11 – Estimação do Indicador de Lerner (Equação 18): coeficientes e testes da regressão.....	119
Tabela 2.12 - Estimação do Indicador de Lerner (Equação 19): coeficientes e testes da regressão.....	119

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1.1 – Índice de Lerner do Sistema.....	32
Gráfico 1.2 – Custo Marginal Médio e Receita Marginal Média.....	34
Gráfico 1.3 – Mediana do Índice de Lerner dos Segmentos da Res.4.553/2017.....	35
Gráfico 1.4 – Índice de Lerner das Instituições Públicas.....	36
Gráfico 1.5 – Índice de Lerner das Instituições Privadas Nacionais.....	37
Gráfico 1.6 – Índice de Lerner das Instituições Privadas Estrangeiras.....	38
Gráfico 1.7 – Índice de Lerner Médio das IF Públicas, Privadas e Estrangeiras.....	39
Gráfico 1.8 – Índice de Lerner Médio das IF Públicas e Privadas Nacionais e Intervalos de Confiança (IC) de 99%.....	41
Gráfico 1.9 – Índice de Lerner das Instituições Públicas, Caixa e Banco do Brasil.....	42
Gráfico 1.10 – Índice de Lerner dos Bancos Tipo b1.....	43
Gráfico 1.11 – Índice de Lerner dos Bancos Tipo b2.....	44
Gráfico 1.12 – Índice de Lerner das Cooperativas de Crédito Singular (B3S).....	45
Gráfico 1.13 – Índice de Lerner das B3S, b1, b2 e n1.....	46
Gráfico 1.14 – Índice de Lerner Médio das IF Tipo b1 e Tipo B3S e Intervalos de Confiança (IC) de 99%.....	48
Gráfico 1.15 – Índice de Lerner das instituições de crédito não bancárias (n1).....	49
Gráfico 1.16 – Índice de Herfindahl-Hirschman (IHH) do Sistema.....	50
Gráfico 1.17 – Razão dos Cinco Maiores (RC5) do Sistema.....	51
Gráfico 1.18 – IHH <i>versus</i> Índice de Lerner Médio do Sistema.....	52
Gráfico 1.19 – RC5 <i>versus</i> Índice de Lerner Médio do Sistema.....	52
Gráfico 2.1 – Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Mundial e Brasileiro.....	97
Gráfico 2.2 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário por Região Econômica Mundial.....	98
Gráfico 2.3 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário da América do Norte.....	99
Gráfico 2.4 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário do Oriente Médio e Norte da África.....	100
Gráfico 2.5 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário do Leste Asiático e Pacífico.....	100
Gráfico 2.6 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário da Europa e Ásia Central.....	101
Gráfico 2.7 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário da África Subsariana.....	102

Gráfico 2.8 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário do Sul da Ásia.....	102
Gráfico 2.9 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário da América Latina e Caribe.....	103
Gráfico 2.10 – Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Brasileiro <i>versus</i> o da América Latina e Caribe.....	104
Gráfico 2.11 – Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Brasileiro <i>versus</i> de Países da América Latina e Caribe.....	106
Gráfico 2.12 – Índice de Lerner do Mercado Bancário de Países Seleccionados e Juros de 2 anos.....	109
Gráfico 2.13 – Índice de Lerner do Mercado Bancário de Países Seleccionados e Juros de 5 anos.....	109
Gráfico 2.14 – Índice de Lerner do Mercado Bancário Brasileiro e Juros de 2 anos.....	110
Gráfico 2.15 – Índice de Lerner do Mercado Bancário Brasileiro e Juros de 5 anos.....	110
Gráfico 2.16 – Razão dos Cinco Maiores (RC5) por Região e Brasileiro.....	111
Gráfico 2.17 – Índice de Lerner <i>versus</i> RC5 da América do Norte.....	113
Gráfico 2.18 – Índice de Lerner <i>versus</i> RC5 do Oriente Médio e Norte da África.....	113
Gráfico 2.19 – Índice de Lerner <i>versus</i> RC5 do Leste Asiático e Pacífico Gráfico.....	114
Gráfico 2.20 – Índice de Lerner <i>versus</i> RC5 da Europa e Ásia Central.....	115
Gráfico 2.21 – Índice de Lerner <i>versus</i> RC5 da África Subsariana.....	115
Gráfico 2.22 – Índice de Lerner <i>versus</i> RC5 do Sul da Ásia.....	116
Gráfico 2.23 – Índice de Lerner <i>versus</i> RC5 da América Latina e Caribe.....	116
Gráfico 2.24 – Índice de Lerner <i>versus</i> RC5 do Brasil.....	117

SUMÁRIO

1. Introdução	1
1.1 Tema e Problema de Pesquisa	1
1.2 Objetivos e Relevância da Tese	2
1.3 Hipóteses da Tese.....	3
1.4 Aspectos Metodológicos e Estrutura da Tese	4
2. Estudo 1: Concentração e Competição no Mercado de Crédito Nacional	6
2.1 Introdução	8
2.1.1 Tema e Problema do Estudo	9
2.1.2 Objetivos e Relevância do Estudo	10
2.1.3 Sistema de Hipóteses do Estudo	11
2.2 Referencial Teórico-Empírico	12
2.2.1 Estrutura da Indústria Bancária e Taxa de Juros	12
2.2.2 Estrutura da Indústria Bancária e Estabilidade	16
2.2.2.1. Concentração e Estabilidade	16
2.2.2.2. Competição e Estabilidade	16
2.2.3 Indicadores de Concentração e de Competição na Indústria Financeira.....	17
2.3 O Método de Análise.....	18
2.3.1 O Modelo Teórico.....	18
2.3.2 Definição da Amostra e Fonte de Dados.....	21
2.3.3 Variáveis do Estudo	23
2.4 Análise Empírica e Resultados dos Indicadores de Competição e de Concentração.....	25
2.4.1 Análise Empírica e Descritiva	25
2.4.1.1. Análise de Estacionariedade e de Quebra Estrutural.....	26
2.4.1.2. Análise de Heterocedasticidade.....	28
2.4.1.3. Análise de Modelo de Painel fixo e Aleatório	29
2.4.1.4. Análise de Ajuste global e Local do Modelo.....	29
2.4.1.5. Análise Estatística Descritiva	31
2.4.2 Resultados dos Indicadores de Lerner, IHH e RC5	31
2.4.2.1. Índice de Lerner do Sistema.....	31
2.4.2.1.1. Índices de Lerner das Instituições de Controle Público, Privado e Estrangeiro	35
2.4.2.1.2. Índice de Lerner das Instituições Bancárias	43
2.4.2.1.3. Índice de Lerner das Instituições Não Bancárias de Crédito.....	44

2.4.2.2. Índices de Competição <i>versus</i> de Concentração.....	49
2.5 Inovações no Sistema Financeiro	56
2.6. Conclusão	60
Estudo 2: Competição e Concentração no Mercado de Crédito Bancário Internacional e Brasileiro	67
3.1 Introdução	69
3.1.1 Tema e Problema do Estudo	69
3.1.2 Objetivos e Relevância do Estudo	69
3.1.3 Sistema de Hipóteses do Estudo	70
3.2 Referencial Teórico-Empírico	71
3.2.1 Poder de Mercado.....	71
3.2.1.1. Método Panzar-Rosse	73
3.2.1.2. Indicador de Boone	75
3.2.1.3. Método de Lerner	76
3.2.2 Competição – Fragilidade.....	79
3.2.3 Competição – Estabilidade	80
3.3 O Método de Análise.....	82
3.3.1 O Modelo Teórico.....	82
3.3.2 Definição da Amostra, Fonte de Dados e Software	84
3.3.3 Variáveis do Estudo	87
3.4 Análise Empírica e Resultados dos Indicadores de Competição e de Concentração do Mercado Bancário Internacional e Brasileiro.....	89
3.4.1 Análise Empírica e Descritiva	89
3.4.1.1 Análise de Estacionariedade e de Quebra Estrutural.....	90
3.4.1.2. Análise de Heterocedasticidade.....	91
3.4.1.3. Análise de Modelo de Painel de Efeitos Fixos e Aleatórios.....	92
3.4.1.4. Análise de Ajuste Global e Local do Modelo	93
3.4.2 Resultados dos Indicadores de Competição e de Concentração do Mercado Bancário Internacional e Brasileiro	96
3.4.2.1. Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Internacional e Brasileiro.....	96
3.4.2.2. Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário por Região Econômica	98
3.4.2.3. Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Brasileiro <i>versus</i> o da América Latina e Caribe e o de Países Selecionados.....	103
3.4.2.4. Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Internacional e Brasileiro <i>versus</i> Taxa de Juros	106

3.4.2.5. Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Internacional e Brasileiro <i>versus</i> Concentração	111
3.4.2.6. Índice de Lerner <i>versus</i> Inércia da Competição, Taxa de Juros e Concentração	117
3.5 Concentração e Competição no Mercado de Credenciamento de Cartões Pagamento ..	120
3.6 Conclusão	124
4. Conclusões Finais da Tese	129
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	133
APÊNDICE A	1
APÊNDICE B	11
APÊNDICE C	328
APÊNDICE D	487
APÊNDICE E	491
APÊNDICE F	495
APÊNDICE G	551
APÊNDICE H	684
APÊNDICE I	689
APÊNDICE J	694

1. Introdução

1.1 Tema e Problema de Pesquisa

O mercado financeiro mundial tem vivenciado acentuadas reestruturações e concentrações nas últimas décadas (HANKIR; RAUCH; UMBER, 2011). As fusões bancárias podem ser explicadas, segundo os autores supra, pela busca de poder de mercado, por ondas de reorganizações societárias, por sinergias operacionais e financeiras, para impedir que competidores comprem alvos preferenciais e por problemas financeiros. Fusões e aquisições (F&A) se apresentam como alternativas privadas para organizações frágeis permanecerem em funcionamento, em virtude da obtenção de benefícios tributários e por não impactar o erário (BULOW; SHOVEN, 1978) (AZEVEDO; GARTNER, 2020).

Com a instabilidade financeira global de 2008, autoridades monetárias também estimularam a concentração com o objetivo de ampliar a eficiência da regulação e da supervisão da indústria (MONTES, 2014). Ainda, vale ressaltar que a presença de falhas de mercado e de assimetria informacional justifica o fato de os bancos encontrarem-se entre as instituições mais regulamentadas e supervisionadas do planeta (VANHOOSE; 2010), o que pode contribuir para a concentração. Além de impor regras antitruste, os governos implementam políticas de restrições e de controle à entrada e à saída dos bancos do sistema, estabelecem limites à concessão de empréstimos, atuam na composição das taxas de juros e desenham normas que regem a estrutura dos balanços dessas organizações.

À medida que os bancos expandiam o escopo de suas atividades, através das fronteiras nacionais e da oferta de novos serviços, ganhando poder de mercado, levantaram preocupações quanto à competitividade do setor. Se as características da indústria, que colaboram para tornar o setor mais concentrado, podem torná-la menos competitiva, implica desvendar a relação entre concorrência e concentração. A percepção dos agentes econômicos acerca dos efeitos da concentração sobre o custo da intermediação financeira e sobre a estabilidade tem incitado estudos científicos e ações por parte de bancos centrais.

A teoria Estrutura-Condução-Desempenho (VANHOOSE, 1985) adverte que a concentração e o conseqüente poder de mercado dos bancos elevam a lucratividade em razão da cobrança de juros maiores nos empréstimos e pagamento de juros menores nos depósitos, reduzindo o bem-estar populacional. Na abordagem da Estrutura-Eficiente (VANHOOSE, 1985), os benefícios advindos de economias de escala e de escopo permitem reduzir os juros dos empréstimos e elevar os dos depósitos, pois a lucratividade pode ser obtida com ganhos de

eficiência. A existência de uma relação inversa entre concentração e juros do crédito tem prevalecido na literatura recente (FUNGÁCOVÁ; SAMSHUR; WEILL, 2017). Claessens e Laeven (2004) mostraram que mercados financeiros com menor barreira a entrada a novas organizações e a serviços provenientes de inovações financeiras, podem ser competitivos ainda que concentrados. Os resultados do primeiro e do segundo estudo da tese apoiam essa visão no tocante ao mercado de crédito brasileiro e internacional, respectivamente.

Cumprir lembrar que o setor financeiro passa por uma transformação, com a entrada recente das empresas de tecnologia financeira, que inclui *fintechs (startups)* e gigantes tecnológicas (*bigtechs*). Diante dessas mudanças estruturais e dos debates acadêmicos relacionados, avaliar os níveis de concentração e de concorrência, a relação entre eles e suas potenciais causas torna-se relevante tema de pesquisa. Nesse contexto, compensa destacar, ainda, a importância do custo de oportunidade na tomada de decisões das empresas, na definição do preço de produtos financeiros. Quanto mais elevada a taxa de juros que remuneram os títulos públicos, maior tende a ser o prêmio de risco embutido nas margens cobradas nas operações de crédito.

1.2 Objetivos e Relevância da Tese

Esta Tese promove diagnóstico da indústria financeira nacional e internacional atuante no crédito, com vistas a identificar a relevância de fatores como a concentração, a persistência das condições de competitividade e o custo de oportunidade sobre a concorrência. O grau de competição no mercado brasileiro e em mais 91 países desde 2000 é mensurado via modelo econométrico de Lerner (AGORAKI, DELIS, PASIOURAS; 2011) (LERNER, 1934) (TURK-ARISS, 2010) aplicado a dados abrangentes dispostos em painéis. Considerado preferível *proxies* como a Estatística-H (TURK-ARISS, 2010), o Indicador de Lerner estima o poder de mercado pela capacidade de impor preço dos empréstimos acima do custo marginal, diferença conhecida como margem. Para medir a concentração, são utilizados o Indicador de Herfindahl-Hirschman – IHH e a Razão de Concentração dos Cinco Maiores – RC5.

Uma vez estimados os resultados dos índices de competição do mercado de crédito brasileiro e internacional para um recorte temporal e amostra abrangentes, é possível identificar os grupos que têm contribuído para o desempenho concorrencial. Nesse aspecto, o primeiro estudo compara a competitividade entre os diferentes Tipos de Consolidado Bancário - TCB e, também entre as formas de controle (público, privado nacional e privado estrangeiro) da instituição no Brasil. O segundo estudo volta-se para avaliar a competitividade bancária em

cada região econômica global estabelecida pelo Banco Mundial, com foco na comparação entre Brasil, América Latina e Caribe e países competidores.

Diante da falta de consenso da literatura, avaliar se a competição possui associação com a concentração, e, ainda, com a concorrência inercial e com o custo de oportunidade torna-se relevante tema de pesquisa. A literatura teórico-empírica sobre concorrência bancária é rara, sobretudo no tocante aos países emergentes, em razão da complexidade do cálculo e da falta de informações (BIKKER; HAFF, 2002) (TURK-ARISS, 2010). Assim, o trabalho tem a perspectiva de contribuir para a epistemologia da administração bancária, ao ser passível de apoiar políticas econômicas que propiciem quedas às barreiras à entrada.

1.3 Hipóteses da Tese

Nesta Tese será averiguada a hipótese H_1 de que, embora a concentração no mercado de crédito brasileiro e internacional tenha aumentado nas últimas décadas ou se mantido em patamares elevados, a competição não se deteriorou. A sustentação desta hipótese apoia a tese de que não há necessariamente um *trade-off* entre concentração e competitividade, conforme sugere a perspectiva teórico-empírica da Estrutura-Eficiente (ES). A hipótese H_1 é dividida em duas sub-hipóteses $h_{1,1}$ e $h_{2,1}$, para o mercado nacional (primeiro estudo) e para o internacional (segundo estudo), respectivamente. A Tese avança no sentido de buscar evidências de que fatores como a persistência das condições da concorrência e o custo de oportunidade são mais relevantes para explicar os níveis de competição que a concentração (H_2). A hipótese H_2 também é sub-dividida em $h_{1,2}$, para a indústria bancária interna, e $h_{2,2}$, para a internacional.

Os diferentes grupos que compõem a indústria financeira podem apresentar níveis de competição distintos. No âmbito nacional, objeto do primeiro estudo, a percepção de que a concorrência do segmento bancário é menor que a do não bancário é averiguada, configurando-se como terceira hipótese de pesquisa (H_3). Ainda, se a competição das organizações de controle governamental é inferior à das privadas (H_4). Além do aumento da relevância das cooperativas de crédito, as inovações tecnológicas, com destaque para a atuação dos bancos digitais e *fintechs*, têm o potencial de impactar a concorrência do sistema.

No que cinge ao mercado bancário de crédito internacional, cuja amostra abrange 92 países, objeto do segundo estudo, a intensidade do aumento da competitividade pode ter variado de acordo com a região econômica mundial, estabelecida pelo Banco Mundial. Nesse contexto, emerge a importância de se avaliar a concorrência em cada região separadamente. Verifica-se

também, se o Brasil apresentou níveis de competitividade menores que o da América Latina e Caribe (H_5).

1.4 Aspectos Metodológicos e Estrutura da Tese

O primeiro estudo calcula e avalia os índices de Lerner, de Herfindahl- Hirschman e a Razão dos Cinco Maiores dos segmentos bancário e não bancário brasileiro nas operações de crédito do I trimestre de 2000 ao III trimestre de 2019. O método de Lerner mede a competição pela diferença entre o preço do crédito e o custo marginal da organização. Para tal, estima-se, inicialmente, a função transcendental logarítmica (translog) do custo total. Os parâmetros da equação são alcançados via modelo econométrico a partir de dados de 1.724 IF ao longo de 79 trimestres que formou um painel não balanceado com 82.539 observações. Posteriormente, deriva-se a função translog em relação às operações de crédito para obter o custo marginal.

Além da estimativa do indicador de competição médio ponderado da indústria financeira doméstica, o primeiro estudo estima a competitividade por TCB e por forma de controle. Ainda, compara o Indicador de Lerner entre os TCB, com o intuito de averiguar se os bancos apresentam competitividade inferior aos das cooperativas de crédito, mediante aplicação de teste t de *Student* de igualdade de médias. A comparação da competitividade entre as IF de controle público e privado também é efetuada aplicando a mesma ferramenta estatística. Para avaliar a causalidade intertemporal empírica entre o Índice de competição de Lerner e o Indicador de concentração IHH foi utilizado o teste de Granger, recomendado pela literatura.

O segundo estudo amplia o diagnóstico da estrutura da indústria bancária ao estimar e avaliar os indicadores concorrência e de concentração do mercado de crédito bancário internacional desde o I trimestre de 2000 ao II trimestre de 2016. O método de Lerner e a RC5 também são selecionados para avaliar a competição e a concentração, respectivamente. A competitividade em cada uma das 7 (sete) regiões econômicas mundiais é estimada a partir de um painel formado por 2.324 bancos de 92 países. Dessa forma, torna-se possível comparar os níveis de competição entre o mercado bancário brasileiro e o da América Latina e Caribe, por meio de teste t de *Student* de igualdade de médias.

Para avaliar se a competição possui associação com a concorrência inercial e com a taxa de juros, construiu-se modelos econométricos dinâmicos aplicado a um painel com informações de bancos brasileiros (estudo 1) e de bancos na esfera internacional (estudo 2). Tendo em vista que a análise da concorrência deve avançar, o estudo 1 investiga a entrada recente das empresas de tecnologia e o estudo 2, a concorrência no segmento de cartões de crédito e de débito.

Como conclusão da Tese, procurar-se-á enfatizar o alcance dos objetivos estabelecidos, bem como deixar claro como os resultados apoiam o sistema de hipóteses apresentados nesta introdução. Dessa maneira, é possível reportar as principais contribuições da pesquisa para a literatura científica e para a prática da regulação, sem deixar de revelar os hiatos não preenchidos e as sugestões para estudos futuros.

2. Estudo 1: Concentração e Competição no Mercado de Crédito Nacional

Resumo: A literatura científica não apresenta consenso acerca da relação entre concentração e competição na indústria financeira. Este estudo elucida a complexidade desta relação para o mercado de crédito nacional entre o I tri 2000 e o III tri 2019. O método econométrico de Lerner foi selecionado para estimar a competição pela diferença entre o preço do crédito e o custo marginal, sendo este dado pela derivada parcial da função translog do custo total. O estudo inova ao estimar o Indicador de competição mediante metodologia científica consagrada aplicada sobre painel não balanceado com 1.724 instituições financeiras. Ainda, ganha relevância ao indicar que a competição pode ser explicada pela competitividade passada e não pela concentração defasada, conforme teste de causalidade de Granger. Modelo econométrico dinâmico aplicado a um painel com 130 bancos reforça a relevância da inércia concorrencial e, ainda, do *market share* sobre a competitividade. Apesar do aumento da concentração, a competitividade do sistema não se deteriorou no período e a mediana, caiu. Tais resultados apoiam a tese de que não há necessariamente relação inversa entre concentração e competição e da importância da inércia concorrencial. Conforme referências seminais, a concorrência também pode ter aumentado desde o final de 2016 devido à flexibilização da política monetária e à regulação prudencial de requerimento de capital. As margens praticadas pelas cooperativas de crédito são menores que às impostas por instituições bancárias em 80% dos trimestres. As organizações públicas apresentaram Lerner inferior ao das privadas em 70% dos trimestres. Em complemento, o estudo promove um diagnóstico da organização do sistema financeiro nacional à luz das transformações recentes com a entrada das empresas de tecnologia. Assim, o trabalho torna-se útil para elaborar e acompanhar políticas que propiciem quedas às barreiras à entrada que não dependam necessariamente de um banco.

Palavras-chave: concentração, competição, mercado de crédito, inércia concorrencial, bancos.

Abstract: The scientific literature does not show consensus on the relationship between concentration and competition in the financial industry. This study elucidates the complexity of this relationship for the Brazilian credit market between the 1st tri 2000 and the 3rd tri 2019. Lerner's econometric method was selected to estimate the competition for the difference between the credit price and the marginal cost, the latter being given by the partial derivative of the translog function of the total cost. The study innovates by estimating the Competition

Indicator using established scientific methodology applied to an unbalanced panel with 1,724 financial institutions. Still, it gains relevance by indicating that competition can be explained by past competitiveness and not by lagged concentration, according to Granger's causality test. Dynamic econometric model applied to a panel of 130 banks reinforces the relevance of competitive inertia and market share over competitiveness. Despite the increase in concentration, the system's competitiveness did not deteriorate over the period and the median dropped. Such results support the thesis that there is not necessarily an inverse relationship between concentration and competition and the importance of competitive inertia. According to seminal references, competition may also have increased since the end of 2016 due to the easing of monetary policy and the prudential regulation of capital requirements. The margins practiced by credit unions are lower than those imposed by banking institutions in 80% of the quarters. Public organizations showed Lerner lower than private ones in 70% of the quarters. In addition, the study promotes a diagnosis of the organization of the national financial system in the light of recent changes with the entry of technology companies. Thus, the work becomes useful to develop and monitor policies that will bring down barriers to entry that do not necessarily depend on a bank.

Keywords: concentration, competition, credit market, competitive inertia, banks.

2.1 Introdução

A estrutura do Sistema Financeiro Nacional (SFN) passou por acentuada transformação no tocante à quantidade de organizações em operação e ao volume de operações realizadas. O número de instituições autorizadas a funcionar pelo Banco Central do Brasil (BCB) reduziu-se de 2.423 para 1.677 entre dezembro de 2008 e dezembro de 2018 (BCB, 2018). O saldo de crédito, por sua vez, passou de cerca de 40% para 47,4% do PIB no mesmo período, atingindo o pico de 53,7% em dezembro de 2015.

A percepção dos agentes econômicos acerca dos efeitos da estrutura da indústria financeira sobre o *spread* bancário e sobre a estabilidade tem incitado estudos científicos e ações por parte de autoridades monetárias. A relação entre concentração, concorrência e custo da intermediação financeiro é controversa. A perspectiva mais intuitiva de que um mercado de crédito concentrado eleva o poder de mercado das instituições financeiras (IF) e os *spreads*¹ não é unânime. A hipótese de que a concorrência, e não a concentração, consiste na variável relevante para explicar os *spreads*, tem sido testada.

Nesse contexto, importa destacar que o setor financeiro vivencia uma transformação com a entrada recente das empresas de tecnologia financeira, como bancos digitais, *fintechs*² e *big techs*³. Com a Resolução nº4.656/2018 (CMN, 2018), que regulamentou a atuação das *fintechs* de crédito, e o Programa Agenda BC#, o órgão regulador busca ampliar a oferta de serviços financeiros no mercado de crédito interno, bem como fortalecer a cidadania. A Agenda BC#, acrescenta e fortalece as dimensões do projeto iniciado em 2016 pela Agenda BC+. Além de buscar a redução no custo do crédito, a modernização da lei e a eficiência no sistema, o BCB visa a inclusão, a competitividade e a transparência.

Vale trazer à tona nesse tocante, o debate acadêmico acerca da relação entre concentração, competitividade e estabilidade financeira. Pesquisas mais recentes têm apontado para a existência de uma relação inversa entre concentração e juros do crédito (FUNGÁCOVÁ; SAMSHUR; WEILL, 2017). Ainda, têm ressaltado a importância de diferenciar competição e concentração. No que cinge à estabilidade, estudos teóricos empíricos argumentam, de um lado, que o aumento da concorrência pode induzir os bancos a tomarem mais risco, além de elevar o custo da supervisão bancária. Em contraste, evidências indicam que os bancos com poder de

¹ Diferença entre as taxas de empréstimos e de depósito.

² As *fintechs* foram definidas pelo Financial Stability Board (FSB) como inovações financeiras habilitadas por tecnologias que podem resultar em novos modelos de negócios, aplicativos, processos ou produtos com efeitos tangíveis nos mercados, nas IF e na prestação de serviços financeiros.

³ As *big techs* são as grandes empresas de tecnologia, como Google, Facebook, Amazon e Apple.

mercado podem se proteger contra o risco de crédito aumentando suas reservas de capital, tornando o sistema financeiro mais estável.

Diante dessas mudanças na estrutura da indústria financeira e dos debates acadêmicos relacionados, avaliar o nível de concentração e de competição, sua relação e suas potenciais causas torna-se relevante tema de pesquisa.

2.1.1 Tema e Problema do Estudo

As teorias concernentes a estruturas intermediárias de mercado, ou seja, entre a competição perfeita e o monopólio puro, são as mais adequadas para explicar o comportamento da indústria bancária (VANHOOSE, 2010). Há, ainda, a competição monopolística em que o monopólio decorre do grau de diferenciação dos produtos ofertados (CHAMBERLIM, 1962). Tabak, Fazio e Cajueiro (2015) encontravam evidências de que a indústria bancária brasileira constitui uma competição monopolística o que reduz a propensão ao risco tomada pelos bancos.

A análise da organização da indústria bancária tem sido guiada pela *Structure-Conduct-Performance*, pela *Efficient-Structure Theory* e pela *New Empirical Organization*. Na teoria Estrutura-Condução-Desempenho (VANHOOSE, 1985), a concentração e o conseqüente poder de mercado das instituições financeiras eleva a lucratividade por meio da prática de juros maiores nos empréstimos e menores nos depósitos, reduzindo o bem-estar social. Evidências empíricas sugerem que o aumento na concentração elevou os juros médios dos empréstimos e reduziu os juros dos depósitos no mercado bancário norte-americano (GILBERT, 1984).

Na abordagem da Estrutura-Eficiente (VANHOOSE, 1985), em contraponto, os benefícios advindos dos ganhos de escala e de escopo reduzem as taxas de juros dos empréstimos e elevam as dos depósitos pois a lucratividade advém da maior eficiência. Pesquisas mais recentes têm respaldado a existência de uma relação inversa entre concentração e juros do crédito (FUNGÁCOVÁ; SAMSHUR; WEILL, 2017). Ainda, têm ressaltado a importância de diferenciar competição e concentração. Claessens e Laeven (2004) concluíram que mercados financeiros desenvolvidos, com menor barreira a novas organizações e a serviços, podem ser competitivos, mesmo em um setor concentrado.

A *New Empirical Organization* – NEIO mede a competição por meio da estimativa de indicadores, sem suposições *ex-ante* acerca da conduta de mercado. Nessa perspectiva, o método Panzar-Rosse (1987) e o de Lerner (AGORAKI; DELIS; PASIOURAS, 2011) (LERNER, 1934) (TURK-ARISS 2010), que podem ser formalmente derivados de condições de equilíbrio supondo maximização dos lucros, se destacam (BIKKER; SHAFFER;

SPIERDJK, 2009). O método de Lerner, considerado preferível a *proxies* como a Estatística-H (TURK-ARISS, 2010), estima o poder de mercado de uma empresa pela diferença entre o preço praticado pela organização e o seu custo marginal e é mensurado em proporção do preço.

No que concerne aonexo entre a estrutura da indústria e a estabilidade, Berger, Leonora e Turk-Ariss (2008), ao examinar mais de 8.000 bancos em 23 países entre 1999 e 2005, encontraram um menor grau de exposição ao risco geral em bancos que possuíam maior poder de mercado. Em linha, Allen e Gale (2004) argumentaram que a competição perfeita no mercado interbancário reduz a estabilidade. Já De Vries e George (2005) mostraram que concentrar o risco em instituições individuais eleva a frequência de falhas isoladas.

2.1.2 Objetivos e Relevância do Estudo

Este estudo tem como objetivo geral avaliar a organização da indústria financeira brasileira atuante no crédito, mediante cálculo e análise de indicadores que refletem concentração e concorrência. Para isso, os índices de Lerner (competição), de Herfindahl-Hirschman – IHH (concentração) e a Razão de Concentração dos Cinco Maiores – RC5 (concentração) são estimados para as operações de crédito entre o primeiro trimestre de 2000 (I tri 2000) e o terceiro trimestre de 2019 (III tri 2019). Com esses resultados, é possível avaliar a relação entre as medidas de concentração e de competição. Ainda, verifica-se, a partir de análise dinâmica empírica aplicada a uma amostra de 130 bancos, a relevância estatística da persistência das condições concorrencias, do custo de oportunidade e do *market-share*.

Como objetivos específicos, essa pesquisa compara a competitividade entre os diferentes Tipos de Consolidado Bancário - TCB (b1, b2, B3S e n1)⁴ e formas de controle (público, privado nacional e privado estrangeiro), por meio da aplicação de testes de igualdade de médias. Dessa forma, é possível identificar quais grupos de instituições, por TCB e por forma de controle, têm contribuído para a melhora do nível de competição no mercado de crédito doméstico.

Esta pesquisa inova ao estimar o Indicador de Lerner na periodicidade trimestral para um recorte temporal extenso, referente ao segmento bancário e não bancário doméstico, em seus respectivos TCB e formas de controle, mediante aplicação de método reconhecido pela academia. Diante da ausência de consenso na literatura, os resultados elucidam a relação entre

⁴ O Tipo Consolidado Bancário (TCB) b1, segundo o BCB (BCB, 2018), engloba os bancos comerciais, os múltiplos com carteira comercial e as caixas econômicas; b2 é composto pelos os bancos múltiplos sem carteira comercial e os bancos de investimento; b3 são representados pelas cooperativas de crédito e n1 por instituições não bancárias de crédito.

concentração e competitividade. Em complemento, promove um diagnóstico atualizado da organização do sistema financeiro nacional à luz das transformações recentes, com a entrada das empresas de tecnologia. Assim, o trabalho tem a perspectiva de se tornar útil para elaborar e acompanhar políticas econômicas que propiciem quedas às barreiras à entrada, sem depender necessariamente de uma instituição bancária.

2.1.3 Sistema de Hipóteses do Estudo

Uma hipótese levanta uma declaração de possíveis relacionamentos entre variáveis medidas na pesquisa, a proposição é um argumento baseado nesses resultados (WHETTEN, 2003). Este primeiro estudo estabelece três (3) hipóteses, contextualizadas no âmbito da Tese.

A primeira hipótese deste estudo ($h_{1,1}$) é a de que o aumento da concentração na indústria financeira nacional atuante no crédito não implica redução da competitividade, no recorte temporal considerado. O teste de Granger é utilizado para avaliar a causalidade intertemporal bidirecional entre o Indicador de Lerner e o IHH. Avalia-se, nesse aspecto, potenciais explicações para a trajetória do Lerner, com fulcro na literatura científica e nos resultados do modelo econométrico dinâmico aplicado a painel. A segunda hipótese do estudo ($h_{1,2}$), portanto, estabelece que a persistência das condições concorrenciais e o custo de oportunidade são estatisticamente relevantes para explicar o nível de competição do setor.

A terceira hipótese do presente estudo (H_3) é a de que a competitividade do segmento bancário é menor que a do segmento não bancário, como pode ser depreendido da percepção geral. Como quarta hipótese (H_4), avalia-se se a competição observada no âmbito das instituições financeiras de controle público é estatisticamente menor que a das privadas. A terceira e quarta hipóteses são testadas mediante comparação dos respectivos Indicadores de Lerner e teste *t* de *Student* de igualdade de médias.

A próxima seção apresenta o referencial teórico acerca da organização da indústria financeira, das teorias que relacionam a estrutura ao *spread* bancário e à estabilidade e dos indicadores que medem concentração e competição. Na seção subsequente, há uma descrição do método, desde as técnicas aplicadas para as estimativas dos indicadores de concentração e de competição até a seleção da amostra. A sessão 2.4 dedica-se à análise do modelo econométrico e à apresentação dos resultados dos índices, contendo, ainda, discussões sobre possíveis causas e efeitos. A sessão 2.5 explora o avanço das empresas inovadoras no setor, que inclui bancos digitais, *fintechs* e grandes companhias. Por fim, são tecidas as conclusões e sugestões para estudos futuros na sessão 2.6.

2.2 Referencial Teórico-Empírico

Segundo VanHoose (2010), as teorias concernentes a estruturas intermediárias de mercado, ou seja, entre a competição perfeita e o monopólio puro, são as mais aplicáveis à indústria bancária. A abordagem de Cournot, que assume a existência de alguns concorrentes oferecendo produtos homogêneos, pode ser usada para examinar esse mercado (DASGUPTA; STIGLITZ, 1981) (VANHOOSE, 1985). Trata-se de modelo de oligopólio em que o nível oferecido de crédito e de depósito depende da sua estimativa acerca da quantidade produzida pelos bancos concorrentes (PINDYCK; RUBINFELD, 2010). No oligopólio, há barreiras à entrada de novos participantes.

Dick (2007) fornece evidências da presença de *sunk costs* característicos da estrutura da indústria bancária o que também explicaria a regulação. Os custos afundados, entendidos como recursos empregados na construção de ativos cuja recuperação tem natureza complexa, justificariam a perspectiva de que o sistema bancário pode ser visto como oligopólio natural

Outra abordagem consiste no modelo de competição monopolística (CHAMBERLIN, 1962) em que há concorrentes e não há restrições para novos entrantes. O poder do monopólio decorre, portanto, do grau de diferenciação dos produtos ofertados. Nesse ambiente, as taxas de juros relativas aos empréstimos tendem a ser maiores e as dos depósitos menores, quando comparadas aos juros praticados em ambiente de competição perfeita. Tabak et al. (2015), a partir do modelo Panzar-Rosse descrito por Brissimis e Delis (2011), encontravam evidências de que a indústria bancária brasileira é caracterizada por uma competição monopolística.

A percepção dos agentes acerca da relação entre o grau de concentração e de competição e o custo da intermediação financeira no mercado têm incitado estudos sobre o tema *spread* bancário. Ainda, pesquisas apontam que a competição perfeita, embora socialmente desejável, podem criar riscos aos bancos individualmente e a nível sistêmico, afetando a estabilidade do sistema financeiro. A literatura não apresenta consenso no tocante as relações entre concentração e taxa de juros, competição e taxa de juros, concentração e estabilidade, bem como entre competição e estabilidade.

2.2.1 Estrutura da Indústria Bancária e Taxa de Juros

A análise de política econômica da organização industrial bancária tem sido guiada pela *Structure-Conduct-Performance* - SCP, pela *Efficient-Structure Theory* - ES e pela *New Empirical Organization* – NEIO (VANHOOSE, 2010). Mais recentemente, a literatura científica

tem tratado a estrutura de mercado como endógena, isto é, como resultante do grau de competição entre seus participantes. Nessa perspectiva, a competitividade do mercado não reflete necessariamente o seu nível de concentração. Aspectos relacionados a contestabilidade⁵ do mercado têm se mostrado mais significantes para explicar o grau competição (CLAESSENS; LAEVEN, 2004).

Na Estrutura-Condução-Desempenho (SCP), maior concentração, caracterizada pela presença de poucas IF de grande porte e o conseqüente poder de mercado eleva a lucratividade mediante cobrança de juros maiores nos contratos de créditos e pagamento de juros menores aos depositantes, reduzindo o bem-estar da população. Na teoria da Estrutura-Eficiente (ES), o aumento dos lucros pode ser explicado por fatores associados à eficiência, advindo de ganhos de escala⁶ e de escopo. Nesse contexto, não há uma relação positiva clara entre concentração e desempenho. A Nova Organização Industrial Empírica (NEIO) mede a competição por meio da estimativa de indicadores, sem suposições *ad hoc* acerca da estrutura ou da condução de mercado.

Evidências empíricas dão suporte à SCP, à ES e à NEIO. Sob o paradigma da SCP, resultados empíricos apresentados por Gilbert (1984) sugerem que 10% de aumento na concentração elevaram os juros médios dos empréstimos entre 0,1 e 11 pontos bases e reduziram os dos depósitos dos bancos nos EUA entre 0,1 e 18. Berger e Hannan (1989) encontraram uma relação negativa entre concentração e juros pagos aos depositantes a partir da análise de dados de 470 bancos dos norte-americanos entre 1983 e 1985. Segundo Shaffer e Srinivasan (2002), a concentração contribuiu para as elevadas taxas dos empréstimos praticadas no mercado bancário estado unidense.

A perspectiva da SCP baseia-se no modelo banco dominante, ou seja, na suposição de que grandes bancos detêm vantagens sobre rivais menores no que tange aos custos. Uma fonte potencial de tal vantagem consiste no menor custo operacional unitário médio que acompanha uma expansão dos ativos das IF. Contudo, alternativamente - ou talvez adicionalmente - menores custos unitários relativos às operações bancárias poderiam resultar de uma ampliação do conjunto de produtos do banco, a chamada economia de escopo.

⁵ Mercado mais contestável é aquele que apresenta menores barreiras para entrada e saídas de competidores, ou seja, há sempre uma competição potencial.

⁶ Economias de escala ocorrem quando a produção aumenta mais que proporcionalmente a variações dos custos. Economias de escopo, por sua vez, encontram-se presentes quando a produção conjunta de uma única empresa é maior do que aquilo que poderia ser produzido por duas empresas diferentes, cada uma gerando um único produto (PINDYCK; RUBINFELD, 2010). Não há relação direta entre economias de escala e de escopo.

Em contraste, a ES sugere que os benefícios provenientes de economias de escala e de escopo reduzem as taxas de juros dos empréstimos e elevam as dos depósitos. Nessa abordagem inverte-se o pressuposto básico do banco dominante. Sob a égide da ES, os juros cobrados pelos bancos maiores, que arcam com menores custos unitários, restringem as taxas praticadas por rivais menores, resultando em taxas médias de empréstimos mais baixas e taxas de depósito médias mais altas. Estudos mais recentes têm respaldado a existência de uma relação inversa entre concentração e juros do crédito (TONOOKA; KOYAMA, 2003) (SILVA, 2014) (FUNGÁCOVÁ et al., 2017) em razão de fatores como ineficiência regulatória, rigidez informacional e educação financeira limitada. Ainda, de acordo com a teoria da Estrutura-Eficiente (ES), lucros mais elevados das grandes IF devem-se à eficiência, não às condutas predatórias destinadas a dificultar a entradas de novos bancos.

Na abordagem da Estrutura-Eficiente, portanto, competição e concentração não apresentam necessariamente sentidos inversos. Ao aplicar o método Panzar-Rosse (1987), Claessens e Laeven (2004) não encontraram evidências de que competição se relaciona com concentração nos mais de 4.000 bancos em 50 países pesquisados. Concluindo que, em mercados financeiros desenvolvidos, com menor barreira à entrada a novas organizações e a serviços (inovação financeira) podem ser competitivos ainda que concentrados.

Joaquim e Doornik (2019) avaliaram os efeitos de atos de concentração sobre a competitividade no mercado de crédito bancário a nível municipal, ainda, mostraram que tais efeitos repercutem na economia real. Os autores empregam estratégia empírica de diferenças-em-diferenças que compara as mudanças nos mercados afetados pelas fusões e aquisições (F&A) ocorridas entre 2005 e 2015 no país. Inicialmente concluem que uma diminuição da concorrência aumenta os *spreads* e reduz o volume das operações de crédito, independentemente o número de bancos atuantes no município antes do evento de F&A. A semielasticidade da demanda por crédito, estimada em -3,17, é suficiente para impactar os *spreads*, bem como o efeito dos *spreads* sobre o produto.

As últimas nove fusões e aquisições que reduziram o número de bancos em localidades que já tinham poucas instituições levaram a um menor volume de crédito e a maiores taxa de juros. Uma conclusão adicional relevante é a de que, nas localidades em que havia apenas um banco, os *spreads* bancários caíram, apontando que ganhos de eficiência das F&A foram repassados aos clientes. Onde as localidades têm cinco ou seis bancos diferentes, os atos de concentração não produziram efeitos relevantes para o custo do crédito, possivelmente porque

já existia um grau maior de competição. A repercussão local é uma boa aproximação de um evento aleatório, que altera a estrutura de mercado.

Joaquim e Doornik (2019) também avaliam o papel do poder de mercado dos bancos sobre o mecanismo de transmissão da política monetária. Nesse tocante, a sensibilidade da oferta de crédito bancário em relação à taxa de juros bancária consiste em estatística relevante. Os resultados revelam que uma queda dos *spreads* em direção aos níveis praticados internacionalmente levaria a um aumento de 4,83% do Produto Interno Bruto (PIB). O estudo tende a apoiar medidas que permitam IF disputar o mesmo mercado ainda que sem presença física no município.

No que se refere aos impactos da competição sobre o crescimento econômico, vale registrar, ainda, a relevância da teoria do desenvolvimento que relaciona concorrência e inovação. Na perspectiva schumpeteriana (SCHUMPETER, 1964, 1983, 2005), os competidores, com objetivo de fugir do achatamento da taxa de lucro imposto pela concorrência, reproduzem a inovação original, elevando a produtividade do capital e do trabalho empregados e o crescimento. A inovação, ao surgir como uma criação, consiste na fagulha inicial, contudo, suas consequências, seja de imitação, de difusão e de geração de inovações derivadas são ainda mais relevantes para a macroeconomia. Aliás, o corolário criador e replicável da diferenciação schumpeteriana permite compreender o porquê de a teoria ser concebida como teoria do desenvolvimento em detrimento de constituir uma teoria microeconômica da concorrência.

Como Schumpeter, Marx (1988) avalia que os capitalistas inovam com intuito de escapar da concorrência e alcançar quase-rendas⁷. Contudo, Marx concentra-se em um aspecto particular do ciclo, o da inovação poupadora de trabalho, bem como na concepção tecnológica da inovação. Chamberlim (1951, 1962), em sua busca por generalizar uma teoria da concorrência monopolística, por sua vez, se aprofunda na diversidade das origens das diferenciações e nos seus efeitos sobre as taxas de lucros. Embora o foco desse autor se volte mais para o equilíbrio e menos para a dinâmica, quando comparado à Schumpeter (1964), admite a busca do sobrelucro por meio da inovação e a sua relevância para a riqueza nacional.

⁷ Quase-renda corresponde ao rendimento para determinado fator de produção de uso durável, em um curto período durante o qual sua oferta não sofre oscilações embora seja elástica a longo prazo (MARSHALL, 1982).

2.2.2 Estrutura da Indústria Bancária e Estabilidade

A atividade bancária viabiliza a intermediação financeira entre poupadores e investidores, contudo, traz riscos cuja origem está na captação de depósitos regatáveis a qualquer tempo para oferecer crédito. Se a regulamentação que cria barreiras à entrada de novos bancos, tornando o setor mais concentrado e, possivelmente, menos competitivo, reduz do risco de insolvência e de corrida bancária, é uma pergunta que implica decifrar a relação entre competição e estabilidade bancária (VANHOOSE, 2010).

2.2.2.1. Concentração e Estabilidade

Não há consenso acerca dos resultados empíricos acerca do *trade-off* entre concentração e a robustez do sistema bancário. Berger et al. (2008), ao examinar mais de 8.000 bancos em 23 países entre 1999 e 2005, encontrou um menor grau de exposição ao risco geral em bancos que possuíam maior poder de mercado, embora apresentassem maior risco de crédito. Tabak et al. (2015) mostraram que a concentração reduz a propensão ao risco tomada pelos bancos brasileiros, independente do seu nível de capital. Tabak, Fazio e Cajueiro (2012) haviam sinalizado que a concentração nas carteiras de crédito aumenta a eficiência de monitoramento uma vez que facilita a recuperação de empréstimos tornando o banco menos suscetível ao risco.

Já De Vries e George (2005), que propuseram um modelo teórico de risco sistêmico advindo das interconexões do mercado de depósito, concluíram que concentrar o risco em instituições individuais eleva a frequência de falhas isoladas. Assim, sugerem a segregação do risco em múltiplas instituições.

2.2.2.2. Competição e Estabilidade

Tampouco há consenso quanto à relação entre competição e estabilidade. Há pesquisadores que argumentam que um mercado livre contribui para a estabilidade do sistema financeiro. Matutes e Vives (1996, 2000) desenvolveram modelos que associam o colapso bancário e a competição imperfeita no mercado de depósito, em consequência, uma maior competitividade seria salutar. Boyd e De Nicolo (2005), em sua revisão da literatura acerca do nexo entre competitividade e fragilidade bancária ressaltaram que se os estudos considerassem a endogeneidade nos preços dos ativos e na distribuição dos retornos, a relação entre competição e a estabilidade se fortaleceria.

Beck (2008) e Carletti (2008), em suas revisões teórico-empíricas, concluíram que não há suporte para presunção tradicional de que bancos com maior poder de mercado sejam mais

estáveis. Aspectos relacionados à competição perfeita, como a eficiência, embora socialmente desejáveis, podem criar riscos aos bancos individualmente e a nível sistêmico. Excesso de competição na esfera dos depósitos induzem as IF a pagarem taxas de juros elevadas nos depósitos, incentivando potenciais saques inesperados dos clientes que, por conseguinte, podendo levar a uma corrida bancária. No modelo clássico de Diamond-Dybvig (1983), em que somente os depositantes conhecem suas probabilidades de resgates e o mercado é competitivo, bancos oferecem contratos de depósito que maximizam o bem-estar dos agentes contra o risco de liquidez, tornando-se instituições intrinsecamente frágeis.

Allen e Gale (2004) argumentaram que a competição perfeita no mercado interbancário reduz a estabilidade. Se cada banco individualmente não afetasse o equilíbrio do mercado, não haveria incentivos para que fornecessem liquidez entre si. Tal argumento constitui, inclusive, uma das justificativas para existência de um banco central como gestor central de liquidez em benefício de todos os bancos (GOODHART, 1988). Maghyreh e Awartani (2014), a partir de EWS para *distress* bancário de países do Conselho de Cooperação do Golfo, apontaram que a concorrência e a diversificação não contribuem para a saúde dos bancos. Um ambiente de lucros e de reserva de capital mais baixos elevam a propensão ao risco e a fragilidade da IF

2.2.3 Indicadores de Concentração e de Competição na Indústria Financeira

O índice de Herfindahl-Hirschman (IHH) e a Razão de Concentração entre os Cinco (RC5) ou dos Quatro Maiores (RC4) são propostos pela literatura e por autoridades monetárias para medir concentração do sistema financeiro (BCB, 2017) (BCB, 2018) (VANHOOSE, 2010). Os indicadores de Lerner e de Boone são medidas complementares do nível de competição do setor (BCB, 2017) (BIKKER; HAAF, 2002) (BOONE, 2008) (LERNER, 1934).

O IHH é a soma do quadrado das participações de cada banco nos ativos totais, nas operações de crédito ou nos depósitos. Há, usualmente, 1 (um) índice correspondente à cada um de tais agregados contábeis. Importa ressaltar que as IF também concorrem em outros produtos/serviços financeiros como transferências de valores que literatura ainda não explorou. O RC5 é simplesmente a participação percentual dos 5 maiores bancos no total consolidado do segmento. O índice também pode ser calculado para representar a participação acumulada dos quatro maiores do mercado (RC4). As fórmulas dos indicadores supramencionadas são apresentadas no Estudo², acerca da metodologia, conforme Equações (1) e (2)

O Índice de Lerner (BERGER; KLAPPER; TURK-ARISS, 2009) (LERNER, 1934) mede a capacidade de um banco maximizador de lucro exercer poder de mercado impondo juros de

empréstimos elevados em relação ao seu custo, sem perda expressiva de clientes. Tal capacidade depende da elasticidade da demanda por crédito em relação a taxa de juros. Em ambientes competitivos, espera-se uma elevada elasticidade juros da demanda por crédito e, portanto, dificuldades em elevar as taxas. Bancos com poder de mercado, por outro lado, estabelecem suas taxas aplicando um *mark-up* ótimo sobre seu custo marginal em emprestar.

Assim, o Indicador de Lerner captura o quanto as taxas cobradas excedem o custo marginal (*mark-up* do preço). Se o banco busca maximizar lucro, o Índice é não negativo, podendo variar entre zero (competição perfeita) e um (monopólio puro). Contudo, se o banco tiver outros objetivos, seu Lerner pode ser negativo, mesmo que aufera lucro.

A literatura apresenta 3 (três) diferentes especificações do Índice de Lerner com o intuito de investigar as implicações do poder de mercado: o convencional (BERGER et al., 2009), o ajustado pela eficiência (KOETTER; KOLARI; SPIERDIJK, 2008), e o ajustado pelas captações (MAUDOS; DE GUEVARA, 2007). Idealmente o Indicador deve levar em consideração as taxas praticadas nas operações de empréstimos e nos depósitos separadamente o que muitas vezes não é viável em razão de obstáculos em relação aos dados (TURK-ARISS, 2010). Nesse contexto, o Indicador é construído de modo a abranger a totalidade da atividade da IF (ANGELINI; CETEROLLI, 2003), o chamado Lerner convencional. A fórmula do Índice de Lerner consta do Estudo², Equação (3).

O índice de Boone (BOONE, 2008) se propõe a medir a sensibilidade da participação da IF no mercado em relação a variações no seu custo marginal. Aumentos no custo marginal de uma organização financeira tendem a provocar elevações nas taxas de juros dos empréstimos concedidos, comparativamente às demais instituições, e conseqüente redução da sua participação no mercado. Portanto, quanto mais negativo o índice supracitado, maior o nível de competição.

2.3 O Método de Análise

Este estudo descreve a forma utilizada para mensurar indicadores que refletem a concentração e a competitividade da indústria financeira local, introduzidos no referencial teórico, incluindo as fórmulas, a definição da amostra e os critérios de adoção das *proxies*.

2.3.1 O Modelo Teórico

No tocante à concentração, esta pesquisa calcula os índices Herfindahl-Hirschman (*IHH*) e a Razão de Concentração dos Cinco Maiores (*RC5*), sugeridos por autoridades monetárias e

pela literatura (BCB, 2017) (BCB, 2018) (VANHOOSE, 1985), para as operações de crédito. O IHH é estimado conforme a Equação (1) cujos resultados podem assumir valores entre 0 (ausência de concentração) e 1 (totalmente concentrado) Estimativas entre 0,1000 e 0,1800 representam moderada e, acima de 0,1800, elevada concentração (BCB, 2017) (BCB, 2018) (VANHOOSE, 2010, p. 95). O RC5 é calculado conforme Equação (2) e varia, também, entre de 0 (ausência de concentração) a 1 (concentração máxima).

$$IHH = (S_1)^2 + (S_2)^2 + \dots + (S_i)^2 \quad (1)$$

Onde:

IHH : Índice de Herfindahl – Hirschman nos empréstimos concedidos; e

S_i : participação do banco *i* nos empréstimos concedidos totais.

$$RC5 = \sum_{i=1}^5 \left(\frac{S_i}{S} \right) \quad (2)$$

O indicador de Lerner (*L_{it}*) é mensurado de acordo com a Equação (3) (BCB, 2017) (BCB, 2018) (VANHOOSE, 1985). Quanto maior o Índice, mais próximo do monopólio puro. Seus resultados se dão em dimensões contínuas, cobrindo um espectro que varia desde a competição plena, em um extremo da escala, à ausência de competição. Se a IF busca maximizar lucro, o Índice apresenta resultado não negativo, podendo variar entre 0 (competição perfeita) e 1 (monopólio puro). Vale lembrar que, havendo outros objetivos, o Lerner pode ser negativo.

$$L_{it} = \left(\frac{P_{it} - C_{marg_{it}}}{P_{it}} \right) \quad (3)$$

Onde:

L_{it}: indicador de Lerner da IF_{*i*} no período *t* (trimestral);

C_{marg_{it}}: custo marginal da carteira de crédito da IF_{*i*} no período *t*

(obtido a partir da derivada parcial da função de custo total – Equação 5); e

P_{it}: preço do produto de crédito da IF_{*i*} em *t*, dado pela razão entre suas rendas de operações de crédito e o total dos ativos de crédito.

Conforme o exposto, a quantificação da medida de competição requer a estimativa do custo marginal (*Cmag*) que corresponde ao incremento do custo total por ofertar uma unidade adicional de empréstimo (ou uma unidade de outro serviço/produto). Para tal, estima-se, primeiramente, a função transcendental logarítmica (translog) do custo total⁸, dado pela Equação (4), cujos parâmetros são obtidos via modelo econométrico a partir de dados em painel. Posteriormente, deriva-se a função em relação às operações de crédito.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{TC_{it}}{w_{2it}}\right) &= \lambda_0 + \sum_j \lambda_j \ln(y_{jit}) + \sum_j \sum_k \lambda_{jk} \ln(y_{jit}) \ln(y_{kit}) + \beta_1 \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right) \\ &+ \frac{1}{2} \beta_{11} \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)^2 + \sum_j \theta_j \ln(y_{jit}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right) + \sum_t \tau_t D_t \\ &+ \sum_t \Gamma_t D_t y_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (4) \end{aligned}$$

Onde:

TC_{it} : custo total da IF_i no período t ;

λ_0 : captura o efeito fixo da IF ;

w_{1it} : custo operacional da IF_i em t ;

w_{2it} : custo de captação da IF_i em t ;

y_{jit} : vetor de produtos financeiros envolvendo crédito ($j = 1$), ativos líquidos ($j = 2$) e outros ativos ($j = 3$) oferecidos pela IF_i em t ;

D_{it} : vetor de variáveis dummies da IF_i em cada período t ; e

$\varepsilon_{it} = v_{it} + u_i$: termo de erro, onde,

as perturbações v_{it} são normal e independentes distribuídas e u_{it}

$$\sim N(0, \sigma) \text{ e } \text{var}(u_i) = \sigma^2.$$

O objetivo de normalizar, na Equação (4), a variável dependente custo total (TC_{it}) e o preço do insumo w_1 em relação ao preço do insumo w_2 consiste em assegurar a condição de homogeneidade linear da função de custo. Uma vez estimados os coeficientes da função de produção, é possível estimar o custo marginal das operações de crédito (*Cmag*) para cada IF em cada período. A Equação (5) representa a função custo marginal utilizada nas publicações

⁸ Trata-se de uma forma funcional geral introduzida por Christensen et al. (1973) considerada flexível, com termos lineares e quadráticos, podendo ser usada para testar hipóteses relacionadas a teoria da produção. Usualmente interpretada como uma aproximação por uma série de expansão de Taylor de segunda ordem, permite trabalhar com valores discricionários para a elasticidade de substituição entre qualquer par de insumos.

de BCB (2019), Maghyereh e Awartani (2014), Ornelas, Silva e Doornik (2019) e Turk-Ariss (2010).

$$Cmag_{1it} = \left(\frac{TC_{it}}{y_{1it}} \right) \left[\lambda_1 + 2 \lambda_{11} \ln(y_{1it}) + \lambda_{12} \ln(y_{2it}) + \lambda_{13} \ln(y_{3it}) + \theta_1 \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right) \right] + \sum_t \tau_t D_t \quad (5)$$

2.3.2 Definição da Amostra e Fonte de Dados

O Índice de Lerner é mensurado, neste ensaio, na periodicidade trimestral, do I tri 2000 ao III tri 2019 para os empréstimos concedidos. Mais especificamente, o presente estudo pretende preencher as seguintes lacunas:

- i. estimar o Índice Lerner relativo aos empréstimos concedidos pelo segmento bancário e não bancário tipo b1+b2+n1+b3⁹, doravante sistema, na base trimestral, pois os bancos múltiplos sem carteira comercial também ofertam crédito. Os tipos b1, b2, b3 e n1 representam cerca de 93% do mercado, conforme dados do BCB disponíveis do IF.data¹⁰ referentes ao III tri 2018. Os bancos de desenvolvimento (b4)¹¹ não são considerados pois não constituem instituições que visam lucro, pressuposto do Indicador de Lerner.
- ii. estimar o Índice de Lerner relativo aos empréstimos concedidos pelo sistema, discriminando por tipo de controle, mostrando os resultados referentes os bancos privados estrangeiros¹², na base trimestral.
- iii. estimar o Índice de Lerner relativo aos empréstimos concedidos pelo segmento bancário tipo b1 e b2, na base trimestral.
- iv. estimar o Índice de Lerner relativo aos empréstimos concedidos pelo segmento não bancário tipo b3 e n1, na base trimestral.

⁹ O Tipo Consolidado Bancário (TCB) b1, segundo o Regulador (BCB, 2018), engloba os bancos comerciais, os múltiplos com carteira comercial e as caixas econômicas; b2 é composto pelos os bancos múltiplos sem carteira comercial e os bancos de investimento; b3 são representados pelas cooperativas de crédito e n1 por instituições não bancárias de crédito.

¹⁰ //www3.bcb.gov.br/ifdata/

¹¹ Os bancos de desenvolvimento (b4) representavam 8,4% das operações de crédito líquidas de provisão.

¹² O BCB discrimina por tipo de controle, se público ou privado, e, também, por porte, mas não por instituições estrangeiras.

- v. Estimar o Índice de concentração IHH relativo aos empréstimos concedidos pelo sistema, na base trimestral¹³;
- vi. Estimar o Índice de concentração RC5 dos empréstimos concedidos pelo sistema, na base trimestral; e
- vii. Comparar e avaliar a causalidade entre os índices de concentração e de competição do sistema, na base trimestral.

Em suma, os índices de competição e de concentração são estimados nesta pesquisa para o conjunto de IF participantes do sistema, ou seja, do segmento bancário do tipo b1 e b2 e do segmento não bancário do tipo n1 e b3. Vale registrar que as instituições não bancárias de crédito (n1) envolvem as sociedades de arrendamento mercantil e agências de fomento¹⁴. As cooperativas de crédito (b3) abrangem as cooperativas de crédito singular (B3S), que realizam diretamente o atendimento a clientes; as federações ou cooperativas de crédito centrais (B3C), formadas por cooperativas singulares; e as confederações ou bancos cooperativos, constituídos por cooperativas centrais (B3C).

As cooperativas centrais (B3C) e as confederações reúnem recursos e padronizam os serviços financeiros oferecidos pelas filiadas, disponibilizando sistemas de apoio operacional e serviços administrativos, como assessoria jurídica e treinamento de equipes. Os bancos cooperativos têm a função de fornecer serviços bancários às cooperativas e aos cooperados. Portanto, apenas as instituições pertencentes à B3S foram consideradas no cálculo do Índice de Lerner.

Para o cálculo do Indicador de concorrência foram utilizadas informações contábeis trimestrais das instituições participantes do sistema publicadas no sitio do BCB (<https://www3.bcb.gov.br/ifdata/>), em milhares de dólares (US\$). O recorte temporal se inicia no primeiro trimestre de 2000 até o terceiro trimestre de 2019, incorporando, portanto, a última crise financeira. A janela de tempo de aproximadamente 20 anos (79 trimestres) pode ser considerada suficiente para acomodar ciclos de alta e de baixa no mercado de ativos e na

¹³ O BCB calcula o IHH e o RC4 trimestral para o segmento bancário tipo b1 do II tri 2008 ao III tri 2017 (BCB, 2018). Desde março de 2015, o BCB ampliou o seu escopo de análise de concentração, incluindo tanto o segmento bancário (b1+b2) quanto o não bancário (b3+b4+n1), mas o divulga apenas na periodicidade anual.

¹⁴ Embora as agências de fomento não visem lucro, elas representam uma parte ínfima do crédito ofertado pelo sistema. Segundo IF.data, em set/18, apenas 0,17% dos créditos concedidos pelo TCB 'b1' 'b2' 'b4' 'B3S' e 'n1' foram ofertados pelas agências de fomento. O Relatório de Economia Bancária do Banco Central (BCB, 2019, p.152) considera, no cálculo do índice de Lerner, o total do segmento de instituições não bancárias de crédito que envolve as agências de fomento.

economia. Além disso, o IF.data disponibiliza informações contábeis a partir do I tri 2000 ao III tri 2019 até o momento de finalização desse estudo (janeiro de 2020).

Assim, construiu-se uma amostra contendo 22 variáveis relativas à cerca de 1.724 instituições ao longo de 79 trimestres que formou um painel com 82.539 de informações, porém não balanceado. Um painel é formado quando se combinam séries de tempo com dados transversais. Para a formação desse banco de dados, a presente pesquisa utilizou-se o pacote estatístico SAS (*Statistical Analysis Software*) Studio OnDemand for Academics e o R Studio.

2.3.3 Variáveis do Estudo

A seleção das *proxies* das variáveis utilizadas nesta pesquisa baseou-se no Relatório de Economia Bancária do BCB (BCB, 2017) (BCB, 2018), Ornelas et al. (2019) e Turk-Ariss (2010). Para a estimativa dos índices de concentração (IHH e RC5) considerou-se os valores apresentados pelas rubricas ‘Operações de Crédito Líquidas de Provisão’ e ‘Arrendamento Mercantil Líquido de Provisões’ apresentadas pelo Ativo das instituições registradas no IF.data. A Tabela 1 resume as *proxies* consideradas para representar cada variável presente no Indicador de Lerner (preço do produto de crédito – P_{it} e o custo total da IF – TC_{it} que, por sua vez, viabiliza o cálculo do custo marginal – $Cmag_{it}$).

Na função translog do custo total, os produtos financeiros (y_{jit}) são calculados via aplicação do logaritmo neperiano aos valores absolutos das respectivas rubricas contábeis das IF, conforme BCB (2018), Ornelas et al. (2019), Maghyereh e Awartani (2014) e Turk-Ariss (2010). Os fatores de produção (w_{kit}), por seu turno, são quantificados por meio do logaritmo neperiano dos valores medidos em termos relativos, pois são avaliados, na função de produção, como preço dos insumos.

Tabela 1.1 – Variáveis utilizadas para calcular o preço e o custo total da IF e *proxies*

Variável	Referências das <i>proxies</i>	Fórmulas e <i>proxies</i> de acordo com o nome das contas do IF.data
P_{it} : Preço do produto de crédito da IF i no período t	BCB (2017) BCB (2018) Turk-Ariss (2010)	$P_{it} = \frac{\text{Rendas de Operações de Crédito (a1)} + \text{Rendas de Operações de Arrendamento Mercantil (a2)}}{\text{Operações de Crédito Líquidas de Provisão (d)} + \text{Arrendamento Mercantil Líquido de Provisões (e)}}$

TC_{it} : Custo total da IF i no período t	BCB (2017) BCB (2018) Ornelas <i>et al.</i> (2019) Turk-Ariss (2010)	$TC_{it} = \frac{\text{Despesas de Captação (b1)} + \text{Despesas por Empréstimos e Repasses (b2)} + \text{Despesas de Operações de Arrendamento Mercantil (b3)} + \text{Resultado de Provisão para Créditos de Difícil Liquidação (b5)} + \text{Despesas Operacionais (w}_1\text{)} + \text{Despesas Tributárias (d5)} + \text{Imposto de Renda e Contribuição Social (h)}}{\text{Ativo total}}$ <p>A despesas de captação (b1), por empréstimos e repasses (b2), de operações de arrendamento mercantil (b3) fazem parte das Despesas de Intermediação Financeira.</p>
w_{1it} : Custo Operacional ou Despesas Operacionais	BCB (2017) BCB (2018) ¹⁵ Ornelas <i>et al.</i> (2019) Turk-Ariss (2010)	$w_1 = \frac{\text{Despesa de Pessoal (d3)} + \text{Despesas Administrativas (d4)} + \text{Outras Despesas Operacionais (d8)}}{\text{Ativo total}} \times 100$
w_{2it} : Custo de Captação	BCB (2017) BCB (2018) Ornelas <i>et al.</i> (2019) Turk-Ariss (2010)	$w_2 = \left[\frac{\text{Despesas de Captação (b1)}}{\text{Depósito Total (a)}} \right] \times 100$
y_{1it} : Produtos financeiros de crédito	BCB (2017) BCB (2018) Ornelas <i>et al.</i> (2019)	$y_{1it} = \text{Operações de Crédito Líquidas de Provisão (d)} + \text{Arrendamento Mercantil Líquido de Provisões (e)}$
y_{2it} : Produtos financeiros envolvendo ativos líquidos	BCB (2018) BCB (2017) Ornelas <i>et al.</i> (2019)	$y_{2it} = \text{Disponibilidades (a)} + \text{Aplicações Interfinanceiras de Liquidez (b)} + \text{Títulos, Valores Mobiliários e Instrumentos Derivativo (c)}$
y_{3it} : Outros ativos	BCB (2018) BCB (2017) Ornelas <i>et al.</i> (2019)	$y_{3it} = \text{Outros Créditos Líquido de Provisão (f)} + \text{Outros Ativos Realizáveis (g)} + \text{Permanente Ajustado (h)}$

Fonte: Elaborado pelo autor.

¹⁵ O REB (BCB, 2018) estabelece w_{2it} e w_{3it} como despesa de pessoal e custos administrativos, respectivamente, ambos em proporção dos ativos.

2.4 Análise Empírica e Resultados dos Indicadores de Competição e de Concentração

2.4.1 Análise Empírica e Descritiva

Para identificar o nível de poder de mercado do sistema faz-se necessário, primeiramente, estimar a função translog custo total (TC) referente ao período que abrange o I tri 2000 ao III tri 2019 via modelagem econométrica de dados em painel, conforme a seguinte expressão geral:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \Sigma \beta X_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

Onde:

i : unidades cross – section;

t : unidades de série de tempo.

Os resultados dos principais testes e os parâmetros da regressão linear normal múltipla relacionados à variável dependente custo total (TC), com intervalo de confiança de 95%, considerando efeitos fixos, encontram-se na Tabela 1.2. O Apêndice A contém os testes e os resultados completos. Os testes foram realizados sobre a variável com transformação logarítmica visto que suaviza a variância da série. Haywood e Handal (2008) argumentam que a transformação também contribui para estabilizar sazonalidade da variância, que se amplia com a elevação do nível da série. As seções seguintes analisam os resultados dos principais testes realizados.

Tabela 1.2 – Função custo total: coeficientes e resultados dos testes da regressão

Variável		Coefficiente	Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)		p-Valor
λ_0	Intercepto	-3,0103	0,0608	-3,1319	-2,8887	<0,0001
$\lambda_j \ln (y_{1it})$	$\ln y_{1it}$	0,3696	0,0310	0,3076	0,4316	<0,0001
$\lambda_j \ln (y_{2it})$	$\ln y_{2it}$	0,3396	0,0166	0,3064	0,3728	<0,0001
$\lambda_j \ln (y_{3it})$	$\ln y_{3it}$	0,3084	0,0229	0,2626	0,3542	<0,0001
$\lambda_{jk} \ln (y_{1it}) \ln (y_{2it})$	$\ln y_{1it} \ln y_{2it}$	-0,0461	0,0034	-0,0530	-0,0393	<0,0001
$\lambda_{jk} \ln (y_{1it}) \ln (y_{3it})$	$\ln y_{1it} \ln y_{3it}$	-0,0667	0,0069	-0,0806	-0,0529	<0,0001
$\lambda_{jk} \ln (y_{2it}) \ln (y_{3it})$	$\ln y_{2it} \ln y_{3it}$	-0,0404	0,0026	-0,0456	-0,0353	<0,0001
$\lambda_{jk} \ln (y_{1it}) \ln (y_{1it})$	$\ln y_{1it} \ln y_{1it}$	0,0564	0,0043	0,0478	0,0649	<0,0001
$\lambda_{jk} \ln (y_{2it}) \ln (y_{2it})$	$\ln y_{2it} \ln y_{2it}$	0,0414	0,0015	0,0383	0,0444	<0,0001
$\lambda_{jk} \ln (y_{3it}) \ln (y_{3it})$	$\ln y_{3it} \ln y_{3it}$	0,0543	0,0029	0,0484	0,0602	<0,0001
$\beta_1 \ln \left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}} \right)$	$\ln w_{1it} w_{2it}$	0,8618	0,0412	0,7794	0,9442	<0,0001
$\frac{1}{2} \beta_{11} \ln \left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}} \right)^2$	$\ln w_{1it} w_{2it}^2$	-0,0131	0,0042	-0,0216	-0,0046	0,0020

$\theta_j \ln(y_{1it}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)$	$\ln y1it \ln w1it w2it$	-0,0056	0,0063	-0,0183	0,0071	0,3763
$\theta_j \ln(y_{2it}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)$	$\ln y2it \ln w1it w2it$	-0,0191	0,0038	-0,0266	-0,0115	<0,0001
$\theta_j \ln(y_{3it}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)$	$\ln y3it \ln w1it w2it$	0,0080	0,0044	-0,0008	0,0168	0,0673
Teste Estacionariedade de Fisher Qui-quadrado	$\chi^2 = 12524,0$ $p\text{-valor} < 0,0001$					
Teste – F de quebra estrutural	$F = 22,26$ $p\text{-valor} < 0,0001$					
Teste de especificação de Hausman	$m = 795,66$ $p\text{-valor} < 0,0001$					
Coefficiente de determinação (R^2)	0,9713					

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos resultados da regressão.

2.4.1.1. Análise de Estacionariedade e de Quebra Estrutural

Ao regredir uma variável de série temporal sobre outras variáveis que também seguem série de tempo, é necessário que as séries envolvidas sejam estacionárias, caso contrário, um alto coeficiente de determinação (R^2) pode refletir uma relação espúria. Um processo estocástico estacionário ocorre se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor das covariâncias entre dois períodos depender apenas da defasagem entre eles. Testes de raiz unitária indicados pela literatura aplicáveis a painéis disponíveis no SAS são utilizados nesta pesquisa e, seus principais resultados, apresentados nessa seção.

Antes de apresentar o resultado dos testes, vale ressaltar que, ao se trabalhar com dados em painel, as unidades de observação podem não conter a mesma propriedade, ou seja, os indivíduos podem não ser todos estacionários. Diante de tal complexidade, foram desenvolvidos procedimentos que buscam combinar informações a partir da dimensão transversal e temporal. Também urge lembrar que há testes que requerem painéis balanceados, enquanto outros permitem avaliar painéis com dados faltantes, como é o caso da presente pesquisa.

Maddala e Wu (1999) e Choi (2001) propuseram o uso do teste desenvolvido por Fisher (1932) o qual baseia-se na combinação dos valores de p^{16} e do *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) para cada unidade *cross-section*. O teste de Fisher possui a vantagem sobre o teste LLC de Levin, Lin e Chu (2002) no sentido de não requerer um painel balanceado. Além disso, Maddala e Wu (1999) destacam que o procedimento consiste na melhor escolha para avaliar a

¹⁶ Em testes de hipótese, rejeita-se a hipótese nula H_0 se o valor de p é menor ou igual ao nível de significância α escolhido pelo pesquisador, usualmente estabelecido em 0,05 (5%).

estacionariedade e a cointegração em painéis. Maddala e Wu (1999) e Maddala (2000) avaliam que o teste de Fisher é superior o teste IPS de Im, Pesaram e Shin (2003), que, por seu turno, é preferível ao LLC.

O teste de Fisher cuja hipótese nula (H_0) é a de que todos os painéis contêm raiz unitária é um teste não paramétrico. Os resultados do teste para as variáveis utilizadas no presente estudo indicam rejeição de H_0 ao nível de significância estatística de 1%. Por conseguinte, prevalece a hipótese alternativa da estacionariedade dos painéis sob as condições fornecidas (com e sem tendência de tempo e com média do painel incluída) o que era esperado para variáveis medidas em termos relativos.

Vale ressaltar que os quatro tipos de teste de Fisher rejeitaram a hipótese nula de que todos os painéis contêm raízes unitárias ao nível de significância de 1%: *Fisher test* (Qui-quadrado), *Asymptotic Fisher test*, *Inverse normal test* e *Logit test*. Choi (2001) ressaltava que o teste Qui-quadrado, o Normal inverso e o Logit apresentam vantagens como trabalhar com a dimensão transversal finita ou infinita, cada grupo poder apresentar componentes estocásticos e não estocásticos, a dimensão da série de tempo poder ser diferente para cada indivíduo e a hipótese alternativa permitir que grupos possuam raízes unitárias. Consubstanciado em simulações, Choi (2001) recomenda usar o resultado do *Inverse Normal Test*, correspondente à estatística Z (distribuição normal), nas análises.

As variáveis consideradas na função translog do custo total podem estar sujeitas a mudanças abruptas, conhecidas como quebras estruturais que viesam os resultados. De acordo com Stock e Watson (2006), tais mudanças nos parâmetros podem surgir em data precisa ou de uma evolução gradual ao longo da série. Perron (1989) foi um dos autores que primeiramente reconheceu a relação entre raiz unitária e quebra estrutural. Hansen (2001) argumenta que séries *break*-estacionárias podem conduzir à imprecisão dos resultados.

A literatura dedicada a identificar a quebra estrutural em painéis não balanceados sugerem procedimentos que utilizam a estatística F e de Chow (1960). Os testes que verificam a instabilidade estrutural possuem como hipótese nula a constância dos parâmetros. O resultado do p-valor correspondente à estatística F apresentado pelo SAS, menor que 1%, sugere que os resíduos recursivos superam o limite de dois erros-padrão, logo, os parâmetros são instáveis. Em outras palavras, a não aceitação de H_0 indica quebras na média. Diante disso, foi incorporada variáveis de entrada determinísticas, ou *dummies*, nas séries de tempo.

2.4.1.2. Análise de Heterocedasticidade

Um pressuposto do modelo de regressão linear consiste na homocedasticidade das perturbações condicionadas aos valores das variáveis explicativas, ou seja, as variáveis devem possuir mesma variância (GUJARATI, 2000). Gujarati (2000) salienta que o problema de heterocedasticidade é mais frequente em dados de corte do que em séries de tempo pois, na perspectiva temporal, os valores tendem a apresentar ordem de magnitude semelhante. A presença de heterocedasticidade não causa viés na estimativa dos coeficientes, contudo, afeta a sua variância, prejudicando o desvio padrão e a significância dos parâmetros.

Os testes de Breusch-Pagan (1979) e de White (1980) recomendados pela literatura foram utilizados nesta pesquisa para constatar a presença de heterocedasticidade e os resultados indicam a não aceitação da hipótese nula de homocedasticidade. A resolução do problema consiste na correção das matrizes de variância e covariância dos estimadores baseada em White (1980) estendida por Arellano (1987). No programa econométrico SAS, a opção *Heteroscedasticity-Corrected Covariance Matrices Estimators* (HCCME) foi usada para obter estimadores da variância resistentes à heterocedasticidade. Trata-se de estimador amplamente empregado pois mantém a consistência mesmo diante de pressupostos frágeis como na presença de autocorrelação serial dos resíduos (BALTAGI, 2005). Os coeficientes e os testes *t* de significância estatística apresentados na Tabela 1.2 considera a correção.

Na presença de heterocedasticidade, o método de mínimos quadrados ordinários (MQO), que estima os parâmetros desconhecidos cuja soma dos quadrados dos resíduos é a menor possível, pode resultar em viés da matriz de covariância. Segundo Gujarati (2000), o MQO confere igual peso a cada observação, por conseguinte, não faz uso da variabilidade desigual da variável dependente. O efeito da complexidade da estrutura na matriz de covariância e da correlação dos resíduos é contornado por meio da utilização do método de estimação de mínimos quadrados generalizados (MQG) que produz os melhores estimadores lineares não viesados.

Vale ressaltar, ainda, que na presença de heterocedasticidade, a decisão mais apropriada em um modelo de painel é pelo de efeitos fixos que visa controlar os efeitos das variáveis omitidas que variam entre indivíduos. Nesse contexto, os modelos são essencialmente de regressões com variáveis *dummies* para cada banco que reflitam os impactos das suas especificidades. A existência de um intercepto ao longo do tempo, porém distinto entre as unidades capta a variação na dimensão transversal (STOCK; WATSON, 2006).

2.4.1.3. Análise de Modelo de Painel fixo e Aleatório

Ao se trabalhar com análise de dados em painel é necessário superar o viés da variável omitida. Modelos construídos a partir de painel utilizam ferramentas específicas de acordo com a estrutura do termo de erro. O termo de erro (ε_{it}), que captura o que deixou de ser explicado sobre a variável dependente, decompõe-se, nesse contexto, no componente que varia no tempo das unidades de observação (v_{it}) e no distúrbio das unidades específicas (u_i). O erro que reflete características individuais não observadas pode afetar a variável dependente.

Diante disso, as estratégias consistem em construir modelo com efeitos aleatórios - EA ou com efeitos fixos - EF (BROOKS, 2008). Quando o efeito das unidades de observação (u_i) não se correlaciona com as variáveis explicativas (Xs), utiliza-se efeitos aleatórios. Nessa perspectiva, os componentes das variâncias são calculados por meio dos métodos propostos pela literatura e, em seguida, os componentes da variância são usados para padronizar os dados e se realiza uma regressão de mínimo quadrados ordinários (MQO). O modelo com efeitos fixos contorna o viés de omissão de variável, considerando que os efeitos variam entre indivíduos. Assim, o número de interceptos consiste no número de unidades de observação (STOCK; WATSON, 2006).

O teste de especificação de Hausman (1978), sugerido por Wu (1973) e posteriormente estendido por Hausman e Taylor (1981), é utilizado na pesquisa como ferramenta para avaliar o ajuste de modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios. A hipótese nula de ausência de correlação entre os efeitos (individuais ou temporais) e os regressores foi rejeitada ao nível de significância de 1%, favorecendo a especificação de efeitos fixos. Sob H_0 , o estimador de efeitos fixos é consistente (convergente assintoticamente para os parâmetros da população), mas ineficiente (não apresenta variância mínima), enquanto o estimador de efeitos aleatórios é consistente e eficiente.

No presente estudo, o procedimento de estimação da função translog do custo total utilizado foi o de dois efeitos fixos (*two-way fixed effects*). Sendo assim, o modelo considera os efeitos fixos de cada unidade de corte transversal e de cada unidade de tempo.

2.4.1.4. Análise de Ajuste global e Local do Modelo

Pressupostos econométricos atendidos, verifica-se a significância estatística dos coeficientes e as métricas relacionadas ao ajuste global do modelo de estimação do custo total (TC). Em seguida, o custo marginal ($Cmag$) em cada período é calculado mediante derivação

da função custo total em relação às operações de crédito. Tal derivada pode ser interpretada como a taxa de variação do custo total quando uma unidade de produção ($Cmag(x) = TC'(y)$) é adicionada. O Índice de Lerner, portanto, pode ser calculado pela diferença entre o preço agregado e o custo marginal, em proporção do preço.

No que tange ao ajuste global do modelo, o coeficiente de determinação R^2 (*R-Square*), que representa o percentual da variável endógena explicado pelas exógenas, mostrou-se elevado. Também conhecida como comunalidade, a métrica situou-se em 0,97, indicando que a equação explica 97% dos dados. A raiz do erro quadrático médio (RMSE – *Root Mean Square Error of Approximation*) corresponde à quantidade de erro de aproximação populacional em uma matriz de covariância. Portanto, quanto mais baixo seu valor, maior a acurácia do modelo. O RMSEA do modelo foi calculado em 0,39.

Localmente, o modelo se mostrou bem ajustado, o teste ‘*t de student*’ apontou para a significância estatística todos os coeficientes das variáveis exógenas, pois apresentaram baixo erro padrão e baixo p-valor, com exceção da variável $\ln(y_{1it}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)$. Nesse sentido, a probabilidade de cometer o erro tipo I, ou seja, de rejeitar a hipótese nula, $H_0: \lambda = 0$, sendo esta verdadeira, encontra-se abaixo de 1% para a maioria dos parâmetros. Para o parâmetro da variável $\ln(y_{1it}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)$, a probabilidade de incorrer no erro tipo I foi de 37,63%. Embora não tenha havido efeito substantivo da variável exógena supracitada sobre o custo total, pois o coeficiente foi próximo de zero, esta foi mantida na Equação. Os parâmetros da função translog do custo representam conceitos teóricos relevantes da teoria da firma, como taxas médias de crescimento dos preços dos fatores de produção, elasticidades-preço e elasticidades de substituição (ALBUQUERQUE, 1987).

Vale notar que os resultados dos parâmetros apresentaram os sinais esperados, ou seja, variações na produção e nos custos operacionais provocam variações, no mesmo sentido, no custo total do sistema. O percentual de mudança no custo de produção devido a um aumento de 1% do produto consiste na elasticidade de custo do produto (PINDYCK; RUBINFELD, 2010).

O método proposto por Wansbeek e Kapteyn (1989), para efeitos aleatórios, também foi utilizado para a estimação dos componentes das variâncias e dos parâmetros, parâmetros esses que se mostraram próximos aos valores apresentados pelo modelo com efeitos fixos. O método supra, padrão para painéis não balanceados, mas que também se aplica a painéis balanceados, também considera os verdadeiros distúrbios.

2.4.1.5. Análise Estatística Descritiva

Para melhor compreensão dos resultados e das análises dos indicadores de competição, expostos na seção seguinte, é importante calcular as estatísticas descritivas atinentes aos Tipos de Consolidado Bancário (TCB) considerados nesta pesquisa. A Tabela 1.3 apresenta a análise descritiva do próprio Indicador de Lerner cujos dados sugerem a existência de uma distribuição assimétrica negativa (ou à esquerda), ou seja, há maior concentração de valores maiores.

Tabela 1.3 – Estatística descritiva do Indicador de Lerner por TCB

	<i>b1</i>	<i>b2</i>	<i>B3S</i>	<i>n1</i>
<i>Mínimo</i>	-0,9978	-0,9831	-0,9992	-0,9388
<i>1° Quartil</i>	0,7306	0,7469	0,6454	0,8064
<i>Média</i>	0,7624	0,7704	0,7118	0,8457
<i>Mediana (2° Quartil)</i>	0,8441	0,8363	0,7602	0,8753
<i>3° Quartil</i>	0,9077	0,8989	0,8446	0,9504
<i>Máximo</i>	1,0000	1,0000	0,9999	1,0000
<i>Desvio-Padrão</i>	0,2672	0,2506	0,2168	0,1774
<i>Coefficiente de Variação</i>	35,0518	32,5249	30,4516	20,9773
<i>Assimetria</i>	-3,084	-3,480	-2,745	-4,195
<i>Curtose</i>	11,7869	15,3818	11,9522	27,4066

Fonte: Elaborado pelo autor com base na análise estatística fornecida pelo SAS.

2.4.2 Resultados dos Indicadores de Lerner, IHH e RC5

Uma vez atendidos os requisitos relacionados ao modelo econométrico, os coeficientes da função translog do custo total (*CT*) com efeitos fixos são utilizados para calcular o custo marginal (*C_{margin}*) do sistema. Por conseguinte, os resultados dos níveis de concorrência no mercado de crédito são estimados e apresentados na presente seção por intermédio do Índice de Lerner para recorte temporal entre I tri 2000 ao III tri 2019. Os indicadores de concentração também são mensurados com o objetivo de avaliar a correlação com as métricas de competição. Essa seção promove, ainda, discussões acerca das possíveis causas e consequências do comportamento dos índices.

2.4.2.1. Índice de Lerner do Sistema

As instituições maximizadoras de lucros com relativo poder de mercado buscam aplicar um *mark-up* sobre seus respectivos custos marginais em ofertar crédito. Em ambientes competitivos, a maior elasticidade da demanda por crédito em relação aos juros tende a limitar a cobrança de taxas de empréstimos. Portanto, quanto maior o *mark-up*, menor o grau de

concorrência no mercado. O Indicador de Lerner, que captura as margens do crédito em proporção do preço do sistema, representado pelos segmentos bancário tipo b1 e b2¹⁷ e do não bancário tipo B3S e n1¹⁸, apresentou a trajetória do Gráfico 1.1 A média foi ponderada pelo volume de crédito ofertado por cada IF em relação ao TCB que pertence. A mediana (2º quartil), que consiste no valor que separa a metade maior e a metade menor da amostra, é representada por p_50. O 1º quartil, que deixa 25% das observações abaixo (p_25), e o 3º quartil, com 75% das observações abaixo (p_75) também são apresentados no Gráfico 1.1.

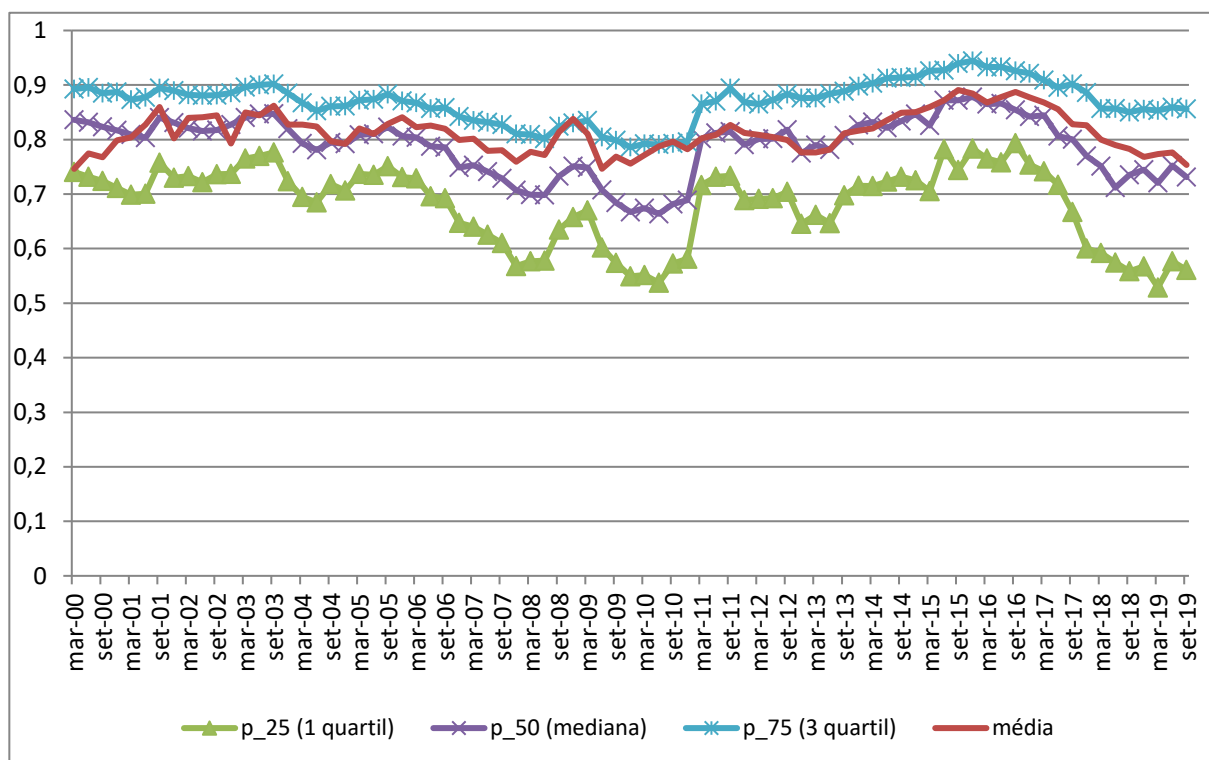


GRÁFICO 1.1 – Índice de Lerner do Sistema (em proporção do preço)

Fonte: Elaboração do autor.

A média ponderada do Indicador de Lerner segue dinâmica semelhante àquela apresentada pela mediana, todavia, o nível do indicador médio mostra-se superior na maior parte do período, sugerindo que IF relevantes possuem Lerner na cauda superior da distribuição. Além disso, as cooperativas de crédito (B3S), que estão em maior número dentro do sistema, contribuem para a queda do Lerner mediano do sistema (ver Gráfico 1.12 da seção 2.4.2.1.3.). A heterogeneidade na distribuição revela a importância de apresentar o Indicador de

¹⁷ O segmento bancário abrange os bancos comerciais, múltiplos com carteira comercial e caixas econômicas (b1), os bancos múltiplos sem carteira comercial e bancos de investimentos (b2).

¹⁸ Cooperativas de crédito centrais (B3S) e as instituições não bancárias de crédito (n1).

competitividade em termos de quartis, ainda, incita uma avaliação para cada TCB separadamente, conforme será apresentada nas próximas seções.

O Índice de Lerner mensurado pela mediana mostrou tendência não linear de queda entre o I tri 2000 e o III tri 2019, saindo de 0,83 para 0,73, evidenciando, portanto, elevação do nível de competição do sistema em 0,10 pontos percentuais, especialmente a partir do final de 2016. O Indicador de Lerner médio ponderado, também variou no período, mas terminou o III tri 2019 no mesmo patamar que registrava no I tri de 2000, de 0,75, indicando manutenção dos níveis de concorrência. O resultado do Indicador pode ser interpretado da seguinte forma: o *mark-up* médio praticado pelas instituições financeiras brasileiras nas operações de crédito sobre o custo marginal representou 75% do preço no III tri 2019.

Vale ressaltar que, 1 ano depois da eclosão da crise financeira mundial, ou seja, a partir do III tri 2009, a média ponderada dos *mark-ups* se elevou, descolando da mediana, que caiu. O aumento da média do Lerner após a crise indica que as maiores instituições se encontravam na cauda à direita da distribuição e, devido ao seu poder de mercado, podem ter elevado suas margens de crédito para compensar parte das perdas com a inadimplência, a despeito do desaquecimento da demanda interna. O aperto monetário iniciado em meados de 2013, com a taxa Selic à 7,5% ao ano, até o final de 2016, com a Selic à 14,5% ao ano, também pode ter contribuído para a elevação das margens dos empréstimos concedidos pelo setor.

Tanto a média ponderada quanto a mediana do Índice de Lerner apresentaram queda consistente a partir de 2017, se aproximando do maior nível de competitividade da série. As margens praticadas nas operações de crédito podem ter se reduzido devido à flexibilização da política monetária iniciada no final de 2016. Interessante notar que, desde o final de 2016, o custo marginal médio do sistema tem se elevado, enquanto a renda marginal se manteve, o que sugere que a concorrência pode estar aumentando em virtude do aumento da participação de instituições menos eficientes (com custo maior)¹⁹. Instituições que praticam o mesmo preço com custo maior estão exercendo menos poder de mercado.

¹⁹ Os índices de concentração do sistema nas operações de crédito têm se reduzido desde o final de 2017, conforme mostram os gráficos 1.16 e 1.17.

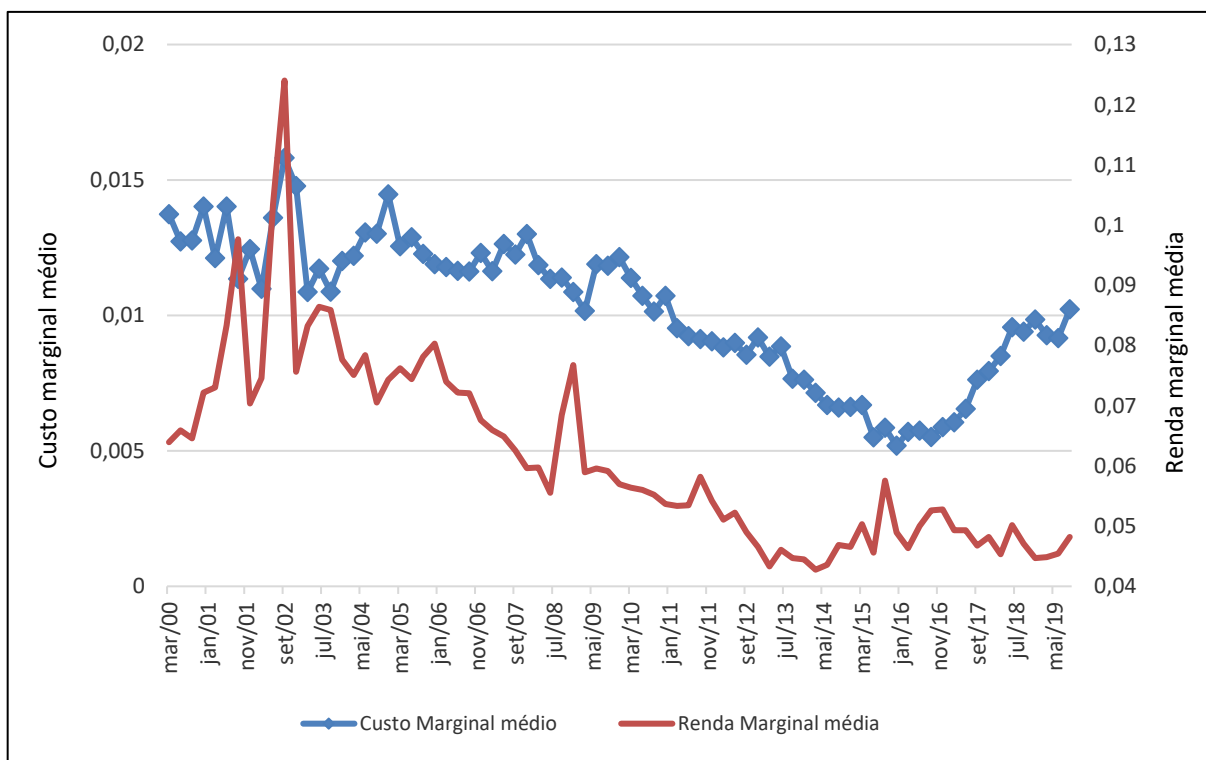


GRÁFICO 1.2 – Custo Marginal Médio e Receita Marginal Média

Fonte: Elaboração do autor.

Além disso, a literatura sugere que a competitividade pode aumentar por questões regulatórias (CLAESSENS; LAEVEN, 2004), como a implementação da proporcionalidade da regulação prudencial de requerimento de capital. De acordo com a Resolução nº 4.553/2017 (CMN, 2017), publicada em 30 de janeiro de 2017, as IF foram separadas em cinco segmentos, de acordo com o porte, a atividade internacional e o perfil de risco²⁰. Com a segmentação, instituições menores passaram a seguir regras mais simples que aquelas aplicadas aos bancos de grande porte, contribuindo para aumentar a competição no mercado bancário brasileiro. As exigências estabelecidas pelo Comitê de Basileia, desenvolvidas com foco nos bancos internacionalmente ativos (instituições financeiras mais complexas do mundo), sobrecarregavam as instituições menores.

Assim, os requisitos exigidos nos Acordos de Basileia tornaram-se válidos para os bancos com atividade internacional relevante, reunidos no segmento S1. Para as instituições pertencentes a outros segmentos, a implementação das normas passou a ser feita

²⁰ No segmento S1, encontram-se os bancos cujo porte (medido pela exposição total) é igual ou superior a 10% do PIB ou que sejam internacionalmente ativos. O segmento S2 é composto por bancos de tamanho inferior à 10% do PIB e demais IF com tamanho superior à 1% do PIB. O S3 contém bancos e instituições não bancárias de porte entre 0,1% e 1% do PIB. Os bancos e as instituições não bancárias de porte inferiores a 0,1% do PIB se enquadram no segmento S4. Desse último grupo, as cooperativas de crédito e as instituições não bancárias que tenham perfil de risco simplificado se enquadrarão no S5.

proporcionalmente. Ao seguir uma regra prudencial de complexidade adequada às suas atividades, a IF pode competir de maneira mais igualitária com as demais. O Gráfico 1.3 mostra a redução do Índice de Lerner de cada um dos cinco segmentos desde 2014, a partir de quando foi possível retroagir a estimativa da competição. Nota-se que, com a Regulação, a competitividade aumenta nas 5 (cinco) segmentações, sobretudo nos grupos cujos requerimentos foram flexibilizados, como S4 e S5.

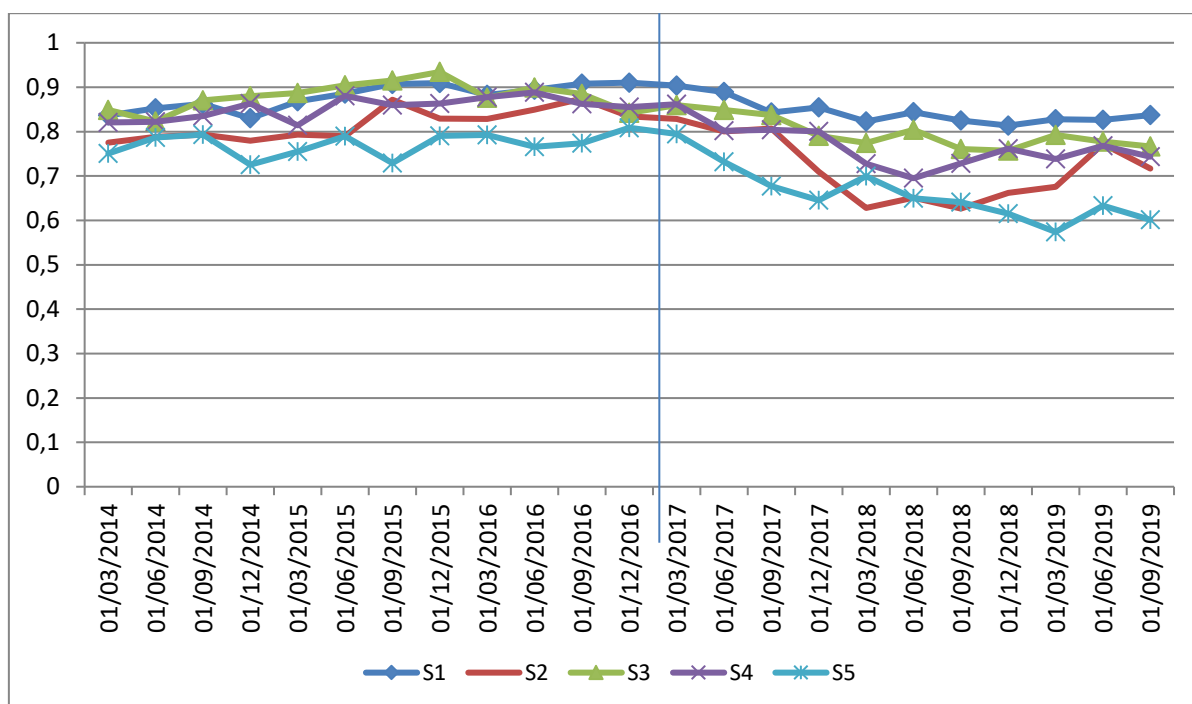


GRÁFICO 1.3 – Mediana do Índice de Lerner dos Segmentos da Res.4.553/2017 (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

2.4.2.1.1. Índices de Lerner das Instituições de Controle Público, Privado e Estrangeiro

A média do Indicador de Lerner das instituições financeiras de crédito de controle público²¹ fechou o III tri 2019 em 0,68, ligeiramente acima do nível apresentado no I tri 2000, de 0,65, ou seja, a competitividade reduziu-se para esse grupo, conforme Gráfico 1.4. Logo após a crise de 2008 houve breve redução do Lerner médio, sendo que 25% dos indicadores mais baixos (1º quartil) atingiram 0,3, se aproximando da concorrência perfeita. A partir do I tri 2010, voltou a subir, além de se manter acima da mediana. Esse resultado corrobora a perspectiva de que que instituições de grande porte, como Banco do Brasil e Caixa²², contribuíram para a piora da competição do sistema. Desde o III tri de 2016, a queda do Indicador de Lerner das IF controladas pelo governo pode ter sido influenciada pela

²¹ Há instituições do segmento bancário tipo b1 e b2 e não bancário tipo n1 de controle público (agências de fomento). Não há cooperativas de crédito (B3S) de controle público.

²² Ver Gráfico 1.9 no final desta seção.

flexibilização da política monetária e pela implementação da proporcionalidade da regulação prudencial de requerimento de capital.

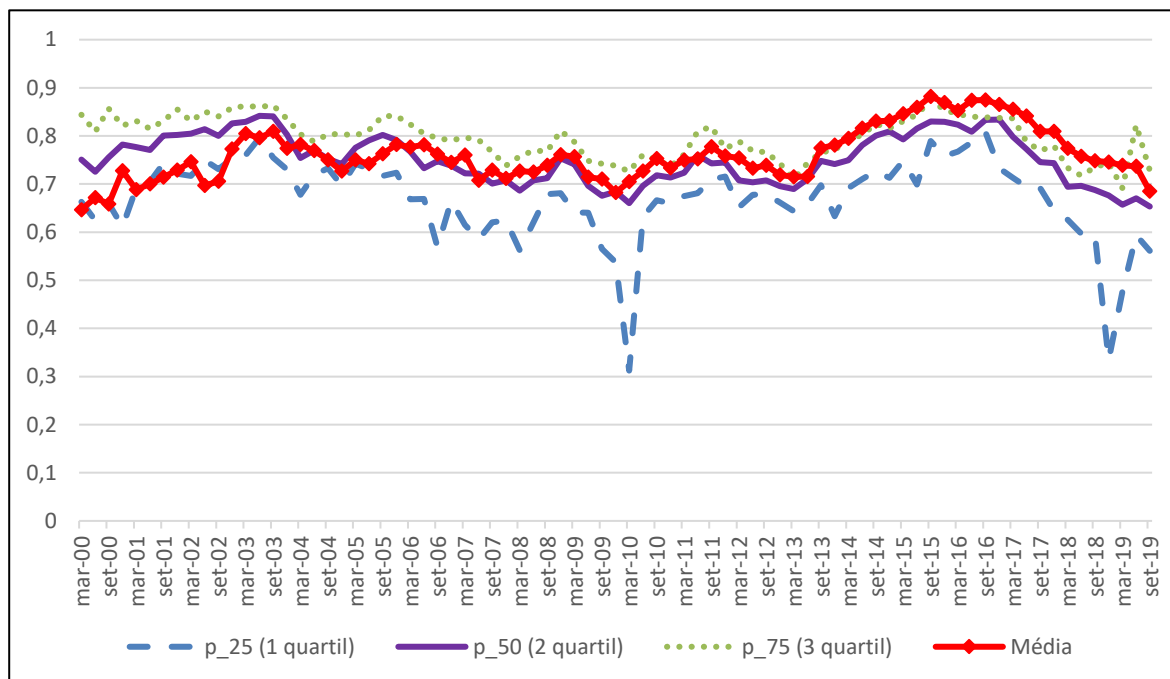


GRÁFICO 1.4 – Índice de Lerner das Instituições Públicas (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

As instituições privadas nacionais mantiveram o Lerner médio em grau elevado no recorte temporal considerado (I tri 2000 ao III tri 2019) em 0,84, como visualizado no Gráfico 1.5. Após a crise financeira internacional, também registraram queda dos seus *mark-ups*, mas com menor dispersão quando comparadas às públicas. A média do Índice de Lerner dos bancos privados nacionais retomou a trajetória de alta 1 ano após a turbulência financeira mundial (III tri 2009 até o II tri 2012). Nota-se ainda, que, nesse último período, a mediana do Lerner cai, apoiando a visão de que instituições de grande porte podem ter contribuído para a deterioração da competitividade do sistema. Somente ao final de 2016 as IF privadas passaram a mostrar queda dos seus *mark-ups* de crédito, provavelmente em razão da queda dos juros básicos da

economia e da entrada em vigor da regulação prudencial de requerimento de capital proporcional.

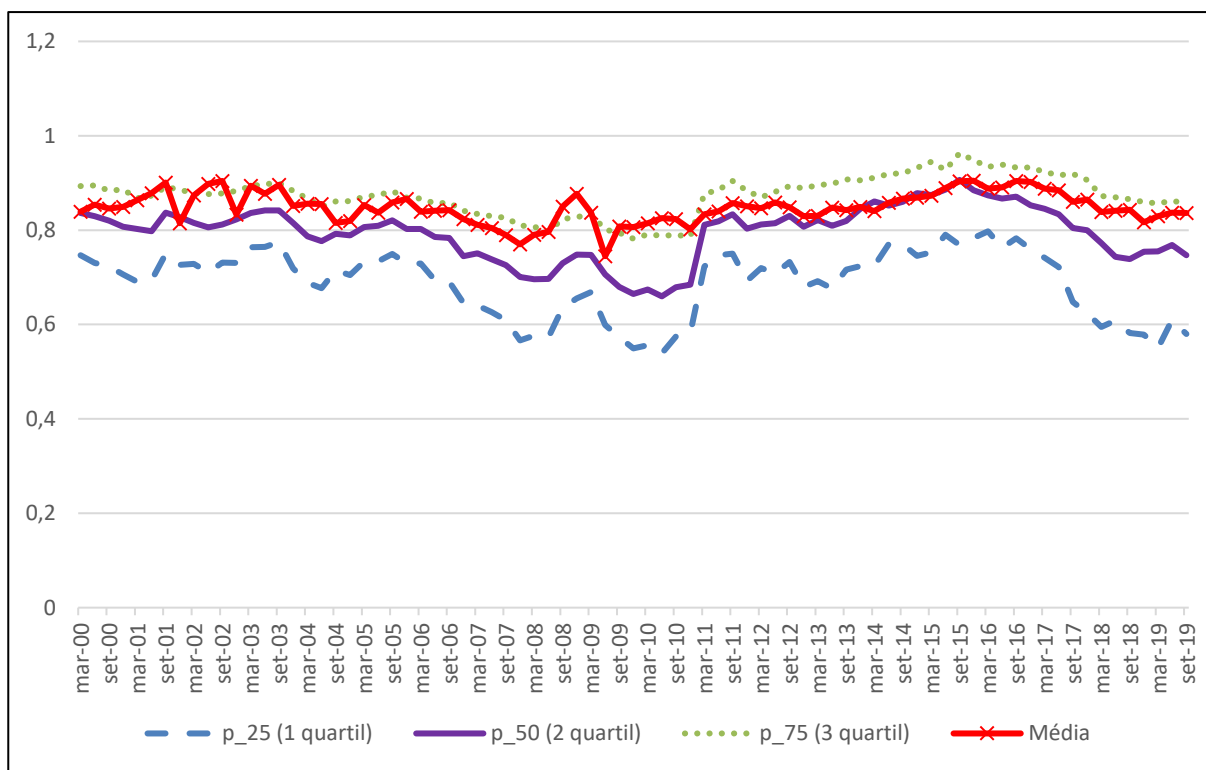


GRÁFICO 1.5 – Índice de Lerner das Instituições Privadas Nacionais (em proporção do preço agregado) Fonte: Elaboração do autor.

A média dos *mark-ups* das instituições financeiras de crédito de controle privado estrangeiro encerrou o III tri 2019 em 0,80, ligeiramente abaixo do nível registrado no I tri 2000, de 0,84, de acordo com o Gráfico 1.6. Assim como as instituições públicas e privadas nacionais, o Indicador de Lerner reduziu-se no pós-crise, elevou-se 1 anos após a turbulência financeira internacional e voltou a cair desde o final de 2016.

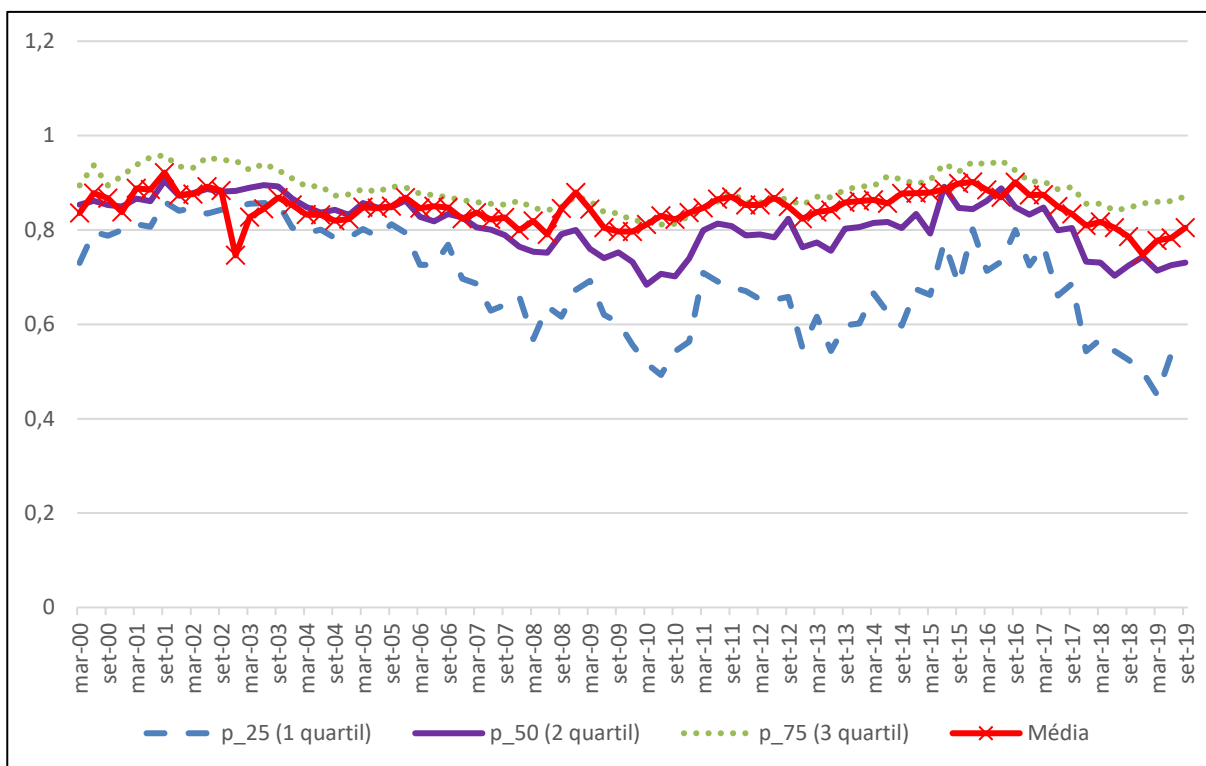


GRÁFICO 1.6 – Índice de Lerner das Instituições Privadas Estrangeiras (em proporção do preço agregado) Fonte: Elaboração do autor.

Quando se compara o Indicador de Lerner por forma de controle, o Lerner médio das IF governamentais foi menor que o das privadas nacionais e o das estrangeiras durante quase todo o período analisado, como mostra o Gráfico 1.7. Estatisticamente, a média do Lerner das públicas foi menor que o das privadas nacionais em 55 dos trimestres, também menor que o das privadas estrangeiras em 54 trimestres avaliados, conforme teste *t* de *Student*. O teste primeiramente verifica a hipótese de igualdade das variâncias ($H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$). No caso de rejeição desta hipótese nula, o que ocorreu em 100% das vezes ao nível de significância de 1%, o teste não segue a distribuição *t*, dessarte, os graus de liberdade são ajustados mediante procedimento de Satterthwaite (1946). Em seguida, a igualdade das médias ($H_0: \mu_1 = \mu_2$) foi testada. Os trimestres em que ocorreram as diferenças (70% e 68% das vezes) constam da Tabela 1.4²³ e do Apêndice B. O Gráfico 1.8. compara, ainda, o Indicador de Lerner médio das instituições públicas e das privadas nacionais e seus respectivos intervalos de confiança.

²³ Em todos os trimestres em que ocorrerem diferenças entre médias, o Indicador de Lerner das IF controladas pelo governo foi menor que o das IF privadas.

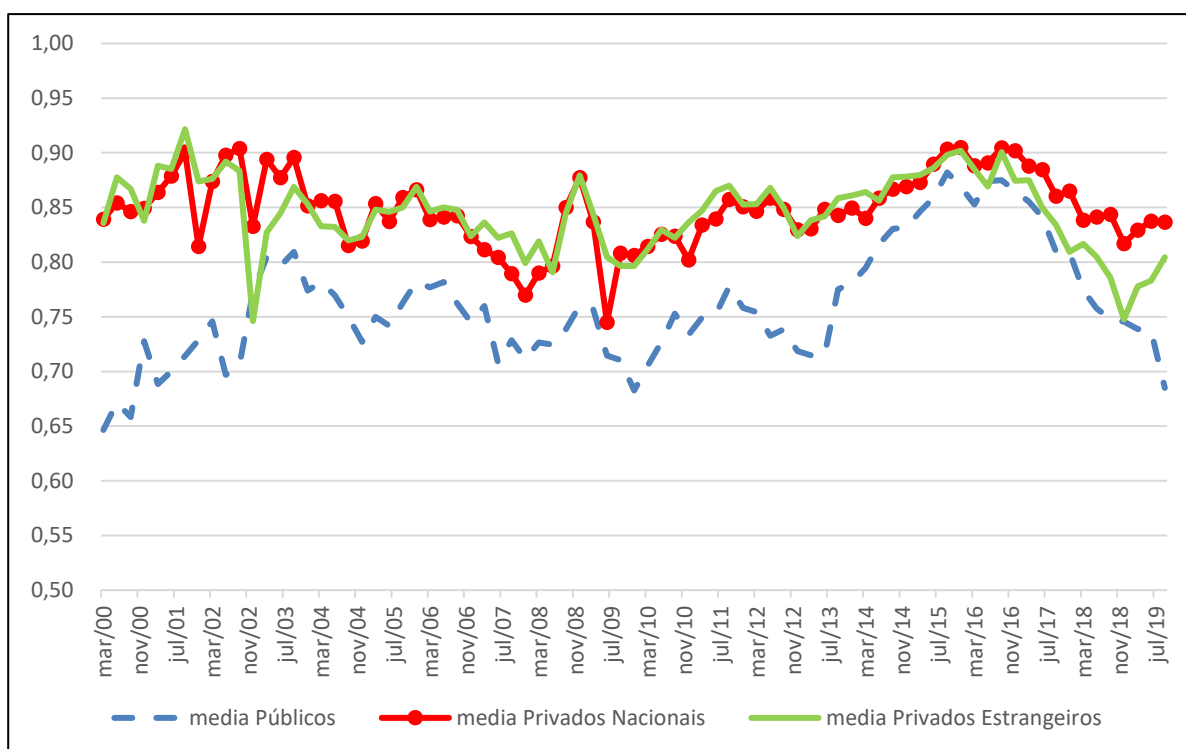


GRÁFICO 1.7 – Índice de Lerner Médio das IF Públicas, Privadas e Estrangeiras
(em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor

Tabela 1.4 – Teste de igualdade de médias entre o Indicador de Lerner das IF públicas *versus* o das privadas

Trimestre	Lerner Públicas	Lerner Privadas Nacionais	Lerner Privadas Estrangeiras	Públicas x Privadas Nacionais	Públicas x Privadas Estrangeiras
mar/00	0,6465	0,8392	0,8359	médias diferentes	médias diferentes
jun/00	0,6714	0,8541	0,8777	médias diferentes	médias diferentes
set/00	0,6584	0,8462	0,8671	médias diferentes	médias diferentes
dez/00	0,7277	0,8493	0,8379	médias diferentes	médias diferentes
mar/01	0,6885	0,8639	0,8883	médias diferentes	médias diferentes
jun/01	0,7001	0,8788	0,8853	médias diferentes	médias diferentes
set/01	0,7143	0,9006	0,9215	médias diferentes	médias diferentes
dez/01	0,7288	0,8144	0,8738	medias iguais	médias diferentes
mar/02	0,7458	0,8739	0,8762	médias diferentes	médias diferentes
jun/02	0,6969	0,8979	0,8919	médias diferentes	médias diferentes
set/02	0,7059	0,9040	0,8835	médias diferentes	médias diferentes
dez/02	0,7724	0,8328	0,7461	medias iguais	medias iguais
mar/03	0,8046	0,8941	0,8273	médias diferentes	medias iguais
jun/03	0,7964	0,8774	0,8448	médias diferentes	medias iguais
set/03	0,8093	0,8958	0,8688	médias diferentes	medias iguais
dez/03	0,7738	0,8514	0,8530	médias diferentes	médias diferentes
mar/04	0,7820	0,8561	0,8327	médias diferentes	medias iguais

jun/04	0,7697	0,8557	0,8322	médias diferentes	médias diferentes
set/04	0,7498	0,8152	0,8199	médias diferentes	médias diferentes
dez/04	0,7271	0,8193	0,8231	médias diferentes	médias diferentes
mar/05	0,7499	0,8535	0,8480	médias diferentes	médias diferentes
jun/05	0,7418	0,8372	0,8459	médias diferentes	médias diferentes
set/05	0,7628	0,8591	0,8502	médias diferentes	médias diferentes
dez/05	0,7820	0,8661	0,8687	médias diferentes	médias diferentes
mar/06	0,7769	0,8389	0,8462	medias iguais	médias diferentes
jun/06	0,7817	0,8413	0,8501	médias diferentes	médias diferentes
set/06	0,7621	0,8425	0,8477	médias diferentes	médias diferentes
dez/06	0,7450	0,8235	0,8237	médias diferentes	médias diferentes
mar/07	0,7599	0,8114	0,8363	medias iguais	médias diferentes
jun/07	0,7076	0,8044	0,8224	médias diferentes	médias diferentes
set/07	0,7286	0,7895	0,8263	médias diferentes	médias diferentes
dez/07	0,7114	0,7698	0,7991	médias diferentes	médias diferentes
mar/08	0,7266	0,7900	0,8189	medias iguais	médias diferentes
jun/08	0,7246	0,7964	0,7907	médias diferentes	medias iguais
set/08	0,7387	0,8500	0,8452	médias diferentes	médias diferentes
dez/08	0,7605	0,8774	0,8792	médias diferentes	médias diferentes
mar/09	0,7571	0,8369	0,8440	médias diferentes	médias diferentes
jun/09	0,7145	0,7449	0,8048	medias iguais	médias diferentes
set/09	0,7105	0,8082	0,7965	médias diferentes	médias diferentes
dez/09	0,6824	0,8063	0,7964	médias diferentes	médias diferentes
mar/10	0,7050	0,8144	0,8117	médias diferentes	médias diferentes
jun/10	0,7267	0,8254	0,8297	médias diferentes	médias diferentes
set/10	0,7529	0,8238	0,8222	médias diferentes	médias diferentes
dez/10	0,7335	0,8021	0,8364	médias diferentes	médias diferentes
mar/11	0,7495	0,8338	0,8471	médias diferentes	médias diferentes
jun/11	0,7524	0,8396	0,8650	médias diferentes	médias diferentes
set/11	0,7776	0,8573	0,8700	médias diferentes	médias diferentes
dez/11	0,7580	0,8507	0,8528	médias diferentes	médias diferentes
mar/12	0,7543	0,8465	0,8529	médias diferentes	médias diferentes
jun/12	0,7325	0,8587	0,8678	médias diferentes	médias diferentes
set/12	0,7385	0,8484	0,8497	médias diferentes	médias diferentes
dez/12	0,7187	0,8297	0,8237	médias diferentes	médias diferentes
mar/13	0,7147	0,8305	0,8383	médias diferentes	médias diferentes
jun/13	0,7155	0,8482	0,8417	médias diferentes	médias diferentes
set/13	0,7750	0,8428	0,8586	médias diferentes	médias diferentes
dez/13	0,7809	0,8494	0,8610	médias diferentes	médias diferentes
mar/14	0,7947	0,8402	0,8640	medias iguais	médias diferentes
jun/14	0,8163	0,8584	0,8562	medias iguais	medias iguais
set/14	0,8303	0,8669	0,8774	medias iguais	médias diferentes
dez/14	0,8315	0,8692	0,8782	medias iguais	médias diferentes
mar/15	0,8462	0,8730	0,8797	medias iguais	medias iguais
jun/15	0,8589	0,8896	0,8860	medias iguais	medias iguais
set/15	0,8821	0,9033	0,8982	medias iguais	medias iguais
dez/15	0,8692	0,9048	0,9020	medias iguais	medias iguais

mar/16	0,8526	0,8882	0,8849	medias iguais	medias iguais
jun/16	0,8741	0,8907	0,8692	medias iguais	medias iguais
set/16	0,8749	0,9044	0,9008	medias iguais	medias iguais
dez/16	0,8649	0,9019	0,8742	medias iguais	medias iguais
mar/17	0,8553	0,8877	0,8748	medias iguais	medias iguais
jun/17	0,8413	0,8847	0,8498	medias iguais	medias iguais
set/17	0,8095	0,8603	0,8339	medias iguais	medias iguais
dez/17	0,8091	0,8651	0,8092	medias iguais	medias iguais
mar/18	0,7743	0,8383	0,8167	medias iguais	medias iguais
jun/18	0,7574	0,8413	0,8048	médias diferentes	medias iguais
set/18	0,7480	0,8435	0,7855	médias diferentes	medias iguais
dez/18	0,7456	0,8170	0,7477	medias iguais	medias iguais
mar/19	0,7389	0,8293	0,7777	médias diferentes	medias iguais
jun/19	0,7371	0,8374	0,7830	médias diferentes	medias iguais
set/19	0,6849	0,8365	0,8044	médias diferentes	médias diferentes

Fonte: Elaborado pelo autor com base na análise econométrica fornecida pelo SAS.

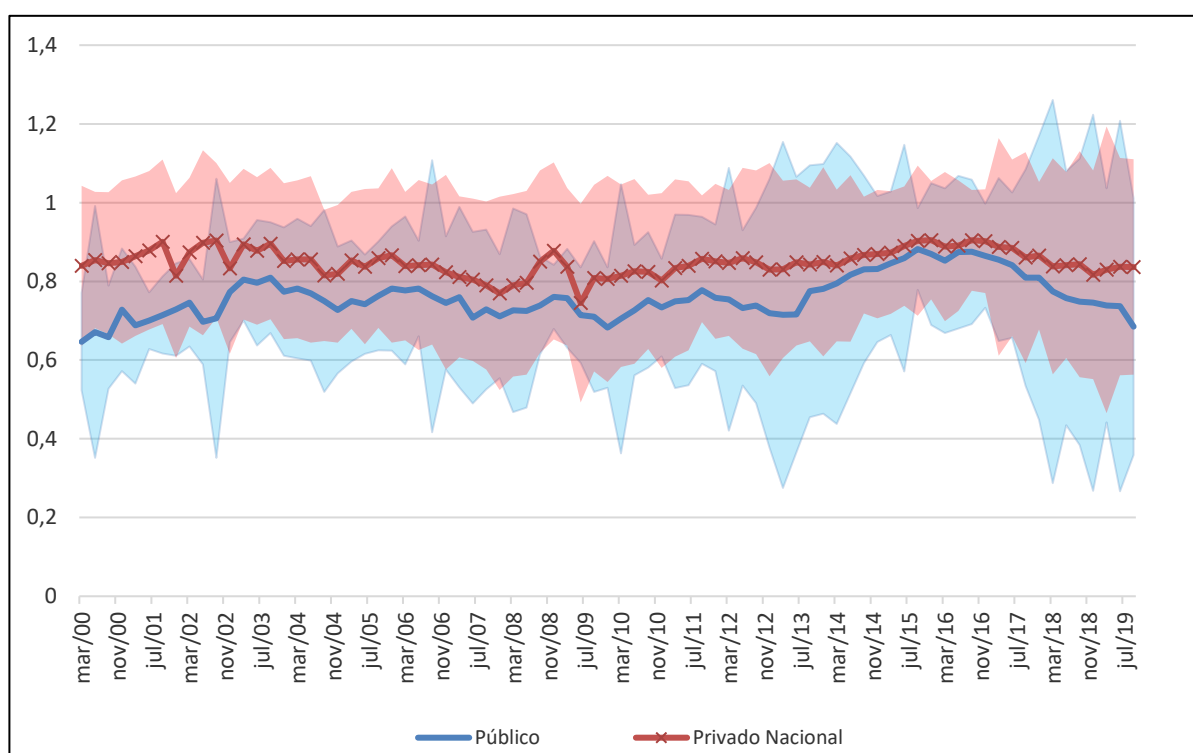


GRÁFICO 1.8 – Índice de Lerner Médio das IF Públicas e Privadas Nacionais e Intervalos de Confiança (IC) de 99% (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor

Percebe-se, ao analisar o Gráfico 1.7 e o 1.8, um descolamento maior entre as médias do Índice de Lerner das públicas comparativamente ao das privadas entre o IV tri 2011 e o II tri 2013. Importa ressaltar, conforme mostra a Tabela 1.4 que, nesse período, as médias do Lerner das IF governamentais são estatisticamente diferentes das médias do Lerner das privadas. A partir do IV tri 2011, diferentemente das organizações de crédito privado, os *mark-ups* das de

controle governamental caíram. A queda da média *mark-ups* das IF públicas enquanto a das privadas subiram entre 2011 e 2013, bem como a ampliação de seu distanciamento chama a atenção. O episódio pode ser compreendido dentro de contexto de uma política creditícia heterodoxa praticada que incentiva uma competição predatória e prejudica a estabilidade financeira na medida em que torna o banco mais vulnerável a prejuízos. O Gráfico 1.9 mostra, ainda, a influência dos *mark-ups* da Caixa e do BB sobre a média do Lerner das IF públicas.

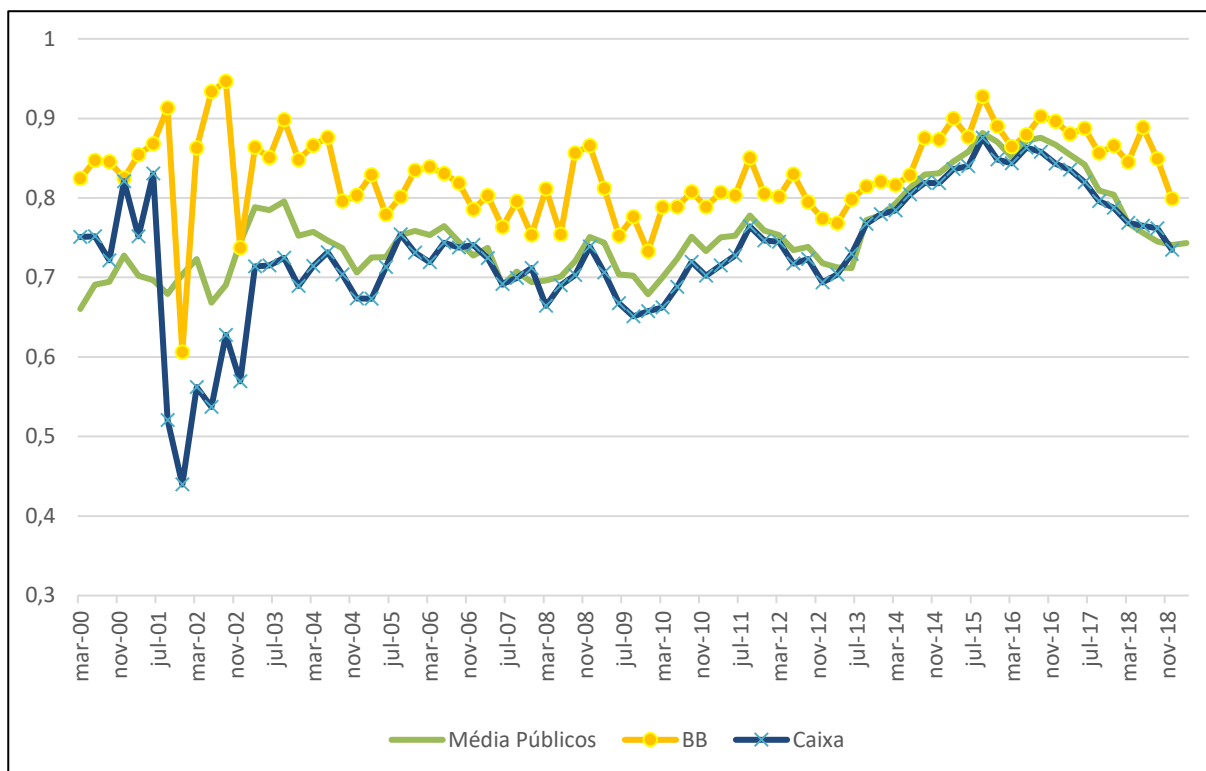


GRÁFICO 1.9 – Índice de Lerner das Instituições Públicas, Caixa e Banco do Brasil (em proporção do preço agregado) Fonte: Elaboração do autor.

No Gráfico 1.9, nota-se uma ampliação da variabilidade dos Índices de Lerner da Caixa e do BB no início da série em razão do movimento de transferência de ativos ocorrido para a Empresa Gestora de Ativos S.A. (EMGEA). A Empresa Pública Federal foi criada em 2001 no contexto do Programa de Fortalecimento das Instituições Financeiras Federais (PROEF). Além de promover a recuperação de créditos da administração pública federal e a reestruturação patrimonial, visou a adequação de capital das instituições financeiras os níveis exigidos pelo regulador. A operação inicial envolveu a cessão, pela Caixa, de R\$ 26,6 bilhões em contratos de financiamentos imobiliários e, em contrapartida, a EMGEA assumiu obrigações da IF (EMGEA, 2018).

2.4.2.1.2. Índice de Lerner das Instituições Bancárias

Dado a relevância das instituições bancárias tipo b1 na concessão do empréstimo total, seu Índice de Lerner médio acompanha a trajetória e o nível da média do sistema (Gráfico 1.10). A média do *mark-up* de b1 fechou o III tri 2009 em 0,75, praticamente no mesmo patamar registrado no início da série, de 0,74. A partir do III tri 2009, ou seja, 1 ano após a crise, o Índice sobe, corroborando a perspectiva de que as grandes instituições financeiras, como os bancos, contribuíram para a piora da competição do sistema. Nesse momento, a dispersão do Indicador também se elevou. Desde o IV tri de 2016, no entanto, os bancos apresentaram queda expressiva dos seus *mark-ups*, potencialmente afetados pela queda dos juros básicos e pela implementação da regulação prudencial proporcional. Vale ressaltar que o Indicador já reflete as operações de crédito realizadas pelos bancos digitais, a saber: ING Bank, Banco Original, Banco BS2, Banco Inter, Banco Modal e Banco Neon. Juntos, os bancos digitais representavam 0,78% do total dos empréstimos líquidos de provisão concedidos pelo sistema no III tri 2018.

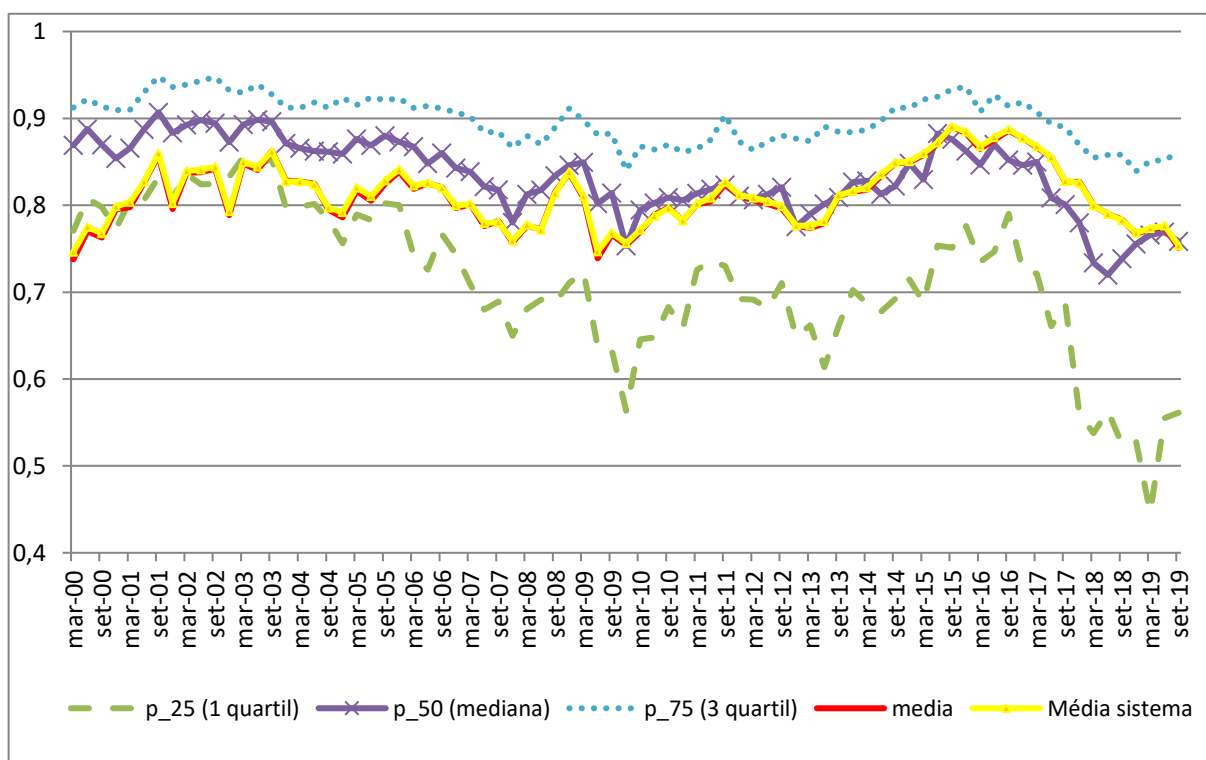


GRÁFICO 1.10 – Índice de Lerner dos Bancos tipo b1 (em proporção do preço)

Fonte: Elaboração do autor.

As instituições bancárias tipo b2 apresentaram redução do Indicador de Lerner, de 0,85 para 0,77, como mostra o Gráfico 1.11. A partir do II tri 2009, ou seja, aproximadamente 1 ano após a crise, o Índice tende a elevar-se, corroborando a perspectiva de que as grandes

instituições contribuíram para a piora da competição do sistema. Desde o IV tri de 2016, no entanto, os bancos b2 iniciaram trajetória de queda dos seus *mark-ups* de crédito, acompanhado de aumento da dispersão.

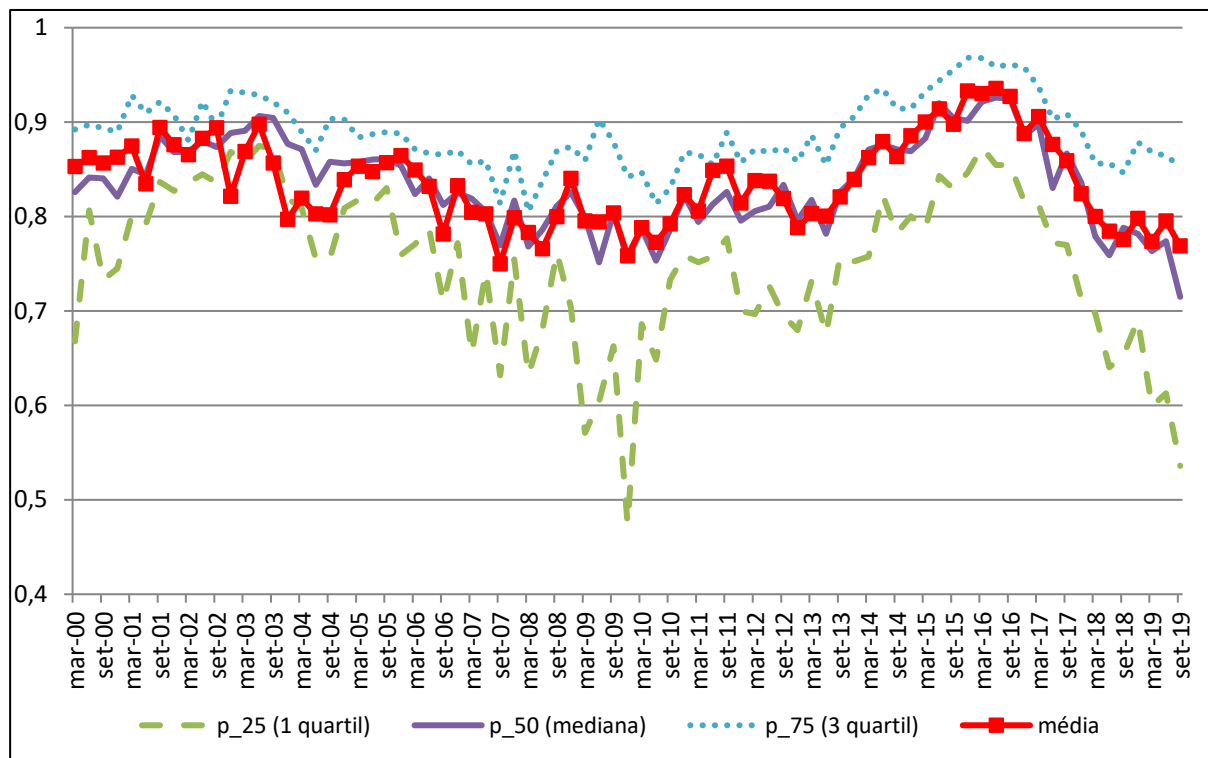


GRÁFICO 1.11 – Índice de Lerner dos Bancos tipo b2 (em proporção do preço)

Fonte: Elaboração do autor.

2.4.2.1.3. Índice de Lerner das Instituições Não Bancárias de Crédito

No tocante ao segmento não bancário, nota-se que o Indicador de Lerner médio das cooperativas de crédito singular (B3S) apresentou queda entre o I tri 2000 e o III tri 2019, de 0,82 para 0,67, como mostra o Gráfico 1.12. Enquanto as IF tipo b1 e b2 elevaram seus *mark-ups* 1 ano após a crise de 2008, somente após dois anos as instituições do tipo B3S elevaram suas margens. A partir de 2017, assim como ocorreu no segmento bancário, houve redução do Índice de Lerner registrado pelas cooperativas. A flexibilização da política monetária a partir do final de 2016 e a entrada em vigor da regulação prudencial de requerimento de capital podem ter contribuído para o aumento da competitividade das cooperativas.

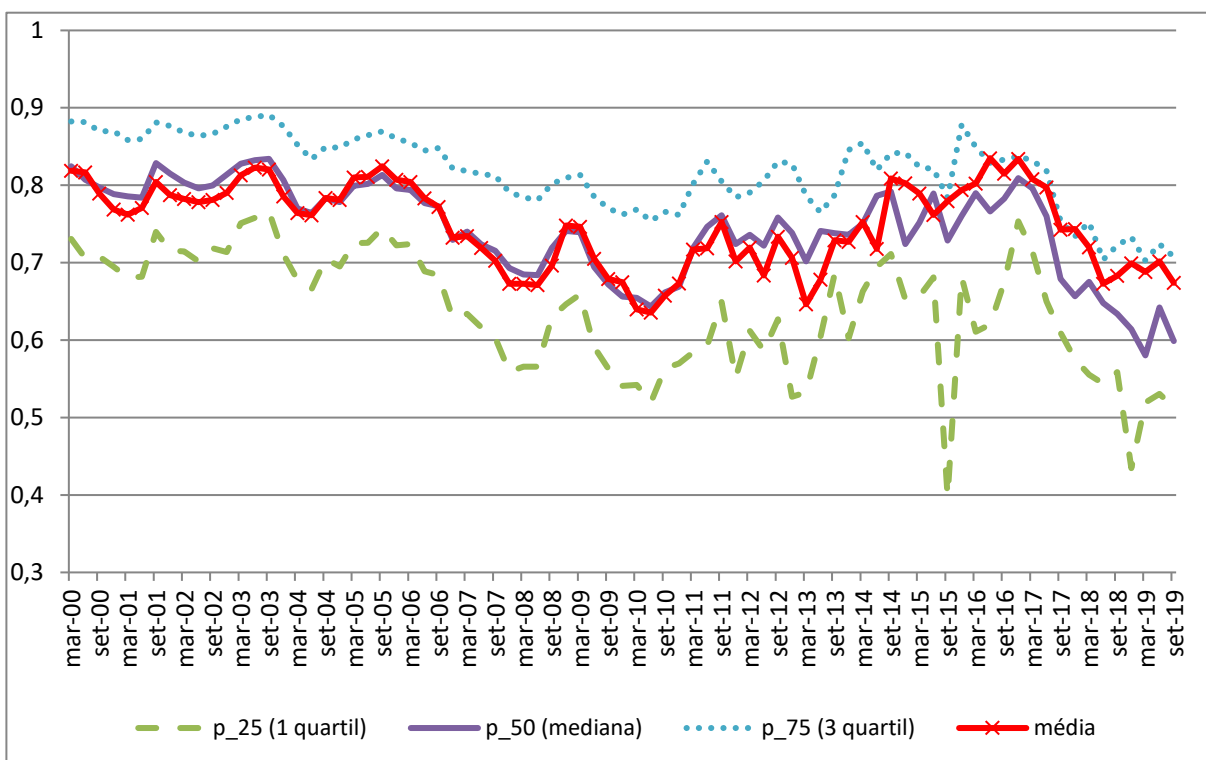


GRÁFICO 1.12 – Índice de Lerner das Cooperativas de Crédito Singular (B3S)
(em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

Embora as cooperativas não visem lucro, buscam maximizar o benefício usufruído por seus cooperados e manter seus projetos sustentáveis, o que permite avaliar a sua competitividade por meio do Indicador de Lerner. Interessante observar que, desde 2001, as cooperativas se destacaram por apresentar níveis médios de competitividade superiores aos apresentados por b1, b2 e n1 (Gráfico 1.13). Estatisticamente, a média do Lerner das IF tipo B3S foi menor que o dos bancos tipo b1 em 63 dos 79 trimestres avaliados²⁴, segundo o teste *t* de Student. O teste *F* rejeitou a hipótese nula de igualdade das variâncias ao nível 1% de significância em todos os trimestres, assim, os graus de liberdade foram ajustados via procedimento de Satterthwaite (1946). Na sequência, a igualdade das médias foi testada e os trimestres em que o Lerner das B3S foi inferior ao de b1 (80% das vezes) constam da Tabela 1.5. O teste *t* de Student encontra-se no Apêndice C. O Gráfico 1.14 mostra o Lerner médio dos bancos b1 comparativamente ao das B3S e seus respectivos intervalos de confiança.

²⁴ Dos 66 trimestres em que ocorreram diferenças entre as médias, em 63 o Lerner das cooperativas de crédito singular (B3S) foi inferior ao Lerner dos bancos b1.

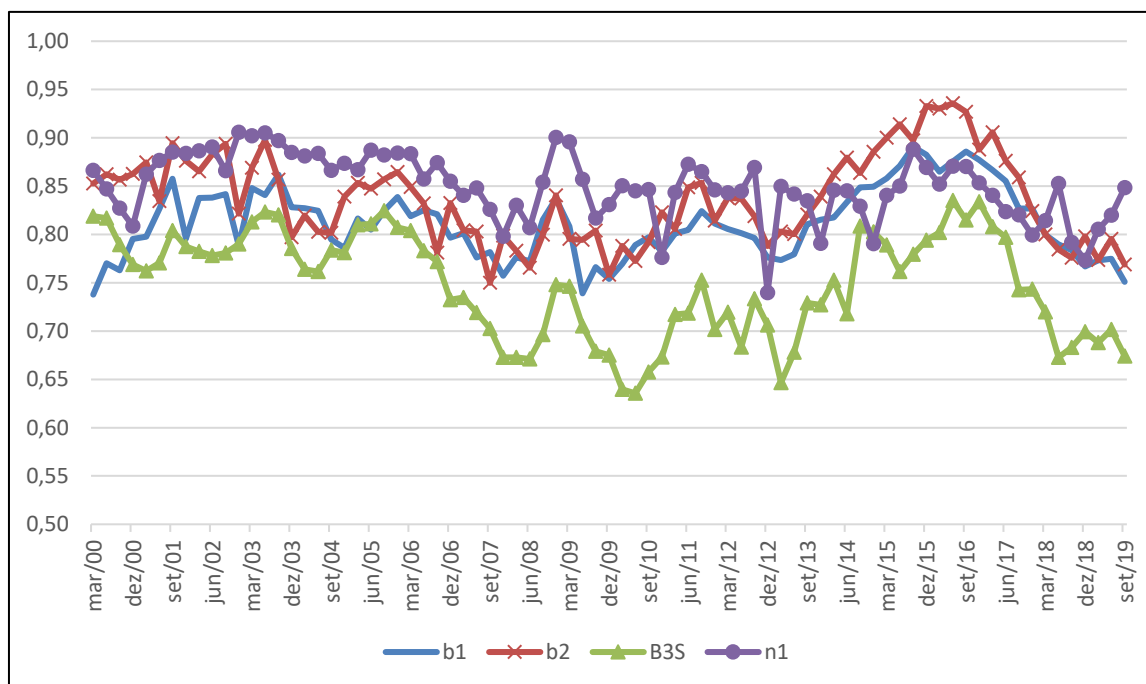


GRÁFICO 1.13 – Índice de Lerner das B3S, b1, b2 e n1

(em proporção do preço agregado) Fonte: Elaboração do autor.

Tabela 1.5 – Teste de igualdade de médias entre o Indicador de Lerner das IF tipo b1 *versus* o das IF tipo B3S

Quantidade	Trimestre	Teste t de igualdade de médias	Lerner b1	Lerner B3S
1	mar/00	médias diferentes	0,74	0,82
2	jun/00	médias diferentes	0,77	0,82
3	set/00	médias diferentes	0,76	0,79
4	dez/00	médias diferentes	0,80	0,77
5	mar/01	médias diferentes	0,80	0,76
6	jun/01	médias diferentes	0,83	0,77
7	set/01	médias diferentes	0,86	0,80
8	mar/02	médias diferentes	0,84	0,78
9	jun/02	médias diferentes	0,84	0,78
10	set/02	médias diferentes	0,84	0,78
11	mar/03	médias diferentes	0,85	0,81
12	set/03	médias diferentes	0,86	0,82
13	dez/03	médias diferentes	0,83	0,79
14	mar/04	médias diferentes	0,83	0,76
15	jun/04	médias diferentes	0,82	0,76
16	dez/05	médias diferentes	0,84	0,81
17	jun/06	médias diferentes	0,83	0,78
18	set/06	médias diferentes	0,82	0,77
19	dez/06	médias diferentes	0,80	0,73
20	mar/07	médias diferentes	0,80	0,73

21	jun/07	médias diferentes	0,78	0,72
22	set/07	médias diferentes	0,78	0,70
23	dez/07	médias diferentes	0,76	0,67
24	mar/08	médias diferentes	0,78	0,67
25	jun/08	médias diferentes	0,77	0,67
26	set/08	médias diferentes	0,82	0,70
27	dez/08	médias diferentes	0,84	0,75
28	mar/09	médias diferentes	0,81	0,75
29	set/09	médias diferentes	0,77	0,68
30	dez/09	médias diferentes	0,75	0,67
31	mar/10	médias diferentes	0,77	0,64
32	jun/10	médias diferentes	0,79	0,64
33	set/10	médias diferentes	0,80	0,66
34	dez/10	médias diferentes	0,78	0,67
35	mar/11	médias diferentes	0,80	0,72
36	jun/11	médias diferentes	0,80	0,72
37	set/11	médias diferentes	0,82	0,75
38	dez/11	médias diferentes	0,81	0,70
39	mar/12	médias diferentes	0,81	0,72
40	jun/12	médias diferentes	0,80	0,68
41	set/12	médias diferentes	0,80	0,73
42	mar/13	médias diferentes	0,77	0,65
43	jun/13	médias diferentes	0,78	0,68
44	set/13	médias diferentes	0,81	0,73
45	dez/13	médias diferentes	0,82	0,73
46	mar/14	médias diferentes	0,82	0,75
47	jun/14	médias diferentes	0,83	0,72
48	set/14	médias diferentes	0,85	0,81
49	mar/15	médias diferentes	0,86	0,79
50	jun/15	médias diferentes	0,87	0,76
51	set/15	médias diferentes	0,89	0,78
52	dez/15	médias diferentes	0,88	0,79
53	mar/16	médias diferentes	0,87	0,80
54	set/16	médias diferentes	0,89	0,81
55	dez/16	médias diferentes	0,88	0,83
56	mar/17	médias diferentes	0,87	0,81
57	jun/17	médias diferentes	0,86	0,80
58	set/17	médias diferentes	0,83	0,74
59	dez/17	médias diferentes	0,83	0,74
60	mar/18	médias diferentes	0,80	0,72
61	jun/18	médias diferentes	0,79	0,67
62	set/18	médias diferentes	0,78	0,68
63	dez/18	médias diferentes	0,77	0,70
64	mar/19	médias diferentes	0,77	0,69
65	jun/19	médias diferentes	0,77	0,70
66	set/19	médias diferentes	0,75	0,67

Fonte: Elaborado pelo autor com base na análise econométrica fornecida pelo SAS.

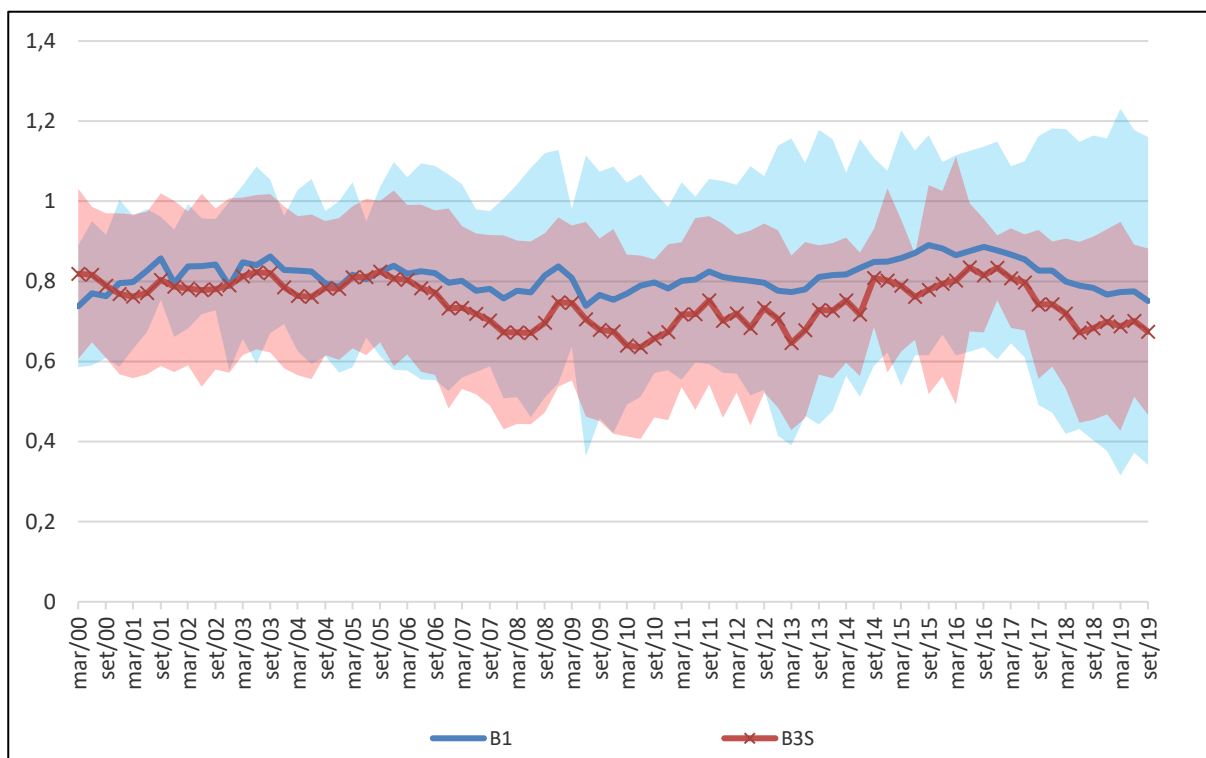


GRÁFICO 1.14 – Índice de Lerner Médio das IF Tipo b1 e Tipo B3S e Intervalos de Confiança (IC) de 99% (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor

As cooperativas se concentram em determinadas modalidades de crédito, como o crédito rural, operações com recebíveis (pessoa jurídica) e empréstimo pessoal sem consignação. Embora representem apenas 3,0% dos empréstimos concedidos pelo sistema (III tri 2018), líquidos de provisão, sua participação tem crescido (BCB, 2017), aumentando seu potencial de acirrar a concorrência no mercado de crédito. A autoridade monetária destaca, ainda, que as taxas de juros praticadas por essas instituições são inferiores àquelas praticadas pelo segmento bancário do tipo b1. Uma possível explicação está no aumento da profissionalização das cooperativas e no conseqüente ganho de escala, bem como na desobrigação da busca de lucro, nos benefícios fiscais e na retroalimentação positiva entre cooperados e cooperativa²⁵.

²⁵ Reduz-se a cobrança dos cooperados, diminui-se a inadimplência, devolvem-se os resultados positivos para os cooperados e ganha-se eficiência, que, novamente, retorna aos cooperados na forma de taxas de juros menores e devolução de sobras.

As instituições não bancárias de crédito (n1), como sociedades de arrendamento mercantil e agências de fomento, mantiveram a média ponderada de seus *mark-ups* em níveis elevados ao longo de toda a série (Gráfico 1.15). Juntas, essas instituições são responsáveis por 3,9% das operações de crédito, líquidas de provisão (III tri 2018).

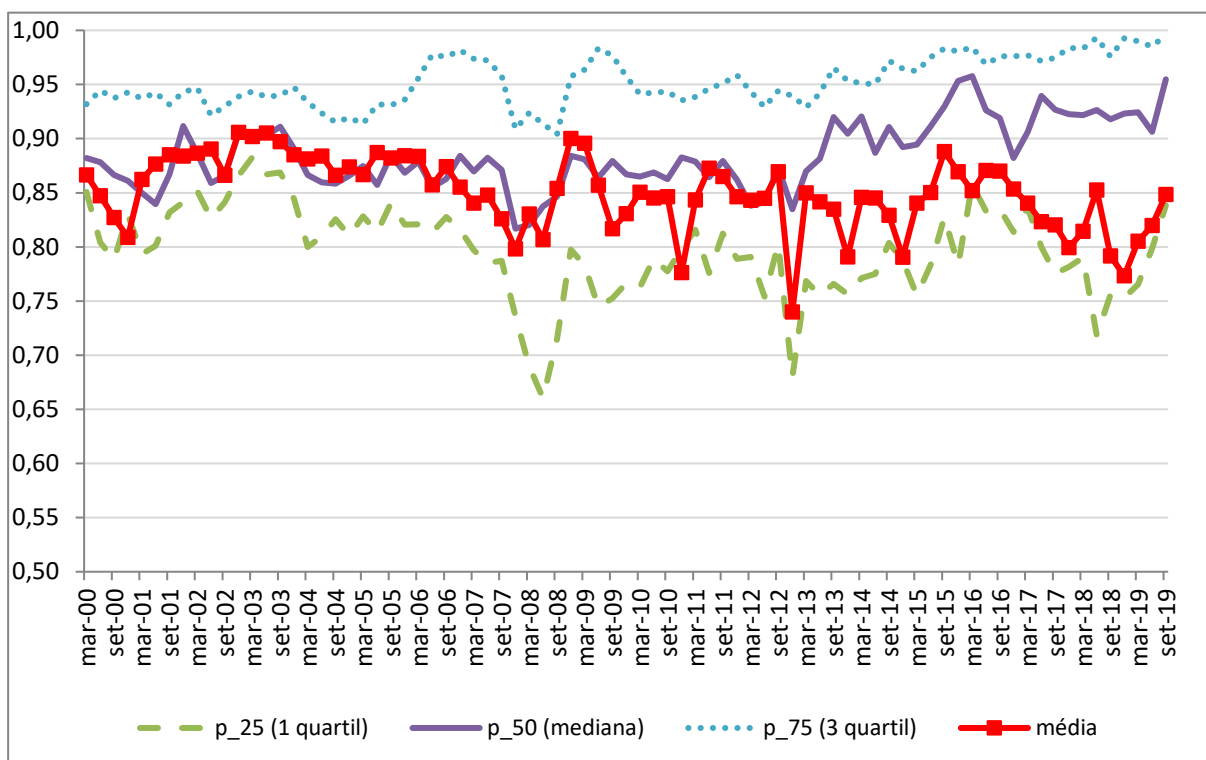


GRÁFICO 1.15 – Índice de Lerner das instituições de crédito não bancárias (n1) (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

2.4.2.2. Índices de Competição *versus* de Concentração

A literatura científica não apresenta consenso sobre o nexos entre competição e concentração no âmbito da indústria financeira. Esse ensaio pretende elucidar a complexidade dessa relação para o sistema bancário e não bancário atuante no mercado crédito doméstico (b1+b2+B3S+n1) entre o I tri 2000 e o III tri 2019, amostra que inclui os bancos digitais. Para tanto, o Índice de concentração de Herfindahl-Hirschman (IHH) e a Razão de Concentração dos Cinco Maiores (RC5) são calculados de acordo com as Equações (1) e (2), respectivamente.

Os resultados do IHH sugerem que a concentração do sistema no tocante às operações de crédito se elevou de baixa (0,07) para moderada (0,12) ao longo do período amostral considerado, como mostra o Gráfico 1.16. Vale lembrar que estimativas entre 0,1000 e 0,1800 representam moderada e acima de 0,1800, elevada concentração (VANHOOSE, 2010).

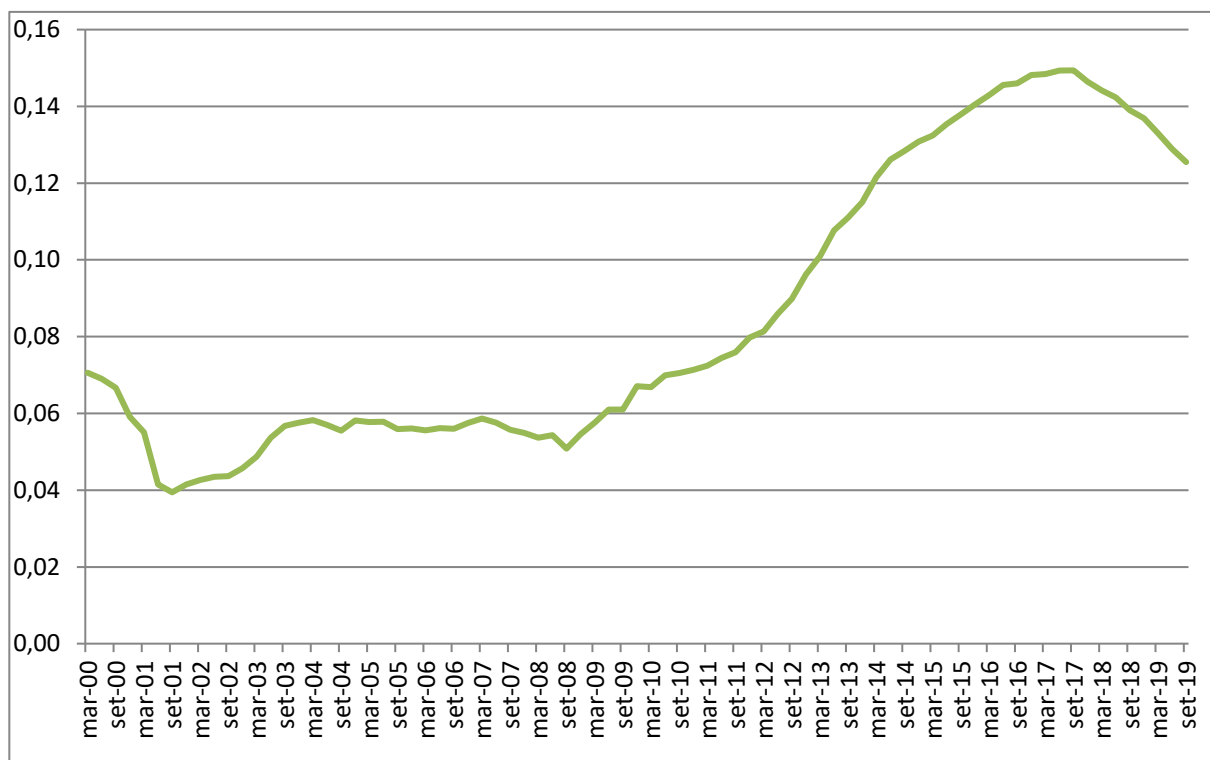


GRÁFICO 1.16 – Índice de Herfindahl-Hirschman (IHH) do Sistema

Fonte: Elaboração do autor.

No que se refere à Razão de Concentração dos Cinco Maiores (RC5), Caixa, BB, Itaú-Unibanco, Bradesco e Santander controlavam 69,9% dos créditos no III tri 2019, aumento expressivo ante 45,4% de participação no I tri 2000, como pode ser visualizado no Gráfico 1.17.

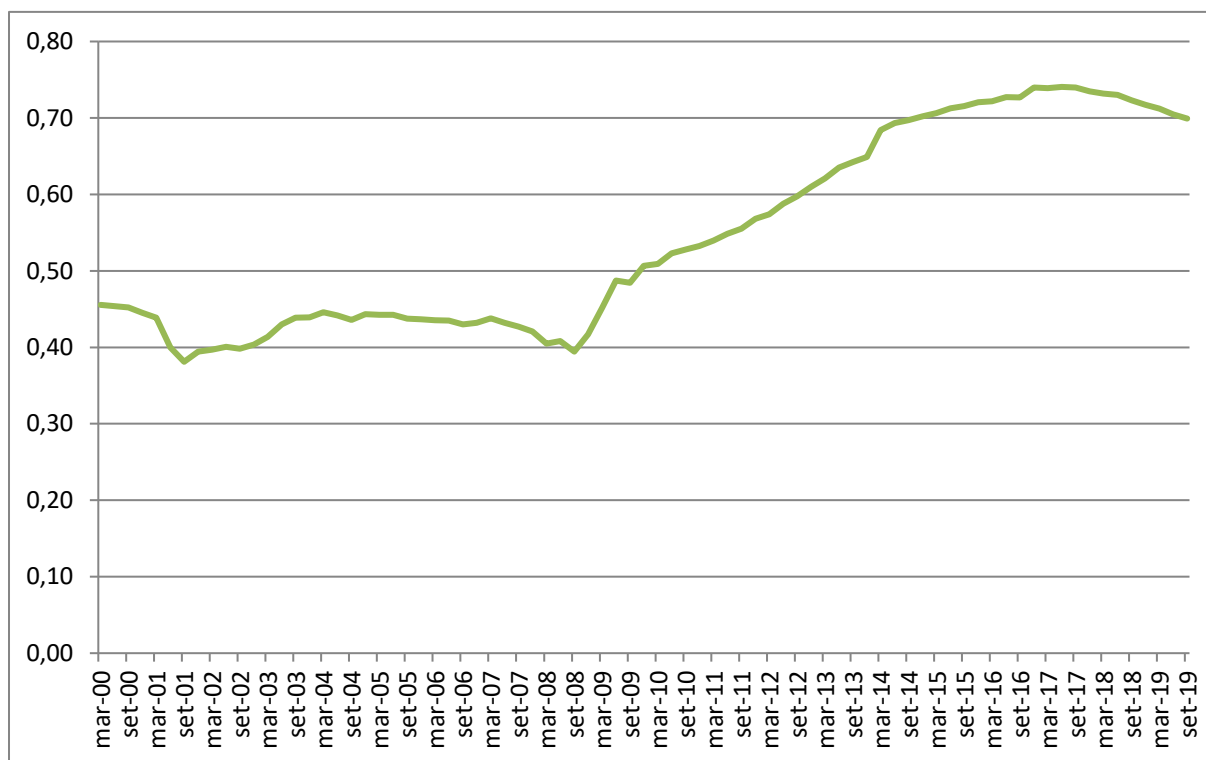


GRÁFICO 1.17 – Razão dos Cinco Maiores (RC5) do Sistema

Fonte: Elaboração do autor.

A despeito do aumento significativo da concentração, o Indicador de Lerner médio do sistema, embora tenha variado ao longo da série, fechou o III tri 2019 no mesmo patamar que o I tri 2000 (0,75), conforme análise elaborada na seção anterior (2.4.2.1). Ao analisar a competitividade pela métrica da mediana do Lerner, menos contaminada pelas margens de crédito praticadas pelos bancos de grande porte, verifica-se uma melhora da competição. A correlação entre o Índice de Lerner e o IHH foi igual à 29,9%, enquanto entre o Lerner e a RC5, à 25,8%. Os resultados tendem a apoiar a teoria da Estrutura-Eficiente que argumenta não haver necessariamente uma relação inversa entre concentração e competitividade. Os gráficos 1.18 e 1.19 permitem visualizar o comportamento dos indicadores de concentração comparativamente ao de competição.

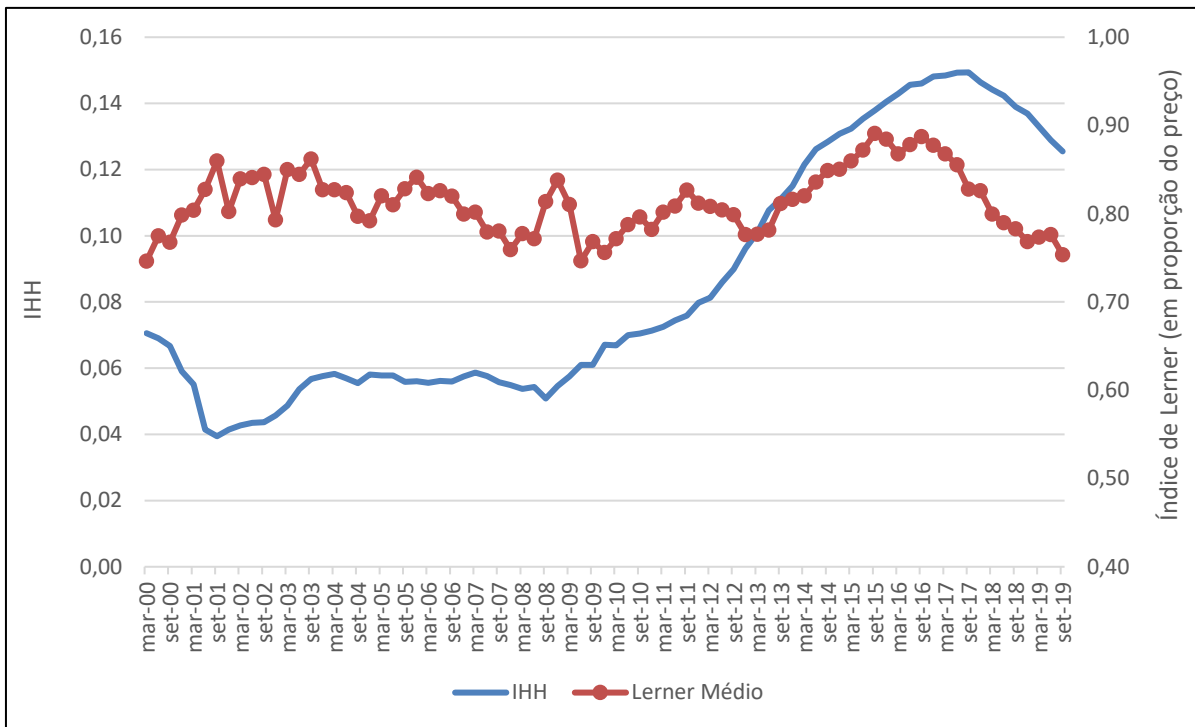


GRÁFICO 1.18 – IHH *versus* Índice de Lerner Médio do Sistema

Fonte: Elaboração do autor.

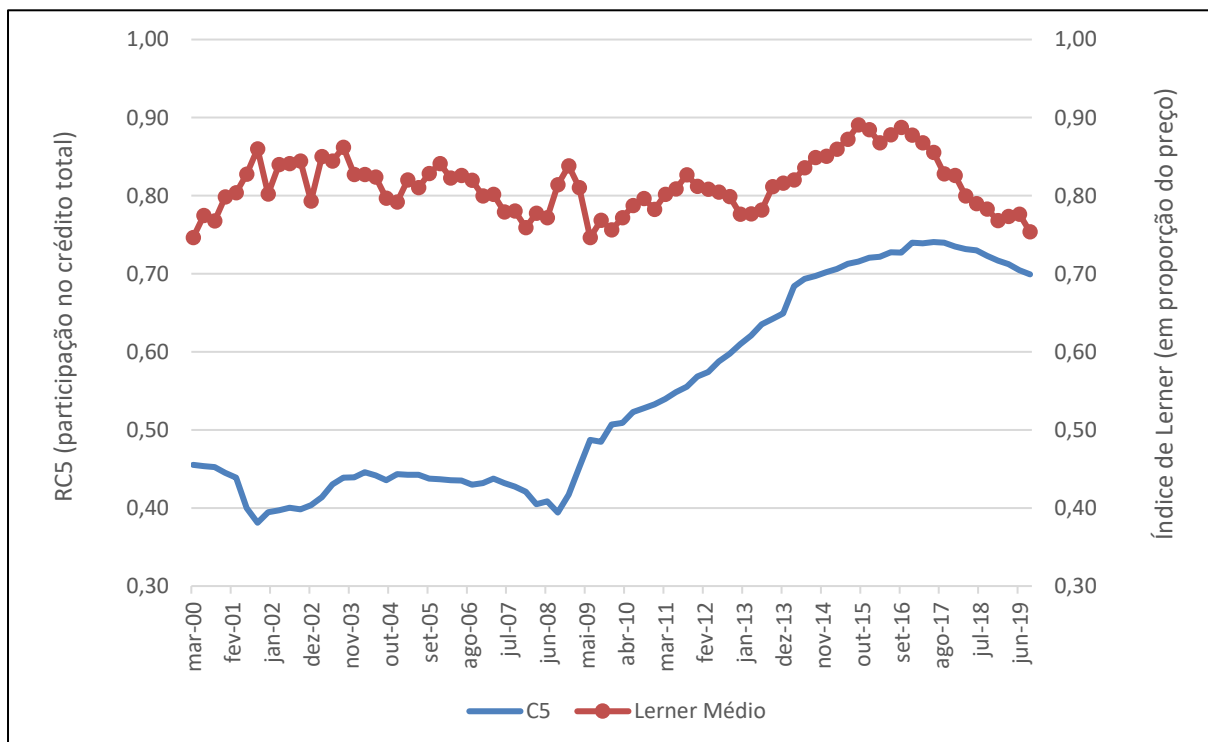


GRÁFICO 1.19 – RC5 *versus* Índice de Lerner Médio do Sistema

Fonte: Elaboração do autor.

A concentração explica-se, em parte, pela necessidade de ganhos de escala, de altos investimentos e da complexa gestão de riscos do setor. Além disso, com a crise de 2008 o mercado interno tornou-se mais concentrado, com a ocorrência de atos de fusões e de aquisições relevantes. O aumento também foi percebido na maior parte dos países com a eclosão da instabilidade financeira internacional, segundo estudo do *Bank for International Settlements* (BIS, 2018b)²⁶. Logo após a turbulência global, a margem de crédito média praticada pelas IF domésticas reduziu-se, mas, 1 ano depois (III tri 2009) aumentou até o final de 2016, quando iniciou queda expressiva. Contudo, os indicadores de concentração mostraram ser relativamente mais persistentes que os de concorrência, que já voltaram aos menores níveis da série.

Como dito na seção 2.4.2.1, a competição pode ter aumentando a partir de 2017 devido a aspectos regulatórios, como proporcionalidade da regulação prudencial de requerimento de capital introduzida pela Resolução nº 4.553/2017 (CMN, 2017) e a queda dos juros básicos. Vale realçar o aumento da relevância das cooperativas que ampliaram a oferta de crédito suplementar, implicando potencial aumento da competição. As inovações tecnológicas também impactam o funcionamento do SFN e do Sistema de Pagamentos Brasileiro (SPB), como será discutido na próxima seção (2.5). As empresas financeiras intensivas no uso de tecnologia evoluíram nos últimos anos e seus os efeitos devem ser acompanhados em razão do risco intrínsecos, como o operacional (BEERMANN, 2018).

O teste de Granger foi aplicado, na presente pesquisa, para avaliar a causalidade intertemporal empírica entre o Índice de competição de Lerner e o Indicador de concentração IHH no contexto do mercado de crédito doméstico. Segundo Granger (1969), para cada unidade de observação, a variável x causa y se a previsão de y usando a totalidade das informações disponíveis for melhor do que seria sem a inclusão de x . Os resultados suportam a tese de que, no período analisado, ou seja, do I tri 2000 ao III tri 2019, a competição é explicada por ela mesma de forma defasada e não pelo grau de concentração passado. Ainda, que a concentração é influenciada pela redução da competição passada.

Antes da aplicação do teste de causalidade, é necessário verificar se o Indicador de Lerner e o IHH se configuram como processos estocásticos não estacionários em nível. Conforme indicou o teste de *Dickey-Fuller*, apresentado na Tabela 1.6 e detalhado no Apêndice D, a hipótese nula de raiz unitária não pode ser rejeitada. Nesse contexto, a presença de co-

²⁶ O nível de concentração divulgado pelo BIS foi medido em relação aos ativos totais.

integração deve ser verificada. Segundo Gujarati (2000), variáveis co-integram quando a combinação linear entre elas é estacionária e, nessa situação, a regressão sobre os níveis das séries não é espúria desde que o resíduo da regressão seja estacionário. Neste estudo, foi aplicado procedimento sugerido por Johansen (1995) que apontou para a aceitação da hipótese nula de que não há vetor de co-integração, como pode ser visualizado na Tabela 1.7²⁷ e no Apêndice D.

Tabela 1.6 – Teste de raiz unitária de *Dickey-Fuller* para o Indicador de Lerner e o IHH em nível

Variable	Type	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Lerner	Zero Mean	-0,03	0.6728	-0,17	0.6214
	Single Mean	-10,77	0.1001	-2,21	0.2036
	Trend	-9,97	0.4123	-2,04	0.5706
IHH	Zero Mean	0,38	0.7725	0.58	0.8398
	Single Mean	-0,94	0.8888	-0,59	0.8664
	Trend	-7,71	0.5874	-2,34	0.4087

Fonte: Elaborado pelo autor com base na análise econométrica fornecida pelo SAS.

Tabela 1.7 – Teste co-integração de Johansen entre o Indicador de Lerner e o IHH em nível

H0: Rank = r	H1: Rank > r	Eigenvalue	Trace	Pr > Trace	Drift in ECM	Drift in Process
0	0	0.1387	116.937	0.1720	Constant	Linear
1	1	0.0006	0.0503	0.8228		

Fonte: Elaborado pelo autor com base na análise econométrica fornecida pelo SAS.

Diante disso, é necessário avaliar se primeiras diferenças das séries temporais Índice de Lerner e IHH são estacionárias. De acordo com o teste de *Dickey-Fuller* de raiz unitária exibido na Tabela 1.8 e no Apêndice E, as séries originais são integradas de ordem 1, ao nível de 5% de significância. Assim, o teste de Wald de causalidade de Granger pode ser efetuado sobre o Indicador de Lerner e o IHH diferenciados uma vez. Na ausência de definição, *a priori*, de quais variáveis são endógenas e exógenas, o teste é realizado nas duas direções, ou seja, primeiro se o IHH causa Lerner e, depois, se o Lerner causa IHH.

²⁷ Como a hipótese nula ($H_0: Rank = 0$) identificada na primeira linha da Tabela 1.7 não foi rejeitada, o teste da segunda linha é desconsiderado.

Tabela 1.8 – Teste de raiz unitária de *Dickey-Fuller* para o Indicador de Lerner e o IHH em primeiras diferenças

Variable	Type	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Lerner	Zero Mean	-78,02	<.0001	-6,15	<.0001
	Single Mean	-78,01	0.0007	-6,1	0.0001
	Trend	-81,89	0.0002	-6,22	<.0001
IHH	Zero Mean	-12,89	0.0106	-2,45	0.0145
	Single Mean	-13,85	0.0438	-2,51	0.1166
	Trend	-13,47	0.2142	-2,35	0.4005

Fonte: Elaborado pelo autor com base na análise econométrica fornecida pelo SAS.

O resultado do teste 1 de Wald de causalidade de Granger, apresentado na Tabela 1.9 e detalhado no Apêndice E, sugere que o Indicador de Lerner é influenciado apenas por ele mesmo de forma defasada, e não pelo IHH. Portanto, há ausência de causalidade de Granger da concentração para a competitividade. O teste 2, por sua vez, rejeita a hipótese nula de que o IHH é influenciado por ele mesmo e não pelo Indicador de Lerner defasado, ao nível de significância de 5%. Mas ao nível de significância de 1%, não há causalidade entre o Lerner e o IHH.

Tabela 1.9 – Teste de Wald de causalidade de Granger entre o Indicador de Lerner e o IHH

Teste	Qui-quadrado	p-Valor
1	0,00	0,9831
2	6,58	0,0103

Fonte: Elaborado pelo autor com base na análise econométrica fornecida pelo SAS

O teste de causalidade de Granger dos índices de Lerner e do IHH levou em consideração um modelo econométrico VARMAX, com componentes autoregressivos, médias móveis e variáveis exógenas. A determinação do número de defasagens das variáveis é feita de acordo com o critério de informação de Akaike (AIC). No caso, foi considerada uma (1) defasagem, o que representa um trimestre, para os regressores em cada modelo ($p = 1$). Além disso, torna-se importante registrar que o estimador de máxima verossimilhança consiste no método utilizado para estimar os parâmetros dos modelos.

O resultado do teste de Granger incitou a análise da relevância empírica da persistência das condições de concorrência, do custo de oportunidade e do *market share* sobre a

competitividade, mensurada pelo Indicador de Lerner. Modelos econométricos dinâmicos, estimados pelo Método de Momentos Generalizados (*Generalized Method of Moments* – GMM), foram aplicados ao painel total com as informações das 1.724 IF e, também, aos painéis de cada TCB (b1, b2, B3S e n1). Apenas os resultados e os testes concernentes ao painel formado pelas instituições classificadas como b1 (130 IF) apresentaram propriedades estatísticas admissíveis, como pode ser visualizado no Apêndice J. O teste de Sargan (1958) não rejeitou a hipótese nula de adequabilidade das variáveis instrumentais (p – *valor* de 0,4284). O teste estatístico Arellano e Bond (1991) apontou para existência a autocorrelação dos resíduos de primeira ordem (p – *valor* < 0,0001) e para ausência de autocorrelação de segunda ordem (p – *valor* de 0,3242), como requerido pelo estimador GMM-sistema.

O teste t de *Student* indicou significância estatística dos coeficientes de todas as variáveis explicativas. O intercepto (p – *valor* < 0,0001), o Indicador de Lerner defasado em 1 trimestre (p – *valor* < 0,0001), o Lerner defasado em 2 trimestres (p – *valor* = 0,0054), o custo de oportunidade, representado pela taxa de juros de prazo de 5 anos (p – *valor* < 0,0001) e o *Market Share* (p – *valor* = 0,0398) são estatisticamente diferentes de zero. Os parâmetros do grau de competição defasado em 1 trimestre (0,2139) e em 2 trimestres (0,1291) foram positivos e suas magnitudes evidenciam a presença da inércia concorrencial. Vale notar, ainda, a relevância da participação de mercado, ou seja, no âmbito dos bancos, quanto maior o *market share*, maior tende a ser as margens cobradas nas operações de crédito. O coeficiente da variável taxa de juros de 5 anos possui influência menor, porém, apresentou o sinal positivo esperado.

2.5 Inovações no Sistema Financeiro

Ganhos de eficiência justificam o desenvolvimento das novas tecnologias em ambiente com infraestrutura legal e regulatória clara e robusta, que busque a segurança e permita a utilização sustentável de tais modelos de negócios. Os riscos que emergem dessas atividades, contudo, devem ser mitigados para manter a integridade do sistema financeiro. Essa subseção explora o avanço das empresas inovadoras no setor, que inclui bancos digitais, *fintechs* e grandes companhias; e da tecnologia *blockchain*, a partir de estudos e dados publicados por organismos internacionais e pelo mercado.

Os indicadores de competição e de concentração estimados nesta pesquisa levam em consideração a entrada recente dos bancos digitais cujos saldos contábeis são registrados no IF.data do BCB. Contudo, não há, até o presente momento, dados públicos suficientes para mensurar os índices relativos às *fintechs*. Os impactos dessas *startups* sobre a concentração e

sobre a competição não são conhecidos, tampouco mensuráveis, abrindo-se, assim, uma lacuna de pesquisa sobre diagnóstico, visão prospectiva, benefícios e riscos potenciais.

Definida pelo *Financial Stability Board* (FSB)²⁸ como inovações financeiras habilitadas por tecnologias que podem resultar em novos modelos de negócios, aplicativos, processos ou produtos com efeitos tangíveis nos mercados, nas IF e na prestação de serviços financeiros, as *fintechs* cresceram 36% em 9 meses até novembro de 2017, segundo o Radar FintechLab²⁹. Essas organizações diferem em tamanho e em estágio de operação. Além disso atuam em diferentes segmentos, como pagamentos, gestão financeira, empréstimos, investimentos, financiamentos, seguros e criptoativos.

No Brasil, além dos 6 bancos digitais, há cerca de 332 *fintechs*, sendo mais de 30 de crédito, segundo o Radar FintechLab. Estima-se, ainda, que essas *startups* participem com apenas 0,3% dos empréstimos concedidos no país. A Resolução nº4.656/2018 (CMN, 2018), que regulamentou a atuação das *fintechs* de crédito³⁰, e o Programa Agenda BC#³¹ devem incentivar a oferta de serviços financeiros no mercado de crédito interno, promover a competição e fortalecer a cidadania. Dentre as iniciativas do Programa, o BCB tem atuado na criação o sistema de pagamentos instantâneos³², com intuito de otimizar ganhos de escala e efeitos de redes característicos da atividade de pagamentos. A dificuldade de acesso a empréstimos e de efetuar pagamentos em bancos, dentre outros fatores, abre espaço para a inclusão da camada da população de baixa renda aos serviços financeiros.

Os novos competidores já representam 19% das IF nos maiores mercados bancários internacionais. No Reino Unido, o mais disruptivo, cerca de 14% das receitas do sistema financeiro de varejo migraram para novos entrantes. Ainda, uma parcela significativa de bancos digitais já supera a marca de 1 milhão de clientes, segundo análise "Accenture Cloud Readiness

²⁸ O FSB tem a finalidade de coordenar, em nível internacional, o trabalho das autoridades financeiras nacionais e dos organismos internacionais no que tange à normatização e ao desenvolvimento de políticas regulatórias e de supervisão do setor financeiro.

²⁹ Radar FintechLab, publicado em novembro de 2017, elaborado com base em levantamento realizado pela empresa de consultoria Clay Innovation. Para mais detalhes, consultar <http://fintechlab.com.br/index.php/2017/11/24/novo-radar-fintechlab-mostra-crescimento-de-36-nonumero-de-fintechs-do-brasil/>.

³⁰ Segundo a Regulamentação, as Sociedades de Crédito Direto (SCD) podem oferecer empréstimos via recursos próprios e as Sociedades de Empréstimo entre Pessoas (SEP), via intermediação financeira (*peer-to-peer lending*).

³¹ <https://www.bcb.gov.br/acessoinformacao/bchashtag>.

³² Segundo o BCB, pagamentos instantâneos consistem em transferências monetárias eletrônicas na qual a transmissão da ordem de pagamento e a disponibilidade de fundos para o usuário recebedor acontece em tempo real, disponível durante 24 horas por dia, sete dias por semana e em todos os dias no ano. Para maiores detalhes: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/pagamentosinstantaneos>.

Report – Banking”³³, publicada em 2018, junto a 35 instituições financeiras globais, incluindo o Brasil. Os digitais têm avançado em face de seus aplicativos superiores (mais intuitivos) na comparação com os dos bancos tradicionais, além de concessão de isenções tarifárias, pois se beneficiam do fato de não terem custos com agências.

Modelos de negócios inovadores, porém, estão sujeitos a riscos que devem ser gerenciados e os reguladores devem responder a mudanças na indústria financeira, com transparência. Nesse contexto, a análise do investimento no setor constitui indicativo sobre a tendência nesse nicho. O acesso a recursos é essencial para que as *fintechs* avancem. No mercado internacional, os sinais sobre a maturidade de tais empresas são ambíguos. A valorização de mercado de *startups* pode refletir expectativas de retornos além dos fundamentos. Em 2017, o volume de negócio envolvendo *startups* em estágio inicial caiu para o menor patamar em 5 anos o que pode significar maior maturidade ou menor propensão ao risco. Consultorias reportam, ainda, uma aceleração em aquisições dessas por bancos³⁴.

No primeiro trimestre de 2018, fundos de *venture capital* investiram US\$ 2,2 bilhões em *fintechs* na América do Norte, US\$ 2 bilhões na Ásia, US\$ 933 milhões na Europa e apenas US\$ 271 milhões na América do Sul, de acordo a Consultoria PwC³⁵. Desse último montante, US\$ 150 milhões se referem a um aporte na emissora de cartões Nubank — companhia que em fase de consolidação de suas atividades. As perspectivas de crescimento, porém, são promissoras. Segundo o levantamento da Consultoria, metade das empresas afirmou ter aumentado suas receitas acima de 30% em 2017 e 67% esperavam manter esse ritmo de expansão, ou acima, em 2018.

A probabilidade de falha no início do ciclo de um empreendimento inovador é significativa, assim, nesse aspecto, o arcabouço regulatório deve considerar mecanismos mais simples de resolução para instituições não sistematicamente relevante. Além disso, modelos de negócios inovadores são mais suscetíveis ao risco operacional que devem ser gerenciados, especialmente àqueles afetos à Tecnologia da Informação (TI), como o risco cibernético. A antecipação de riscos também consiste em identificar processos que levem a pró-ciclicidade, possivelmente por reação irracional de seus investidores a variações no valor dos empreendimentos, e em delinear atuações para mitigar os efeitos (GOMPERS; KOVNER;

³³ Para maiores detalhes acessar https://www.accenture.com/t20181029T101708Z_w_/us-en/_acnmedia/PDF-85/Accenture-Technology-Advisory-Cloud-Readiness-Banking.pdf, publicado em outubro de 2018.

³⁴ Para mais detalhes, https://www.cbinsights.com/reports/CB-Insights_Fintech-Report-Q1-2018.pdf.

³⁵ <https://www.pwc.com.br/pt/setores-de-atividade/financeiro/2018/pub-fdd-18.pdf>.

LERNER; SCHARFSTEIN, 2008). Variações sistemicamente relevantes e a volatilidade na dinâmica desse segmento podem amplificar choques de oferta indesejáveis.

Vale ressaltar, ainda, que gigantes tecnológicas, conhecidas como *BigTechs*, podem ser uma ameaça maior para o setor financeiro global do que as *fintechs*, segundo avaliação do FSB publicada em fevereiro de 2019³⁶ (FSB, 2019). O receio em relação às consequências da atuação de empresas como Facebook e Google para o segmento vem sendo discutido, desde a academia até reguladores e supervisores, passando pelo setor privado e por agências de classificação de risco.

O FSB (2019) concluiu que essas grandes companhias provocam impacto maior sobre o setor em termos de competitividade. Segundo o Relatório supra, as *BigTechs*, em geral, possuem grandes redes de clientes estabelecidas e desfrutam de reconhecimento e confiança. A grande preocupação do *Board* é a de que, pressionadas pela concorrência, as IF comecem a tomar mais riscos com o objetivo de manter suas margens.

O uso da tecnologia *blockchain* também tem despertado o interesse de agentes econômicos, com potenciais ganhos de eficiência e de segurança para a indústria financeira. A inovação é capaz de registrar e de certificar informações sobre operações executadas em formato digital, sem necessidade de uma entidade central. Mediante criptografia avançada, os dados são quebrados em blocos de informação e armazenados em uma rede de colaboradores (tecnologia de registro distribuído).

Além de gravar e rastrear, os registros baseados no *blockchain* são imutáveis. Para alterar as informações, seria necessário atacar uma série de computadores localizados em ambientes distintos. O token criptográfico, que consiste na forma de representação de valores por meio do *blockchain*, permite digitalizar ativos ou contratos. A segurança e a colaboração colocam a inovação supra como uma potencial transformação para os serviços financeiros como meios de pagamentos e transferência de valores.

O BCB, a Superintendência de Seguros Privados (Susep), a Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e a Superintendência Nacional de Previdência Complementar (Previc) iniciaram projeto baseado em *blockchain* para trocar informações sobre supervisão do sistema financeiro em tempo real. Questões regulatórias como a redução das barreiras à entrada de empresas que operam com a tecnologia, por exemplo, podem ser estudadas nesse ambiente.

³⁶Para mais informações acessar <http://www.fsb.org/wp-content/uploads/P140219.pdf> e <https://www.finextra.com/newsarticle/33392/fsb-banks-should-be-worried-about-bigtech-not-fintech>.

No âmbito internacional, o Ministério das Finanças da Suíça criou um grupo de trabalho para avaliar a infraestrutura legal para aplicações de *blockchain*, com exigências sobre combate à lavagem de dinheiro e ao financiamento ao terrorismo. Em 2007, já havia introduzido medidas para facilitar o acesso ao mercado pelas *fintechs*, visando, principalmente, as empresas de primeira geração que abrangem as de financiamento coletivo, pagamentos móveis e robôs investidores.

A autoridade reguladora dos mercados financeiros suíço, a *Financial Market Supervisory Authority* (FINMA, 2018) publicou diretrizes regulatórias relacionadas a ofertas iniciais de moedas³⁷. A autoridade dividiu essas ofertas em três tipos: de pagamento, que podem funcionar como meios de pagamento e são transferíveis; utilitários, que oferecem direitos de acesso digital a produtos e serviços; e de ativos, que são tratados como valores mobiliários tradicionais, sujeitos a uma regulação mais rígida.

A natureza e o escopo dos serviços prestados pelo setor financeiro evoluirão conforme as preferências dos consumidores, pelo lado da demanda, e pelas inovações tecnológicas, pelo lado da oferta. Os avanços tecnológicos reduzem as vantagens competitivas das firmas estabelecidas e as barreiras à entrada. A digitalização reduz custos marginais de operação e de transação. A elevação da contestabilidade na indústria reduz dos custos explícitos, assimetrias e fricções na oferta de serviços, contribuindo para a eficiência (BOYD; DE NICOLO, 2005)³⁸.

2.6. Conclusão

O presente estudo estimou os indicadores de competição e de concentração relativos aos empréstimos concedidos pelo sistema financeiro nacional, formados pelos tipos de consolidado bancário (TCB) b1 b2 B3S e n1, desde o I tri de 2000 ao III tri de 2019. O cálculo em si já preenche uma lacuna de pesquisa diante da escassez de estudos com tal abrangência no que concerne ao recorte temporal, à periodicidade e aos TCB considerados, utilizando metodologia consagrada pela literatura científica. A presente pesquisa também inova ao elucidar o nexos entre competição e concentração, mediante avaliação da causalidade entre o Indicador de competição de Lerner e o Índice de concentração de Herfindahl-Hirschman (IHH). Ainda, ao identificar as possíveis explicações para o comportamento concorrencial.

No que cinge à competição, a mediana do Índice de Lerner apresentou comportamento não linear de queda de 0,83 no I tri 2000 para 0,73 no III tri 2019, evidenciando, portanto,

³⁷ <https://www.finma.ch/en/news/2018/02/20180216-mm-ico-wegleitung/>.

³⁸ Para mais detalhes, também em: www.fsb.org/2017/06/financial-stability-implications-from-FinTech/.

aumento da competitividade do sistema. A média do Indicador, ponderada pelos empréstimos concedidos de cada IF no respectivo TCB fechou a série praticamente no mesmo patamar, de 0,75, sugerindo que instituições de grande porte não apresentaram redução dos seus *mark-ups*. A partir do III tri 2009, cerca de 1 ano depois da eclosão da crise financeira mundial, a média ponderada das margens de crédito se elevou, se descolando da mediana, que caiu. O aumento da média do Lerner após a turbulência internacional indica que as instituições de grande porte, devido ao seu poder de mercado, podem ter elevado suas margens de taxas de juros em relação ao custo marginal para compensar perdas com a inadimplência.

Ambas as métricas de competição (média e mediana do Lerner) registraram redução a partir de 2017. As margens praticadas nas operações de crédito podem ter diminuído em virtude da flexibilização da política monetária iniciada no final de 2016. Interessante notar que, desde o final de 2016, a renda marginal praticada pelas IF manteve-se praticamente no patamar. O custo marginal médio, por sua vez, tem se elevado, sugerindo que o poder de mercado do sistema diminuiu recentemente de forma concomitante ao aumento da participação de instituições menos eficientes, ou seja, de IF com custo maior.

A concorrência pode ter aumentando também devido a questões regulatórias, principalmente a proporcionalidade da regulação prudencial de requerimento de capital, como sugere a literatura mais recente (CLAESSENS; LAEVEN, 2004). Com a segmentação, implementada pela Resolução nº 4.553/2017 (CMN, 2017), instituições menores passaram seguir regras mais simples que aquelas aplicadas aos bancos mais complexos, contribuindo para aumentar a competição no setor de crédito brasileiro.

Ao comparar o desempenho concorrencial entre as instituições por forma de controle, nota-se que a média do Indicador de Lerner das governamentais é menor que a das privadas nacionais e a das estrangeiras durante praticamente todo o período considerado. As margens de crédito praticada pelas privadas nacionais e pelas estrangeiras são próximas, mas as estrangeiras reduziram seus *mark-ups* de forma mais expressiva a partir do final de 2016, se aproximando do patamar das públicas. Estatisticamente, a média do Lerner das públicas foi menor que o das privadas nacionais em 55 dos 79 trimestres avaliados, ou seja, em 70% das vezes, ao nível de significância de 1%, conforme indicou o teste *t* de *Student* de igualdade de médias.

A média do Indicador de Lerner das instituições financeiras de crédito de controle público encerrou o III tri 2019 em 0,68, ligeiramente superior ao nível apresentado no I tri 2000, de 0,65, ou seja, a competitividade reduziu-se para esse grupo. Após a crise de 2008 houve uma breve redução no Índice de Lerner médio ponderado praticado pelas IF públicas, sendo que

25% dos indicadores mais baixos se aproximaram da concorrência perfeita. A partir do I tri 2010, o Indicador voltou a subir, além de se manter acima da mediana, reforçando a perspectiva de que instituições de grande porte, como Caixa e BB, contribuíram para a redução da competição do sistema. Desde o III tri de 2016, o Indicador de Lerner das IF controladas pelo governo vem apresentando queda, potencialmente influenciado pela diminuição da taxa Selic e pela implementação da regulação prudencial proporcional.

As instituições privadas nacionais mantiveram o Lerner médio em grau elevado, de 0,84, no recorte temporal considerado, enquanto as de controle privado estrangeiro encerrou o III tri 2019 em 0,80, ligeiramente abaixo do nível registrado no I tri 2000, de 0,84. A dinâmica do comportamento das IF públicas, privadas nacionais e privadas estrangeiras são semelhantes, com aumento do Lerner 1 anos após a crise financeira internacional e queda a partir do final de 2016. Contudo, vale destacar a ocorrência de um descolamento do Lerner das públicas e das privadas entre o IV tri 2011 e o II tri 2013. Nesse período, o *mark-up* das instituições de controle governamental caíram, incluindo Caixa e BB, enquanto o das privadas, subiram.

Os resultados revelam, ainda, que, dada a relevância das instituições bancárias tipo b1 na concessão do empréstimo total, seu Índice de Lerner médio ponderado acompanha a trajetória e o nível do sistema. A média do *mark-up* de b1, embora tenha variado ao longo da série, fechou o III tri 2019 praticamente no mesmo patamar registrado no início da série, de 0,74. As instituições tipo b2 apresentaram redução do Lerner, de 0,85 para 0,77, no período considerado. A partir do III tri 2009, ou seja, 1 ano após a turbulência econômica mundial, os Índices médios de Lerner de b1 e de b2 subiram. Desde o IV tri de 2016, b1 e b2 apresentam melhora no nível de competição. Vale ressaltar que o Indicador já reflete as operações de crédito realizadas pelos bancos digitais.

No tocante ao segmento não bancário, a média ponderada do Lerner das cooperativas de crédito singular (B3S) foi a que apresentou a queda mais expressiva dentre os TCB analisados, de 0,82 no I tri 2000 para 0,67 no III tri 2019. Somente dois anos após a crise, as cooperativas elevaram suas margens. A partir de 2017, assim como o segmento bancário, registraram redução do Indicador de competição de Lerner. Desde 2001, as cooperativas apresentam níveis de competitividade superiores à b1, b2 e n1. Estatisticamente, a média do Lerner das B3S foi menor que a dos bancos b1 em 63 dos 79 trimestres (80% das vezes), de acordo com o teste *t* de igualdade de médias. Embora representem apenas 3,0% dos empréstimos totais, a participação das cooperativas tem crescido, aumentando o potencial de acirrar a concorrência

no mercado de crédito. As instituições não bancárias de crédito (n1) mantiveram seus *mark-ups* em níveis elevados ao longo da série, sugerindo menor competição nesse tipo de segmento.

Os indicadores de concentração apresentaram aumento consistente ao longo do tempo analisado, especialmente a partir de 2008, confirmando a percepção geral da população. O IHH passou de baixo grau de concentração no início do período para moderado no III tri de 2019. Em consonância, as cinco maiores instituições, que controlavam 45,4% do mercado de crédito, passaram a controlar 69,9% ao final da série. O aumento da concentração pode ser explicado, em parte, pela necessidade de ganhos de escala, de altos investimentos e da complexa gestão de riscos do setor. Além disso, após a crise de 2008, fusões e aquisições relevantes elevaram a concentração, movimento ocorrido em países acompanhados pelo *Bank for International Settlements* (BIS, 2018b).

A despeito do aumento da concentração, a mediana do Indicador de Lerner reduziu-se entre o I tri 2000 e o III tri 2019, ou seja, a concorrência aumentou. A média ponderada da competitividade não se alterou de uma ponta a outra. Ambas as métricas de competição (média e mediana) registram aumento expressivo da competitividade desde 2017, mas os indicadores de concentração mostraram ser relativamente mais persistentes que o de concorrência, que já voltou aos menores patamares da série.

O teste de Granger aplicado no presente estudo para avaliar a causalidade intertemporal empírica entre o IHH e o Índice Lerner suportam a tese de que, entre o I tri 2000 e o III tri 2019, a competição é explicada por ela mesma defasada e não pela concentração passada. O resultado reforça a perspectiva de que não há necessariamente uma relação inversa entre concentração e competição. Modelo econométrico dinâmico, estimado pelo GMM-sistema, aplicado ao painel formado pelas instituições classificadas como b1 evidenciam a presença da inércia concorrencial. Vale destacar, também, que quanto maior o *market share*, maior a margem cobrada nas operações de crédito. O coeficiente da variável taxa de juros de 5 anos possui influência menor, porém, apresentou o sinal positivo esperado.

Além do aumento da relevância das cooperativas, ampliando a oferta de crédito suplementar, as inovações tecnológicas também impactam o funcionamento do sistema. As empresas financeiras intensivas no uso de tecnologia, que inclui bancos digitais, *fintechs* e grandes companhias, evoluíram nos últimos anos e seus os efeitos devem ser acompanhados.

Em síntese e na ótica do sistema de hipóteses estabelecido pelo presente estudo, a competitividade da indústria financeira atuante no crédito não se reduziu no recorte temporal considerado, apesar do aumento da concentração, apoiando a primeira hipótese ($h_{1,1}$). O

Indicador de Lerner médio ponderado se manteve no mesmo patamar, enquanto o primeiro, o segundo (mediana) e o terceiro quartis reduziram-se no período. A primeira hipótese ($h_{1,1}$) é fortalecida pelo resultado do teste de causalidade de Granger, ao sugerir que o Indicador de Lerner é influenciado apenas por ele mesmo de forma defasada, e não pelo IHH.

A segunda hipótese do estudo ($h_{2,1}$), que estabelece a inércia concorrencial e o custo de oportunidade como estatisticamente relevantes para explicar o nível de competição, também encontra respaldo no tocante ao mercado bancário tipo b1. Os coeficientes das variáveis persistência das condições concorrenciais em 1 (um) e em 2 (dois) trimestres mostraram-se positivos e com valores que sugerem a importância prática dos termos. Vale ressaltar, ainda, a que a participação de mercado da IF está diretamente e intensamente associada às margens praticadas nas operações de crédito. O parâmetro do fator taxa de juros que remunera os títulos públicos de 5 anos apresentou influência prática menor, porém, com o sinal positivo esperado e significância estatística de 1%.

A defasagem, representada neste estudo pelo lag do Lerner, ocupa importante papel na economia e se deve a razões psicológicas, tecnológicas e institucionais (Gujarati, 2000). No tocante ao setor em discussão, pode haver, ainda, a presença de rigidez comportamental das IF. Nakane e Koyama (2003) mostraram que há bancos que cobram sistematicamente taxas maiores que os demais. Até o momento, restam dúvidas quanto aos fatores que induzem esse comportamento, e, aparentemente, não são características intrínsecas das próprias organizações. A persistência das condições da estrutura da organizacional bancária tende a ser superada com iniciativas que torne o setor mais contestável. Nesse contexto, espera-se que ações como a portabilidade do crédito e a ampliação do acesso às informações sobre clientes, com os chamados *open banking* e cadastro positivo, elevem a competição potencial.

A percepção dos agentes de que a competição do segmento bancário é menor que a do segmento não bancário nas operações de crédito foi observada, conforme formulado pela terceira hipótese (H_3). A aplicação do teste t de igualdade de médias indicou que o Lerner das IF tipo B3S foi menor que o dos bancos tipo b1 em 63 dos 79 trimestres avaliados (80% das vezes), com 1% de significância. Na comparação da competitividade entre as IF por forma de controle, as governamentais apresentaram os menores *mark-ups* médios que os das privadas nacionais e estrangeiras, diferente do esperado pela quarta hipótese (H_4). Com 1% de significância, a média do Índice de Lerner das públicas foi menor que a das privadas nacionais em 55 dos 79 trimestres (70%).

Além dos 6 bancos digitais, há cerca de 332 *fintechs* operando no Brasil, sendo mais de 30 de crédito. Os indicadores de concentração e de competição mensurados nesta pesquisa abrangem os bancos digitais, que representam cerca de 0,8% do total de empréstimos concedidos. Até o momento, não há dados públicos suficientes para estimar os *mark-ups* praticados pelas *fintechs* o que constitui uma limitação desse estudo. Os impactos dessas *startups* sobre a concentração e sobre a competição não são conhecidos, tampouco mensuráveis abrindo-se, assim, uma lacuna de pesquisa sobre diagnóstico, visão prospectiva, benefícios e riscos potenciais.

Nesse contexto, o estudo trouxe uma análise exploratória sobre o avanço das *fintechs* e da tecnologia *blockchain*. A representatividade dessas empresas inovadoras é estimada em cerca de 0,3% do mercado de crédito. Contudo espera-se que a Resolução nº 4.656/2018 (CMN, 2018), que regulamenta a atuação das *fintechs* de crédito, e o Programa BC# incentivem a oferta de serviços financeiros e promovam a competição no setor, bem como a inclusão financeira da camada da população de baixa renda aos serviços financeiros.

Por outro lado, modelos de negócios inovadores estão sujeitos a riscos que devem ser gerenciados, como o risco operacional, especialmente àqueles afetos à TI. Identificar processos que levem a pró-ciclicidade, possivelmente por reação de seus investidores a variações no valor dos empreendimentos, contribui para a antecipação de riscos e delinear atuações para mitigar os efeitos sistemicamente relevantes.

O FSB, que coordena o trabalho das autoridades financeiras nacionais e internacionais no que tange à normatização, regulação e supervisão do setor financeiro, acompanha o desenvolvimento do mercado das *fintechs* e suas implicações para a estabilidade financeira. Em estudo publicado em 2019, o Conselho sustenta que a maior concorrência e diversidade em empréstimos, pagamentos, seguros, comércio e outras áreas pode contribuir para um sistema financeiro mais eficiente e resiliente. No entanto, o aumento da competição, sobretudo com a atuação das *BigTechs*, poderia pressionar a lucratividade das instituições financeiras, levando a uma tomada de risco adicional entre os operadores estabelecidos a fim de manter as margens.

O uso da tecnologia *blockchain* compõe esse cenário de inovação e tem despertado o interesse de agentes econômicos devido aos ganhos de eficiência e de segurança para a indústria financeira. Além de gravar e rastrear, os registros baseados no *blockchain* são imutáveis. A segurança e a colaboração colocam a tecnologia como um fator de transformação para os serviços financeiros como transferência de valores e meios de pagamentos. A natureza e o escopo dos serviços prestados pelo setor financeiro evoluirão conforme as preferências dos

consumidores, pelo lado da demanda, e pelas inovações tecnológicas, pelo lado da oferta. Os avanços tecnológicos reduzem as vantagens competitivas das firmas estabelecidas e as barreiras à entrada. A digitalização diminui custos marginais de operação e de transação. A elevação da contestabilidade na indústria cria incentivos para a redução dos custos explícitos, assimetrias e fricções na oferta de serviços, elevando a eficiência (BOYD; DE NICOLO, 2005).

Conclui-se, com fulcro no trabalho conduzido, que a análise da estrutura da indústria financeira deve avançar no sentido de alcançar o mercado de crédito internacional e, potencialmente, outros produtos e serviços financeiros oferecidos. O segundo estudo estima a concentração e a competição em uma amostra de 2.324 bancos em cerca de 92 países, comparando-os com os níveis apresentados pelo mercado bancário doméstico. Ainda, descreve a evolução e a relevância da indústria de pagamentos via cartão de débito e de crédito. A literatura científica sobre a competitividade em uma amostra de países abrangente, sobretudo no tocante as nações em desenvolvimento, é escassa. Além disso, o desenvolvimento e a relevância da indústria de pagamentos não vêm acompanhados de pesquisas científicas sobre o tema.

Estudo 2: Competição e Concentração no Mercado de Crédito Bancário Internacional e Brasileiro

Resumo: O presente estudo analisa a organização da indústria bancária internacional e brasileira atuante no mercado de crédito, por meio da estimativa e da avaliação de indicadores de concentração e de concorrência. O método de Lerner estima o nível de competição, pela diferença entre o preço do crédito e o custo marginal do banco, dado pela derivada parcial da função translog do custo total. A primeira contribuição deste estudo consiste em estimar a competitividade no mercado bancário de crédito global do I tri 2000 ao II tri 2016, mediante metodologia consagrada de Lerner aplicada a uma amostra de 2.324 bancos em 92 países que formou um painel desbalanceado com 55.735 observações. Os resultados sugerem que a concentração aumentou ou se manteve em patamar elevado em 6 das 7 regiões econômicas mundiais estabelecidas pelo Banco Mundial. A competitividade, por sua vez, aumentou em todas 7 regiões, em intensidades distintas. O Indicador de Lerner médio do mercado bancário de crédito internacional caiu de 0,59 no I tri de 2000 para 0,084 no II tri 2016. A queda mais expressiva do Lerner foi observada na América do Norte, seguido da Europa e Ásia Central. A América Latina e Caribe manteve baixa competitividade, ainda assim, superior ao do Brasil em 82% dos trimestres. A literatura não apresenta consenso acerca do nexos entre concentração e concorrência. Para avaliar esta associação, foi estimado modelo econométrico dinâmico a partir de um painel não balanceado com informações de 31 países. Os parâmetros da persistência das condições de competição e dos juros com prazo de 5 anos apresentaram relevância estatística e sinais positivos. O coeficiente da variável concentração não apresentou significância estatística. Os resultados apoiam a perspectiva de que não há necessariamente uma relação inversa entre concentração e competitividade.

Palavras-chave: concentração, competição, bancos, persistência das condições de competição, taxa de juros.

Abstract: This study analyzes the organization of the international and Brazilian banking industry operating in the credit market, through the estimation and evaluation of concentration and competition indicators. The Lerner method estimates the level of competition, by the difference between the credit price and the bank's marginal cost, given by the partial derivative of the translog function of the total cost. The first contribution of this study is to estimate the competitiveness in the global credit banking market from the 1st tri 2000 to the 2nd tri 2016,

using Lerner's established methodology applied to a sample of 2,324 banks in 92 countries that formed an unbalanced panel with 55,735 observations. The results suggest that the concentration has increased or remained at a high level in 6 of the 7 world economic regions established by the World Bank. Competitiveness, in turn, increased in all 7 regions, at different intensities. The average Lerner Indicator of the international credit banking market fell from 0.59 in the first quarter of 2000 to 0.084 in the second quarter of 2016. The most significant drop in Lerner was observed in North America, followed by Europe and Central Asia. Latin America and the Caribbean maintained low competitiveness, even so, superior to that of Brazil in 82% of the quarters. There is no consensus in the literature about the nexus between concentration and competition. To evaluate this association, a dynamic econometric model was estimated from an unbalanced panel with information from 31 countries. The parameters of the persistence of competition conditions and the interest rate (5 years) showed statistical relevance and positive signs. The coefficient of the concentration variable was not statistically significant. The results support the perspective that there is not necessarily an inverse relationship between concentration and competitiveness.

Keywords: concentration, competition, banks, persistent competition conditions, interest rate.

3.1 Introdução

3.1.1 Tema e Problema do Estudo

A literatura acadêmica tem empreendido esforços no sentido de mostrar que concentração não é uma medida apropriada para competição (BIKKER; SHAFFER; SPIERDIJK, 2009). Os indicadores de concentração medem participações de mercado, sem implicações, *a priori*, sobre o comportamento competitivo das empresas (OLSZAK; ŚWITALA; KOWALSKA, 2013). Já o poder de mercado, segundo VanHoose (2010), reflete a capacidade do banco cobrar juros de empréstimos acima do seu custo marginal levando a uma quantidade de crédito abaixo do que seria ofertado em um ambiente de competição perfeita.

O aumento da concentração na indústria financeira pode ser explicado, em parte, pela busca de ganhos de escala, pela necessidade de altos investimentos e pela complexa gestão de riscos do setor. Ainda, a presença de falhas de mercado e de assimetria de informações justifica o fato de os bancos encontrarem-se entre as instituições mais regulamentadas e supervisionadas do planeta (VANHOOSE; 2010) o que pode contribuir para a concentração. Se as características da indústria, que colabora para tornar o setor mais concentrado, podem torná-la menos competitiva, implica desvendar a relação entre concorrência e concentração.

Contudo, não há consenso a respeito donexo entre concentração e competitividade. A relação entre essas variáveis mostra-se não necessariamente inversa sob égide da *Efficient-Structure (ES) Theory* (VANHOOSE, 2010). A *Structure-Conduct-Performance (SCP) Hypothesis*, por seu turno, adverte que a concentração pode gerar uma conduta imperfeitamente competitiva que elevam os juros dos empréstimos e reduzem os dos depósitos, reduzindo o bem-estar social (SHAFFER; SRINIVASAN, 2002). Na *New Empirical Organization – NEIO*, a competição é averiguada via estimativa de indicadores como o de Lerner (1934) e de Panzar-Rosse (1987), sem inferências acerca da estrutura e da conduta do mercado.

Nesse aspecto, o papel do custo de oportunidade na tomada de decisões das empresas ganha relevo, inclusive na definição do preço de produtos financeiros como o de crédito. Entendido como o retorno de um recurso em seu melhor uso alternativo (LIPSEY; STEINER, 1981), quanto mais alto o custo de oportunidade, maior o prêmio de risco embutido nas margens cobradas nos empréstimos e menor tende a ser o nível de competitividade vivenciado pelo setor.

3.1.2 Objetivos e Relevância do Estudo

O objetivo desse estudo consiste em promover diagnóstico da estrutura da indústria bancária internacional nas operações de crédito, por meio de estimativas de competição e de

concentração. O Índice de Lerner, sugerido pela literatura (LERNER, 1934) (VANHOOSE, 2010) (TURK-ARIS, 2010) e por autoridades supervisoras (BCB, 2018), é estimado para cada uma das 7 (sete) regiões econômicas estabelecidas pelo Banco Mundial, desde o I tri de 2000 ao II tri de 2016, a partir de um painel formado por 2.324 bancos em 92 países. Dessa forma, torna-se viável avaliar a competitividade do mercado bancário brasileiro comparativamente à apresentada pela América Latina e Caribe e por países competidores. Além disso, avalia-se se a competição possui associação com a concorrência inercial, com a taxa de juros e com os níveis de concentração. A competitividade no mercado de cartões de crédito e de débito também é investigada. Tal ampliação de escopo na análise de concorrência motiva-se pela constatação de que receitas de serviços financeiros constituem uma importante parcela da receita operacional de instituições do segmento bancário (BCB, 2018).

A pesquisa contribui para o conhecimento científico ao estimar o Índice de Lerner do mercado de crédito bancário internacional e, também, de cada uma das 7 (sete) regiões econômicas mundiais, a partir de uma amostra expressiva de bancos, em extensivo recorte temporal. Ademais, compara os níveis de competição entre Brasil e América Latina e Caribe. Importa ressaltar a escassez de estudos sobre competitividade com fulcro nos países em desenvolvimento. Nota-se, ainda, que as publicações dos trabalhos empíricos sobre o tema se atêm à atividade bancária como um todo, não necessariamente às operações de crédito de forma apartada, e ao período pós crise financeira internacional. Perante a ausência de consenso na literatura, os resultados esclarecem a relação entre concentração e competitividade no âmbito global. Ainda, identifica, empiricamente, como a persistência das condições da concorrência e o custo de oportunidade influenciam a competição corrente.

3.1.3 Sistema de Hipóteses do Estudo

Neste segundo estudo, a primeira hipótese ($h_{2,1}$) é a de que, mesmo diante de elevada ou moderada concentração, a competitividade se elevou no mercado de crédito global entre 2000 e 2016. Em outras palavras, não há, necessariamente, uma relação inversa entre concentração e competição no recorte temporal considerado. Para tal, é estimado o Indicador de Lerner mundial ponderado e por região econômica cujos resultados foram obtidos via modelo econométrico da função translog do custo total aplicados a um painel formado por 2.324 bancos de 92 países.

Nesse tocante, emerge a segunda hipótese do estudo ($h_{2,2}$) de que a inércia concorrencial e o custo de oportunidade, representado pelos juros que remuneram os títulos públicos com prazo de 5 anos, são mais relevantes para explicar a competição, em vez da concentração. A

hipótese supra é sustentada a partir de modelo econométrico dinâmico sobre painel com informações referentes à 31 países entre o I tri 2000 e o II tri 2016.

Na sequência, é possível comparar o comportamento do nível de competição do Brasil *vis a vis* o da região da América Latina e Caribe, mediante aplicação de teste estatístico de igualdade de médias. A expectativa, formulada como quinta hipótese da Tese (H_5), é a de que a concorrência do setor bancário brasileiro é inferior ao da região a que pertence. Em outras palavras, as margens praticadas pelos bancos brasileiros são maiores que aquelas aplicadas pelos banco latinos-americanos, possivelmente em virtude do elevado custo de oportunidade interno .

Esse estudo está dividido da seguinte forma. A seção seguinte (3.2) apresenta a fundamentação teórico-empírica relacionada à organização da indústria financeira. Na 3.3, descreve-se o método utilizado, desde as ferramentas estatísticas aplicadas, variáveis e *proxies* consideradas, à seleção da amostra. A 3.4 dedica-se à análise empírica do modelo econométrico do custo total e dos resultados dos índices de competição do setor bancário internacional e brasileiro no tocante às operações de crédito. Nessa seção, avalia-se, ainda, a associação econométrica dinâmica entre competitividade, concentração e taxa de juros. A seção 3.5 promove um levantamento sobre a concorrência no mercado de credenciamento de cartões de crédito global e brasileiro. Na seção 3.6 são tecidas as considerações finais e expostas as limitações da pesquisa.

3.2 Referencial Teórico-Empírico

3.2.1 Poder de Mercado

Primeiramente, faz-se necessário conceituar concentração e competição. A literatura predominantemente mostrou que concentração não é uma medida apropriada para competição (BIKKER; SHAFFER; SPIERDIJK, 2009). Os indicadores de concentração medem participações de mercado, sem permitir, *a priori*, inferências sobre o comportamento competitivo das empresas (OLSZAK; ŚWITALA; KOWALSKA, 2013). Já o poder de mercado, segundo VanHoose (2010, p. 89), reflete a capacidade do banco cobrar juros de empréstimos acima do seu custo marginal levando a uma quantidade de crédito abaixo do que seria ofertado em um ambiente de competição perfeita. Na captação, o poder de mercado gera uma taxa de depósito abaixo da receita marginal líquida e em uma quantidade de depósito inferior àquela que prevaleceria em um mercado perfeitamente competitivo.

No campo da economia da indústria bancária, a relação entre concentração e competição mostra-se não necessariamente negativa sob a égide da *Efficient-Structure (ES) Theory* (VANHOOSE, 2010). A Teoria, introduzida por Demsetz (1973), sugere que embora os diferenciais de lucro entre os bancos tendam a ser reduzidos pela concorrência, a qualquer momento instituições de grande porte podem operar com lucros maiores que os dos bancos menores. Lucros mais elevados, observados nas grandes instituições, podem levar a vantagens de eficiência de economias de escala e de escopo em vez de atitudes predatórias destinadas a impedir a entrada de novos concorrentes. O Indicador de competição de Boone (2008) se baseia nesta hipótese pois pressupõe que, em um mercado competitivo, elevações no custo marginal reduzem o desempenho, em termos de participação de mercado.

Já a *Structure-Conduct-Performance (SCP) Hypothesis* argumenta que a falta de contestabilidade gera uma conduta imperfeitamente competitiva que elevam os juros dos empréstimos e reduzem os dos depósitos, reduzindo o bem-estar social (BERGER; HANNAN, 1989) (SHAFFER; SRINIVASAN, 2002). Na abordagem da SCP, a maior concentração associa-se a maior lucratividade devido a ganhos monopolísticos (TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012) e não à eficiência. Os métodos aplicáveis ao paradigma utilizam medidas de concentração como *proxies* para a competição, como o Índice de Herfindahl–Hirschman (IHH), razões de concentração e quantidade de agências (OLSZAK; ŚWITALA; KOWALSKA, 2013).

Há, ainda, a *New Empirical Organization* – NEIO que mede a competição por meio da estimativa de indicadores, sem suposições *ex-ante* acerca da estrutura ou da conduta de mercado. Nessa abordagem, aplicam-se sistemas de equações simultâneas, como sustenta Bresnahan-Lau (1982), em que funções de oferta e de demanda são estimadas simultaneamente de maneira a identificar um parâmetro que represente o comportamento das empresas. Destaca-se, ainda, o método Panzar-Rosse (1987) e o de Lerner (1934) que podem ser formalmente derivados de condições de equilíbrio supondo maximização dos lucros, conforme Bikker, Shaffer e Spierdijk (2009). Dado o exposto os seguintes métodos para estimação da competição no mercado bancário são apresentados na sequência: Panzar-Rosse, Índice de Lerner e indicador de Boone (2008).

No que cinge aos estudos voltados para o mercado brasileiro, Joaquim e Doornik (2019) mostraram que os efeitos de Fusões e de Aquisições (F&A) sobre a taxa de juros e a oferta de crédito é maior onde o mercado é mais concentrado. Os autores destacam que os nove últimos atos de concentração ocorridos no Brasil que reduziram o número de bancos em localidades

com poucas instituições e levaram a um menor volume de crédito e a maiores taxas de juros. Contudo, nos municípios em que havia apenas um banco, os *spreads* bancários caíram, apontando que ganhos de eficiência advindos de F&A podem ter sido repassados aos clientes. Em localidades com cinco ou seis bancos diferentes, os eventos de concentração não afetaram o custo do crédito de forma significativa, possivelmente em razão do maior grau de competição já existente. Os autores também revelam que uma queda dos *spreads* aos níveis internacionais levaria a um aumento de 4,83% do Produto Interno Bruto (PIB).

Urge salientar, nesse aspecto, a relevância da teoria do desenvolvimento que relaciona concorrência, inovação e crescimento. Com o intuito de escapar da redução da taxa de lucro imposta pela concorrência, Schumpeter (1964, 1983, 2005) argumenta que os concorrentes reproduzem inovações, o que eleva a produtividade do capital e do trabalho. A inovação original e, sobretudo, suas consequências, como a imitação, a difusão e a derivações da inovação original são relevantes para o crescimento econômico. Ao introduzir uma inovação, o aumento da taxa de lucro permite, ao inovador, promover a imitação, que, por si só, já aumenta o investimento. Como resultado, os imitadores se multiplicam e buscam recursos financeiros para a produção do bem novo, acelerando o crescimento.

Marx (1988) também admite que os capitalistas inovam para fugir da concorrência, mas foca no momento poupador do trabalho e concepção tecnológica da inovação. Chamberlim (1951, 1962) se aproxima de Schumpeter no papel da fuga à competição, contudo, propõe uma teoria sobre o estado a que se tende quando a mudança cessa e seus impactos se esgotam. No que se refere às consequências da competição consubstanciada em diferenciação, Chamberlim considera que o impacto sobre o crescimento é apenas alocativo e enquanto não se encontra novo equilíbrio estável.

3.2.1.1. Método Panzar-Rosse

O método Panzar-Rosse (1987) estima equação na forma reduzida da receita total em relação a um vetor de preços de insumos e a outras variáveis de controle que refletem características da empresa (Equação 7). Supondo que o mercado se encontra em equilíbrio de longo prazo e que as empresas visam maximizar seus lucros, a medida de competição é dada pela soma das elasticidades da receita total em relação aos preços dos insumos (Equação 8). Na indústria bancária, os fatores de produção comumente empregados são: capital próprio, capital de terceiros e trabalho.

$$\log RT = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta_i \log w_i + \sum_{j=1}^m \gamma_j X_j + \varepsilon \quad (7)$$

Onde:

RT : receita total;

w_i : preço do insumo i ;

β_i : elasticidade da receita em relação ao insumo w_i ;

X_j : vetor de variáveis de controle das características da firma;

γ_j : coeficientes das variáveis de controle; e

ε : termo de resíduo.

$$H = \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_n = \sum_{i=1}^n \frac{\partial RT}{\partial w_i} \left(\frac{w_i}{RT} \right) \quad (8)$$

Onde:

H : estatística H ; e

$\frac{\partial RT}{\partial w_i} \left(\frac{w_i}{RT} \right)$: elasticidade da receita em relação a cada um dos preços dos insumos.

Panzar e Rosse (1987) mostram que um H positivo ($H > 0$) pode ser compatível com o modelo de competição monopolística ou também de competição perfeita. Se $0 < H < 1$, trata-se de competição monopolística, caracterizada pela diferenciação e produtos e por produzir mais a um preço menor que faria em monopólio, conforme explica Tabak, Fazio e Cajueiro (2012) e Silva (2014). Nesse caso, as variações nos preços dos fatores de produção levam a uma variação menor que proporcional nas receitas, pois a demanda em relação aos bancos é inelástica.

Um valor unitário para a estatística- H ($H=1$) é compatível com uma estrutura de mercado perfeitamente competitiva, onde a elasticidade de demanda tende ao infinito (demanda perfeitamente elástica) e cada fator de produção é remunerado pela sua produtividade marginal. Sob concorrência perfeita, elevações do preço dos insumos leva à saída de algumas IF do mercado, em razão do aumento dos custos médios ou marginais sem alteração do nível ótimo de produção.

Por fim, um valor não positivo para a estatística- H ($H \leq 0$) implica que a indústria opera em monopólio, a partir de uma firma dominante ou de uma coalizão de empresas cartelizadas (oligopólio). Bikker et al. (2009), contudo, advertem que o grau de competição estimado via estatística- H é superestimado com frequência pela literatura e que testes para monopólio e competição perfeita apresentam distorções.

3.2.1.2. Indicador de Boone

Boone (2008) supõe que a competição melhora o desempenho de firmas eficientes e piora o desempenho das ineficientes. Consubstancia-se na hipótese de que empresas com baixo custo marginal apresentam margem operacional mais elevada, o que significa dizer que seriam mais eficientes, e, portanto, ganham mais participação de mercado comparativamente às empresas menos eficientes, conforme esclarece Olszak, Świtłała e Kowalska (2013) e (Silva, 2014). O Indicador representa competição porque as firmas mais eficientes revelam-se mais competitivas

O método, proposto originalmente por Boone (2008), relaciona o lucro ao custo marginal, indicando que empresas com menores custos marginais (mais eficientes) apresenta maiores lucros, conforme informa Castellanos e Garza-Garcia (2013) e Schaeck e Cihák (2008).

$$\log \pi = \alpha + \beta \log CM \quad (9)$$

Onde:

π : lucro; e

CM : custo marginal.

Com base em Boone (2008), autores como Leuvensteijn, Bikker, Rixtel e Sorensen (2011) e Tabak, Fazio e Cajueiro (2012) sugerem um modelo alternativo, que relaciona o custo marginal à participação de mercado (Equação 10). Embora Boone (2008) não indique forma específica para estimar o custo marginal, a função translog de custos é adotada nos trabalhos de Leuvensteijn et al. (2011), Tabak, Fazio e Cajueiro (2012) e Silva (2014).

$$\log MS_{iy} = \alpha + \beta \log CM_{iy} \quad (10)$$

Onde:

MS_{iy} : participação de mercado do banco i no produto ou serviço financeiro y ;

CM_{iy} : custo marginal do banco i em relação ao produto ou serviço financeiro y ;

α : constante; e

β : Indicador de Boone, coeficiente linear.

O sinal esperado do coeficiente linear da Equação (10) é negativo, sugerindo que bancos com menor custo marginal tendem a ganhar participação de mercado (SILVA, 2014). Quanto

mais a eficiência influenciar no desempenho, seja em termos de lucros ou de *market-share*, mais negativo o Indicador (TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012). Empiricamente o β pode ser positivo e a explicação é que, nesse caso, a competição baseia-se na diferenciação e na excelência dos produtos prestados. Os agentes demandam, nesse caso, não apenas com base no preço, mas sim no pacote de serviços de conveniência oferecidos (SILVA, 2014).

3.2.1.3. Método de Lerner

Mais recentemente, a literatura sobre competitividade bancária inovou com o desenvolvimento do método de Lerner (AGORAKI; DELIS; PASIOURAS, 2010) (DELIS; TSIONAS, 2009) (DELIS, 2012). Considerado preferível a *proxies* como a Estatística-H (TURK-ARISS, 2010), o método, introduzido por Lerner (1934), estima o poder de mercado de uma empresa pela diferença entre preço e custo marginal, em percentual do preço (COCCORESE, 2014), conforme Equação (11).

$$L_{it} = \left(\frac{P_{it} - C_{margit}}{P_{it}} \right) \quad (11)$$

Onde:

L_{it} : Índice de Lerner da IF_i no período t ;

C_{margit} : custo marginal da IF_i no período t

(obtido a partir da derivada parcial da função de custo total – Equação 12); e

P_{it} : preço praticado pela IF_i no período t .

Quanto maior o poder de mercado da firma, como prevalece em estruturas monopolistas, maior a margem de lucro auferida e, por conseguinte, maior o poder de fixação de preço e o Indicador de Lerner, também conhecido como *mark-up* relativo (BCB, 2018). Por outro lado, quanto menor o poder de mercado, menor o Índice, indicando a predominância da concorrência perfeita. Em um ambiente concorrencial, os ofertantes têm dificuldades em repassar elevações dos custos. Além disso, os demandantes são mais sensíveis a elevações de preço, ou seja, o Indicador de Lerner é inversamente proporcional à elasticidade-preço da demanda.

Segundo VanHoose (2010), o Índice de Lerner se dá em dimensões contínuas, variando entre 0 (concorrência perfeita) e 1 (monopólio), pressupondo, portanto, um comportamento maximizador de lucro por parte das empresas ($P \geq Cmg$). Contudo, se o banco tiver outros objetivos, seu Lerner pode ser negativo, mesmo que aufera lucro. Spierdijk e Zouras (2017),

inclusive, discutem a presença de poder de mercado quando o Índice de Lerner é igual a zero ou negativo. O resultado do Indicador pode ser representado da seguinte forma: se o custo de ofertar uma unidade adicional de crédito (custo marginal) for igual à 8% ao ano e a taxa de encargos financeiros aplicada ao tomador de crédito for de 20% ao ano, o *mark-up* sobre o custo marginal será de 12 pontos percentuais. Em tais condições, o Índice de Lerner será igual a 0,60 ($L_{it} = 12/20$) ou a 60% em relação ao preço.

O custo marginal, que corresponde ao incremento do custo total em ofertar uma unidade adicional de um produto ou serviço consiste em variável não observada. Silva (2014) ressalta que somente agentes internos da organização conhecem seus custos. Diante disso, a literatura recomenda o emprego da função transcendental logarítmica (translog) do custo total (BCB, 2018) (SIVA, 2014) (TURK-ARISS, 2010). Em seguida, deriva-se o custo total em relação ao produto financeiro relevante, como o estoque de operações de crédito, para obter o custo marginal. A translog constitui forma funcional geral introduzida por Christensen e Jorgenson (1973) considerada abrangente, permitindo testar hipóteses da teoria da produção, como mudanças tecnológicas, e estabelecer valores discricionários para a elasticidade de substituição entre qualquer par de insumos (ALBUQUERQUE, 1987).

No campo da Teoria da Firma, vale mencionar que a função de produção representa a tecnologia que relaciona o produto resultante do processo produtivo aos fatores de produção, compondo, portanto, aspecto relevante nos modelos econômicos (AGUIRREGABIRIA, 2019). Para uma dada função de produção, a função custo é definida como o custo mínimo para produzir determinada quantidade de produto, possuindo, portanto, um importante papel nas pesquisas sobre competição industrial. Importa destacar, ainda, que teoria da dualidade básica (ALBUQUERQUE, 1987) entre as funções de produção e de custo permite recuperar a função de produção da função custo, da mesma forma que se recupera a utilidade da função gasto.

Considerando os aspectos supramencionados, a função translog do custo total pode ser representada pela Equação (12), em que o custo total da IF reflete o estoque dos seus produtos, como empréstimos e ativos líquidos. Ainda, contempla os preços dos principais insumos utilizados na produção, como despesas com pessoal, administrativa e com recursos de terceiros (custo de captação).

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{TC_{it}}{w_{2it}}\right) &= \lambda_0 + \sum_j \lambda_j \ln(y_{jit}) + \sum_j \sum_k \lambda_{jk} \ln(y_{jit}) \ln(y_{kit}) + \beta_1 \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right) \\ &+ \frac{1}{2} \beta_{11} \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)^2 + \sum_j \theta_j \ln(y_{jit}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right) + \sum_t \tau_t D_t \\ &+ \sum_t \Gamma_t D_t y_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (12) \end{aligned}$$

Onde:

TC_{it} : custo total da IF_i no período t ;

λ_0 : parâmetro que captura idiosincrasias da IF via efeitos fixos;

w_{1it} : custo operacional da IF_i em t ;

w_{2it} : custo de captação da IF_i em t ;

y_{jit} : vetor de produtos financeiros envolvendo crédito ($j = 1$), ativos líquidos ($j = 2$) e outros ativos ($j = 3$) da IF_i em t ;

D_{it} : vetor e variáveis dummies da IF_i em t ,

para controlar choques exógenos e mudanças tecnológicas; e

$\varepsilon_{it} = v_{it} + u_i$: termo de erro, onde,

as perturbações v_{it} são normal e independentes distribuídas e u_{it}

$$\sim N(0, \sigma) \text{ e } \text{var}(u_i) = \sigma^2.$$

Os parâmetros da função translog de produção (custo total) são obtidos mediante regressão linear múltipla, utilizando *proxies* das variáveis que integram o modelo. Na sequência, é possível estimar o custo marginal do produto ou do serviço para cada IF em cada período a partir da derivada parcial do custo total, conforme pode ser visualizado pela Equação (13). Alguns autores normalizam a variável dependente custo total e o preço do insumo w_1 em relação ao preço do insumo w_2 com o intuito de assegurar a condição de homogeneidade linear da função de custo (REB, 2017) (SILVA, 2014) (TURK-ARISS, 2010).

$$\begin{aligned} Cmag_{1it} &= \left(\frac{TC_{it}}{w_{2it}}\right) \left[\lambda_1 + 2 \lambda_{11} \ln(y_{1it}) + \lambda_{12} \ln(y_{2it}) + \lambda_{13} \ln(y_{3it}) + \theta_1 \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)\right] \\ &+ \sum_t \tau_t D_t \quad (13) \end{aligned}$$

3.2.2 Competição – Fragilidade

Na concepção tradicional, evidências teórico-empíricas sugerem que sistemas bancários mais competitivos geram instabilidade. As IF com poder de mercado tendem a reduzir problemas advindos de assimetria informacional e a desenvolver, portanto, uma relação contínua e de longo prazo com as firmas credoras (PETERSEN; RAJAN, 1995). Ao emprestar recursos volumosos, os bancos, sobretudo em mercados concentrados, mantêm uma relação próxima junto aos seus credores corporativos (AZEVEDO; GARTNER, 2020), buscando monitorar o comportamento dos gestores na condução da firma (BULOW; SHOVEN, 1978). Bancos de grande porte estão mais propensos a selecionar seus mutuários, diferenciando os devedores de baixa e de alta qualidade (CETORELLI; PERETTO, 2000) o que contribui para a qualidade do portfólio de crédito e, conseqüentemente, para a estabilidade financeira.

Além da maior simetria informacional percebida em ambientes menos concorrenciais, o poder de mercado eleva os *buffers*³⁹ de capital dos bancos, os tornando mais prudentes e menos propensos a seguir estratégias de risco (MATUTES; VIVES, 2000). Besanko e Thakor (1993) haviam mostrado que bancos com as informações apropriadas acerca dos seus credores podem ter mais incentivos em limitar suas exposições ao risco. Keeley (1990) conclui, ainda, que o aumento da concorrência corroeu o valor de franquia dos bancos norte-americanos, levando-os a tomar mais riscos e provocando um surto de falências bancárias na década de 1980.

Turk-Ariss (2010) mostrou que o poder de mercado eleva a estabilidade bancária. Nesse contexto, ressalta que o Índice de Lerner utilizado para medir o grau de concorrência é mais apropriado que *proxies* como a estatística-H de Panzar e Rosse (1987). O Lerner (1934) calcula a diferença entre o preço praticado pela IF em relação ao seu custo marginal. A estabilidade geral no nível do banco foi estimada via Z-index que combina indicadores de rentabilidade, alavancagem e volatilidade de retorno. Consagrado por Berger et al. (2009) e Boyd e De Nicolo (2006), o Z-index capta o número de desvios-padrão que a rentabilidade teria que diminuir para capitalização bancária se esgotar. Portanto, quanto maior o índice mais distante o banco está do *default*. Ao analisar um painel com 821 bancos em 60 países em desenvolvimento, Turk-Ariss (2010) evidencia, ainda, a maior eficiência dos lucros decorrentes do maior poder de mercado, apesar de perdas de eficiência de custos.

O argumento “*Excessive Deposit Competition*” sugere que a concorrência excessiva na captação semeia instabilidades. Nessa visão, a competição desmedida por depósitos induz os

³⁹ Manutenção de capital acima do nível mínimo exigido pelo regulador.

bancos a pagarem taxas de juros de depósito elevadas para compensar o risco de saques que pode alimentar uma corrida bancária. Em uma aplicação do modelo de Diamond-Dybvig (1983), Smith (1984) formaliza esse argumento, destacando o fato de que o banco não conhece a probabilidade de saques. Mais recentemente, De Vries e George (2005) conclui que a concentração no mercado de depósito interbancário aumenta o risco de falhas isoladas.

3.2.3 Competição – Estabilidade

Mais recentemente, evidências teórico-empíricas têm apoiado o argumento de que a competição na indústria financeira eleva a robustez dos bancos. Inicialmente, grande parte dessas pesquisas utilizavam medidas de concentração como variável representativa do poder de mercado (DE NICOLÓ, 2000) (DE NICOLÓ et al. 2004). Autores como Bikker (2004), Claessens e Laeven (2004) e Shaek, Cihák e Wolfe (2009) mostraram que a concentração, contudo, constitui uma fraca representação no nível de concorrência. A perspectiva de que a competitividade do mercado, explicado essencialmente por aspectos como barreiras a entradas e questões regulatórias, não reflete necessariamente o seu nível de concentração tem se fortalecido.

Shaek et. al (2009), ao aplicar o método Panzar e Rosse (1987), mostraram que sistemas bancários mais competitivos reduzem a probabilidade de eclosão de crises sistêmicas e aumentam o tempo estimado até o *distress*. Ao analisar IF em 45 países entre 1980 e 2005, também concluíram que quanto mais concentrado, maior a probabilidade de crise e menor o período que a antecede, em linha com pesquisas anteriores (BECK; DEMIRGUÇ-KUNT; LEVINE, 2006). O estudo consubstancia o argumento de Claessens e Laeven (2004) de que concentração e concorrência descrevem diferentes características dos sistemas bancários, ao encontrar efeitos independentes sobre a probabilidade e o *timing* de crises sistêmicas. Com base nos resultados, Shaek et. al (2009) concluem no sentido de apoiar políticas de promoção da concorrência entre os bancos no intuito de contribuir para a estabilidade.

A literatura microeconômica da organização industrial aponta que a competição eleva a eficiência das organizações (HAY; LIU, 1997). Especificamente no tocante aos bancos, a eficiência cria incentivos para selecionar e monitorar seus credores de forma mais adequada, levando a menor inadimplência nos empréstimos concedidos (BERGER; DEYOUNG, 1997). Desses argumentos emerge a hipótese de que a eficiência consiste no canal de transmissão por meio do qual a competição torna os bancos financeiramente mais sólidos.

Schaeck e Cihak (2008), ao analisarem mais de 3.600 instituições financeiras europeias e 8.900 norte-americanas entre 1995 e 2005, encontraram que a concorrência aumenta a solidez bancária mediante ampliação da eficiência. O teste Granger foi utilizado para avaliar, primeiramente, a causalidade intertemporal do Indicador de competição de Lerner sobre a lucratividade e o custo. Em um segundo momento, relacionou-se outra medida de intensidade da concorrência, o Indicador de Boone, com a robustez bancária, medido pelo Z-index. Vale lembrar que o índice introduzido por Boone (2008) mensura a elasticidade da participação da IF no mercado em relação a variações no seu custo marginal. Portanto, aumentos no custo marginal de uma organização financeira tendem a elevar as taxas de juros cobradas, comparativamente às demais instituições, e a reduzir sua participação no mercado.

Os resultados do teste de causalidade de Granger apontaram que aumentos na competição precederam elevações na eficiência dos lucros, tanto na Europa quanto nos Estados Unidos. Para tal, foram usadas duas medidas de lucro: eficiência de lucro padrão e eficiência de lucro alternativa. Ambas as medidas avaliam o quão próximo o banco se encontra da fronteira eficiente (BERGER; MESTER, 1997), que, por sua vez, denota a lucratividade máxima possível, dado níveis específicos dos preços dos insumos (padrão) ou de suas quantidades (alternativa). Ainda, Schaeck e Cihak (2008) corroboram a relação positiva entre competição e eficiência nos custos nos EUA.

A amostra dos bancos europeus e norte-americanos avaliados por Schaeck e Cihak (2008) também confirmaram a “*Prudent and Efficient Management – Hypothesis*”. Os modelos econométricos indicaram sinal negativo e estatisticamente significativo do Indicador de Boone (quanto menor, mais competitivo) sobre a variável dependente, o Z-score (quanto maior, mais estável). Salientam, contudo, que os achados são sensíveis às especificações do modelo. No que cinge às implicações políticas, os resultados sugerem que a concorrência no setor bancário é salutar na medida em que aumenta tanto a eficiência bancária quanto a solidez. Ambos constituem metas desejáveis sob a ótica do formulador de políticas, pois um sistema bancário competitivo aloca os recursos de forma mais eficiente para a sociedade e, ainda, torna a solidez dos bancos mais provável.

Carletti e Vives (2008), em sua revisão da literatura sobre concorrência e estabilidade, mostraram, contudo, que o poder de mercado afeta os incentivos do banco em tomar risco de forma apenas moderada. Berger et al. (2009) advertem que as duas vertentes da literatura, da concorrência-fragilidade e da concorrência-estabilidade, não precisam necessariamente produzir previsões opostas sobre o domínio da estabilidade. Enquanto o poder do mercado na

atividade de crédito possa resultar em carteiras de crédito mais arriscadas, os bancos podem proteger seu valor global de franquia usando outros meios, tais como aumentar seu capital acionário ou se engajar em outras técnicas de mitigação de risco.

3.3 O Método de Análise

Nesta seção é apresentado o método utilizado para estimar os indicadores de competitividade da indústria bancária global, incluindo fórmulas, definição da amostra, critérios adotados para seleção das *proxies* e modelo econométrico.

3.3.1 O Modelo Teórico

O nível de concorrência do segmento bancário internacional nas operações de crédito é avaliado, nesta pesquisa, a partir dos resultados apresentados pelo Indicador de Lerner. Como demonstrado no referencial teórico, o Índice tem sido recomendado pela literatura científica recente e por autoridades monetárias para avaliar a competição no setor (BCB, 2018) (BCB, 2017) (VANHOOSE, 1985) (TURK-ARISS, 2010). A Equação (14) representa a fórmula considerada que estima o poder de mercado do banco no exercício da atividade de intermediação financeira, dada pela diferença entre o preço praticado e o respectivo custo marginal, em percentagem do preço. Quanto maior o *mark-up* exercido pela firma bancária, maior seu poder de mercado.

$$L_{it} = \left(\frac{P_{it} - C_{marg_{it}}}{P_{it}} \right) \quad (14)$$

Onde:

L_{it} : indicador de Lerner do i – ésimo banco no período t (trimestral);

P_{it} : preço do produto do banco i em t ; e

$C_{marg_{it}}$: custo marginal do banco i em t

(obtido a partir da derivada parcial da função de custo total – Equação 16).

Segundo Turk-Ariss (2010), a estimativa do Lerner bancário deve, idealmente, avaliar o preço do produto empréstimo separadamente do produto depósito. Na referida base de dados, as rendas com crédito fazem parte da conta chamada “*Interest Income*”⁴⁰ ou “conta de juros”. Dessa forma, foi possível calcular o Lerner para a atividade precípua de um banco comercial

⁴⁰ As rendas obtidas de outras fontes, como da prestação de serviço e de tarifas, compõem a conta ‘*Non Interest Income*’ (STIROH, 2004) ou “Outras Receitas Operacionais”, que não faz parte do escopo deste estudo.

que consiste em viabilizar a intermediação financeira entre poupadores e investidores, conforme especificação do modelo descrito pela Equação (15).

O cálculo do Indicador de Lerner necessita, ainda, do custo marginal ($Cmag$) que consiste no aumento do custo total em virtude da oferta de uma unidade adicional do estoque de crédito. Para isso, utiliza-se, primeiramente, a função transcendental logarítmica (translog) para a estimativa do custo total (TC), dado pela Equação (15), cujos parâmetros são obtidos via modelo econométrico de regressão múltipla. Posteriormente, deriva-se a função em relação às operações de crédito. A variável exógena “Despesas Operacionais” é representada pela conta chamada “*Non Interest Expenses*” na Bloomberg que inclui despesas administrativas, de pessoal, entre outras. A variável “Despesas de Intermediação Financeira” ou “*Interest Expenses*” contém as despesas com captação, com empréstimos, com provisão, entre outras.

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{TC_{it}}{w_{2it}}\right) &= \lambda_0 + \sum_j \lambda_j \ln(y_{jit}) + \sum_j \sum_k \lambda_{jk} \ln(y_{jit}) \ln(y_{kit}) + \beta_1 \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right) \\ &+ \frac{1}{2} \beta_{11} \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)^2 + \sum_j \theta_j \ln(y_{jit}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right) + \sum_t \tau_t D_t \\ &+ \sum_t \Gamma_t D_t y_{1it} + \varepsilon_{it} \quad (15) \end{aligned}$$

Onde:

TC_{it} : custo total do banco i no período t ;

λ_0 : captura o efeito fixo de banco;

w_{1it} : despesas operacionais do banco i em t ;

w_{2it} : despesas de juros do banco i em t ;

y_{jit} : vetor de produtos financeiros envolvendo crédito (y_{jit}) e demais ativos (y_{kit} = total de ativos – estoque de crédito) oferecidos pelo banco i em t ;

D_{it} : vetor de variáveis dummies do banco i em t ; e

$\varepsilon_{it} = v_{it} + u_i$: termo de erro, onde,

as perturbações v_{it} são normal e independentes distribuídas e u_i

$$\sim N(0, \sigma) \text{ e } \text{var}(u_i) = \sigma^2.$$

O objetivo de normalizar, na Equação (15), a variável dependente custo total (TC_{it}) e o preço do insumo w_1 em relação ao preço do insumo w_2 consiste em assegurar a condição de homogeneidade linear da função de custo. Uma vez estimados os coeficientes da função de

produção, é possível estimar o custo marginal das operações de crédito ($Cmag_{it}$) para cada IF em cada período, conforme Equação (16).

$$Cmag_{it} = \left(\frac{TC_{it}}{\frac{w_{2it}}{y_{1it}}} \right) [\lambda_1 + 2 \lambda_{11} \ln(y_{1it}) + \lambda_{12} \ln(y_{2it}) + \lambda_{13} \ln(y_{3it}) + \theta_1 \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)] + \sum_t \tau_t D_t \quad (16)$$

3.3.2 Definição da Amostra, Fonte de Dados e Software

Este estudo estima e analisa o comportamento dos níveis de competição no mercado de crédito bancário internacional e brasileiro entre o primeiro trimestre de 2000 (I tri 2000) e o segundo trimestre 2016 (II tri 2016). Além disso, o estudo investiga como a competitividade é afetada pela própria inércia da concorrência, pelo custo de oportunidade e pela concentração no setor. A janela temporal de 66 trimestres para a estimativa do Indicador de Lerner, ou seja, de aproximadamente 17 anos pode ser considerada suficiente para acomodar ciclos de alta e de baixa na economia e nos preços dos ativos. Vale notar, ainda, que o período incorpora a última crise econômico-financeira mundial.

Para o cálculo do Indicador de Lerner foi considerado, a princípio, toda a amostra dos países que divulgam informações contábeis e financeiras, em Dólar (US\$), no Sistema Bloomberg. Trata-se de 2.324 bancos comerciais de 92 países com informações ao longo de 66 trimestres. A Tabela 2.1 apresenta os países, as respectivas regiões econômicas estabelecidas pelo Banco Mundial, bem como o número de bancos atuantes em cada nação utilizados no presente estudo. O Banco Mundial classifica as economias para fins analíticos em quatro grupos de renda: baixa, média-baixa, média-alta e alta, a partir de renda nacional bruta (RNB) *per capita* em dólares americanos, convertidos na moeda local⁴¹.

Tabela 2.1 – Países, regiões e número de bancos utilizados na pesquisa

	País	Região	Número de bancos por país
1	ARGENTINA	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	8
2	AUSTRALIA	EAST ASIA & PACIFIC	10
3	AUSTRIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	9
4	BAHRAIN	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	14

⁴¹ Para maiores detalhes: <https://datatopics.worldbank.org/world-development-indicators/the-world-by-income-and-region.html>

5	BANGLADESH	SOUTH ASIA	30
6	BELGIUM	EUROPE & CENTRAL ASIA	4
7	BELIZE	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	1
8	BERMUDA	NORTH AMERICA	1
9	BRAZIL	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	23
10	BRITAIN	EUROPE & CENTRAL ASIA	13
11	BULGARIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	5
12	CANADA	NORTH AMERICA	18
13	CAYMAN ISLANDS	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	1
14	CHILE	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	7
15	CHINA	EAST ASIA & PACIFIC	28
16	COLOMBIA	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	8
17	CROATIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	16
18	CYPRUS	EUROPE & CENTRAL ASIA	5
19	CZECH	EUROPE & CENTRAL ASIA	2
20	DENMARK	EUROPE & CENTRAL ASIA	25
21	EGYPT	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	13
22	FAROE ISLANDS	EUROPE & CENTRAL ASIA	1
23	FINLAND	EUROPE & CENTRAL ASIA	3
24	FRANCE	EUROPE & CENTRAL ASIA	19
25	GEORGIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	4
26	GERMANY	EUROPE & CENTRAL ASIA	17
27	GREECE	EUROPE & CENTRAL ASIA	8
28	GREENLAND	EUROPE & CENTRAL ASIA	1
29	GUAM	EAST ASIA & PACIFIC	1
30	GUERNSEY	EUROPE & CENTRAL ASIA	1
31	HONG KONG	EAST ASIA & PACIFIC	7
32	HUNGARY	EUROPE & CENTRAL ASIA	1
33	INDIA	SOUTH ASIA	43
34	INDONESIA	EAST ASIA & PACIFIC	43
35	IRELAND	EUROPE & CENTRAL ASIA	4
36	ISRAEL	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	10
37	ITALY	EUROPE & CENTRAL ASIA	20
38	JAMAICA	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	1
39	JAPAN	EAST ASIA & PACIFIC	99
40	JORDAN	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	11
41	KAZAKHSTAN	EUROPE & CENTRAL ASIA	4
42	KENYA	SUB-SAHARAN AFRICA	7
43	KUWAIT	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	10
44	LEBANON	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	5
45	LIECHTENSTEIN	EUROPE & CENTRAL ASIA	2
46	LITHUANIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	3
47	LUXEMBOURG	EUROPE & CENTRAL ASIA	1
48	MACEDONIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	1
49	MALAYSIA	EAST ASIA & PACIFIC	11
50	MALTA	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	4
51	MAURITIUS	SUB-SAHARAN AFRICA	4
52	MEXICO	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	7
53	MONACO	EUROPE & CENTRAL ASIA	1
54	MOROCCO	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	6

55	NAMIBIA	SUB-SAHARAN AFRICA	2
56	NETHERLANDS	EUROPE & CENTRAL ASIA	4
57	NIGERIA	SUB-SAHARAN AFRICA	17
58	NORWAY	EUROPE & CENTRAL ASIA	26
59	OMAN	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	7
60	PAKISTAN	SOUTH ASIA	23
61	PANAMA	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	1
62	PERU	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	18
63	PHILIPPINES	EAST ASIA & PACIFIC	20
64	POLAND	EUROPE & CENTRAL ASIA	17
65	PORTUGAL	EUROPE & CENTRAL ASIA	5
66	PUERTO RICO	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	8
67	QATAR	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	8
68	ROMANIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	3
69	RUSSIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	46
70	SAUDI ARABIA	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	12
71	SERBIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	2
72	SINGAPORE	EAST ASIA & PACIFIC	4
73	SLOVAKIA	UROPE & CENTRAL ASIA	6
74	SLOVENIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	3
75	SOUTH AFRICA	SUB-SAHARAN AFRICA	11
76	SOUTH KOREA	EAST ASIA & PACIFIC	14
77	SPAIN	EUROPE & CENTRAL ASIA	14
78	SRI LANKA	SOUTH ASIA	17
79	SWEDEN ASIA	EUROPE & CENTRAL	7
80	SWITZERLAND	EUROPE & CENTRAL ASIA	25
81	TAIWAN	EAST ASIA & PACIFIC	19
82	TANZANIA	SUB-SAHARAN AFRICA	1
83	THAILAND	EAST ASIA & PACIFIC	12
84	TOGO	SUB-SAHARAN AFRICA	1
85	TUNISIA	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	11
86	TURKEY	EUROPE & CENTRAL ASIA	17
87	UAE	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	19
88	UKRAINE	EUROPE & CENTRAL ASIA	3
89	UNITED STATES	NORTH AMERICA	1297
90	VENEZUELA	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	13
91	VIETNAM	EAST ASIA & PACIFIC	9
92	ZAMBIA	SUB-SAHARAN AFRICA	1
Total			2324

Fonte: Elaborado pelo autor com base nas informações fornecidas pelo Sistema Bloomberg.

A amostra pode ser considerada abrangente, pois inclui países em desenvolvimento e desenvolvidos de diferentes regiões classificadas conforme a renda: América do Norte; Europa e Ásia Central; Leste Asiático e Pacífico; Sul da Ásia; Oriente Médio e Norte da África; América Latina e Caribe e África Subsariana. Para a formação do banco de dados, a presente pesquisa utilizou o pacote econométrico e estatístico SAS (*Statistical Analysis Software*) Studio OnDemand for Academics.

À amostra original aplica-se um filtro, excluindo bancos para os quais não existem dados sobre as principais variáveis consideradas no estudo, como empréstimos e despesa operacional. Exclui-se, ainda, aqueles que não apresentavam ao menos duas observações anuais consecutivas. Isso reduz a amostra para um painel desbalanceado com 55.735 observações. Os modelos de regressão com dados em painel combinam séries temporais e observações em corte transversal.

A concentração na indústria bancária é avaliada também para cada uma das 7 (sete) regiões econômicas, segundo o Indicador Razão de Concentração dos Cinco (RC5) divulgada pelo Banco Mundial⁴² (The World Bank, 2019), referente ao período de 2000 a 2015. O Indicador, proposto pela literatura e por autoridades monetárias (BCB, 2017) (BCB, 2018) (VANHOOSE, 2010), calcula a participação dos ativos dos cinco maiores bancos de cada país no total dos ativos da nação.

3.3.3 Variáveis do Estudo

As *proxies* das variáveis utilizadas nesta pesquisa foram baseadas no Relatório de Economia Bancária do BCB (BCB, 2018) (BCB, 2017), Ornelas et al. (2019), Turk-Ariss (2010) e VanHoose (2010) que estimam a competição e a concentração na indústria bancária. Como dito, as observações foram obtidas das demonstrações contábeis e financeiras trimestrais dos bancos extraídos da base de dados da Bloomberg. A Tabela 2.2 apresenta as informações acerca das *proxies* consideradas para representar cada variável que compõe o Indicador de Lerner.

Na função translog do custo total, os produtos financeiros (y_{jit}) são calculados por meio da aplicação do logaritmo neperiano aos valores absolutos apresentados pelas respectivas rubricas contábeis (BCB, 2018) (MAGHYEREH; AWARTANI, 2014) (ORNELAS et al., 2019) (TURK-ARISS, 2010). Os fatores de produção (w_{kit}), por sua vez, são quantificados por meio do logaritmo neperiano dos valores mensurados em termos relativos, pois são avaliados, na função de produção, como preço dos insumos.

Tabela 2.2 – Variáveis, fórmulas e *proxies* utilizadas para calcular o Índice de Lerner

Variável	Fórmulas e <i>proxies</i>	Referências
----------	---------------------------	-------------

⁴² <https://datacatalog.worldbank.org/dataset/global-financial-development>.

P_i : Preço do produto crédito do banco i	$P_i = \frac{\text{Receitas de Juros}^{43}}{\text{Estoque de Operações de Crédito}}$	BCB (2018) BCB (2017) Ornelas et. al (2019)
TC_i : Custo total do banco i	$TC_i = \frac{\text{Despesas Operacionais } (w_1) + \text{Despesas de Intermediação Financeira } (w_2)}{\text{Ativo total}}$	BCB (2018) BCB (2017) Ornelas et. al (2019) Turk-Ariss (2010)
w_{1i} : Despesas operacionais ⁴⁴ do banco i	$w_1 = \frac{\text{Despesas Operacionais}}{\text{Ativo total}}$	BCB (2018) BCB (2017) Ornelas et. al (2019) Turk-Ariss (2010)
w_{2i} : Despesas de intermediação financeira ⁴⁵ do banco i	$w_2 = \frac{\text{Despesas de Juros}}{\text{Depósito Total}}$	BCB (2018) BCB (2017) Ornelas et. al (2019) Turk-Ariss (2010)
y_{1i} : Produtos financeiros de crédito ⁴⁶	$y_{1i} = \text{Estoque de Operações de Crédito}$	BCB (2018) BCB (2017) Ornelas et. al (2019)
y_{2i} : Outros ativos	$y_{2i} = \text{Ativo Total} - \text{Estoque de Operações de Crédito}$	BCB (2018) BCB (2017) Ornelas et. al (2019)

Fonte: Elaborado pelo autor.

⁴³ Representada pela conta “Interest Income” na Bloomberg que contém as rendas geradas com operações de crédito às pessoas físicas e às jurídicas.

⁴⁴ Conta “Non Interest Expenses” que inclui despesas de pessoal, administrativas, entre outras.

⁴⁵ A Conta “Interest Expenses” contém o custo com a intermediação financeira (ORNELAS et. al, 2019). Segundo o IF.data (<https://www3.bcb.gov.br/ifdata/>) do BCB, inclui, ainda, as despesas relacionadas ao crédito oferecido e o resultado de provisão para créditos de difícil liquidação.

⁴⁶ Os estudos usualmente assumem como *output* bancário a totalidade das aplicações creditícias, das aplicações noutras instituições de crédito e das aplicações em títulos (ZARDHOHI; KOLARI, 1994), ou seja, somente um produto agregado y_i .

3.4 Análise Empírica e Resultados dos Indicadores de Competição e de Concentração do Mercado Bancário Internacional e Brasileiro

3.4.1 Análise Empírica e Descritiva

A estimativa do poder de mercado necessita, primeiramente, do cálculo do custo total dos bancos a nível global⁴⁷ referente ao período que abrange o I tri 2000 ao II tri 2016. A variável endógena, portanto, é o custo total (TC_i), enquanto as exógenas são as despesas operacionais (w_{1i}), as despesas de intermediação financeira (w_{2i}), o produto crédito (y_{1i}), bem como os demais produtos oferecidos pelo banco (y_{2i}).

A Tabela 2.3 e o Apêndice F mostram os resultados dos principais testes e os parâmetros do modelo da função translog do custo total, com intervalo de confiança de 95%, considerando efeitos fixos para dados dispostos em painel relativos ao mercado bancário internacional. A regressão do custo total reflete as relações entre custos, níveis de produção e preços dos fatores produtivos dos bancos a nível global apresentada em tese pela Equação 16.

Tabela 2.3 – Função translog do custo total: coeficientes e resultados dos testes da regressão

<i>Variável</i>	<i>Coeficiente</i>	<i>Erro Padrão</i>	<i>Intervalo de Confiança (95%)</i>		<i>p-Valor</i>	
λ_0	<i>Intercepto</i>	-3,5184	0,0226	-3,5636	-3,4732	<0,0001
$\lambda_j \ln(y_{1it})$	<i>lny1it</i>	0,6201	0,0278	0,5645	0,6757	<0,0001
$\lambda_j \ln(y_{2it})$	<i>lny2it</i>	0,4291	0,0249	0,3793	0,4789	<0,0001
$\lambda_{jk} \ln(y_{1it}) \ln(y_{2it})$	<i>lny1itlny2it</i>	-0,1426	0,0008	-0,1442	-0,1409	<0,0001
$\lambda_{jk} \ln(y_{1it}) \ln(y_{1it})$	<i>lny1itlny1it</i>	0,0663	0,0041	0,0582	0,0745	<0,0001
$\lambda_{jk} \ln(y_{2it}) \ln(y_{2it})$	<i>lny2itlny2it</i>	0,0733	0,0039	0,0655	0,0811	<0,0001
$\beta_1 \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)$	<i>lnw1itw2it</i>	0,6816	0,0368	0,6080	0,7552	<0,0001
$\frac{1}{2} \beta_{11} \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)^2$	<i>lnw1itw2it2</i>	0,0440	0,0064	0,0311	0,0568	<0,0001
$\theta_j \ln(y_{1it}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)$	<i>lny1itlnw1itw2it</i>	-0,0221	0,0161	-0,0543	0,0101	0,1710
$\theta_j \ln(y_{2it}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)$	<i>lny2itlnw1itw2it</i>	0,0209	0,0138	-0,0067	0,0485	0,1303
Teste Estacionariedade de Fisher Qui-quadrado	$\chi^2 = 2227,8$ $p\text{-valor} < 0,0001$					
Teste – F de quebra estrutural	$F = 65,78$ $p\text{-valor} < 0,0001$					
Teste de especificação de Hausman	$m = 7123,34$ $p\text{-valor} < 0,0001$					
Coeficiente de determinação (R^2)	0,9984					

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados do SAS.

⁴⁷ A equação que representa a função translog do custo total dos bancos foi estimada a nível global. O custo marginal, contudo, é calculado para cada banco individualmente, levando em consideração seus respectivos valores de custos e produtos. Com efeito, o Indicador de Lerner foi mensurado para cada instituição financeira individualmente, cada qual com seu preço praticado.

Os testes foram realizados considerando a transformação logarítmica das variáveis por viabilizar a suavização da variância da série. A transformação, segundo o Haywood e Handal (2008), contribui para estabilizar sazonalidade da variância. As seções subsequentes analisam os resultados dos principais testes realizados.

3.4.1.1 Análise de Estacionariedade e de Quebra Estrutural

Ao regredir uma variável que segue uma série temporal sobre demais variáveis que também se apresentam na forma de série de tempo, a estacionariedade das séries envolvidas se faz necessária. Um processo estocástico estacionário se dá quando a média e a variância das variáveis são constantes ao longo do tempo e o valor das covariâncias entre dois períodos depende apenas da defasagem entre eles. A literatura aplicável a painéis sugere testes que visam aprimorar o poder estatístico dos testes convencionais baseados em séries de tempo individuais, combinando informações da dimensão temporal com a *cross-section* (BANERJEE, 1999).

Testes de estacionariedade propostos pela literatura disponíveis no SAS foram efetuados e, seus resultados, são apresentados na presente seção e no Apêndice F. Choi (2001) e Maddala e Wu (1999) recomendam o teste desenvolvido por Fisher (1932), consubstanciado na combinação dos valores de p e do *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) para cada unidade *cross-section*. O teste de Fisher não requerer um painel balanceado. O teste, não paramétrico⁴⁸, tem, como hipótese nula (H_0), que todos os painéis contêm raiz unitária (não estacionariedade). Maddala e Wu (1999) afirmam que o procedimento consiste na melhor escolha para avaliar a estacionariedade e a cointegração em painéis.

Os resultados sugerem rejeição de H_0 ao nível de significância estatística (α) de 1%. Prevalece, portanto, a hipótese alternativa da estacionariedade o que era esperado para variáveis medidas em termos relativos. Os *Fisher test* (distribuição assintótica Qui-quadrado) e o *Asymptotic Fisher test* baseados na estatística *Rho*, *Tau* e *F* rejeitaram a hipótese nula de que todos os painéis contêm raízes unitárias.

As variáveis presentes na função translog do custo total podem apresentar quebras estruturais que viesam os resultados. Perron (1989) considera mudanças abruptas nas séries temporais, contornando o problema por meio de variáveis *dummies*. Hansen (2001) afirma que

⁴⁸ Testes não paramétricos não requerem que a distribuição da população seja caracterizada por determinados parâmetros, como, por exemplo que a população siga uma distribuição normal.

séries *break*-estacionárias podem levar a resultados imprecisos. Breitung e Candelon (2005) utilizam teste de raiz unitária em modelo em painéis propostos por Breitung e Meyer (1994) e Breitung (2000) que incorporaram quebras estruturais. Para painéis não balanceados, a literatura também sugere o teste F que possui, como hipótese nula, a constância dos parâmetros. O resultado do p-valor correspondente à estatística F apresentado pelo SAS, inferior à que 1%, sugere que os resíduos recursivos são maiores que dois (2) erros-padrão, indicando instabilidade nos parâmetros. Assim, variáveis de entrada determinísticas, ou *dummies*, foram incorporadas nas séries de tempo.

3.4.1.2. Análise de Heterocedasticidade

Um modelo de regressão linear pressupõe que as perturbações condicionadas aos valores das variáveis explicativas são homocedásticas, em outras palavras, tem a mesma variância (GUJARATI, 2000). Gujarati (2000) ressalta, ainda, que o problema de heterocedasticidade é mais comum em dados de corte pois, na perspectiva temporal, os valores tendem a apresentar mesma ordem de magnitude. A presença de heterocedasticidade, apesar de não causar viés na estimativa dos coeficientes, afeta a sua variância, logo, invalida o desvio padrão e, conseqüentemente, sua significância. A literatura recomenda os testes de Breusch-Pagan (1979) e de White (1980) para verificar o problema. A ocorrência de heterocedasticidade pode ser tratada aplicando a correção de White.

Assim, os testes de Breusch-Pagan (1979) e de White (1980) recomendados pela literatura e disponível no SAS foram utilizados para verificar o potencial problema de heterocedasticidade. O resultado rejeitou a hipótese nula (H_0) de homocedasticidade. A resolução do problema envolve a correção das matrizes de variância e covariância dos estimadores baseada em White (1980) estendida por Arellano (1987). No pacote estatístico SAS, a opção *Heteroscedasticity-Corrected Covariance Matrices Estimators* (HCCME) obtém estimadores da variância resistentes à heterocedasticidade. O estimador é amplamente empregado na medida em que a consistência é mantida mesmo diante de pressupostos frágeis como na presença de autocorrelação serial dos resíduos (BALTAGI, 2005). Os coeficientes e os respectivos testes de significância apresentados na Tabela 2.4 e no Apêndice F consideram a correção de heterocedasticidade.

Diante da heterocedasticidade, o método de mínimos quadrados ordinários (MQO), que estima os parâmetros desconhecidos cuja soma dos quadrados dos resíduos consiste na menor possível, pode levar à viés da matriz de covariância. O MQO atribuí igual peso a cada

observação, em consequência, não faz uso da variabilidade desigual da variável dependente (GUJARATI, 2000). A complexidade da estrutura na matriz de covariância e da correlação dos resíduos foi superada mediante aplicação do método de estimação de mínimos quadrados generalizados (MQG) que produz os melhores estimadores lineares não viesados.

Vale relevar, ainda, que, na existência de heterocedasticidade, a escolha mais apropriada em um modelo de painel é pelo de efeitos fixos. O modelo de efeitos fixos busca controlar os efeitos das variáveis omitidas que variam entre indivíduos. Nessa situação, os modelos são essencialmente de regressões com variáveis *dummies* para cada banco que reflitam os efeitos idiossincráticos das unidades de observações. A existência de um intercepto ao longo do tempo distinto entre as unidades reflete a variação na dimensão transversal (STOCK; WATSON, 2006).

3.4.1.3. Análise de Modelo de Painel de Efeitos Fixos e Aleatórios

Modelos estimados a partir de dados dispostos em painel podem apresentar vies relacionados a variáveis omitidas. Quanto ao método de estimação dos parâmetros, nesses casos, há ferramentas específicas de acordo com a estrutura apresentada pelo termo de erro (ε_{it}). O erro, que captura justamente o que não foi explicado pela variável dependente, decompõe-se no termo que varia no tempo das unidades de observação (v_{it}) e no distúrbio das unidades específicas (u_i). O resíduo que reflete as características individuais não observadas tem o potencial de afetar a variável endógena.

Nesse contexto, a estratégia recomendada consiste em construir modelo com efeitos aleatórios – EA ou com efeitos fixos – EF (BROOKS, 2008). Se o efeito das unidades de observação (u_i) não se correlaciona com as variáveis explicativas (Xs), o uso dos efeitos aleatórios é indicado. Nessa perspectiva, os componentes das variâncias podem ser calculados mediante métodos propostos pela literatura e são utilizados para padronizar os dados. Em seguida, estima-se a regressão pelo método de mínimo quadrados ordinários (MQO). O modelo com efeitos fixos, por sua vez, supera o viés de omissão de variável ao considerar que os efeitos que variam entre indivíduos. Dessa forma, o número de interceptos é dado pela quantidade de unidades de observação (STOCK; WATSON, 2006).

O teste de especificação de Hausman (1978), sugerido por Wu (1973) e estendido por Hausman e Taylor (1981), é recomendado para avaliar o ajuste de modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios. Ainda, o teste F de efeitos individuais, que indica a presença ou não de heterocedasticidade nas observações, conforme apresentado na seção 3.4.1.2, também deve ser

utilizado na presente pesquisa para apoiar a escolha entre o modelo de efeitos fixos ou aleatórios.

No teste de especificação de Hausman (1978) efetuado, a hipótese nula (H_0), que indica ausência de correlação entre os efeitos (individuais ou temporais) e os regressores, foi rejeitada ao nível de 1% de significância, favorecendo a especificação de efeitos fixos. Sob H_0 , o estimador de efeitos fixos é consistente (convergente assintoticamente para os valores reais dos parâmetros da população), mas ineficiente (não possui variância mínima), enquanto o estimador de efeitos aleatórios é consistente e eficiente. Sob a hipótese alternativa apenas o estimador de efeitos fixos permanece consistente, pois há correlação entre os efeitos e as variáveis explicativas.

O método proposto por Wansbeek e Kapteyn (1989), para efeitos aleatórios, também foi utilizado para a estimação dos componentes das variâncias e dos parâmetros da função translog do custo total. O método sugerido pelos autores (WANSBEEK; KAPTEN, 1989) constitui padrão para painéis não balanceados, embora também se aplique a painéis balanceados. Nesse caso o distúrbio das unidades de observação (u_i), que estaria capturando a heterogeneidade, tem média zero, variância constante e independe das variáveis explicativas. Neste trabalho, em virtude das razões técnicas expostas, apenas serão considerados e apresentados os resultados provenientes do modelo de dois efeitos fixos (*two-way fixed effects*). Sendo assim, o modelo considera os efeitos fixos de cada unidade de corte transversal e de cada unidade de tempo.

3.4.1.4. Análise de Ajuste Global e Local do Modelo

Uma vez atendidos os pressupostos econométricos, é possível avançar e avaliar a significância estatística dos coeficientes e as métricas de ajuste global do modelo de estimação da variável endógena custo total (TC). Em seguida, o custo marginal ($Cmag$) em cada período é calculado mediante derivação da função custo total em relação às operações de crédito. Tal derivada, como discutido, pode ser interpretada como a taxa de variação do custo total quando uma unidade do produto empréstimo ($Cmag(x) = TC'(y)$) é adicionada. O Índice de Lerner, portanto, é quantificado pela diferença entre o preço e o custo marginal, em proporção do preço.

O ajuste global do modelo, representado pelo R^2 (*R-Square*), que corresponde ao percentual da variável endógena explicado pelas exógenas, mostrou-se elevado. Conhecida também como comunalidade, a métrica situou-se em 0,99, sugerindo que a equação explica 99% dos dados. O erro de aproximação populacional em uma matriz de covariância, chamado

erro quadrático médio (RMSE – *Root Mean Square Error of Aproximation*), foi igual a 0,0917. Quanto menor o valor do RMSE, maior acurácia do modelo.

No tocante ao ajuste local da regressão, o modelo estimado apresenta-se bem ajustado. O teste *t de student*, que verifica se a variável dependente possui uma relação com cada variável explicativa, apontou para a significância estatística da maioria dos coeficientes das variáveis exógenas. Os parâmetros apresentaram-se estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%. Em outras palavras, a probabilidade de cometer o erro tipo I, ou seja, de rejeitar a hipótese nula, $H_0: \lambda = 0$, sendo esta verdadeira, foi menor que 1%.

Vale notar que, para os parâmetros das variáveis $\ln(y_{1it}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)$ e $\ln(y_{2it}) \ln\left(\frac{w_{1it}}{w_{2it}}\right)$, a probabilidade de incorrer no erro tipo I foi de 17,10% e de 13,03%, respectivamente. Segundo Gujarati (2000), é preferível apresentar o p-valor da estatística que fixar arbitrariamente o nível de significância α . Apesar das evidências de que não tenha havido efeito substantivo das variáveis exógenas supracitadas sobre o custo total, as variáveis foram mantidas na Equação do custo. Os parâmetros da função translog de custo representam conceitos teóricos relevantes da teoria da firma, como taxas médias de crescimento dos preços dos fatores de produção, elasticidades-preço e elasticidades de substituição (ALBUQUERQUE, 1987). Além disso, os coeficientes são próximos de zero, ou seja, a magnitude dos efeitos sobre a estimativa do custo e, conseqüentemente, sobre o Indicador de Lerner é irrelevante na prática.

Antes de apresentar os resultados dos indicadores de competição e de concentração, torna-se necessário apresentar as estatísticas descritivas do Indicador de Lerner, conforme Tabela 2.4. Os dados apontam para uma distribuição assimétrica negativa ou à esquerda⁴⁹ do Indicador, logo, há maior concentração de valores superiores à média em cada uma das 7 (sete) regiões econômicas estabelecidas pelo Banco Mundial. Observa-se que a América do Norte⁵⁰ apresentou o menor Lerner médio entre o I tri 2000 e o II tri 2016, de -5,23%, refletindo, portanto, o maior nível de competição na esfera do crédito bancário global e, ainda, se aproximando da concorrência perfeita ($P = Cmag$). O Sul da Ásia⁵¹, por seu turno, pratica o maior Lerner médio, de 64,97%, seguido da América Latina e Caribe⁵², com 55,93%, da África

⁴⁹ Média < Mediana.

⁵⁰ Segundo classificação do Banco Mundial, Estados Unidos, Bermuda e Canadá compõem a América do Norte.

⁵¹ Bangladesh, Índia, Paquistão e Sri-Lanka.

⁵² Argentina, Brasil, Ilhas Cayman, Chile, Colômbia, Jamaica, México, Panamá, Peru e Venezuela.

Subsariana⁵³, com 35,2%, da Europa e Ásia Central⁵⁴, com 33,69%, do Leste Asiático e Pacífico⁵⁵, com 27,21% e do Oriente Médio e Norte da África⁵⁶, com 23,49%.

Importa revisitar que o Indicador de Lerner de uma organização pode ser empiricamente negativo, se o banco tiver outros objetivos que não apenas a maximização de lucros, conforme registrado na seção 3.2.1.3. Bancos públicos, por exemplo, têm, em geral, escopo mais amplo, como atender determinados aspectos sociais (MARTINS; BORTOLUZZO; LAZARINI, 2014). Spierdijk e Zouras (2014) mostraram que Lerner não positivo podem ocorrer. Turk-Ariss (2014), que estimou a competitividade de países em desenvolvimento em relação à atividade bancária agregada (total de ativos), apresentou resultados negativos para o Lerner médio de nações como Colômbia, Congo e Paraguai, entre 1999 e 2005.

Tabela 2.4 – Estatística descritiva do Indicador de Lerner bancário no crédito por região

Região	Média	Desvio-padrão	Assimetria	Coefficiente de Variação	Curtose	Máximo	Mínimo	1° Quartil	Mediana	3° Quartil
Leste Asiático e Pacífico	0,2721	0,4163	-0,9647	152,9711	0,2457	1,0000	-0,9980	0,0329	0,3926	0,6007
Europa e Ásia Central	0,3369	0,4159	-0,9360	123,4381	0,4838	0,9975	-0,9979	0,1128	0,4222	0,6511
América Latina e Caribe	0,5593	0,3274	-1,7226	58,5358	3,8567	0,9982	-0,9952	0,4238	0,6366	0,7963
Oriente Médio e Norte da África	0,2349	0,4333	-0,8563	184,4866	0,0089	0,9957	-0,9933	-0,0185	0,3421	0,5719

⁵³ Kenya, Mauritius, Namíbia, Nigéria, África do Sul, Tanzânia e Zâmbia.

⁵⁴ Áustria, Bélgica, Inglaterra, Bulgária, Croácia, Chipre, República Tcheca, Dinamarca, Ilhas Faroe, Finlândia, França, Geórgia, Alemanha, Grécia, Groelândia, Guernsey, Hungria, Irlanda, Itália, Cazaquistão, Liechtenstein, Lituânia, Luxemburgo, Macedônia, Mônaco, Holanda, Noruega, Polônia, Portugal, Romênia, Rússia, Sérvia, Eslováquia, Eslovênia, Espanha, Suécia, Suíça, Turquia, UAE e Ucrânia.

⁵⁵ Austrália, China, Coreia do Sul, Guam, Hong Kong, Indonésia, Japão, Malásia, Filipinas, Singapura, Taiwan, Tailândia e Vietnam.

⁵⁶ Malta, Marrocos, Oman, Qatar, Arábia Saudita e Tunísia.

América do Norte	-0,0523	0,4042	-0,4413	-772,6952	-0,6086	1,0000	-0,9997	-0,3333	0,0118	0,2648
Sul da Ásia	0,6497	0,1664	-3,3779	25,6094	20,1019	0,9970	-0,7385	0,6034	0,6717	0,7372
África Subsariana	0,3520	0,3348	-1,0914	95,1133	1,0864	0,9305	-0,8274	0,2034	0,4170	0,5905

Fonte: Elaborado pelo autor com base na análise estatística fornecida pelo SAS.

3.4.2 Resultados dos Indicadores de Competição e de Concentração do Mercado Bancário Internacional e Brasileiro

Os resultados dos níveis de competição do mercado bancário internacional e brasileiro atuante no crédito são apresentados nesta seção por intermédio do Índice de Lerner para o recorte temporal que se inicia no I tri 2000 até o II tri 2016. O Indicador de concentração Razão dos Cinco Maiores (RC5) também é apresentado com o objetivo de avaliar a correlação com a métrica de concorrência. Discute-se, ainda, causas do comportamento dos índices supracitados.

3.4.2.1. Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Internacional e Brasileiro

Ambientes competitivos, com maior elasticidade da demanda por empréstimo em relação aos juros, tendem a restringir o valor das taxas cobradas pelos bancos no crédito. De outro modo, a busca pela maximização dos lucros leva as instituições com relativo poder de mercado a praticar um *mark-up* dos empréstimos sobre seus respectivos custos marginais. Portanto, margens mais elevadas sugerem menor grau de concorrência no mercado. Esse enfoque, que mede a competição por meio da estimativa de indicadores, sem suposições *ex-ante* acerca da estrutura ou da conduta de mercado, insere-se na concepção teórica da *New Empirical Organization* – NEIO, conforme explicado no referencial teórico-empírico.

O setor bancário internacional, representado pela sigla INTL nos gráficos, apresentou o comportamento para o Índice de Lerner conforme demonstrado no Gráfico 2.1. A média dos *mark-ups* dos 92 países da amostra foi ponderada pelo estoque de empréstimos concedido por cada banco no total de crédito ofertado em cada período. Além disso o Indicador de Lerner é apresentado em seus quartis. A mediana ou 2º quartil consiste no valor até o qual se encontra 50% da amostra ordenada. O 1º quartil é o valor que detém 25% das observações da amostra abaixo e 75% acima, enquanto o 3º quartil deixa 75% das observações abaixo e 25% acima. O Gráfico 2.1 mostra, ainda, o *mark-up* médio ponderado do crédito dos bancos brasileiros.

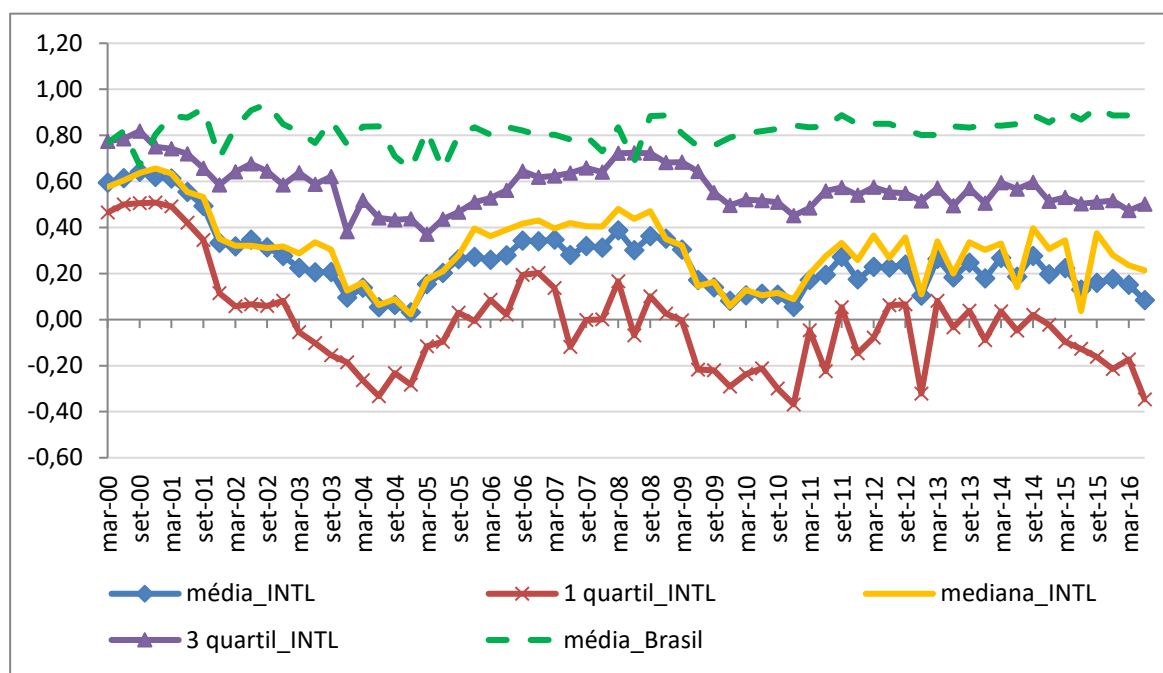


GRÁFICO 2.1 – Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Mundial e Brasileiro (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

A média ponderada do Indicador de Lerner relativo ao mercado bancário de crédito internacional caiu de 0,59 no I tri de 2000 para 0,084 no II tri 2016. Os Índice medido pelos quartis também apresentaram redução, indicando aumento da competitividade no setor. O setor bancário brasileiro, ao contrário, apresentava um *mark-up* médio ponderado de 0,77 no I tri de 2000, passando a registrar 0,90 no II tri 2016. É possível acrescentar, contudo, que desde o IV tri de 2016 os bancos tipo b1 e b2 brasileiros apresentaram queda expressiva das suas margens, conforme demonstrado no Gráfico 1.10 – Índice de Lerner dos Bancos tipo b1 e 1.11 – Índice de Lerner dos Bancos tipo b2. A seção 2.4.2.1 levantou as possíveis causas para o aumento da competição recente no mercado brasileiro, como a flexibilização da política monetária e a implementação da regulação de requerimento de capital proporcional.

Vale ressaltar que depois da eclosão da crise financeira mundial, ou seja, a partir do IV tri 2008, a média ponderada e a mediana dos *mark-ups* praticados no mercado internacional reduziu-se de forma significativa, sobretudo até o IV tri 2010. O Índice de Lerner médio ponderado caiu de 0,35 para 0,053 enquanto a mediana passou de 0,35 para 0,09. No Brasil, opostamente, as margens de crédito médias mantiveram em patamares elevados após a turbulência financeira global, passando de 0,89 para 0,84 no mesmo período.

Além da estimativa do Indicador de Lerner médio global, a presente pesquisa apresenta a competitividade por país e por região econômica estabelecida pelo Banco Mundial. A heterogeneidade dos dados, bem como a comparabilidade com o Índice brasileiro favorecem a análise da competição por *clusters* regionais.

3.4.2.2. Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário por Região Econômica

O Índice de Lerner médio do mercado bancário de crédito apresentou queda em todas as regiões econômicas globais definidas pelo Banco Mundial no recorte temporal estudado, conforme Gráfico 2.2. A média dos *mark-ups* por região foi ponderada pelo estoque de empréstimos concedido por cada banco no total de crédito ofertado pela região a que pertence. O Indicador de Lerner da América do Norte, bem como do Oriente Médio e Norte da África se destacam entre as regiões com maiores níveis de competição, sobretudo desde o final de 2011. Enquanto a América Latina e Caribe, bem como o Sul da Ásia, com menores níveis de competição em praticamente todo o período avaliado.

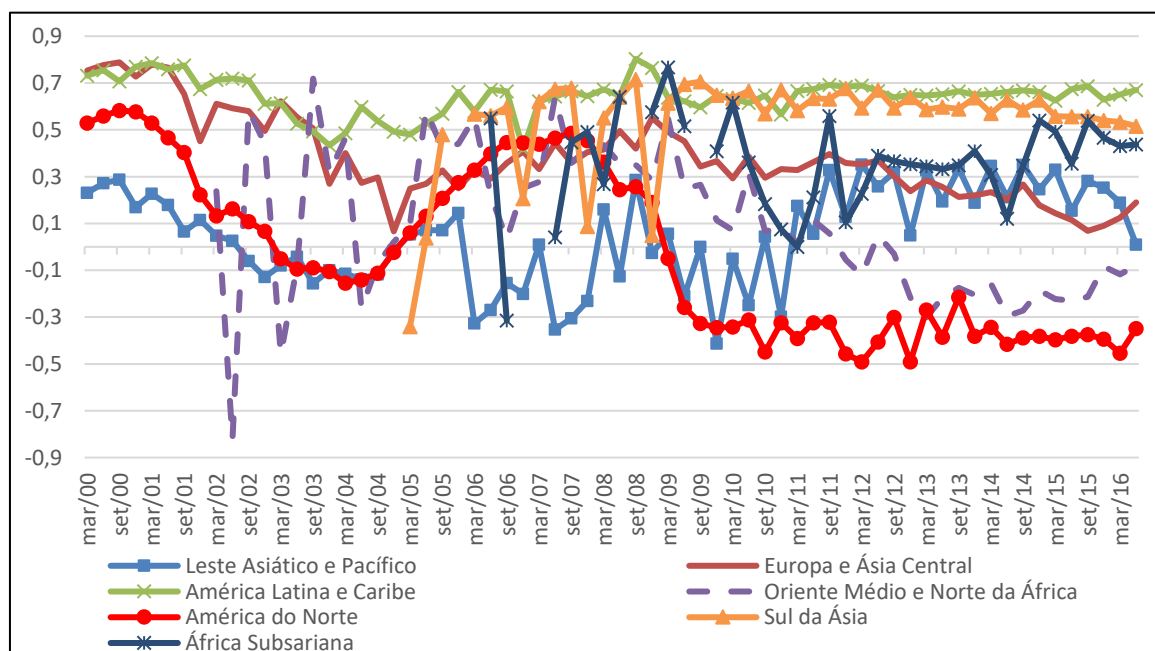


GRÁFICO 2.2 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário por Região Econômica Mundial (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

A América do Norte apresentou o menor Índice de Lerner médio entre as regiões desde 2010, como indicou o Gráfico 2.2. Em uma análise dinâmica, nota-se que a média do Indicador reduziu em 0,88 entre o I tri 2000 e o II tri de 2016, acompanhado por queda em seus quartis, especialmente a partir do final de 2007, como pode ser visualizado no Gráfico 2.3.

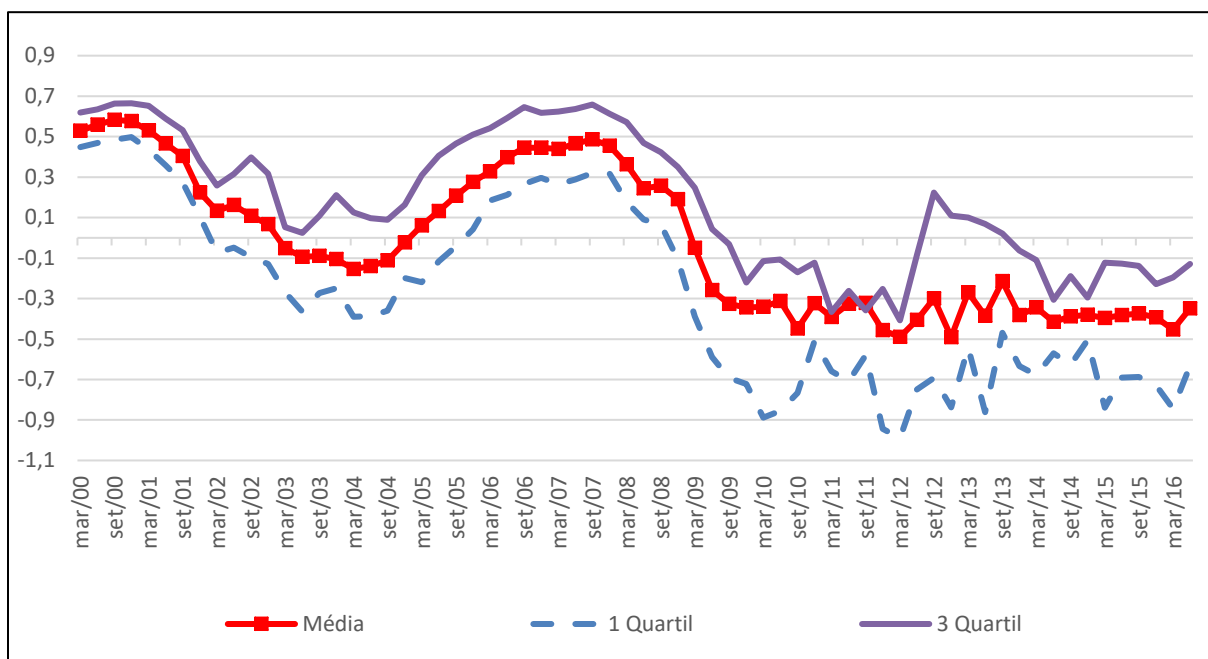


GRÁFICO 2.3 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário da América do Norte (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

A região do Oriente Médio e Norte da África também se destaca entre as regiões com mais baixo Índice de Lerner, sobretudo a partir de 2011, como mostrou o Gráfico 2.2. O Gráfico 2.4, que analisa a dinâmica do Lerner da região, mostra queda da média, de 0,32 pontos, do Índice e de seus quartis desde 2008.

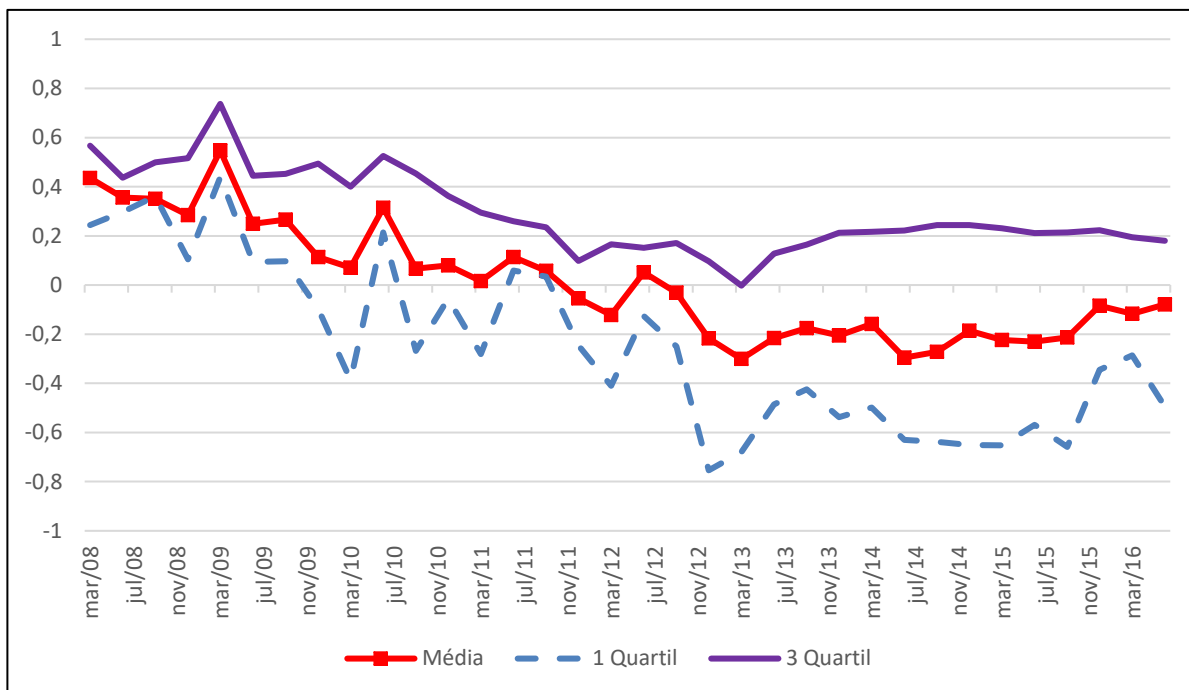


GRÁFICO 2.4 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário do Oriente Médio e Norte da África (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

O Leste Asiático e Pacífico, a terceira região com menor Indicador de Lerner no II tri 2016, de acordo com o Gráfico 2.2, também apresentou elevação da competitividade média e em termos de quartis no período, conforme pode ser visto no Gráfico 2.5.

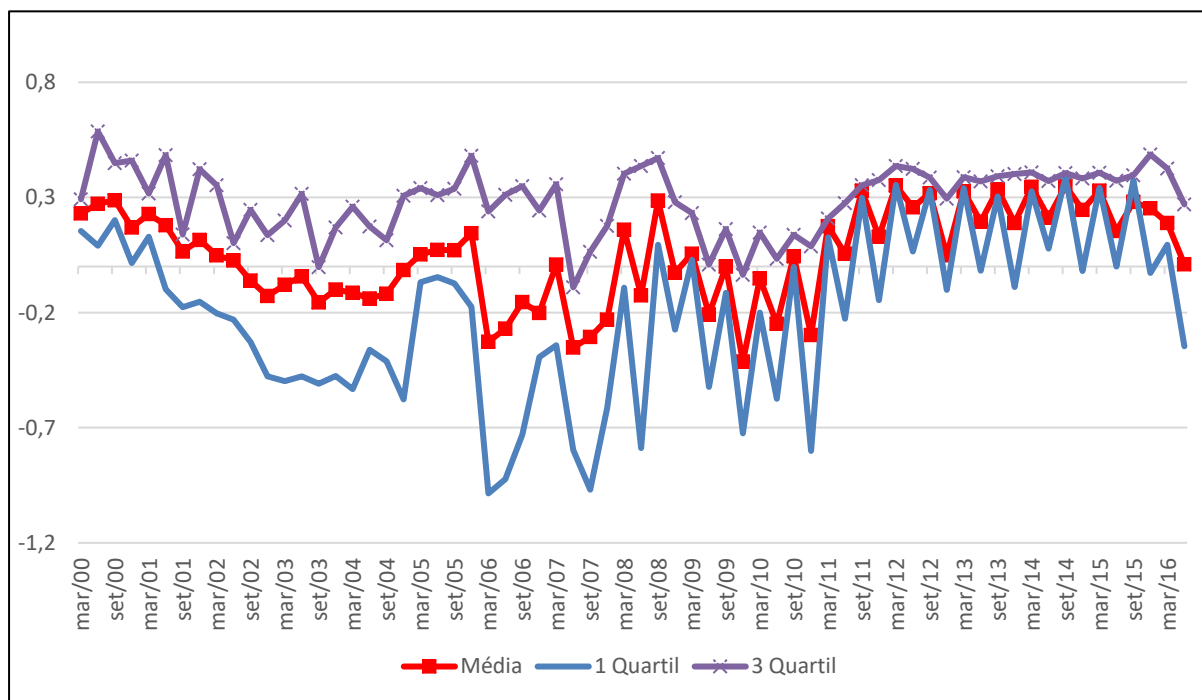


GRÁFICO 2.5 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário do Leste Asiático e Pacífico (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

A região da Europa e Ásia Central tem apresentado níveis de competitividade próximos aos do Leste Asiático e Pacífico desde 2012, segundo o Gráfico 2.2. Além disso, reduziu o Índice de Lerner em 0,56, de 0,75 no I tri 2000 para 0,19 II tri 2016. Os respectivos quartis também reduziram, sobretudo o 1º quartil, como pode ser visualizado no Gráfico 2.6.

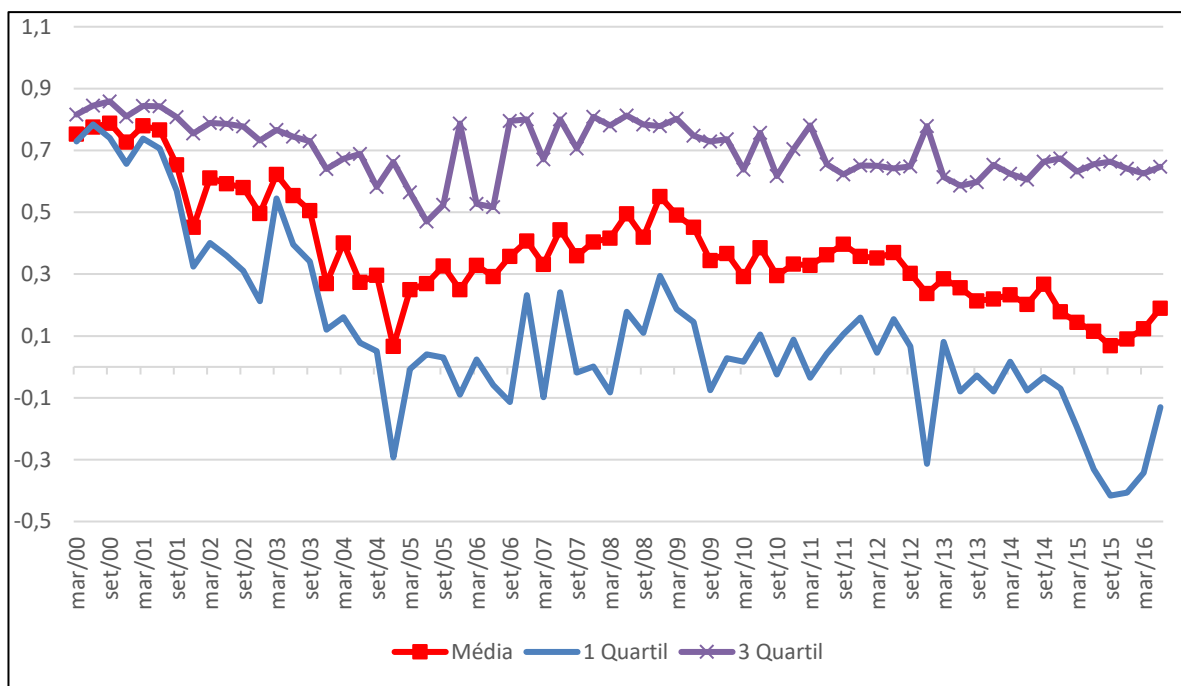


GRÁFICO 2.6 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário da Europa e Ásia Central (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

A África Subsariana também apresenta queda do Índice do Lerner médio quando se compara o II tri 2016 com o I tri 2010, de 0,61 para 0,43, como mostra o Gráfico 2.7. Contudo, o Lerner não demonstra uma tendência de queda clara consistente no período.

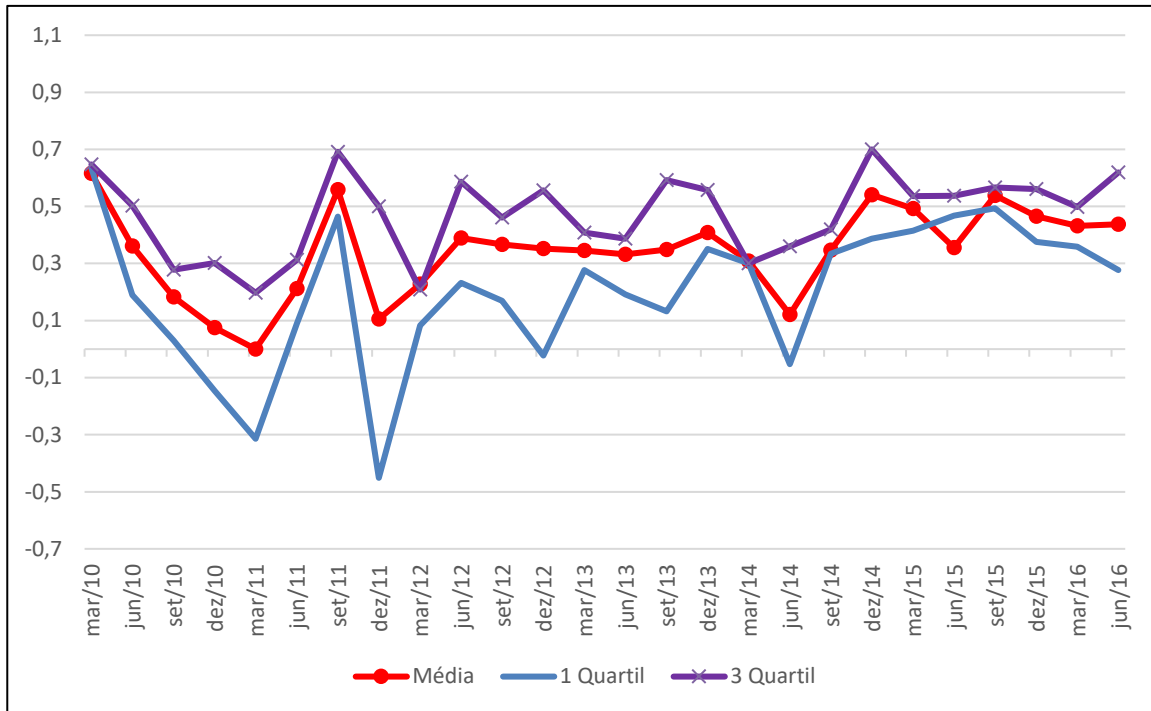


GRÁFICO 2.7 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário da África Subsariana (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

O Sul da Ásia está entre as regiões com maior Índice de Lerner médio, como mostrou o Gráfico 2.2, perdendo apenas para a América Latina e Caribe. A competitividade da região reduziu-se apenas marginalmente desde que os dados passaram a formar uma serie ininterrupta.

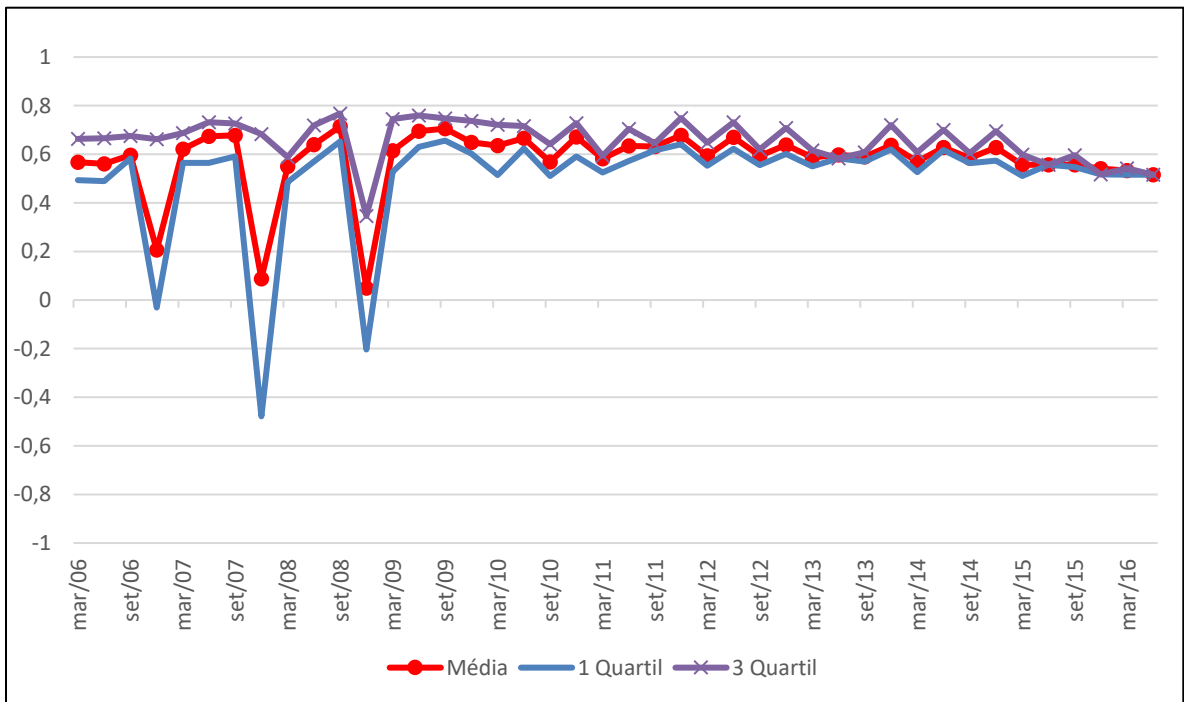


GRÁFICO 2.8 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário do Sul da Ásia (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

A região da América Latina e Caribe apresenta o maior Indicador de Lerner em praticamente todo o recorte temporal da pesquisa (I tri 2000 ao II tri 2016) comparativamente as demais regiões, conforme pode ser depreendido do Gráfico 2.2. Além disso, em uma avaliação dinâmica, verifica-se que região manteve o Índice de Lerner em patamares elevados ao longo do período. A competitividade média e o 1º quartil apresentaram redução de apenas 0,06 pontos e de 0,21, respectivamente, enquanto o 3º quartil aumentou 0,07.

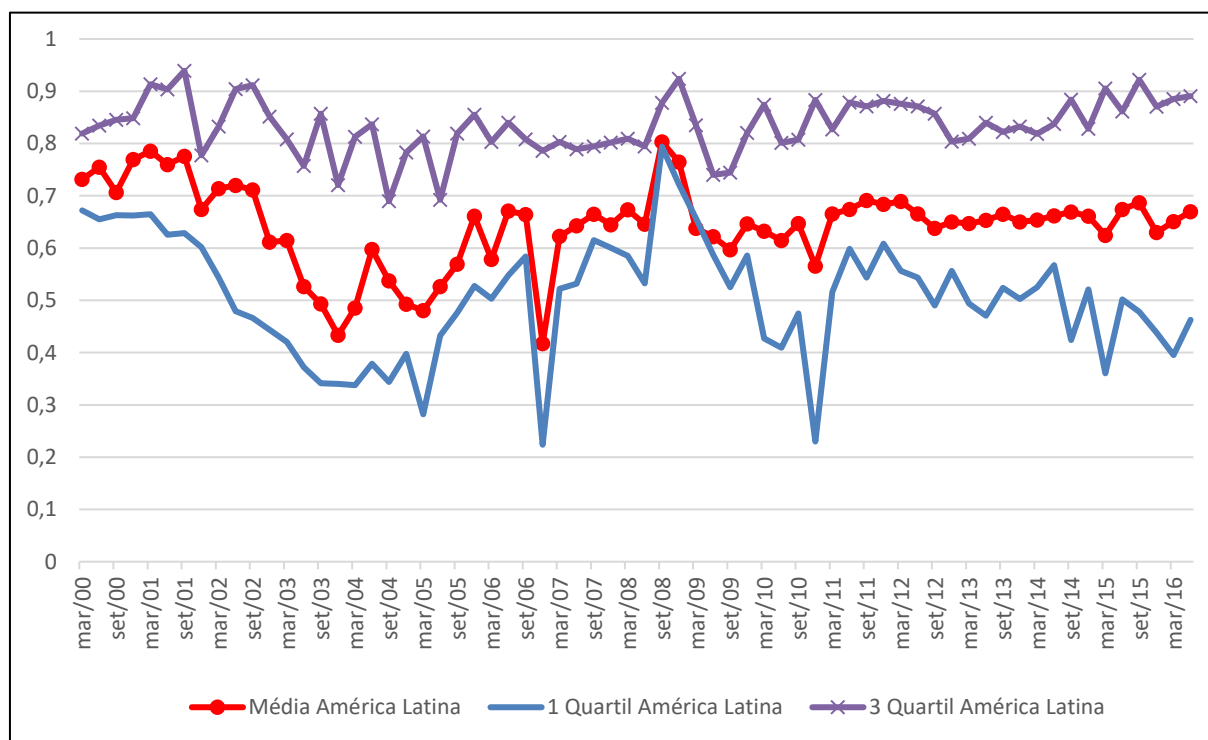


GRÁFICO 2.9 – Índice de Lerner no Mercado de Crédito Bancário da América Latina e Caribe (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

3.4.2.3. Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Brasileiro *versus* o da América Latina e Caribe e o de Países Selecionados

O setor bancário brasileiro atuante no crédito apresentou Índice de Lerner médio maior que o registrado pela região da América Latina e Caribe em praticamente todo o recorte temporal analisado neste estudo, como pode ser visto no Gráfico 2.10. Observa-se, ainda, que a competitividade média do Brasil mantém o patamar e a trajetória próxima ao do 3º quartil da região mundial a que faz parte.

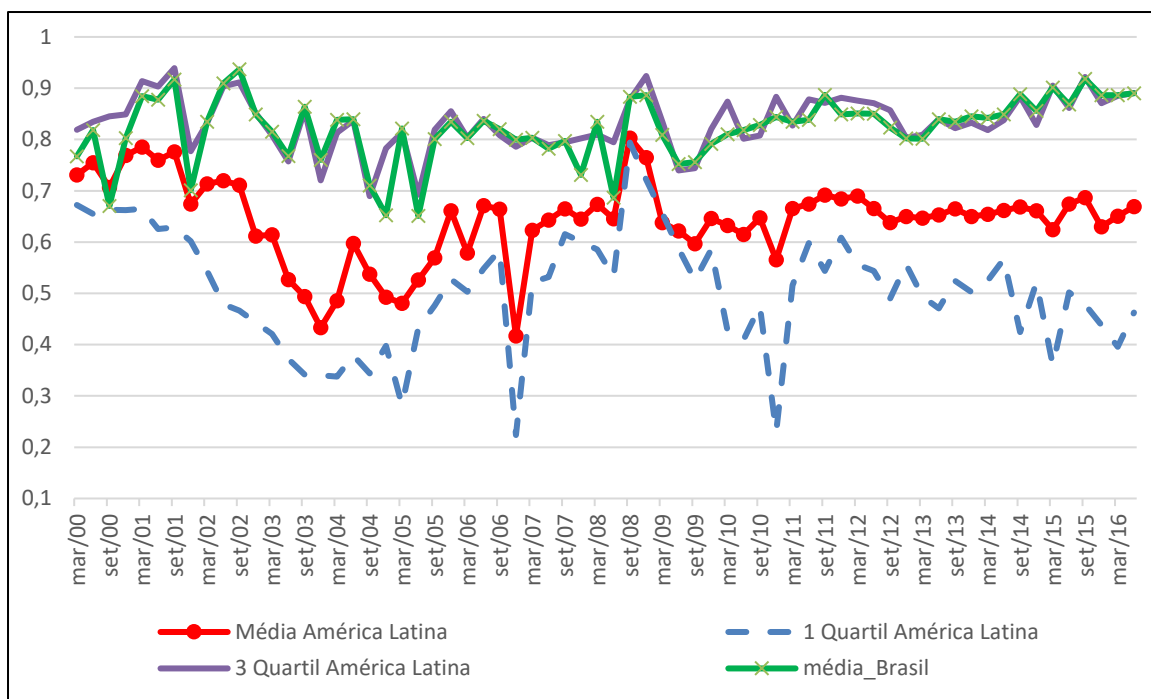


GRÁFICO 2.10 – Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Brasileiro *versus* o da América Latina e Caribe (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

Estatisticamente, o Indicador de Lerner do Brasil foi maior que o da América Latina e Caribe em 54 dos 66 trimestres avaliados, segundo o teste *t* de *Student*. O teste inicialmente verificou a hipótese nula de igualdade das variâncias ($H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$). No caso de rejeição desta hipótese nula, ao nível de significância de 1%, o teste não segue a distribuição *t*, então, os graus de liberdade são ajustados por meio do procedimento de Satterthwaite (1946). Em seguida, a igualdade das médias ($H_0: \mu_1 = \mu_2$) foi testada. Os trimestres em que o Índice de Lerner do Brasil foi superior ao da América Latina e Caribe (82% das vezes) constam da Tabela 2.5. O teste, realizado pelo *software SAS Studio OnDemand for Academics*, é apresentado no Apêndice G.

Tabela 2.5 – Teste de igualdade de médias entre o Indicador de Lerner do Brasil *versus* o da América Latina e Caribe

Quantidade	Trimestre	Teste t de igualdade de médias	Lerner Brasil	Lerner América Latina e Caribe
1	out-01	médias diferentes	0,7010	0,6741
2	jan-02	médias diferentes	0,8346	0,7136
3	abr-02	médias diferentes	0,9092	0,7197
4	jul-02	médias diferentes	0,9366	0,7111
5	out-02	médias diferentes	0,8491	0,6116
6	jan-03	médias diferentes	0,8155	0,6145

7	abr-03	médias diferentes	0,7676	0,5266
8	jul-03	médias diferentes	0,8639	0,4934
9	out-03	médias diferentes	0,7606	0,4330
10	jan-04	médias diferentes	0,8381	0,4854
11	abr-04	médias diferentes	0,8398	0,5975
12	jul-04	médias diferentes	0,7102	0,5375
13	jan-05	médias diferentes	0,8214	0,4805
14	jul-05	médias diferentes	0,8007	0,5690
15	out-05	médias diferentes	0,8346	0,6613
16	jan-06	médias diferentes	0,8029	0,5786
17	abr-06	médias diferentes	0,8363	0,6710
18	jul-06	médias diferentes	0,8205	0,6642
19	jan-07	médias diferentes	0,8037	0,6227
20	abr-07	médias diferentes	0,7822	0,6426
21	jul-07	médias diferentes	0,7974	0,6648
22	jan-08	médias diferentes	0,8347	0,6732
23	jul-08	médias diferentes	0,8833	0,8030
24	out-08	médias diferentes	0,8864	0,7644
25	jan-09	médias diferentes	0,8092	0,6378
26	abr-09	médias diferentes	0,7521	0,6219
27	jul-09	médias diferentes	0,7560	0,5965
28	out-09	médias diferentes	0,7912	0,6460
29	jan-10	médias diferentes	0,8099	0,6321
30	abr-10	médias diferentes	0,8183	0,6148
31	jul-10	médias diferentes	0,8285	0,6471
32	out-10	médias diferentes	0,8441	0,5658
33	jan-11	médias diferentes	0,8346	0,6655
34	abr-11	médias diferentes	0,8386	0,6739
35	jul-11	médias diferentes	0,8872	0,6913
36	out-11	médias diferentes	0,8489	0,6839
37	jan-12	médias diferentes	0,8510	0,6894
38	abr-12	médias diferentes	0,8503	0,6652
39	jul-12	médias diferentes	0,8236	0,6381
40	out-12	médias diferentes	0,8020	0,6498
41	jan-13	médias diferentes	0,8012	0,6468
42	abr-13	médias diferentes	0,8393	0,6528
43	jul-13	médias diferentes	0,8344	0,6647
44	out-13	médias diferentes	0,8453	0,6500
45	jan-14	médias diferentes	0,8418	0,6540
46	abr-14	médias diferentes	0,8492	0,6617
47	jul-14	médias diferentes	0,8882	0,6688
48	out-14	médias diferentes	0,8556	0,6611
49	jan-15	médias diferentes	0,9017	0,6244
50	abr-15	médias diferentes	0,8680	0,6741
51	jul-15	médias diferentes	0,9184	0,6869
52	out-15	médias diferentes	0,8862	0,6296
53	jan-16	médias diferentes	0,8865	0,6507

54	abr-16	médias diferentes	0,8899	0,6694
----	--------	-------------------	--------	--------

Fonte: Elaborado pelo autor com base na análise econométrica fornecida pelo SAS.

Vale notar, ainda, que a competitividade média no mercado de crédito bancário brasileiro é inferior a apresentada por diversos países da América Latina nos últimos 10 anos. O Gráfico 2.11 compara o Indicador de Lerner do Brasil com o da Argentina, Chile, Colômbia, México, Peru e, ainda, com o da América Latina.

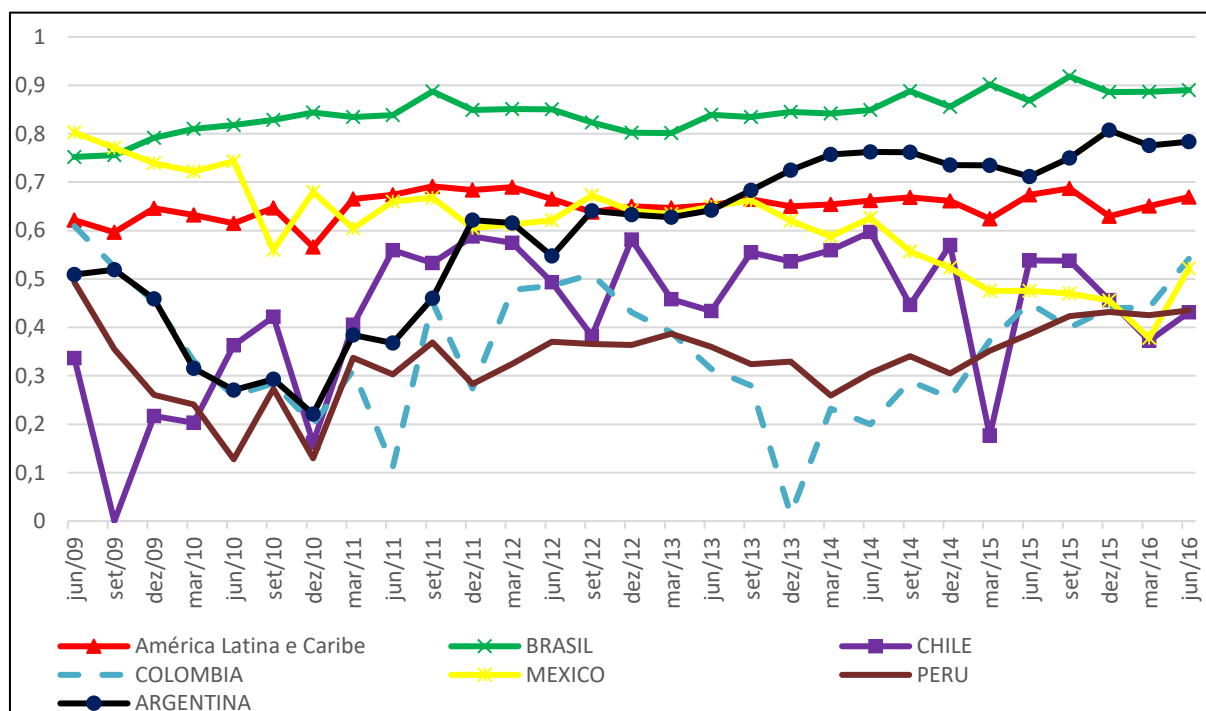


GRÁFICO 2.11 – Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Brasileiro *versus* de Países da América Latina e Caribe (em proporção do preço)

Fonte: Elaboração do autor.

3.4.2.4. Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Internacional e Brasileiro *versus* Taxa de Juros

Um fator comum aos diferentes países pesquisados com potencial influência nas margens praticadas pelos bancos na concessão do crédito consiste no custo de oportunidade. Segundo Burch e Henry (1974), a teoria do custo de oportunidade introduzida por Frederich Von Wieser o define como a renda líquida gerada pelo fator (de produção) em seu melhor uso alternativo. Na perspectiva econômica, os agentes tomam decisões que maximizam sua satisfação, apoiada na hipótese de racionalidade objetiva e na liberdade de ação. Tais decisões levam em consideração o custo de oportunidade representado, usualmente, pelos retornos oferecidos pelo ativo em tese livre de risco, como por título público federal.

Quanto mais alto o custo de oportunidade envolvido nas operações de crédito, maior o prêmio de risco embutido nas margens cobradas na concessão de empréstimo, pois o investimento em títulos públicos torna-se mais atrativo aos bancos. Além disso, vale lembrar que escolha de ativos por parte das instituições financeiras se dá em um contexto em que as probabilidades das previsões econômico-financeira não são conhecidas (KEYNES, 1930). A proporção sob a qual o banqueiro vai alocar seus recursos disponíveis, com maior ou menor liquidez, depende da percepção da incerteza em relação ao futuro.

Nesse sentido, os retornos monetários proporcionados por outras classes de ativos, além do risco de crédito, das garantias, da natureza das obrigações emitidas e da necessidade de recursos para honrar compromissos perante os depositantes influenciam a oferta de crédito e sua taxa de juros. Um maior custo de oportunidade, sobretudo em ambientes com baixa elasticidade da demanda por empréstimos em relação aos juros, como em monopólio ou em oligopólio, contribui para a elevação do Indicador de Lerner ⁵⁷.

O Índice de Lerner e o custo de oportunidade apresentaram uma forte correlação entre o I tri de 2011 e o II tri de 2016 para uma amostra de países pesquisados. Vale registrar que foi possível obter as séries temporais das taxas de juros a partir do I tri 2011 de 14 (quatorze) países na base de dados da *Bloomberg*, a saber: Brasil, Canadá, Chile, China, Colômbia, Coreia do Sul, Estados Unidos, Índia, México, Noruega, Peru, Polônia, Rússia e Turquia⁵⁸. Como *proxy* do custo de oportunidade foram considerados os retornos pagos pelos títulos da dívida pública federal de cada país com maturidade de 2 e de 5 anos. No Brasil, a correlação entre o Indicador e a taxa de juros de 2 e de 5 anos também foi elevada, igual à 75% e à 70% respectivamente, no período. A tabela 2.6 mostra os resultados das correlações entre o Índice de competição e o custo de oportunidade dos países supracitados e do Brasil.

Tabela 2.6 – Correlação entre o Índice de Lerner bancário e o custo de oportunidade de países selecionados e brasileiro entre o I tri 2011 e o II tri 2016

	Taxa de juros (2 anos)	Taxa de juros (5 anos)
--	------------------------	------------------------

⁵⁷ Vale lembrar que o Lerner é dado pela diferença entre o preço do crédito e o custo marginal (*mark up*), sendo que a *proxy* adotada para o preço consiste no quociente entre a receita de intermediação financeira e o estoque do crédito. Na *Bloomberg*, a receita de intermediação financeira é representada pela conta “*Interest Income*” que se refere às rendas geradas com operações de crédito às pessoas físicas e às jurídicas.

⁵⁸ Dentre esses países, alguns apresentam apenas as taxas de juros relativas ao prazo 5 anos: Colômbia, China, Coreia do Sul, Peru e Estados Unidos.

Índice de Lerner médio dos países selecionados	73,32%	74,97%
Índice de Lerner médio do Brasil	75,46%	69,62%

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados fornecidos pela *Bloomberg* e nos resultados calculados pelo SAS.

A correlação entre o Índice de Lerner e custo de oportunidade de cada país analisado apresenta intensidades distintas como pode ser verificado a partir da Tabela 2.7. A Coreia do Sul, a Noruega, o Canadá e o Brasil apresentaram os maiores patamares de correlação, referente às taxas de juros com prazo de 5 anos.

Tabela 2.7 – Correlação entre o Índice de Lerner e o custo de oportunidade por país

País	Taxa de Juros (2 anos)	Taxa de Juros (5 anos)
Brasil	75,46%	69,62%
Chile	27,33%	27,96%
Colômbia	-	24,60%
México	43,50%	-25,15%
Índia	63,34%	61,41%
Turquia	54,59%	54,70%
Noruega	86,96%	78,90%
Polônia	73,68%	69,55%
Rússia	71,88%	66,29%
Canadá	71,78%	73,63%
Peru	-	77,17%
Estados Unidos	-	-47,90%
China	-	16,39%
Coreia do Sul	-	92,75%

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados fornecidos pela *Bloomberg* e nos resultados calculados pelo SAS.

Os gráficos de dispersão 2.12 e 2.13 relacionam as margens do crédito dos países analisados e seus respectivos custos de oportunidade, representados pelas taxas de juros que remuneram os títulos públicos de 2 e de 5 anos, respectivamente. Os gráficos sugerem haver uma relação positiva entre o Índice de Lerner e os juros pagos pelo ativo supostamente livre de risco.

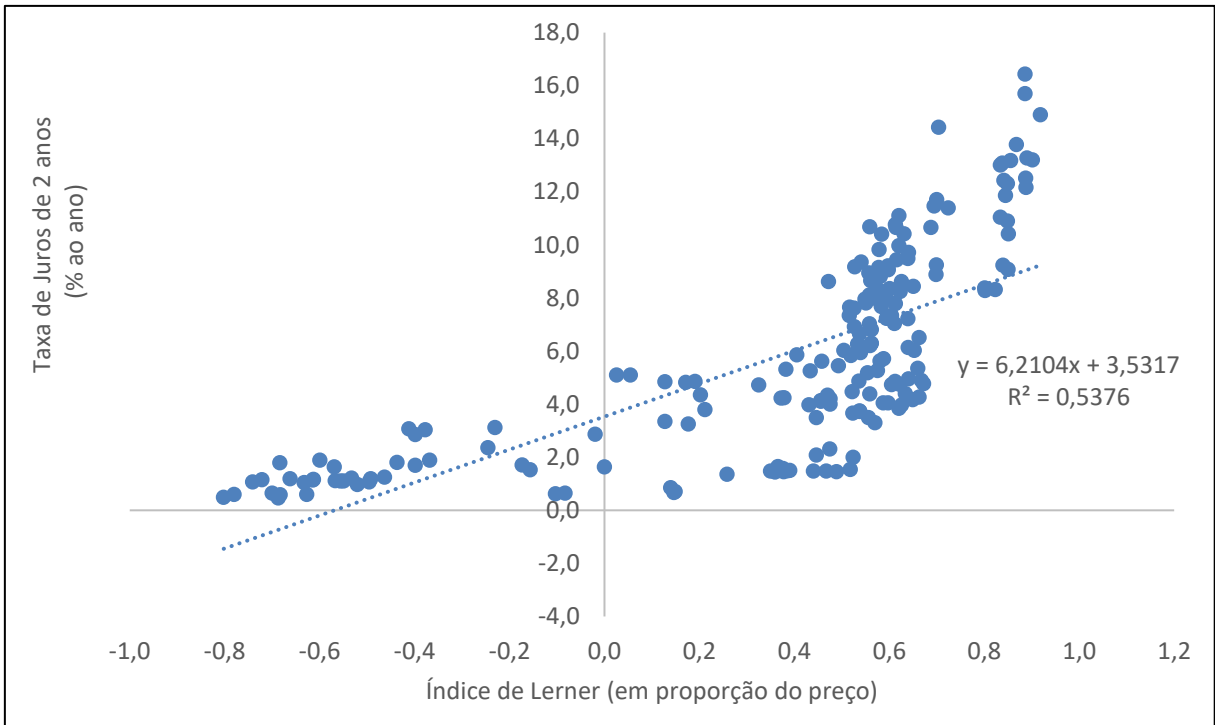


GRÁFICO 2.12 – Índice de Lerner do Mercado Bancário de Países Selecionados e Juros de 2 anos (em proporção do preço)
 Fonte: Elaboração do autor.

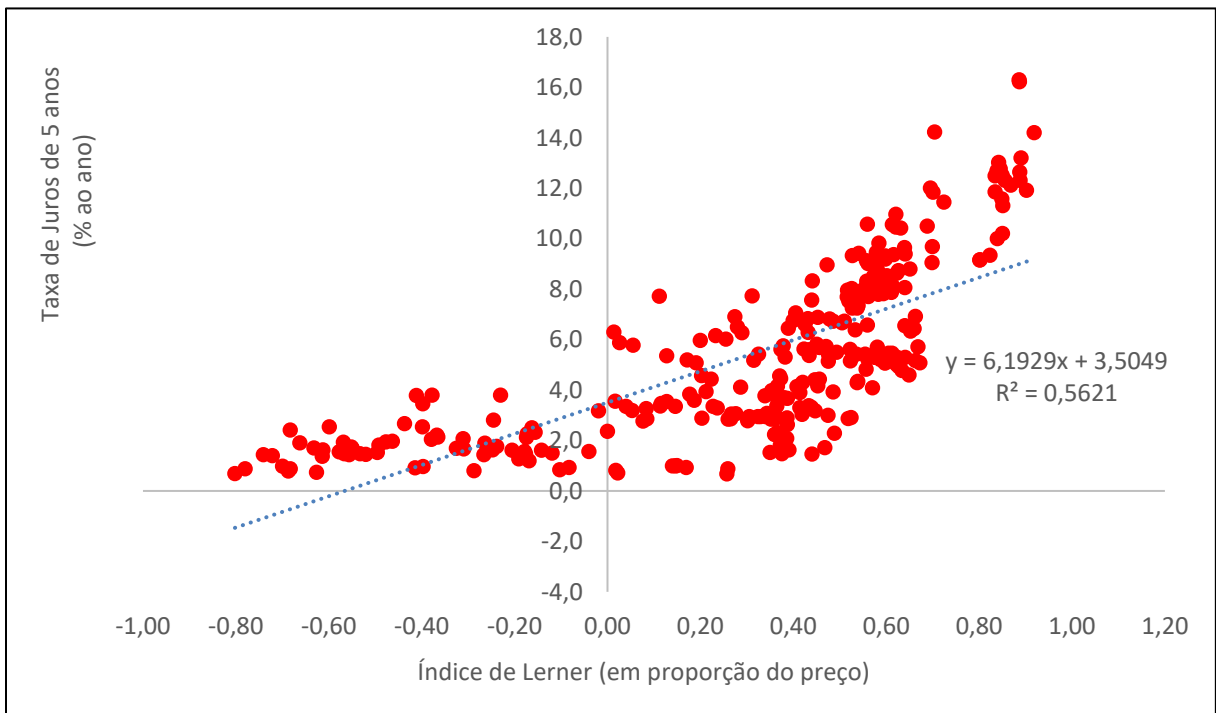


GRÁFICO 2.13 – Índice de Lerner do Mercado Bancário de Países Selecionados e Juros de 5 anos (em proporção do preço)
 Fonte: Elaboração do autor.

Os gráficos 2.14 e 2.15 relacionam as margens do crédito praticadas no mercado bancário brasileiro e as taxas de juros de 2 e de 5 anos entre o I tri 2011 e o II tri 2016. A relação positiva entre o Índice de Lerner o custo de oportunidade também é constatado no mercado brasileiro embora em intensidade menor que o verificado no âmbito internacional.

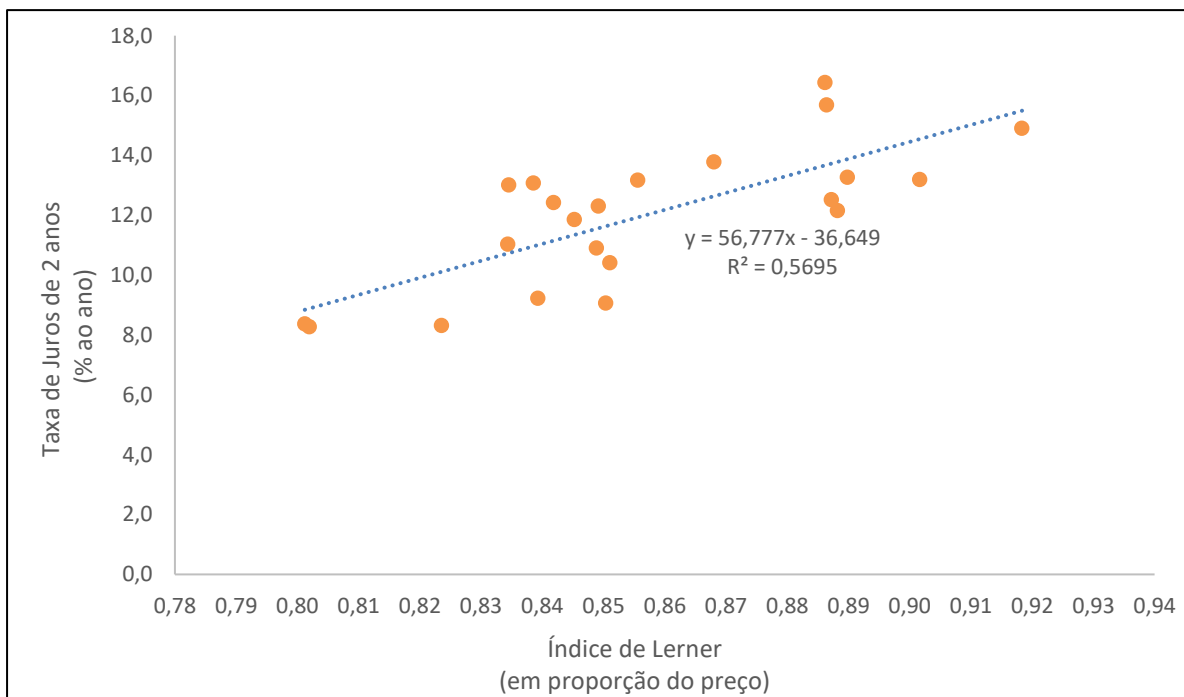


GRÁFICO 2.14 – Índice de Lerner do Mercado Bancário Brasileiro e Juros de 2 anos (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor.

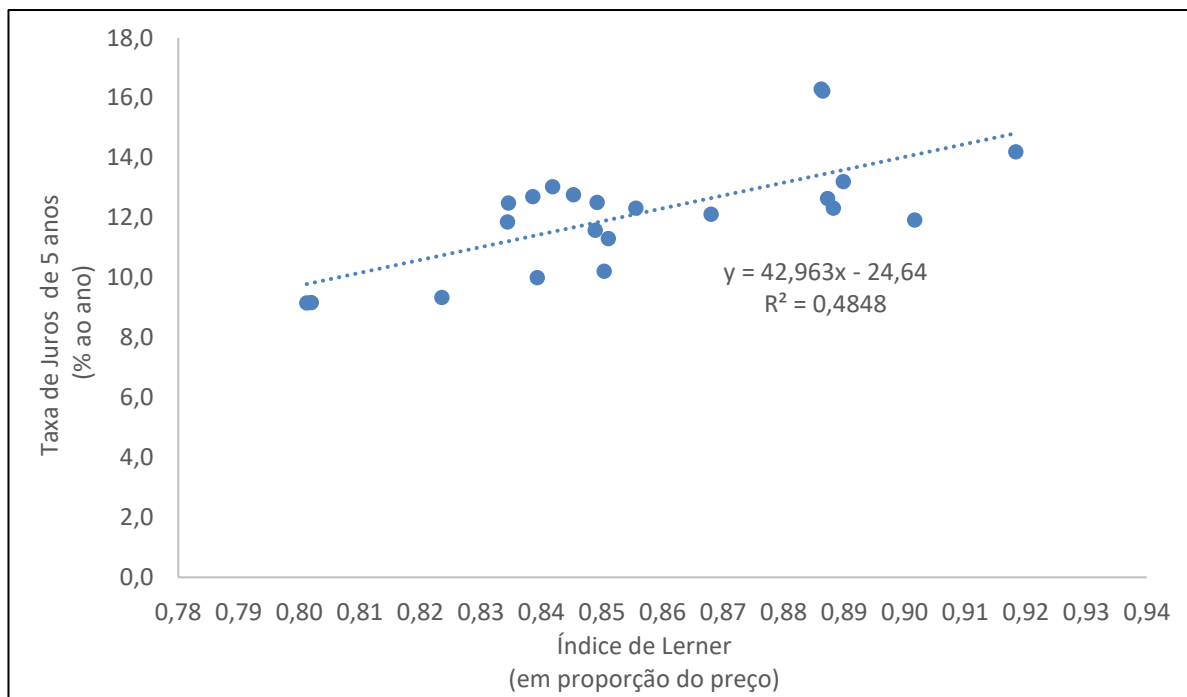


GRÁFICO 2.15 – Índice de Lerner do Sistema Bancário Brasileiro e Juros de 5 anos (em proporção do preço) Fonte: Elaboração do autor

3.4.2.5. Índice de Lerner do Mercado de Crédito Bancário Internacional e Brasileiro versus Concentração

A concentração na indústria bancária manteve-se em grau moderado ou elevado em todas as regiões econômicas entre 2000 e 2015, segundo o Indicador Razão de Concentração dos Cinco (RC5) divulgada pelo Banco Mundial (The World Bank, 2019)⁵⁹. Para obter a média do RC5 por região, o Índice foi ponderado, na presente pesquisa, pelo estoque de empréstimos concedido por cada país em relação ao total de crédito ofertado pela região a que pertence. O Gráfico 2.15 e a Tabela 2.8 mostram o comportamento do Indicador de concentração em cada região econômica e no Brasil.

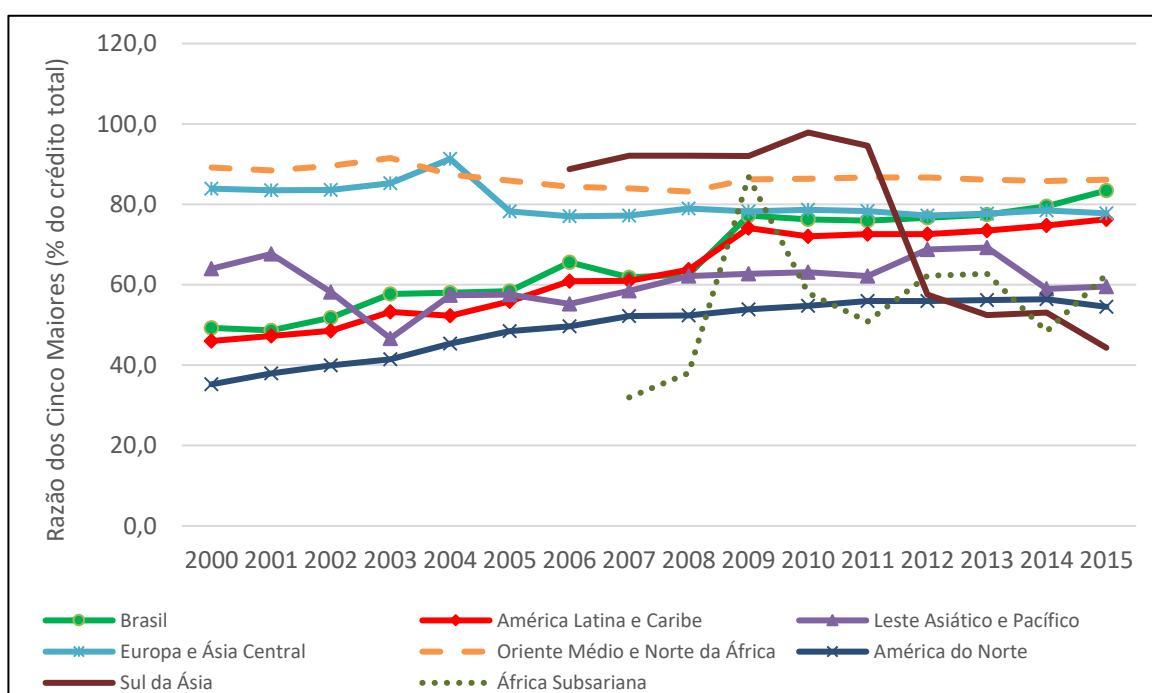


GRÁFICO 2.16 – Razão dos Cinco Maiores (RC5) por Região e Brasileiro (em % do crédito total) Fonte: Elaboração do autor

Tabela 2.8 – Razão dos Cinco Maiores (RC5) em cada região econômica e no Brasil

Data	Brasil	América Latina e Caribe	Leste Asiático e Pacífico	Europa e Ásia Central	Oriente Médio e Norte da África	América do Norte	Sul da Ásia	África Subsariana
2000	49,27	46,00	63,97	83,90	89,18	35,23	-	-
2001	48,65	47,24	67,68	83,54	88,43	37,92	-	-
2002	51,79	48,57	58,17	83,56	89,53	39,94	-	-
2003	57,67	53,27	46,65	85,26	91,53	41,43	-	-
2004	58,04	52,27	57,35	91,31	87,39	45,37	-	-
2005	58,40	55,85	57,55	78,27	85,87	48,44	-	-

⁵⁹ <https://www.worldbank.org/pt/news/press-release/2019/11/06/greater-information-disclosure-and-supervisory-capacity-needed-in-developing-countries-to-improve-banking-systems>.

2006	65,58	60,88	55,19	77,02	84,34	49,61	88,76	-
2007	61,81	60,94	58,52	77,20	84,02	52,23	92,09	31,96
2008	62,54	63,77	62,18	78,97	83,18	52,33	92,07	38,00
2009	77,20	74,13	62,72	78,25	86,21	53,86	91,99	86,85
2010	76,26	72,05	63,11	78,61	86,36	54,74	97,88	57,97
2011	75,95	72,58	62,18	78,32	86,66	55,94	94,55	50,86
2012	76,62	72,56	68,77	77,24	86,67	55,91	57,57	62,24
2013	77,45	73,47	69,25	77,72	86,09	56,15	52,40	62,69
2014	79,50	74,71	58,93	78,45	85,85	56,39	53,11	48,35
2015	83,44	76,29	59,52	77,73	86,12	54,53	44,31	62,44

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados disponíveis pelo Banco Mundial.

Embora todas as regiões apresentem elevados ou moderados níveis de concentração bancária, o Oriente Médio e Norte da África, a Europa e a Ásia Central, bem como a América Latina, incluindo o Brasil, registram os maiores patamares da RC5, sobretudo desde 2012. A necessidade de ganhos de escala, de investimentos expressivos, bem como a complexa gestão de riscos do setor são alguns dos fatores que contribuem para a alta concentração na indústria bancária, de acordo com o *Bank for International Settlements* (BIS, 2018)⁶⁰. O BIS destaca, ainda, que a crise financeira mundial de 2008 colaborou para o mercado tornar-se ainda mais concentrado em várias nações, com atos de fusão e de aquisição relevantes, como os ocorridos na área do Euro e nos Estados Unidos. A concentração também aumentou em países menos afetados pela turbulência global, como Austrália, Brasil e Singapura.

Em uma análise dinâmica, a região da América Latina e Caribe foi a que apresentou o aumento mais expressivo na concentração, de 46,00% em 2000 para 76,29% em 2015, potencialmente influenciado pelo Brasil que passou de 49,27% para 83,44%. A América do Norte é a segunda região com maior crescimento da RC5, de 35,23% para 54,53% no período. A África Subsariana elevou a concentração de 31,97% em 2007 para 62,44% em 2015. As regiões do Leste Asiático e Pacífico, da Europa e Ásia Central e do Oriente Médio e Norte da África apresentaram redução marginal da concentração. A RC5 referente à região do Sul Ásia foi a única que registrou queda expressiva, de 88,76% em 2006 para 44,31% em 2015.

A comparação entre a trajetória da RC5 e do Índice de Lerner sugere não haver uma relação inversa relevante entre concentração e competitividade, o que tende a apoiar a teoria da Estrutura-Eficiente. Apenas a América do Norte apresentou uma correlação moderada entre concentração e competição, contudo, na mesma direção, ou seja, quanto maior a concentração, menor o Lerner (maior a competição). A Tabela 2.9 mostra as correlações entre a RC5 e o

⁶⁰ O nível de concentração avaliado pelo BIS também foi medido por meio da RC5 divulgado pelo Banco Mundial.

Indicador de Lerner contemporaneamente em cada região econômica e no Brasil. Os gráficos 2.17 ao 2.24 apresentam o comportamento da RC5 *versus* o do Lerner em cada região e no Brasil. A seção seguinte avança no sentido de verificar se há relação econométrica relevante entre competição, concentração e taxa de juros.

Tabela 2.9 – Correlações entre o Índice de Lerner e a RC5 em cada região econômica e no Brasil

Brasil	28,41%
América Latina e Caribe	1,92%
Leste Asiático e Pacífico	24,20%
Europa e Ásia Central	1,31%
Oriente Médio e Norte da África	6,30%
América do Norte	-64,68%
Sul da Ásia	-36,33%
África Subsariana	-22,48%

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados fornecidos pelo SAS e informações do Banco Mundial.

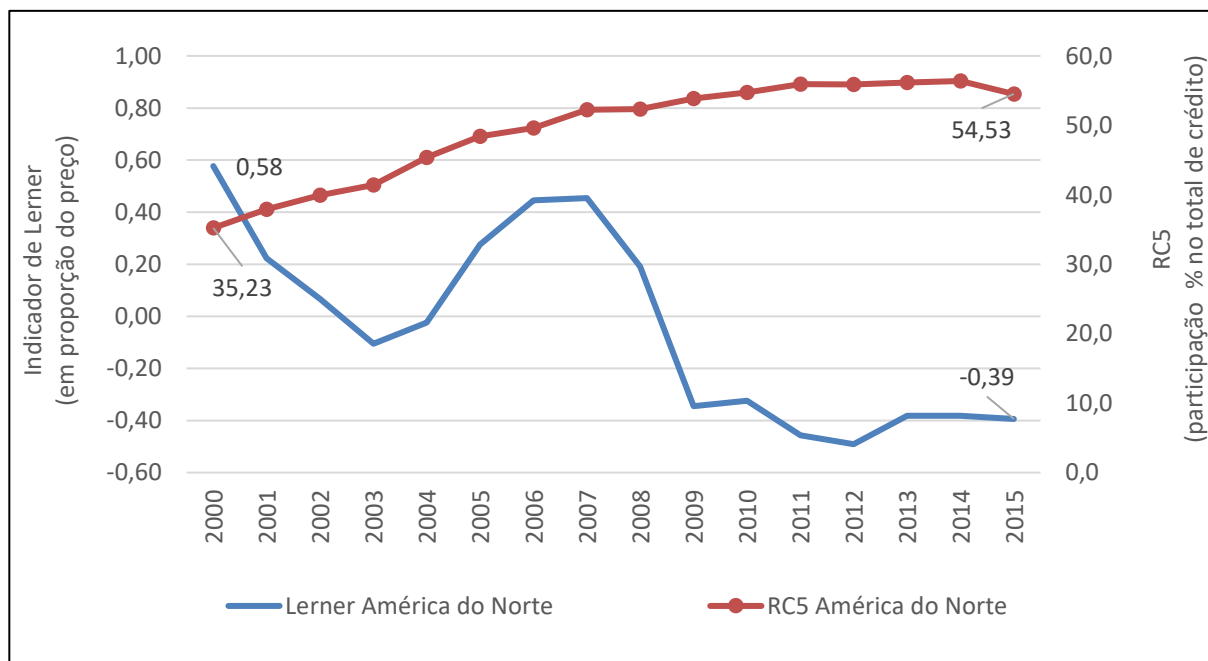


GRÁFICO 2.17 – Índice de Lerner *versus* RC5 da América do Norte

Fonte: Elaboração do autor

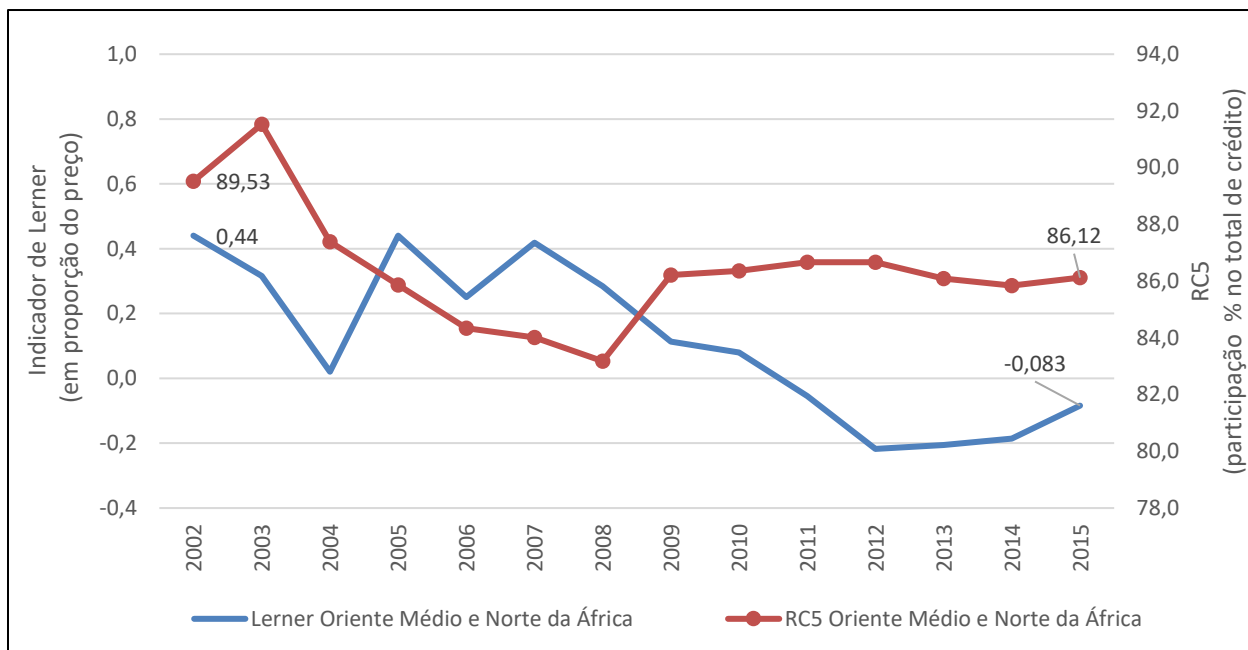


GRÁFICO 2.18 – Índice de Lerner *versus* RC5 do Oriente Médio e Norte da África
 Fonte: Elaboração do autor

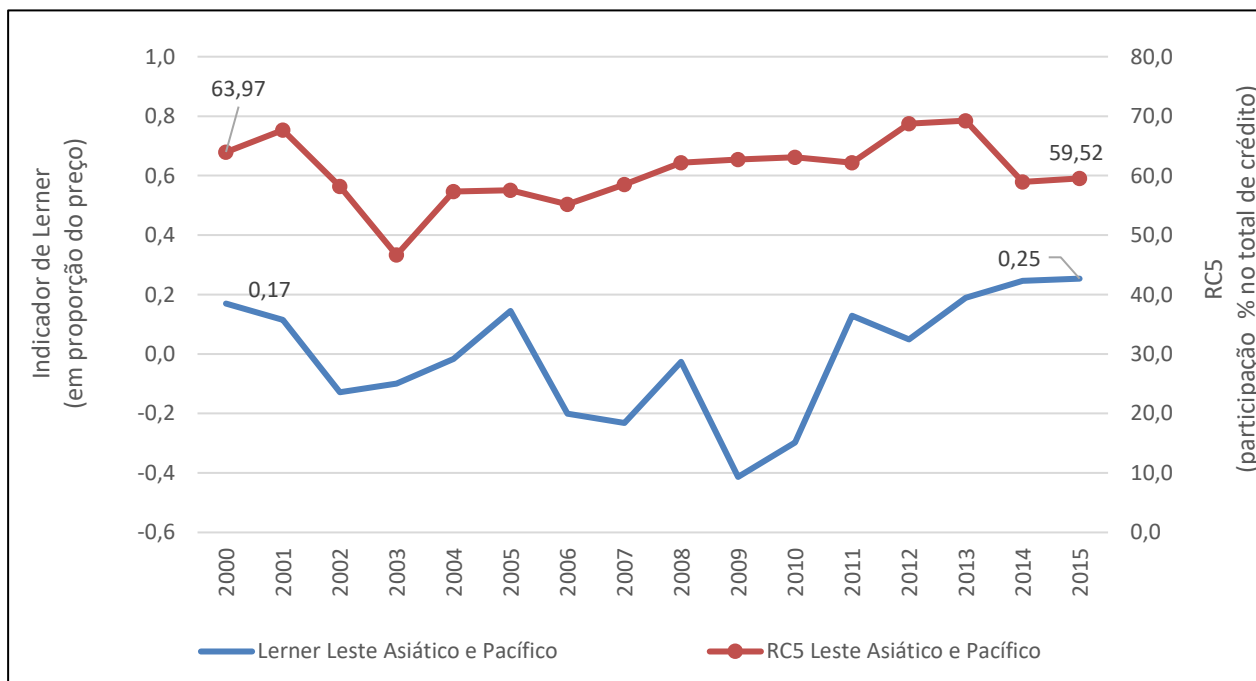


Gráfico 2.19 – Índice de Lerner *versus* RC5 do Leste Asiático e Pacífico
 Fonte: Elaboração do autor

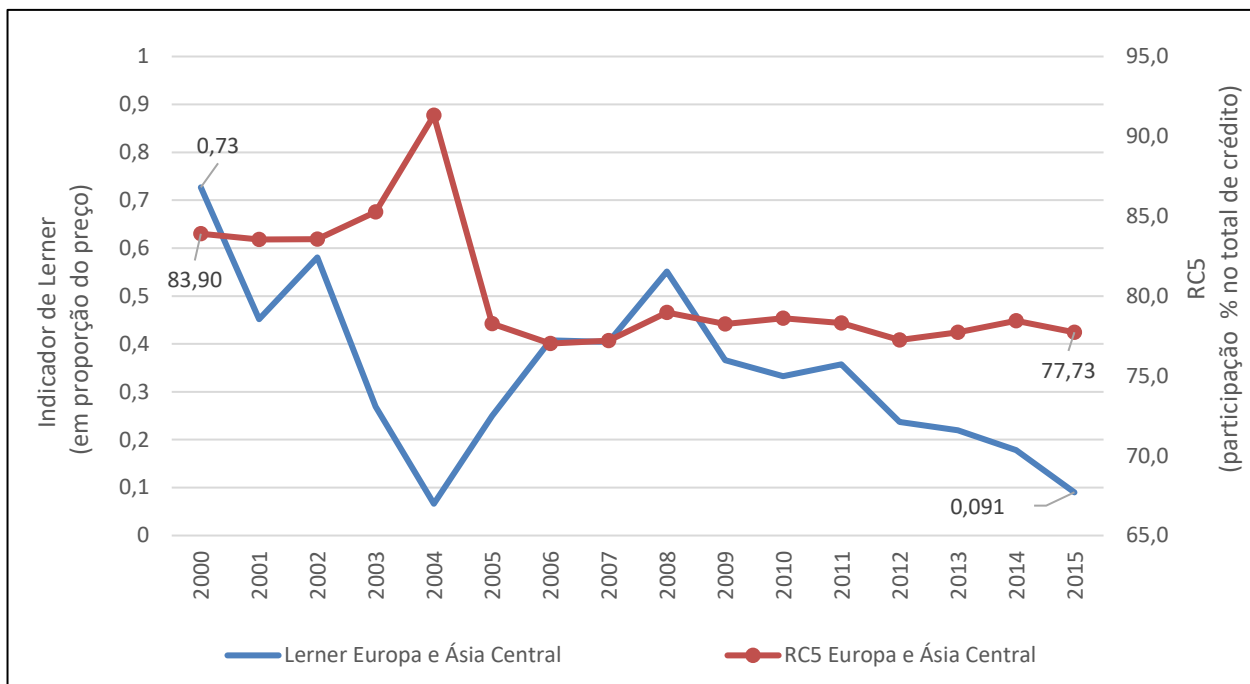


Gráfico 2.20 – Índice de Lerner *versus* RC5 da Europa e Ásia Central
 Fonte: Elaboração do autor

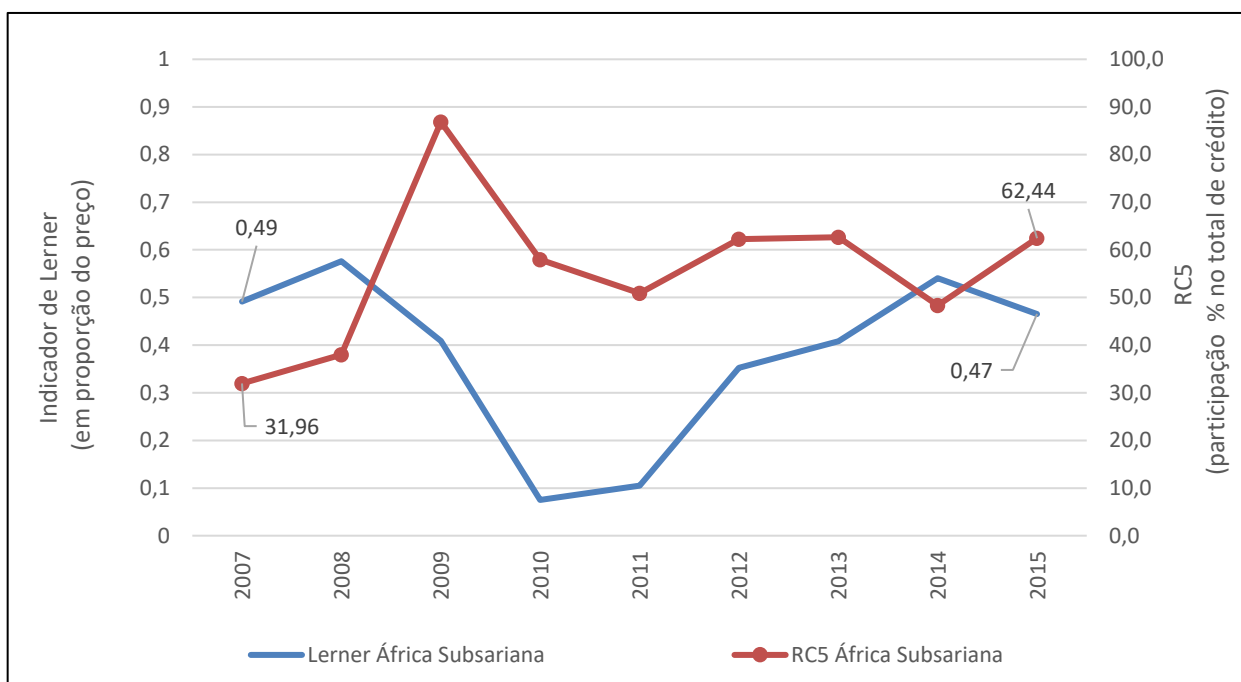


Gráfico 2.21 – Índice de Lerner *versus* RC5 da África Subariana
 Fonte: Elaboração do autor

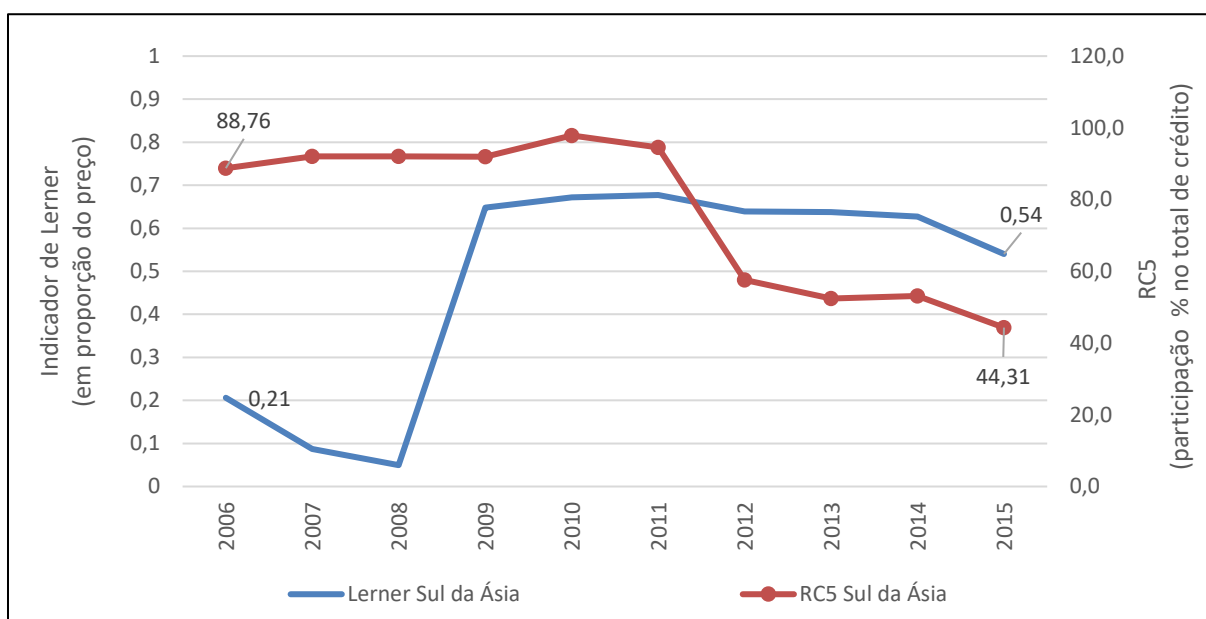


Gráfico 2.22 – Índice de Lerner *versus* RC5 do Sul da Ásia
Fonte: Elaboração do autor

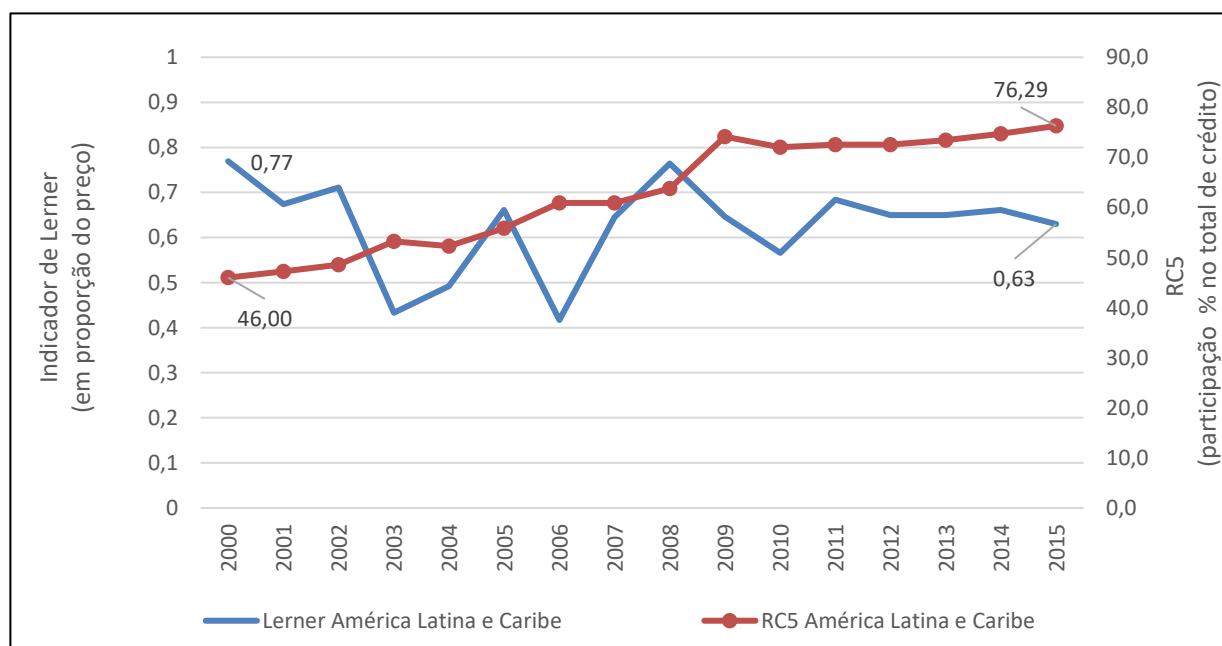


Gráfico 2.23 – Índice de Lerner *versus* RC5 da América Latina e Caribe
Fonte: Elaboração do autor

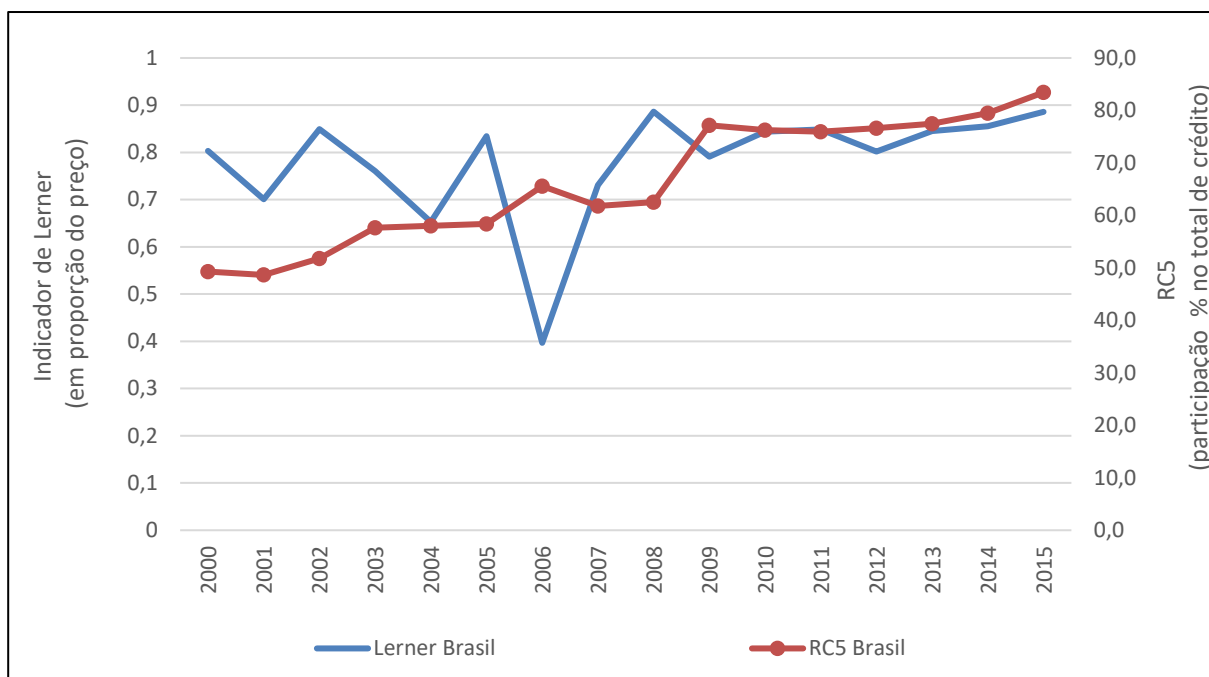


Gráfico 2.24 – Índice de Lerner *versus* RC5 do Brasil
 Fonte: Elaboração do autor

3.4.2.6. Índice de Lerner *versus* Inércia da Competição, Taxa de Juros e Concentração

A literatura científica não apresenta consenso acerca da relação entre competitividade e concentração no âmbito da indústria financeira. O presente estudo busca elucidar a complexidade dessa relação para uma amostra representativa do mercado bancário de crédito internacional. Ainda, visa evidenciar a relevância empírica da taxa de juros e da inércia da concorrência sobre o Índice de competição de Lerner. Para verificar essas hipóteses, foi utilizado um painel não balanceado formado por 31 países⁶¹ com variáveis que incluem o próprio Lerner defasado, estimado nesta pesquisa; os juros de 5 anos, disponíveis na Bloomberg; e a RC5, publicados pelo Banco Mundial, referentes ao período de 2000 a 2015.

Para testar se a persistência das condições de concorrência, a taxa de juros e os níveis de concentração afetam a competitividade, foi estimado modelo econométrico dinâmico pelo Método de Momentos Generalizados (*Generalized Method of Moments – GMM*). Os resultados da regressão e os testes econométricos referentes ao modelo estimado encontram-se no Apêndice H. Vale notar que o teste de Sargan (1958) não rejeitou a hipótese nula de adequabilidade das variáveis instrumentais. O teste estatístico de Arellano e Bond (1991) indica

⁶¹ Áustria, Bélgica, Brasil, Inglaterra, Canadá, Chile, China, Colômbia, Chipre, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Índia, Itália, Lituânia, Luxemburgo, México, Holanda, Noruega, Peru, Polônia, Portugal, Rússia, Eslováquia, Eslovênia, Coreia do Sul, Espanha, Tailândia, Turquia e Estados Unidos.

a autocorrelação dos resíduos de primeira ordem, ao nível de 1% de significância, ainda, a ausência de autocorrelação de segunda ordem. A Equação (17) mostra o modelo teórico dinâmico e a Tabela 2.10 resume os resultados.

$$L_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 L_{i,t-1} + \beta_2 i_{i,t} + \beta_3 RC5_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

Onde:

i : 1, 2, ..., N indexa os países;

t : 1, 2, ..., T é o tempo em anos;

$L_{i,t}$: Indicador de competição de Lerner;

$i_{i,t}$: Taxa de juros de 5 anos;

$RC5_{i,t}$: Razão dos cinco maiores; e

ε_{it} : termo de erro $\sim IID(0, \sigma^2)$.

Tabela 2.10 – Estimação do Indicador de Lerner (Equação 17): coeficientes e testes da regressão

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)		p-Valor
Intercepto	0,0966	0,1976	-0,2986	0,4918	0,6258
Indicador de Lerner (Lag 1)	0,5868	0,0842	0,4184	0,7552	<0,0001
Taxa de juros (5 anos)	0,0321	0,0130	0,0061	0,0581	0,0145
RC5	-0,0021	0,0026	-0,0074	0,0031	0,4140
Teste Estacionariedade de Fisher	Z = -1,80 p-valor 0,0358				
Teste de Sargan	ChiSq = 71,02 p-valor 0,9780				
Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem	p-valor 0,0002				
Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem	p-valor 0,0793				
RMSE	0,3288				

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados fornecidos pelo SAS, especificando a opção DYNSSYS.

O modelo econométrico expresso pela Equação (17) e pela Tabela 2.10 indicou relevância estatística dos parâmetros relativos à persistência das condições de competição do mercado de crédito bancário ($\beta_1 L_{i,t-1}$) e à taxa de juros de 5 anos ($\beta_2 i_{i,t}$). Além disso, apresentaram os sinais positivos esperados. A variável de concentração, Razão dos Cinco Maiores ($RC5_{i,t}$), contudo, não se apresentou estatisticamente significativa. Os resultados tendem a apoiar a perspectiva de que mercados podem ser competitivos ainda que concentrados (CLAESSENS; LAEVEN, 2004).

Os resultados da Equação (17), cuja finalidade foi avaliar se a competição tem associação positiva com a inércia das condições de competição no mercado de crédito bancário, com os juros e com a concentração incitou a especificação de um novo modelo. Ao excluir a variável de concentração RC5, não estatisticamente significativa, cuja periodicidade é anual, tornou-se possível utilizar o painel com as variáveis na periodicidade trimestral, do I tri 2000 ao II tri 2016, para os 31 países analisados. A Equação (18) apresenta um avanço do modelo em tese, sendo que t indexa o tempo em trimestre. A Tabela 2.11 mostra os resultados e os principais testes da regressão estimada pelo GMM-sistema em dois estágios, detalhados no Apêndice H. Tendo em vista a não significância estatística do intercepto, prevalecem os resultados e testes do modelo expostos na Equação (19) e na Tabela 2.12, sem a constante.

$$L_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 L_{i,t-1} + \beta_2 L_{i,t-2} + \beta_3 i_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

Tabela 2.11 – Estimação do Indicador de Lerner (Equação 18): coeficientes e testes da regressão

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)		p-Valor
Intercepto	0,0231	0,0296	-0,0361	0,0823	0,4351
Indicador de Lerner (Lag 1)	0,3615	0,0211	0,3193	0,4037	<0,0001
Indicador de Lerner (Lag 2)	0,3294	0,0378	0,2538	0,4050	<0,0001
Taxa de Juros (5 anos)	0,0089	0,0033	0,0023	0,0155	0,0070
Teste Estacionariedade de Fisher	Z = -2,60 p-valor 0,0047				
Teste de Sargan	ChiSq = 22,02 p-valor 0,5779				
Ausência de autocorrelação nos resíduos de primeira ordem	p-valor 0,0039				
Ausência de autocorrelação nos resíduos de segunda ordem	p-valor 0,8709				
RMSE	0,2167				

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados fornecidos pelo SAS, especificando a opção DYNSSYS.

$$L_{i,t} = \beta_1 L_{i,t-1} + \beta_2 L_{i,t-2} + \beta_3 i_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

Tabela 2.12 – Estimação do Indicador de Lerner (Equação 19): coeficientes e testes da regressão

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Intervalo de Confiança (95%)		p-Valor
Indicador de Lerner (Lag 1)	0,4263	0,0573	0,3117	0,5409	<0,0001
Indicador de Lerner (Lag 2)	0,3884	0,0447	0,2990	0,4778	<0,0001
Taxa de Juros (5 anos)	0,0106	0,0053	0,0001	0,0211	0,0439
Teste de Sargan	ChiSq = 27,24 p-valor 0,3439				

Ausência de Autocorrelação nos resíduos de primeira ordem	p-valor 0,0064
Ausência de Autocorrelação nos resíduos de segunda ordem	p-valor 0,6193
RMSE	0,2232

Fonte: Elaborado pelo autor, com base nos resultados fornecidos pelo SAS, especificando a opção DYNSSYS.

Os testes realizados no modelo dinâmico aplicado ao painel, GMM-sistema, indicam que as propriedades estatísticas são aceitáveis. O teste de Sargan validou os instrumentos requeridos. Além disso, o teste estatístico de Arellano e Bond (1991) confirma a autocorrelação de primeira ordem e a ausência de autocorrelação de segunda ordem, essencial para a consistência do estimador utilizado.

Com relação ao ajuste local do modelo, o teste *t* de *Student* apontou para a significância estatística dos coeficientes das variáveis independentes. Os parâmetros estimados das variáveis Indicador de Lerner defasado em 1 trimestre ($\beta_1 L_{i,t-1}$), Lerner defasado em 2 trimestres ($\beta_2 L_{i,t-2}$) e taxa de juros de 5 anos ($\beta_3 i_{i,t}$) são estatisticamente diferentes de zero ao nível de significância de 1%, de 1% e de 5%, respectivamente. Os coeficientes do grau de competição defasado em 1 e em 2 trimestres foram positivos e, além disso, a sua magnitude sugere a relevância prática do termo, ou seja, há indícios de persistência das condições de concorrência. O coeficiente da variável taxa de juros de 5 anos possui influência menor que a inércia competitiva, mas apresentou o sinal positivo esperado.

Na oportunidade, não é ocioso destacar, ainda, que o erro de aproximação populacional em uma matriz de covariância, conhecido como erro quadrático médio (RMSE – *Root Mean Square Error of Aproximation*), foi igual à 0,2232. Quanto menor o RMSE, maior acurácia do modelo. Ainda, testes de estacionariedade sugerem a estacionariedade do painel. O teste de Fisher, baseado na estatística *Rho*, rejeita a hipótese nula de que todos os painéis contêm raízes unitárias ao nível de significância de 1%: *Fisher test* (Qui-quadrado), *Asymptotic Fisher test*, *Inverse normal test* e *Logit test*. Choi (2001) recomenda usar o resultado do *Inverse Normal Test*, correspondente à estatística *Z* (distribuição normal), nas análises.

3.5 Concentração e Competição no Mercado de Credenciamento de Cartões Pagamento

O uso de meios eletrônicos de pagamentos tem crescido em todo o mundo e estão se tornando mais onipresentes e acessíveis (CPMI, 2016) (BECH; SHIMIZU; WONG, 2017). Segundo o *Bank for International Settlements - BIS* (2018), o valor dos pagamentos efetuados

com cartão de crédito e de débito passou de 12,8% do Produto Interno Bruto (PIB) em 2000 para 25,3% em 2016 nos países membros do *Committee on Payments and Market Infrastructures* – CPMI (CPMI, 2016)⁶². A constatação da pesquisa é a de que os agentes econômicos possuem mais cartões e os utilizam em transações de menor valor e de forma mais frequente, sobretudo no Brasil, Coréia e Rússia. O aprimoramento da infraestrutura e o maior acesso as máquinas de leitura das operações (maquinhas) viabilizaram esse crescimento.

Nesse período (2000 a 2016), a demanda por moeda em espécie⁶³ avançou de 6,8% para apenas 9,4% do PIB entre os países membros do CPMI e em mais 22 países. O dinheiro em circulação varia entre países, inclusive entre aqueles com características econômicas e sociais similares. Nota-se, porém, um crescimento maior do uso de moeda física nas economias desenvolvidas, especialmente após a crise financeira internacional. Dentre os motivos apurados, destaca-se o uso do dinheiro como reserva de valor. Os baixos patamares das taxas de juros reduziram o custo de oportunidade do dinheiro, contribuindo para o aumento da demanda por moeda nesses países.

No Brasil, o valor transacionado com cartões de pagamentos representava 5,5% do PIB, em 2000, e 17,6% do PIB em 2016, segundo o estudo do BIS (2018). O dinheiro em espécie passou de 2,7% para 3,7% do PIB nesse período. Entre 2010 e 2017, o valor total das transações com cartão cresceu 149,5%, de acordo com dados do Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do BCB⁶⁴. Enquanto o cartão de crédito registrou elevação de 210,8%, o de débito avançou 120,2%. O uso de instrumentos eletrônicos de pagamentos (cartões e transferências) já representa cerca de 75% das operações realizadas no âmbito das operações no varejo no Brasil (INSPER, 2018).

As análises concernentes à organização da indústria de cartões baseiam-se na teoria microeconômica conhecida como mercado de dois lados (CHAKRAVORTI, 2003), em que uma ou mais plataformas facilitam negociações entre usuários finais. Visa e Mastercard, constituem exemplos de bandeiras e de plataformas, enquanto os usuários finais são os estabelecimentos comerciais e os clientes, detentores dos cartões (VANHOOSE, 2010). De um

⁶² O cálculo considerou a média dos 24 países membros do CPMI, exceto China: Austrália, Bélgica, Brasil, Canadá, China, Área do Euro, França, Arábia Saudita, Hong Kong, Índia, Itália, Japão, Korea, México, Holanda, Rússia, África do Sul, Singapura, Suíça, Suécia, Turquia, Alemanha e Estados Unidos.

⁶³ O dinheiro em circulação (estoque), embora não seja equivalente ao seu uso para pagamentos (fluxo), é usado como *proxy* para demanda por moeda em virtude falta de dados disponíveis passíveis de comparação entre países (AMROMIN; CHAKRAVORTI, 2007).

⁶⁴ <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>.

lado no mercado encontra-se o emissor e o portador do cartão e, do outro, o credenciador e o estabelecimento comercial.

No tocante à oferta, o emissor do cartão é a IF responsável pela relação com o portador, o seja, por habilitar, identificar e autorizar operações, bem como liberar limite, fixar encargos financeiros, cobrar fatura e definir programas de benefícios. O credenciador viabiliza o uso de cartões para o lojista, mediante serviço de captura e processamento das transações⁶⁵. O proprietário do esquema ou plataforma de cartão detém a marca e define as regras de funcionamento dos negócios, como medidas de segurança para que credenciadoras possam passar cartões que carregam suas marcas.

O setor de cartões está passível de apresentar verticalização em suas atividades, ou seja, pode haver bancos que controlam bandeiras, emitem cartões e são acionistas de credenciadoras, levando a potenciais problemas decorrentes de barreiras à entrada e de poder de mercado. Ao atuar em praticamente todas as etapas da cadeia de cartões, bancos retêm os ganhos dentro da instituição. Essa configuração, todavia, pode elevar a taxa que o credenciador remunera o banco emissor (taxa de intercâmbio), dificultando a contestabilidade da atividade de aquisição. A baixa competição tende a ser prejudicial aos usuários finais (lojistas e clientes).

A Lei nº 12.865/2013 define o marco regulatório dos arranjos de pagamento, compreendido como conjunto de regras e procedimentos que disciplina a prestação de serviço de pagamento ao público, que inclui o de cartões. A norma contribuiu para a elevar contestabilidade no mercado de processamento de operações com cartões e conferiu, ainda, ao Conselho Monetário Nacional (CMN) e ao BCB a competência para regulamentar o setor. Em complemento, foram implementadas regulamentações para aumentar a competição nessa indústria. Dentre elas, destacam-se a interoperabilidade entre os prestadores de serviço de rede⁶⁶ e o fim da exclusividade entre adquirentes e bandeiras⁶⁷ que acarretou a quebra do oligopólio da Visanet e da Redecard, atuais Cielo e Rede, nas operações com Visa e Mastercard. A Lei nº 13.455/2017 permitiu, ainda, a possibilidade de diferenciar preços entre instrumentos.

O avanço tecnológico também contribuiu para a redução de barreiras à entrada no segmento de cartões. Vale ressaltar que o ramo de atuação dos credenciadores contempla,

⁶⁵ A estrutura dos credenciadores pode alcançar elevado grau de integração vertical, inclusive contendo a função de prestador de serviços de compensação e de liquidação.

⁶⁶ A Circular BCB nº 3.765/2015 visa a eficiência e o acesso não discriminatórios aos serviços e às infraestruturas necessários ao funcionamento dos arranjos, como a possibilidade de usuários finais utilizarem uma única conta de depósito à vista para realizar pagamentos para usuários de outros arranjos.

⁶⁷ Circular BCB nº 3.815/2016.

conjuntamente, aspectos tecnológicos e financeiros. As exigências técnicas podem ser vistas como fator potencialmente restritivo, porém necessários à segurança e à padronização das operações. Recentemente, foram lançadas processadoras mais simples, como àquelas acopladas a celulares. Além disso, as adquirentes recém-chegadas incluíram a massa de micro e pequenos empreendedores, sem relacionamentos bancários, e inovaram ao vender as maquininhas, em vez de alugá-las.

Nesse contexto, o mercado de aquisição que se concentrava em 2 (dois) competidores, a Cielo, credenciadora do Banco do Brasil (BB) e do Bradesco, e a Rede, do Itaú-Unibanco, em 2010, passou para mais de 20 (vinte) em 2018. Os serviços prestados têm sido objeto de transformações relevantes, sobretudo na ponta das adquirentes. A chegada de novos competidores implicou alterações na estratégia comercial, com as empresas, que antes alugavam, passaram a vender os equipamentos para processar transações ou a fornecê-los sem custos. Ainda, têm reduzido a taxa de juros cobrada dos comerciantes, conhecida como taxa de desconto ou *Merchant Discount Rate* - MDR.

Após perder mercado para novas credenciadoras independentes, como a Stone e a PagSeguro, os bancos de grande porte, com balanços robustos ao seu favor, anunciaram medidas para recuperar *marketshare* em detrimento da rentabilidade de suas adquirentes. Nessa nova fase de disputa de preço, intensificada a partir de abril de 2019, as maiores empresas do setor reduziram o prazo e a taxa de antecipação de recebíveis relativos às vendas com cartão de crédito à vista ao lojista que desejar receber adiantado seu fluxo de vendas. A Rede passou a efetuar o pagamento aos pequenos e aos médios lojistas com conta no Itaú-Unibanco dois dias após a venda e zerou a taxa de antecipação. GetNet (Santander), Cielo e Safra Pay (Safra) também reduziram os prazos de pagamento e as taxas aos lojistas e aos pequenos empreendedores. Em resposta, empresas anunciaram pagamento instantâneo aos varejistas.

Trata-se de uma movimentação histórica no mercado de meios de pagamentos que pode modificar favoravelmente a dinâmica das relações entre lojistas e credenciadoras de cartões e, potencialmente, dos clientes dos estabelecimentos comerciais. O nível de competição do mercado de cartões potencial para evoluir, aumentando o bem-estar social. Além disso, é interessante incentivar que a competição recente beneficie o varejo e que a redução dos custos financeiros possa ser estendida ao consumidor, na forma de preços menores.

A evolução e a relevância da indústria de pagamentos via cartão não vêm acompanhadas de pesquisas científicas sobre o tema. Inclusive, não foram identificados estudos específicos

sobre credenciadoras. Akin, Borici, Yildiran (2013) e Shaffer e Thomas (2007) estudam o setor sob a perspectiva dos bancos emissores. Akin et al. (2013), ao analisar 21 bancos turcos entre 2002 e 2008, mediante aplicação do método de Panzar-Rosse (1987), concluiu pela existência de um oligopólio em conluio. Uma das constatações foi a de que a regulação elevou o nível de competição do mercado. Shaffer e Thomas (2007), também empregando Panzar-Rosse (1987), concluíram que a organização do mercado era consistente com a competição monopolística para 36 bancos americanos (99% do crédito rotativo) entre 1984 e 1993.

Dado o exposto, identifica-se um hiato de pesquisa no sentido de elaborar diagnóstico da organização da indústria de credenciamento de cartões de débito e de crédito. Para tanto, os níveis de níveis de concentração e de competição desse mercado podem ser estimados e analisados por intermédio dos índices de Herfindahl- Hirschman, de Lerner e de Boone, sugeridos pela literatura (BOONE, 2008) (LERNER, 1934) (VANHOOSE, 2010). Espera-se que os resultados forneçam informações ao regulador para apoiar medidas destinadas a fomentar a competição na atividade de credenciamento.

3.6 Conclusão

Este estudo analisou a organização da indústria bancária internacional, incluindo a brasileira, atuante no mercado de crédito mediante cálculo do Índice de Lerner, que reflete o grau de concorrência no setor. Esse enfoque, de exame da competitividade por meio da estimativa de indicadores, insere-se na concepção teórica da *New Empirical Organization – NEIO* (VANHOOSE, 2010). Avaliou-se, ainda, fatores com potencial para influenciar a competição como a taxa de juros, a concentração e a própria competitividade inercial. Para tal, construiu-se, primeiramente, uma amostra com 2.324 bancos de 92 países, formando um painel desbalanceado com 55.735 informações contábeis-financeiras do I tri 2000 ao II tri 2016. O método de Lerner, utilizado neste estudo, é consagrado pela literatura e por autoridades reguladoras para estimar o nível de competição a partir do preço do crédito e da função translog do custo total.

A média do Indicador de Lerner no mercado bancário de crédito internacional, ponderada pelo estoque de empréstimo concedido por cada banco no total ofertado caiu de 0,59 no I tri de 2000 para 0,084 no II tri 2016. Esse resultado pode ser interpretado da seguinte maneira: o *mark-up* médio praticado pelas instituições financeiras globais nas operações de crédito sobre o custo marginal representou 8,4% do preço no II tri 2016. O Lerner expresso em seus quartis (1º, 2º ou mediana e 3º) também registraram quedas substanciais. A competitividade da

indústria bancária internacional, portanto, aumentou no período. No setor bancário brasileiro, diferentemente, o Índice de Lerner médio passou de 0,77 no I tri 2000 para 0,90 no II tri 2016.

Vale ressaltar que, posteriormente à crise financeira mundial, a média e a mediana dos *mark-ups* praticados no mercado internacional de crédito reduziram-se de forma expressiva, potencialmente influenciadas pela redução dos juros em diversos países. No Brasil, opostamente, o Indicador de Lerner aumentou após a turbulência financeira global, embora a política monetária também tenha sido flexibilizada a partir do final de 2008.

Em razão da heterogeneidade da amostra, o presente estudo também estimou a competitividade no mercado bancário de crédito por país e por região econômica estabelecida pelo Banco Mundial. Dessa forma, também se torna viável comparar o nível da concorrência brasileira com o apresentado pela América Latina e Caribe, e por países competidores. A região da América do Norte, bem como a do Oriente Médio e Norte da África se destacam entre aquelas com maiores patamares de competição, sobretudo desde o final de 2011. Enquanto o Sul da Ásia, a América Latina e Caribe e o Brasil, registram os menores graus de competitividade em praticamente todo o período avaliado.

Os resultados dos Indicadores de Lerner por região sugerem que a competição no setor bancário de crédito se elevou em todas as 7 (sete) regiões, mas com intensidades distintas. O Lerner da América do Norte reduziu 0,88 ponto entre o I tri 2000 e o II tri de 2016, de 0,53 para -0,35, acompanhada de queda em seus quartis. A região da Europa e Ásia Central reduziu o Índice de Lerner em 0,56 ponto no mesmo período, especialmente o 1º quartil. No Leste Asiático e Pacífico também houve aumento da competitividade média, em 0,22 ponto, e dos quartis. As regiões da África, bem como a do Oriente Médio e Norte da África reduziram a média do Indicador, porém em menor magnitude, nos respectivos recortes temporais. O Sul da Ásia apresentou queda marginal do Lerner desde o I tri 2006. A América Latina e Caribe manteve o Índice de Lerner em patamar elevado, com queda de apenas 0,06 ponto, de 0,73 no I tri 2000 para 0,67 no II tri 2016.

Ao comparar a competitividade da América Latina e Caribe com a do Brasil, nota-se que o Índice de Lerner doméstico é maior em quase todos os trimestres dentro recorte temporal considerado, que vai do I tri 2000 ao II tri 2016. Ainda, que os níveis de concorrência apresentados pelo Brasil se aproximam dos valores correspondentes ao 3º quartil da região a que pertence. Estatisticamente, o Indicador de Lerner brasileiro foi maior que o da América Latina e Caribe em 54 dos 66 trimestres avaliados, segundo o teste *t* de *Student*, ou seja, em 82% das vezes. A competitividade média do mercado bancário de crédito bancário brasileiro

também foi inferior ao de vários países da América Latina desde 2010, como Chile, Colômbia, México, Peru e Argentina. Esses resultados apoiam a visão de que o mercado de crédito bancário brasileiro pratica margens nas operações de crédito acima da média da região (h2).

Um fator comum a diferentes países pesquisados com influência nas margens praticadas pelos bancos na concessão do crédito consiste no custo de oportunidade. Quanto mais alto o custo de oportunidade, maior o prêmio de risco embutido nas margens cobradas na concessão de empréstimo, pois o investimento em títulos públicos torna-se mais atrativo aos bancos. Além disso, quanto maior a percepção da incerteza sobre as previsões econômico-financeiras, maior tende a ser a proporção dos recursos do banco em ativos de liquidez (KEYNES, 1930).

O Índice de Lerner e o custo de oportunidade apresentaram correlação elevada para um conjunto de 14 países com séries disponíveis ininterruptas na base Bloomberg, entre o I tri de 2011 e o II tri de 2016: Brasil, Canadá, Chile, China, Colômbia, Coreia do Sul, Estados Unidos, Índia, México, Noruega, Polônia, Peru, Rússia e Turquia. O Indicador de Lerner apresentou correlação de 73,3% com a taxa de juros dos títulos públicos com prazo de 2 anos, e de 75,0% com os juros de 5 anos. A relação positiva entre o Índice de Lerner e o custo de oportunidade também é constatado no mercado doméstico. No Brasil, a correlação entre o Indicador de competição e os retornos pagos pelos títulos federais de 2 anos e de 5 anos foi igual à 75,5% e 69,6%, respectivamente.

A concentração na indústria bancária manteve-se em grau moderado ou elevado nas regiões econômicas mundiais e no Brasil entre 2000 e 2015, segundo a RC5 divulgada pelo Banco Mundial. A região da América Latina e Caribe foi a que apresentou o aumento mais expressivo na concentração, de 46,0% para 76,3% no período, potencialmente influenciado pelo Brasil que passou de 49,3% para 83,4%. A América do Norte é a segunda região com maior crescimento da RC5, de 35,23% para 54,53%. As regiões do Leste Asiático e Pacífico, da Europa e Ásia Central e do Oriente Médio e Norte da África apresentaram redução marginal da concentração. A RC5 referente ao Sul Ásia foi a única que registrou queda expressiva, de 88,7% em 2006 para 44,3% em 2015.

As análises gráficas e correlacionais conduzidas sugerem que a concorrência no mercado de crédito bancário internacional não apresenta uma relação direta com os níveis de concentração, mas sim com os juros. Para verificar tal hipótese foi construído um painel não balanceado de 31 países com variáveis que incluem o próprio Lerner defasado em 1 período (1 ano), calculado nesta pesquisa; os juros de 5 anos, da Bloomberg; e a RC5, do Banco Mundial, referentes ao período de 2000 a 2015. Na primeira especificação do modelo econométrico de

análise dinâmica de estimação do Lerner, com o Método de Momentos Generalizados-GMM, os parâmetros relativos à persistência das condições de competição ($\beta_1 L_{i,t-1}$) e à taxa de juros de 5 anos ($\beta_2 i_{i,t}$) apresentaram relevância estatística ao nível de 1% e sinais positivos. O coeficiente da variável de concentração ($\beta_3 RC5_{i,t}$), contudo, não se apresentou estatisticamente significativo. O resultado tende a apoiar a teoria da Estrutura-Eficiente, ou seja, não há necessariamente uma relação inversa entre concentração e competitividade.

Para avaliar se a competição mantém a associação positiva com a inércia da competitividade e com os juros, novo modelo econométrico dinâmico foi especificado sem a RC5. Ao excluir a variável de concentração, foi possível construir painel desbalanceado com informações na periodicidade trimestral, aumentando o *time series* de 17 para 66, para os mesmos 31 países. Os parâmetros do Lerner defasado em 1 trimestre e em 2 trimestres, bem como da taxa de juros de 5 anos permaneceram estatisticamente significantes à 1% e à 5%, respectivamente. Os coeficientes do grau de competição defasado foram positivos, ademais, a suas magnitudes sugerem a relevância prática dos termos. Em outras palavras, há indícios de persistência das condições de concorrência. O coeficiente da variável taxa de juros de 5 anos possui alcance menor que a inércia competitiva, mas apresentou o sinal positivo esperado.

Com relação ao sistema hipotético concernente ao segundo estudo, a primeira hipótese ($h_{2,1}$), de que mesmo diante elevada ou moderada concentração a competitividade se elevou no mercado de crédito global entre 2000 e 2016, encontra respaldo. A variável concentração não apresenta significância estatística no modelo econométrico dinâmico da competitividade, reforçando esta primeira hipótese ($h_{2,1}$). Além disso, a inércia concorrencial e o custo de oportunidade mostraram relevância empírica no modelo supra, conforme estabelecido pela segunda hipótese ($h_{2,2}$), sendo que a persistência das condições de competição se destaca em termos práticos. A expectativa, estabelecida como quinta hipótese (H_5), de que a concorrência do setor bancário brasileiro é inferior ao da região a que pertence, a América Latina e Caribe, também se sustenta para 82% dos trimestres avaliados.

Estudos futuros acerca do tema competição e concentração podem avançar a partir do arcabouço construído pela presente pesquisa. Nesse tocante, as interpretações trazidas pela análise da função de custo translog têm o potencial de constituir tema de estudo específico que vise aprofundar a avaliação da eficiência bancária. Albuquerque (1987) afirma que nível de

eficiência pode ser constatado, por exemplo, pela existência de taxa marginal técnica de substituição (TMS) negativa, indicando, *ceteris paribus*, uma queda nos custos de produção⁶⁸.

Pesquisas podem avançar, ainda, no sentido de incorporar outros produtos e serviços financeiros, como meios de pagamentos (cartões), transferências e depósitos e, dessa forma, obter um diagnóstico abrangente acerca da competição. Essa pesquisa mostrou que o mercado de pagamentos é verticalizado o que pode incentivar à adoção de condutas abusivas ou restritivas. Apesar da verticalização, a literatura acadêmica não apresenta estudos acerca da competitividade nesse mercado, tampouco suas implicações sobre a estabilidade.

⁶⁸ A TMS reproduz um conceito da teoria da firma, que diz quantas unidades de um insumo se pode reduzir/aumentar com o aumento/redução de uma unidade de outro insumo de maneira que a produção da firma não se altere (PINDYCK; RUBINFELD, 2010)

4. Conclusões Finais da Tese

Esta tese foi desenvolvida com o objetivo de avaliar a concentração e a competição no mercado de crédito doméstico (estudo empírico 1) e internacional (estudo empírico 2), mediante uso de métodos econométricos aplicados a dados dispostos em painel e de ferramentas estatísticas. Em conjunto, encontrou-se evidências de que o aumento da concentração no setor não foi acompanhado de redução da competitividade, o que apoia a primeira tese desta pesquisa (H_1). Resultados apontaram, ainda, que há suporte para presunção de que a persistência nas condições de concorrência é relevante para explicar o comportamento da margem praticada pelos bancos brasileiros (estudo empírico 1) e no âmbito internacional (estudo empírico 2), conforme estabelecido pela segunda hipótese desta Tese (H_2).

No primeiro estudo, mostrou-se que a concentração na indústria financeira brasileira atuante no crédito apresentou aumento entre o I tri 2000 e o III tri 2019, especialmente a partir de 2008. A média ponderada do Indicador de competitividade, por sua vez, encerrou a série praticamente no mesmo patamar. A mediana do Lerner, que descarta os maiores e menores Índices, apresentou comportamento não linear de queda, evidenciando aumento da competitividade. Ambas as métricas de competição registraram redução expressiva a partir de 2017. O teste de Causalidade de Granger apontou, ainda, que o IHH não afeta o Indicador de Lerner. Diante do exposto, evidenciou-se que não há, necessariamente, uma relação inversa entre concentração e competição no recorte temporal considerado no mercado de crédito nacional, conforme $h_{1,1}$.

A concorrência no mercado de crédito doméstico pode ter aumentando desde 2016 devido a questões regulatórias, como a proporcionalidade da regulação prudencial de requerimento de capital implementada em janeiro de 2017, como sugere a literatura (CLAESSENS; LAEVEN, 2004). Evidências empíricas, baseadas em resultados do modelo econométrico dinâmico aplicado ao painel formado pelas instituições bancárias b1, indicaram a presença da inércia concorrencial. Vale mencionar, também, a relevância prática do *market share* sobre a margem cobrada nas operações de crédito. A variável independente taxa de juros que remunera os títulos públicos de 5 anos representou influência menor, embora tenha apresentado o sinal positivo esperado. Tais resultados sustentam a segunda hipótese do primeiro estudo ($h_{1,2}$).

Ao comparar o desempenho concorrencial por TCB, o Índice de Lerner dos bancos brasileiros foi maior que o das cooperativas de crédito em 80% dos trimestres avaliados, corroborando a perspectiva de que instituições bancárias são menos competitivas que as não

bancárias (H_3). Tal descoberta apoia a perspectiva de que a contestabilidade, principalmente ao reduzir barreiras à entrada a novas instituições (CLAESSENS; LAEVEN, 2004), pode contribuir para a queda das margens cobradas nas operações de crédito.

Entre as IF segmentadas por forma de controle, as margens de crédito das privadas nacionais e das estrangeiras são maiores que as das públicas em 70% e 68% das vezes, respectivamente, contrariando a hipótese de que as privadas são mais competitivas (H_4). Há indícios, todavia, de que as instituições governamentais tenham reduzido as taxas de juros dos empréstimos artificialmente entre 2011 e 2013. A partir do IV tri 2011, diferentemente das organizações de crédito privado, os *mark-ups* das de controle governamental caíram, ampliando o distanciamento do Indicador de Lerner entre as privadas e as públicas.

O segundo estudo mostrou que a concentração no mercado bancário de crédito aumentou ou se manteve em grau elevado em 6 das 7 regiões econômicas mundiais⁶⁹ e a competição se elevou em todas as regiões entre o I tri 2000 e o II tri 2016, apoiando a hipótese $h_{2,1}$. Os resultados do modelo econométrico dinâmico apontaram que a concentração não influi na competição, reforçando $h_{2,1}$. Ainda, que a persistência das condições de competição e o custo de oportunidade se revelaram como fatores estatisticamente relevantes, como estabelecido por $h_{2,2}$. Os coeficientes do grau de competição defasados em 1 e em 2 trimestres foram positivos e apresentaram magnitudes compatíveis com a importância prática sobre a competitividade. A taxa de juros de 5 anos possui influência inferior que a inércia concorrencial, embora tenha apresentado o sinal positivo esperado.

As intensidades das quedas das margens das operações de crédito são distintas. A redução mais expressiva do Lerner foi observada na América do Norte, seguido da região da Europa e Ásia Central. América Latina e Caribe manteve o Índice de competição em patamar elevado. Ainda assim, o grau de concorrência do Brasil foi inferior ao da América Latina em 82% dos trimestres analisados, conforme exposto como quinta hipótese (H_5).

Os indicadores de concentração e de competição mensurados nesta pesquisa abrangem os bancos digitais. Contudo, não há informações públicas disponíveis para estimar os *mark-ups* praticados pelas *fintechs*, constituindo-se, assim, em limitação desse estudo. Com a finalidade de preencher tal hiato, ainda que parcialmente, o primeiro estudo trouxe uma análise exploratória sobre o avanço dos novos entrantes tecnológicos, que inclui *fintechs* e gigantes tecnológicas (*bigtechs*) no mercado financeiro doméstico e internacional.

⁶⁹ A única região que registrou queda expressiva da concentração no recorte temporal disponível (2006 a 2015) foi o Sul Ásia.

Pesquisas sobre o tema merecem avançar em direção à incorporação de outros produtos e serviços financeiros, como meios de pagamentos (cartões), transferências e depósitos, obtendo, dessa forma, uma avaliação abrangente acerca da competitividade. O segundo estudo desta pesquisa apontou que o mercado de pagamentos é verticalizado o que pode criar incentivos a condutas abusivas ou restritivas. Apesar disso, a literatura acadêmica não apresenta publicações expressivas acerca da competição nesse setor.

Em razão dos efeitos sistêmicos adversos, o regulador do sistema financeiro se questiona acerca dos fatores que levam à iminência da quebra de um banco. No que concerne à relação entre competição e estabilidade, a vertente tradicional argumenta que sistemas bancários mais competitivos geram instabilidade, pois o poder de mercado reduziria a assimetria informacional e a exposição ao risco dos bancos. Evidências teórico-empíricas também indicam que a competição eleva a robustez dos bancos, pois a eficiência cria incentivos para selecionar e monitorar credores, reduzindo a inadimplência nos empréstimos concedidos.

Nesse contexto, propostas de estudos que detectem determinantes da insolvência consubstanciadas teórica e empiricamente, constituem fecunda linha de pesquisa. Para avaliar o nexo de causalidade intertemporal do Indicador de competição de Lerner sobre o Z-score e a intensidade que a competição afeta a estabilidade financeira, estudos futuros podem aplicar o teste de Granger e construir modelo econométrico mediante estimação de um painel dinâmico.

Apesar das limitações apontadas, conclui-se, com base nos capítulos conduzidos, que as estimativas e as análises da competitividade no âmbito do mercado de crédito brasileiro e internacional por si já preenchem uma lacuna de pesquisa. Diante da ausência de consenso acadêmico, este estudo elucidou, ainda, a relação entre concentração e competitividade, bem como traz à tona a relevância da concorrência inicial e do custo de oportunidade sobre as margens impostas nas operações de crédito.

A literatura teórico-empírica que avalia a concorrência bancária é escassa, especialmente no que tange aos países emergentes, em razão da complexidade do cálculo e da falta de dados (BIKKER; HAFF, 2002) (TURK-ARISS, 2010). Além disso, as publicações concentram-se na avaliação da competitividade para o total da atividade bancária, e não para as operações de crédito, e no período pós-crise. Assim, o trabalho contribui para a epistemologia acadêmica e prática, ao se tornar útil para apoiar políticas de ordem microeconômica capazes de promover a contestabilidade. Iniciativas que flexibilizem restrições à entrada de instituições não bancárias

e de empresas que operam com tecnologia podem contribuir para a queda das margens cobradas nas operações de crédito.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGORAKI, M.; DELIS, M. D.; PASIOURAS, F. Regulations, competition and bank risk-taking in transition countries. *In: Journal of Financial Stability*, 2011, v. 7, n.1, p. 1-31.

AGUIRREGABIRIA, V. **Empirical Industrial Organization: models, methods, and applications**. Toronto, CA: University of Toronto Press, 2019.

AKIN, G. G.; AYSAN, A. F.; BORICI, D.; YILDIRAN, L. Regulate one service, tame the entire market: Credit cards in Turkey. *In: Journal of Banking and Finance*, 2013, v. 37, n. 26, p. 2191-2214.

ALBUQUERQUE, M. C. C. **Uma análise Translog sobre mudança tecnológica e efeitos de escala: um caso de modernização ineficiente**. Rio de Janeiro, RJ: Pesquisa e Planejamento Econômico, 1987. (Artigos N° 377, v. 7, n.1, p. 191-220).

ALLEN, F.; GALE, D. Competition and financial stability. *In: Journal of Money, Credit, and Banking*, 2004, v. 36, p. 453-480.

AMROMIN, G.; CHAKRAVORTI, S. Debit card and cash usage: A cross-country Analysis. *In: Federal Reserve Bank of Chicago, Working Papers*, 2007, n. 4.

ANGELINI, P. CETEROLLI, N. The effects of regulatory reform on competition in the banking industry. *In: Journal of Money, Credit and Banking*, 2003, n. 35, p. 663–684.

ARELLANO, M. Computing robust standard errors for within-groups estimators. *In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1987, v. 49, n. 4, p. 431–434.

ARELLANO, M; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *In: The Review of Economic Studies*, 1991, v. 58, n. 2, p. 277-297.

AZEVEDO, M. A.; GARTNER, I. R. Condições de liquidação e de fusão na indústria bancária: o caso Itaú-Unibanco. *In: Revista Contabilidade & Finanças*, 2020, v. 31, n. 82, p. 99-115.

BALTAGI, B. **Econometric analysis of panel data**. 3. ed. [S.l.]: Wiley, 2005.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. (BCB). Relatório de economia bancária. Brasília, 2017. Disponível em: < https://www.bcb.gov.br/pec/depep/spread/REB_2017.pdf>. Acesso em: 31 jul. 2018.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. (BCB). Relatório de economia bancária. Brasília, 2018. Disponível em: < <https://www.bcb.gov.br/publicacoes/relatorioeconomiabancaria> >. Acesso em: 16 jun. 2019.

BANK FOR INTERNACIONAL SETTLEMENTS. (BIS) Early warning indicators of banking crises: expanding the family. 2018a. Recuperado em 14 outubro, 2018 de https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1803e.pdf.

BANK FOR INTERNACIONAL SETTLEMENTS. (BIS) Structural changes in banking after the crises. 2018b. *In: CGPS Papers*, n. 60.

BANK FOR INTERNACIONAL SETTLEMENTS. (BIS) Quartely Review. 2018. Recuperado em 14 abril, 2019 de https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1803.pdf

BANERJEE, A. Panel data unit root and cointegration: An overview. *In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, 61, Special Issue, p.607–629.

BECH, M.; SHIMIZU, Y.; WONG, P. “The quest for speed in payments”, *BIS Quarterly Review*, 2017, March, pp 57–68.

BECK, T. Bank competition and financial stability: friends or foe? *In: World Bank Policy Research*, 2008, n. 465, June.

BECK, T.; DEMIRGÜÇ-KUNT, A.; LEVINE, R. Bank concentration, competition, and crises: first results. *In: Journal of Banking & Finance*, 2006, n.30, p. 1581-1603.

BEERMANN, J. Mind the unknowns - on the future of banking. Speech by Member of the Executive Board of the Deutsche Bundesbank, at the German-Singaporean Financial Forum (GSFF) "The Future of Banking - Evolution, Revolution or Big Bang", Management University, Singapore, 2018.

BERGER, A.; DEYOUNG, R. Problem loans and cost efficiency in commercial banks. *In: Finance and Economics Discussion Series from Board of Governors of the Federal Reserve System (US)*, 1997, n. 8.

BERGER, A; HANNAN, T. The price-concentration relationship in banking. *In: Review of Economics and Statistics*, 1989, n. 71, p. 291-299.

BERGER, A.; KLAPPER, L.; TURK-ARISS, R. Bank competition and financial stability. *In: Journal of Financial Services Research*, 2009, n. 35, p. 99–118.

BERGER, A; LEONORA, K; TURK-ARISS, R. Banking competition and financial stability. *In: World Bank Policy Research Working Paper*, 2008, n. 4696, August.

BERGER, A.; MESTER, L. Inside the black box: What explains differences in the efficiencies of financial institutions? *In: Journal of Banking & Finance*, 1997, v. 21, issue 7, p. 895-947.

BESANKO, D.; THAKOR, A. Response to "A Note on the nonexistence of a rationing equilibrium in the Besanko-Thakor model." *In: International Economic Review*, 1993, v. 34, issue 3, p. 739-40

BIKKER, J; HAAF, K. Competition, concentration, and their relationship: an empirical analysis of the banking industry. *In: Journal of Banking and Finance*, 2002, n. 26, p. 2191-2214.

BIKKER, J. A.; SHAFFER, S.; SPIERDIJK, L. Assessing Competition with the Panzar-Rosse Model: The Role of Scale, Costs, and Equilibrium. *In: Utrecht School of Economics. Working Papers*, 2009, p. 9-27.

BOONE, J. A New way to measure competition. *In: Economic Journal*, 2008, v. 118, p. 1245-1261.

BOYD, D.; DE NICOLO, G. The theory of banking risk taking and competition revisited: new theory and new evidence. *In: Journal of Finance*, 2005, v. 60, p. 1329-1343.

BRASIL. Conselho Monetário Nacional (CMN). Resolução nº 4.553, de 30 de janeiro de 2017. Estabelece a segmentação do conjunto das instituições financeiras e demais instituições autorizadas a funcionar pelo Banco Central do Brasil para fins de aplicação proporcional da regulação prudencial. Brasília, 2017. Disponível em: <
https://www.bcb.gov.br/pre/normativos/busca/downloadNormativo.asp?arquivo=/Lists/Normativos/Attachments/50335/Res_4553_v1_O.pdf>. Acesso em 30 mar. 2018.

BRASIL. Conselho Monetário Nacional (CMN). Resolução nº 4.656, de 26 de abril de 2018. Dispõe sobre a sociedade de crédito direto e a sociedade de empréstimo entre pessoas, disciplina a realização de operações de empréstimo e de financiamento entre pessoas por meio de plataforma eletrônica e estabelece os requisitos e os procedimentos para autorização para funcionamento, transferência de controle societário, reorganização societária e cancelamento da autorização dessas instituições. Brasília, 2018. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pre/normativos/busca/downloadNormativo.asp?arquivo=/Lists/Normativos/Attachments/50579/Res_4656_v1_O.pdf>. Acesso em 24 fev. 2018.

BREUSCH, T.; PAGAN, A. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *In: Econometrica*, 1979, v. 47, p. 1287-1294.

BRISSIMIS, S. N.; Delis, M. D. Bank-level estimates of market power. *In: European Journal of Operational Research*, 2011, 212 (3), p. 508–517.

BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance**. 2. ed. Cambridge, UK: Cambridge, University Press, 2008.

BULOW, J. I.; SHOVEN, J.B. The bankruptcy decision. *In: Bell Journal of Economics*, 1978, v. 2, n. 9, p. 437-456.

BURCH, E.E.; HENRY, W.R. Opportunity and incremental cost: attempt to define in systems terms: a comment. *In: The Accounting Review*, 1974, p. 248-251.

CARLETTI, E. Competition and regulation in banking. *In: THAKOR, A.; BOOT, A. Handbook of financial intermediation and banking*. Amsterdam: Elsevier, 2008, p. 425-451.

CASTELLANOS, S; GARZA-GARCIA, J. **Competition and efficiency in the Mexican banking sector**. BBVA, 2013. (Working Papers N° 1329, p. 425-451).

CETORELLI, N.; PERETTO, N. **Oligopoly Banking and Capital Accumulation**. 2000. (FRB of Chicago Working Paper N° 2000-12, p. 425-451).

CHAMBERLIN, E. Impact of recent monopoly theory on the Schumpeterian system. *In: Review of Economics and Statistics*, 1951, v. 33, p. 133–138.

CHAMBERLIN, E. **The theory of monopolistic competition**. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1962.

CHEN, M.; JEON, B. N.; WANG, R.; Wu, J. Corruption and bank risk-taking: Evidence from emerging economies. *In: **Emerging Markets Review***, 2015, 24, p. 122-148.

CHIARAMONTE, L.; CROCI, E.; POLI, F. Should we trust the Z-score? Evidence from European Banking Industry. *In: **Global Finance Journal***, 2015 28, p. 111-131.

CHOI, I. Unit root tests for panel data. *In: **Journal of International Money and Finance***, 2001, v. 20, p. 249–272.

CHOW, G.C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *In: **Econometrica***, 1960, v. 28, p. 591-605.

CHRISTENSEN, L; JORGENSON, D. Transcendental Logarithmic Production Frontiers. *In: **The Review of Economics and Statistics***, 1973, February, p. 28-45.

CLAESSENS, S.; LAEVEN, L. What drives bank competition? Some international evidence. *In: **Journal of Money, Credit & Banking***, 2004, 36, p. 563-583.

COCCORESE, P. Estimating the Lerner index for the banking industry: a stochastic frontier approach. *In: **Applied Financial Economics***, 2014, 23, p. 73-88.

COMMITTEE ON PAYMENTS AND MARKET INFRASTRUCTURES. (CPMI) Fast payments – enhancing the speed and availability of retail payments. 2018.

DASGUPTA, P.; STIGLITZ, J. Entry innovation, exit: towards a dynamic theory of industrial market structure. *In: **European Economic Review***, 1981, v. 15, p.137–158.

DA SILVA, M. S.; DIVINO, J. A. Estabilidade Financeira e Estrutura de Mercado: Evidências Internacionais. *In: **Revista Brasileira de Finanças***, 2012, v. 10, n. 1, p. 3-52.

DE GUEVARA, J.; MAUDOS, J. Explanatory factors of market power in the banking system. *In: **The Manchester School***, 2007, 75, p. 275–296.

DELIS, M. D. Bank competition, financial reform, and institutions: The importance of being developed. *In: **Journal of Development Economics***, 2012, v. 97, n. 2, p.1–9.

DELIS, M. D.; TSIONAS, E.G. The joint estimation of bank-level market power and efficiency. *In: Journal of Banking & Finance*, 2009, v. 33, n. 10, p.1842–1850.

DEMSETZ, H. Industry structure, market rivalry, and public policy. *In: Journal of Law and Economics*, 1973, v. 16, p.1–9.

DE VRIES, G.; GEORGE, C. The simple economics of bank fragility. *In: Journal of Banking and Finance*, 2005, v. 29, p. 803-825.

DIAMOND, D.; DYBVIG, P. Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *In: Journal of Political Economy*, 1983, v. 91, p. 401-419.

DICK, A. Market size, service quality, and competition in banking. *In: Journal of Money, Credit, and Banking*, 2007, v. 39, p. 49–81.

DUMITRESCU, E. I.; HURLIN, C. Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *In: Economic Modelling*, 2012, v. 29, p.1450-1460.

EMGEA S.A. **Demonstrações Financeiras 2018**. Brasília, 31 de dezembro de 2018.

Disponível em: <

file:///C:/Users/Monique%20de%20Abreu/Downloads/Relat%C3%B3rio%20da%20Administra%C3%A7%C3%A3o,%20Demonstra%C3%A7%C3%B5es%20Financeiras%20e%20Notas%20Explicativas%202018_20190426135330.pdf>. Acesso em: 11 dez. 2019

FINANCIAL MARKET SUPERVISORY AUTHORITY. (FINMA), Guidelines for enquiries regarding the regulatory framework for initial coin offerings (ICOs), 16 February 2018.

FINANCIAL STABILITY BOARD. (FSB), FinTech and market structure in financial services: Market developments and potential financial stability implications. 14 February 2019.

Disponível em: <https://www.fsb.org/wp-content/uploads/P140219.pdf>. Acesso em 14 Jun. 19.

FISHER, R.A. **Statistical methods for research workers**. Edinburgh: Oliver and Boyd, 1932.

FUNGÁCOVÁ, Z.; SHAMSHUR, A; WEILL, L. Does bank competition reduce cost of credit? Cross-country evidence from Europe. *In: Journal of Banking and Finance*, 2017, v. 83, p. 104-120.

GILBERT, A. Bank market structure and competition: a survey. *In: Journal of Money, Credit, and Banking*, 1984, v. 16, p. 617-644.

GOMPERS, P.; KOVNER, A.; LERNER, J.; SCHARFSTEIN, D. Venture capital investment cycles: The impact of public markets. *In: Journal of Financial Economics*, 2008, v. 87, n. 1, p. 1-23.

GOODHART, C. **The evolution of central banks**. Cambridge, MA: MIT Press, 1988.

GRANGER, C.W.J. Investigating causal relations by econometric models and crossspectral methods. *In: Econometrica*, 1969, v. 37, n. 3, 424–438.

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. São Paulo: Makron Books, 2000. ISBN 85.346.1111-4.

HANKIR, Y.; RAUCH, C.; UMBER, M. P. Bank M&A: A market power story? *In: Journal of Banking & Finance*, 2011, v. 35, n. 9, p. 2341–2354, 2011.

HANSEN, B.E. The new econometrics of structural change: Dating breaks in U.S. labor productivity. *In: The Journal of Economic Perspectives*, 2001, v. 15, n. 4, p. 117-128.

HAUSMAN, J.A. Specification tests in econometrics. *In: Econometrica*, 1978, v. 46, n. 6, p. 1251-1271.

HAUSMAN, J.A.; TAYLOR, W.E. Panel data and unobservable individual effects. *In: Econometrica*, 1981, v. 49, n.6, p. 1377–1398. doi:10.2307/1911406.

HAY; D.A.; LIU; G.S. The efficiency of firms: What difference does competition make? *In: Economic Journal*, 1997, 107, p. 597-617.

HAYWOOD, J; RANDAL, J. Trending seasonal data with multiple structural breaks NZ visitor arrivals and the minimal effects of 9/11. *In: Research report, Victoria University of Wellington*, 2008.

INSTITUTO DE ENSINO E PESQUISA. (INSPER) A indústria de meios de pagamentos no Brasil: movimentos recentes. São Paulo, 2018. Disponível em: <<https://www.insper.edu.br/wp-content/uploads/2018/09/industria-meios-pagamento-brasil-movimentos-recentes.pdf>>. Acesso em: 23 fev. 2019.

IM, K. S.; PESARAM, M. H.; SHIN, Y. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *In: Journal of Econometrics*, 2003, v. 115, p. 53-74.

IOANNIDIS, C; PASIOURAS, F.; ZOPOUNIDIS, C. Assessing bank soundness with classification techniques. *In: Omega*, 2010, v. 38, n. 5, p. 345–357.

JOAQUIM, G.; DOORNIK, B.V. **Bank competition, cost of credit and economic activity: evidence from Brazil**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2019. (Textos para discussão N° 508).

JOHANSEN, S. **Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models**. Oxford: Oxford University Press, 1995.

KEELEY, M. C. Deposit Insurance, risk, and market power in banking. *In: American Economic Review*, 1990, v.80(5), p.1183-1200.

KEYNES, J. M. A treatise on money: the applied theory of money. *In: Royal Economic Society*, 1930. The collected writings of John Maynard Keynes. New York: Cambridge University Press, 1971. v. VI. p. 43-69, 217-230.

KOETTER, M.; KOLARI, J., SPIERDIJK, L. Efficient competition? Testing the “quietlife” of US banks with adjusted Lerner indices. *In: Working Paper*, 2008, Groningen University.

LERNER, A. The Concept of monopoly and the measurement of monopoly power. *In: The Review of Economic Studies*, 1934, v. 1, n. 3, p. 157-175.

LEUVENSTEIJN, M. V; BIKKER, J.; RIXTEL, A.V.; SORENSEN, C.K. A new approach to measuring competition in the loan markets of the Euro area. *In: Applied Economics*, 2011, n. 43, p. 3155-3167.

LEVIN, A.; LIN, C. F.; CHU, C. S. J. Unit roots test in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *In: Journal of Econometrics*, 2002, v. 108, p 1-24.

LIPSEY, R.G.; STEINER, P.O. **Economics**. 2. Ed. New York: Harper & Row, 1969.

MADDALA, G. S.; WU, S. A Comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999, v. 61(1), p. 631–652.

- MAGHYEREH, A. I.; AWARTANI, B. Bank distress prediction: Empirical evidence from the gulf cooperation council countries. *In: Research in International Business and Finance*, 2014, v. 30, n.1, p.126–147.
- MARSHALL, A. **Princípios de economia**. São Paulo: Abril Cultural, v.2, 1982.
- MARTINS, T. S.; BORTOLUZZO, A. B.; LAZZARINI, S. G. Competição bancária: comparação dos comportamentos de bancos públicos e privados . *Revista de Administração Contemporânea*, v. 18, n. Ed.Esp., p. 86-108, 2014.
- MARX, K. **El Capital: crítica de la economía política**. Mexico: Siglo Vinteiuono, v. 1, 1988.
- MATUTES, C.; VIVES, X. Competition for deposit, fragility, and insurance. *In: Journal of Financial Intermediation*, 1996, v. 5, p. 184-216.
- MATUTES, C.; VIVES, X. Imperfect competition, risk taking, and regulation in banking. *In: European Economic Review*, 2000, v. 44, p. 1-34.
- MONTES, C. P. The effect on competition of banking sector consolidation following the financial crisis of 2008. *In: Journal of Banking & Finance*, 2014, v. 43, p. 124–136, 2014.
- NAKANE, M.I.; KOYAMA, S.M. *Search costs and the diserson of loan interest rates in Brazil*. **Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia**. Porto Seguro: Anpec.
- OLSZAK; MALGORZATA; SWITALA, F; KOWALSKA, I. **Competition in commercial banks in Poland – analysis of Panzar-Rosse H-statistics**. UW Faculty of Management, 2013. (Working Paper Series, vol. 4, N° 4).
- ORNELAS, J. R.; SILVA, M.S.; VAN DOORNIK, B. F. Informational switching costs, bank competition and the cost of finance, 2019. Mimeo.
- PANZAR, J.; ROSSE, J. Testing for “monopoly” equilibrium. *In: Journal of Industrial Economics*, 1987, 35 (4), p. 443–56.
- PERRON, P. The great crash, the oil-price shock, and the unit-root. *In: Econometrica*, 1989, v. 57, n. 6, p. 1361–1401.

PETERSEN, M.A.; RAJAN, R. The effect of credit market competition on lending relationships. *In: The Quarterly Journal of Economics*, 1995, v. 110, issue 2, p. 407-443.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D.L. **Microeconomia**. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2010. ISBN 978-85-7605-214-2.

SARGAN, J.D. The Estimation of economic relationships using instrumental variables. *In: Econometrica*, 1958, 26 (3), p. 393-415.

SATTERTHWAITE, F. E. An approximate distribution of estimates of variance components. *In: Biometrics Bulletin*, 1965, 2(6), p. 110–114.

SCHAEK, K.; CIHÁK, M. **Competition, efficiency, and soundness in banking: An industrial organization perspective**. Tilburg University, Center for Economic Research, 2008. (Discussion Paper 68S).

SCHAEK, K.; CIHÁK, M.; WOLFE, S. Are competitive banking systems more stable? *In: Journal of Money, Credit and Banking*, 2009, 41, p. 711–734.

SCHUMPETER, J. A. **Business cycles: a theoretical, historical and statistical analysis of capitalist process**. Nova York: McGraw-Hill, 1964.

SCHUMPETER, J. A. **Teoria do desenvolvimento econômico**. São Paulo: Abril, 1983.

SCHUMPETER, J. The analysis of economic change. *In: CLEMENCE, R. (Ed.). Essays on entrepreneurs, innovations, business cycles and the evolution of capitalism*. New Brunswick: Transaction Publishers, 2005.

SILVA, M. S. **Avaliação do processo de concentração-competição no setor bancário brasileiro**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2014. (Textos para discussão N° 377).

SHAFFER, S.; SRINIVASAN, S. Structure-pricing linkages among single-market banks, controlling for credit quality. *In: Applied Economics Letters*, 2002, n. 9, p. 653-656.

SHAFFER, S.; THOMAS, L. A reassessment of market power among credit card banks. *In: Applied Financial Economics*, 2007, 17:9, p. 755-767.

SPIERDIJK, L.; ZAOURAS, M. 2017. The Lerner index and revenue maximization. *In: Applied Economics Letters*, 2014, v. 24, n. 15, p. 1075-1079.

STIROH, K. S. Diversification in banking: Is noninterest income the answer? *In: Journal of Money, Credit and Banking*, 2004, v. 36, n. 5, 853-882.

STOCK, J.; WATSON, M.W. **Introduction to Econometrics**. 2. ed. Addison-Wesley Series in Economics, New York, 2006.

TABAK, B. M.; FAZIO, D. M.; CAJUEIRO, D.O. The effects of loan portfolio concentration on Brazilian banks' return and risk. *In: Journal of Banking & Finance*, 2012, v. 35, n.11, p. 3065–3076.

TABAK, B. M.; FAZIO, D. M.; CAJUEIRO, D. O. Systemically important banks and financial stability: The case of Latin America. *In: Journal of Banking & Finance*, 2013, v. 37, p. 3855–3866.

TABAK, B. M.; GOMES, M. R.; MEDEIROS JR., M. The impact of market power at bank in risk-taking: The Brazilian case. *In: International Review of Financial Analysis*, 2015, v. 40, July, p. 154–165.

THE WORLD BANK. Global Financial Development Report 2019 / 2020: Bank Regulation and Supervision a Decade after the Global Financial Crisis. 2019. Recuperado em 24 dezembro, 2019 de <https://www.worldbank.org/en/publication/gfdr/data/global-financial-development-database>.

TONOOKA, E. K.; KOYAMA, S. M. **Taxa de juros e concentração bancária no Brasil**. Brasília, DF: Banco Central do Brasil, 2003. (Textos para discussão N° 62).

TURK-ARISS, R. On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries. *In: Journal of Banking & Finance*, 2010, n. 34, p. 765–775.

VANHOOSE, D. **The industrial organization of banking: bank behavior, market structure and regulation**. New York: Springer, 2010. ISBN 978-3-642-02820-5.

VANHOOSE, D. Bank and market structure and monetary control. *In: Journal of Money, Credit, and Banking*, 1985, 17, p. 298-311.

WANSBEEK, T.; KAPTEYN, A. Estimation of the error-components model with incomplete panels. *In: Journal of Econometrics*, 1989, v. 41, issue 3, p. 341–361.

WHITE, H. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *In: Econometrica*, 1980, v. 48, p. 817-838.

WHETTEN, D. A. O que constitui uma contribuição teórica? (tradução). *In: Revista de Administração de Empresas*, 2003, 43, n. 3.

WU, D.M. Alternative Tests of Independence Between Stochastic Regressors and Disturbances. *In: Econometrica*, 1973, n. 41, 733-750.

ZARDKOOHI; A.; KOLARI; J. Branch office economies of scale and scope: evidence from savings banks in Finland. *In: Journal of Banking & Finance*, 1994, v. 18, p. 421-432.

APÊNDICE A

APÊNDICE B

APÊNDICE C

APÊNDICE D

APÊNDICE E

APÊNDICE F

APÊNDICE G

APÊNDICE H

APÊNDICE I

APÊNDICE J

APÊNDICE A

The PANEL Procedure Panel Stationarity Tests

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Breitung Test Options	
ADF Lags	MAIC
Maximum ADF Lags	0

The PANEL Procedure Panel Stationarity Tests

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

IPS Test Options	
ADF Lags	MAIC
Maximum ADF Lags	0

The PANEL Procedure Panel Stationarity Tests

Dependent Variable: InTCitw2it

indice=1

Combination Test Options	
ADF Lags	MAIC
Maximum ADF Lags	0
Time Series Unit Root Test	ADF Test

The PANEL Procedure
Panel Stationarity Tests

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Combination Test Results with ADF Rho								
Deterministic Variables	Fisher Test		Asymptotic Fisher Test		Inverse Normal Test		Logit Test	
	Chi-Square	Pr > ChiSq	FisherI	Pr > FisherI	Z	Pr < Z	L*	Pr < L*
Zero Mean	994.45	1.0000	-22.91	1.0000	19.26	1.0000	17.28	1.0000
CS Fixed	6005.8	<.0001	46.50	<.0001	-29.82	<.0001	-33.16	<.0001
CS Fixed, Time	12524	<.0001	137.95	<.0001	-74.24	<.0001	-90.71	<.0001
TS Fixed	4759.2	<.0001	28.63	<.0001	-22.10	<.0001	-24.80	<.0001
CS, TS Fixed	8350.6	<.0001	78.82	<.0001	-44.39	<.0001	-51.36	<.0001

Combination Test Results with ADF Tau								
Deterministic Variables	Fisher Test		Asymptotic Fisher Test		Inverse Normal Test		Logit Test	
	Chi-Square	Pr > ChiSq	FisherI	Pr > FisherI	Z	Pr < Z	L*	Pr < L*
Zero Mean	940.23	1.0000	-23.65	1.0000	32.19	1.0000	32.16	1.0000
CS Fixed	6269.1	<.0001	50.13	<.0001	-32.14	<.0001	-36.32	<.0001
CS Fixed, Time	12343	<.0001	135.43	<.0001	-72.40	<.0001	-88.90	<.0001
TS Fixed	6352.6	<.0001	50.44	<.0001	-33.36	<.0001	-38.16	<.0001
CS, TS Fixed	9193.4	<.0001	90.43	<.0001	-49.36	<.0001	-58.46	<.0001

Combination Test Results with ADF F								
Deterministic Variables	Fisher Test		Asymptotic Fisher Test		Inverse Normal Test		Logit Test	
	Chi-Square	Pr > ChiSq	FisherI	Pr > FisherI	Z	Pr < Z	L*	Pr < L*
CS Fixed	6355.9	<.0001	51.33	<.0001	-31.38	<.0001	-36.23	<.0001
CS Fixed, Time	11250	<.0001	120.26	<.0001	-67.21	<.0001	-80.11	<.0001
CS, TS Fixed	8318.4	<.0001	78.38	<.0001	-39.05	<.0001	-46.96	<.0001

**The PANEL Procedure
Panel Stationarity Tests**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Hadri Test Options	
Kernel	Quadratic
Bandwidth Method	Andrews(91)

Hadri Test Results						
Deterministic Variables	IID Error		Hetero Error		Autocorr Error	
	Z	Pr > Z	Z	Pr > Z	Z	Pr > Z
CS, TS Fixed	1930.8	<.0001	1930.7	<.0001	148.14	<.0001

The PANEL Procedure
Panel Stationarity Tests

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Harris and Tzavalis Test Results					
Deterministic Variables	Estimates	Finite T Case		Infinite T Case	
		Z	Pr < Z	Z	Pr < Z
Zero Mean	1.0005	1.08	0.8596	1.09	0.8612
TS Fixed	1.0045	10.46	1.0000	10.53	1.0000
CS, TS Fixed	1.0231	63.46	1.0000	62.69	1.0000

The PANEL Procedure Fixed Two-Way Estimates

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Model Description	
Estimation Method	FixTwo
Number of Cross Sections	1724
Time Series Length	79
Hetero. Corr. Cov. Matrix Estimator	4

Fit Statistics			
SSE	12694.2120	DFE	80723
MSE	0.1573	Root MSE	0.3966
R-Square	0.9713		

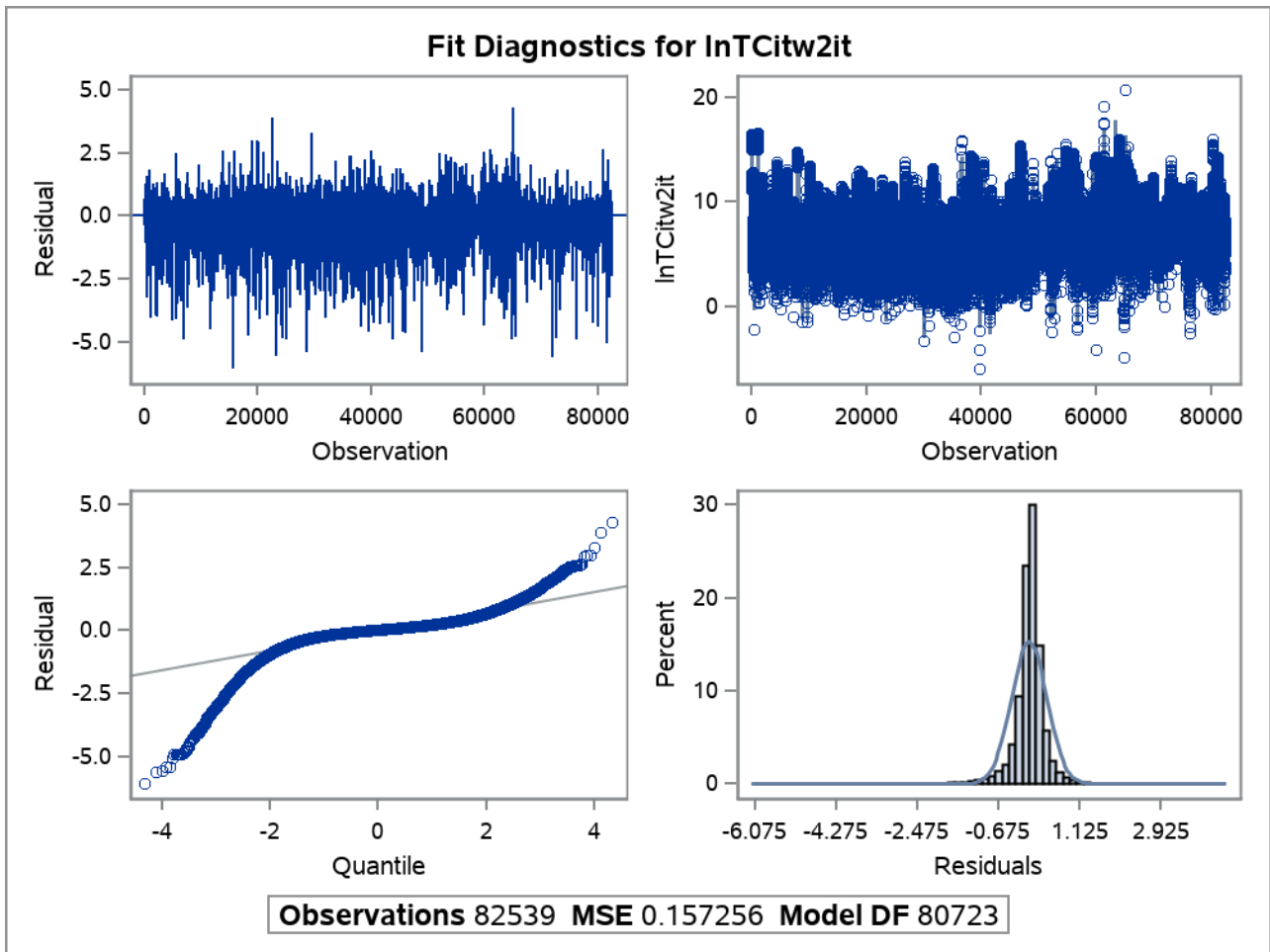
F Test for No Fixed Effects			
Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
1801	80723	22.26	<.0001

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
lny1it	1	0.369634	0.0310	11.93	<.0001	
lny2it	1	0.339631	0.0166	20.41	<.0001	
lny3it	1	0.308433	0.0229	13.44	<.0001	
lny1itlny2it	1	-0.04612	0.00343	-13.46	<.0001	
lny1itlny3it	1	-0.06674	0.00692	-9.65	<.0001	
lny2itlny3it	1	-0.04043	0.00259	-15.64	<.0001	
lny1itlny1it	1	0.056363	0.00429	13.13	<.0001	
lny2itlny2it	1	0.041364	0.00152	27.17	<.0001	
lny3itlny3it	1	0.054307	0.00294	18.50	<.0001	
lnw1itw2it	1	0.86183	0.0412	20.92	<.0001	
lnw1itw2it2	1	-0.01312	0.00424	-3.10	0.0020	
lny1itlnw1itw2it	1	-0.0056	0.00633	-0.88	0.3763	
lny2itlnw1itw2it	1	-0.01906	0.00378	-5.04	<.0001	
lny3itlnw1itw2it	1	0.008025	0.00439	1.83	0.0673	

The PANEL Procedure Fixed Two-Way Estimates

Dependent Variable: lnTCitw2it

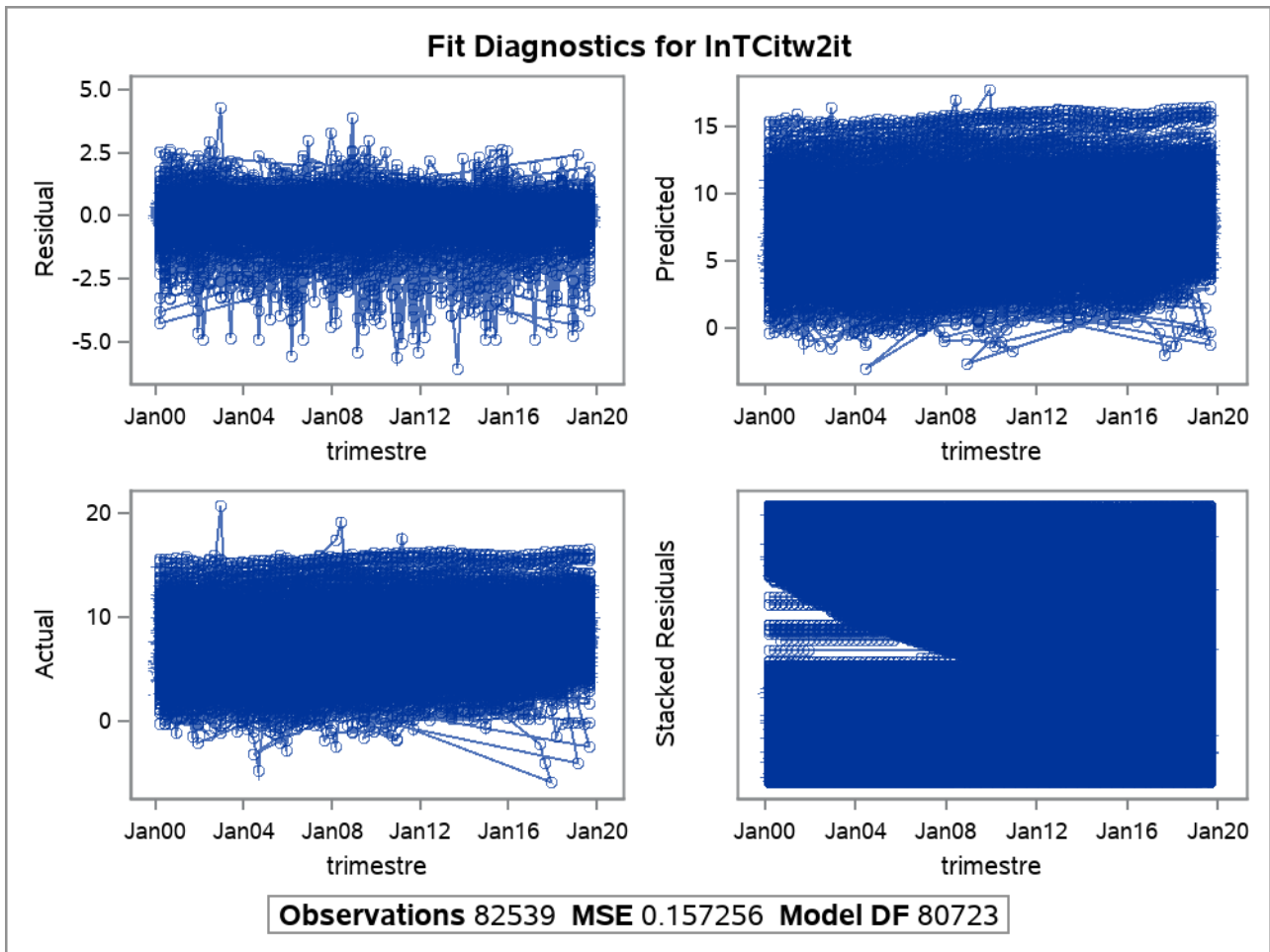
indice=1



The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1



APÊNDICE B

The TTEST Procedure**Variable: lerner**

trimestre=MAR00

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		23	0.6465	197.8	0.0202	0.4593	0.9015
2		748	0.8392	21.4037	0.00268	-0.9805	0.9998
Diff (1-2)	Pooled		-0.1927	39.5508	0.00639		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1927		0.0204		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6465	0.6046	0.6884	197.8	153.0	280.0
2		0.8392	0.8340	0.8445	21.4037	20.3713	22.5471
Diff (1-2)	Pooled	-0.1927	-0.2053	-0.1802	39.5508	37.6692	41.6317
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1927	-0.2349	-0.1506			

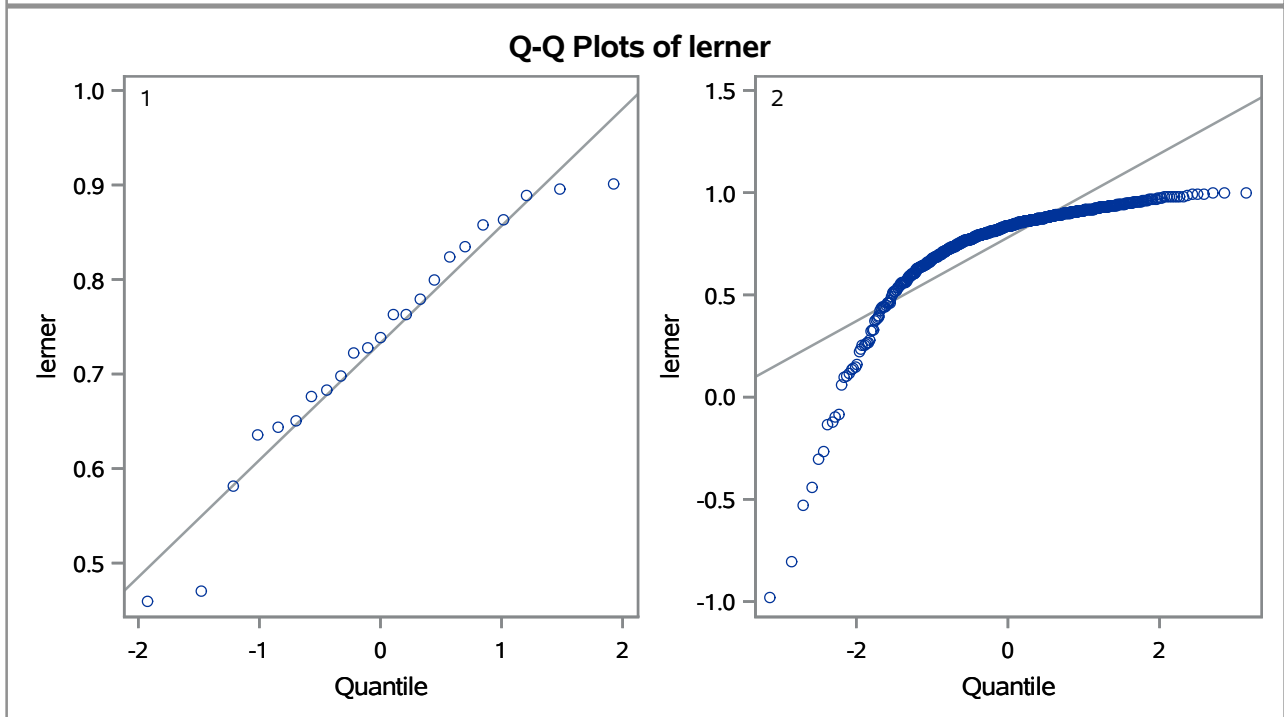
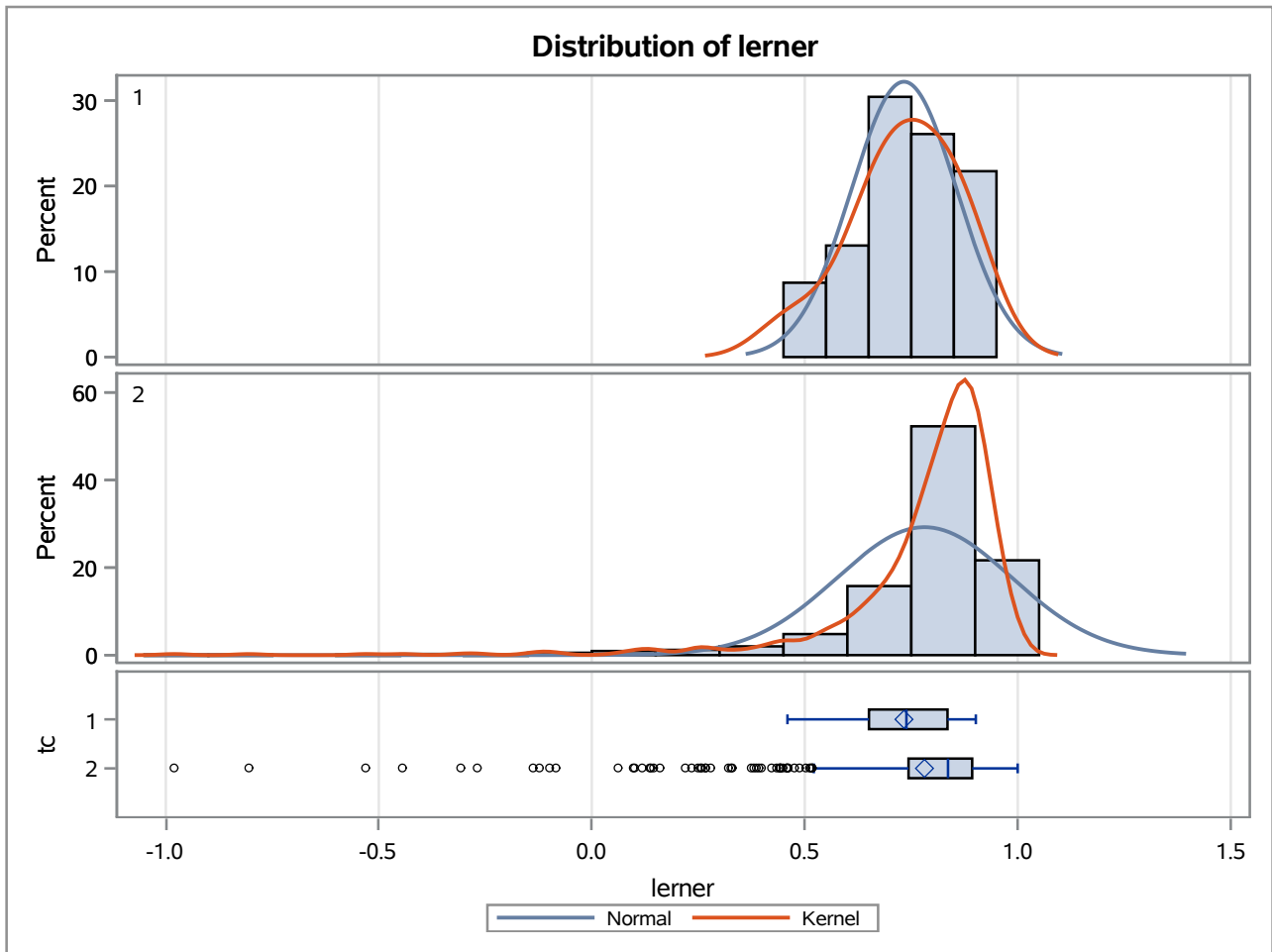
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	769	-30.15	<.0001
Satterthwaite	Unequal	22.781	-9.46	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	22	747	85.40	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR00



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN00

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		21	0.6714	165.2	0.0171	0.5350	0.9498
2		584	0.8541	20.0499	0.00247	-0.7066	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		-0.1827	35.9661	0.00579		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1827		0.0173		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6714	0.6358	0.7071	165.2	126.4	238.5
2		0.8541	0.8493	0.8590	20.0499	18.9622	21.2710
Diff (1-2)	Pooled	-0.1827	-0.1941	-0.1714	35.9661	34.0458	38.1176
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1827	-0.2187	-0.1468			

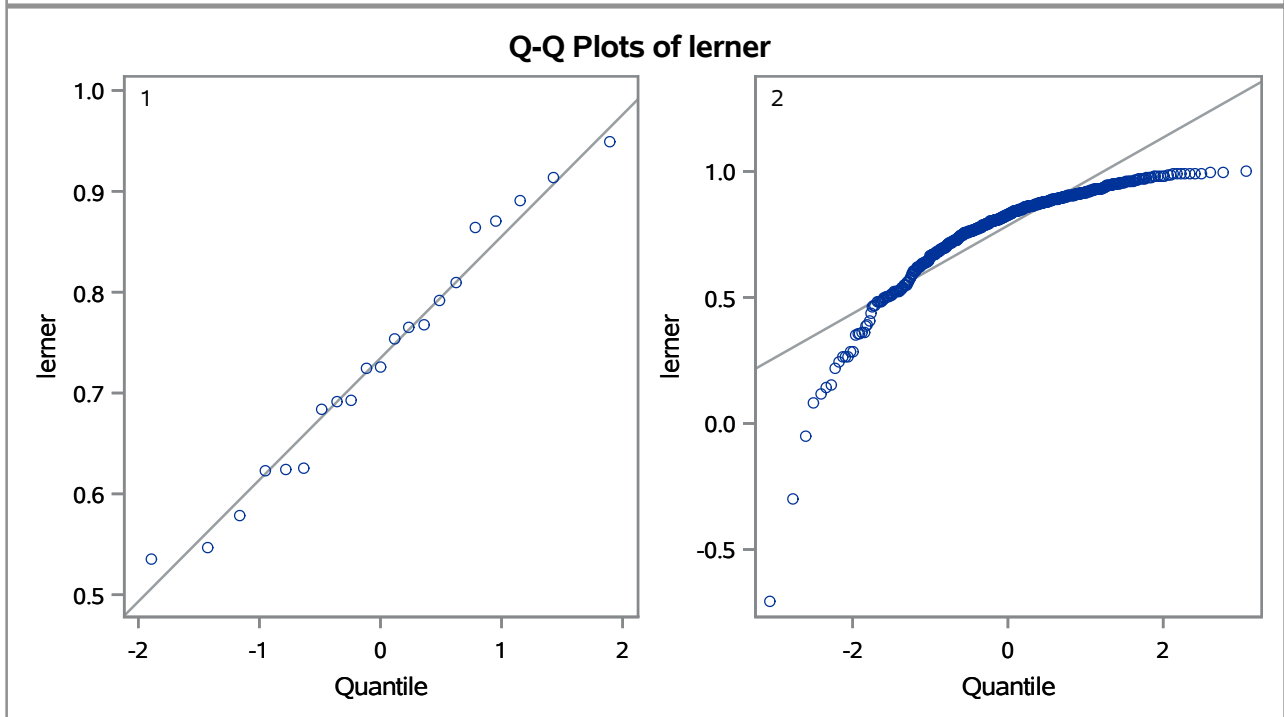
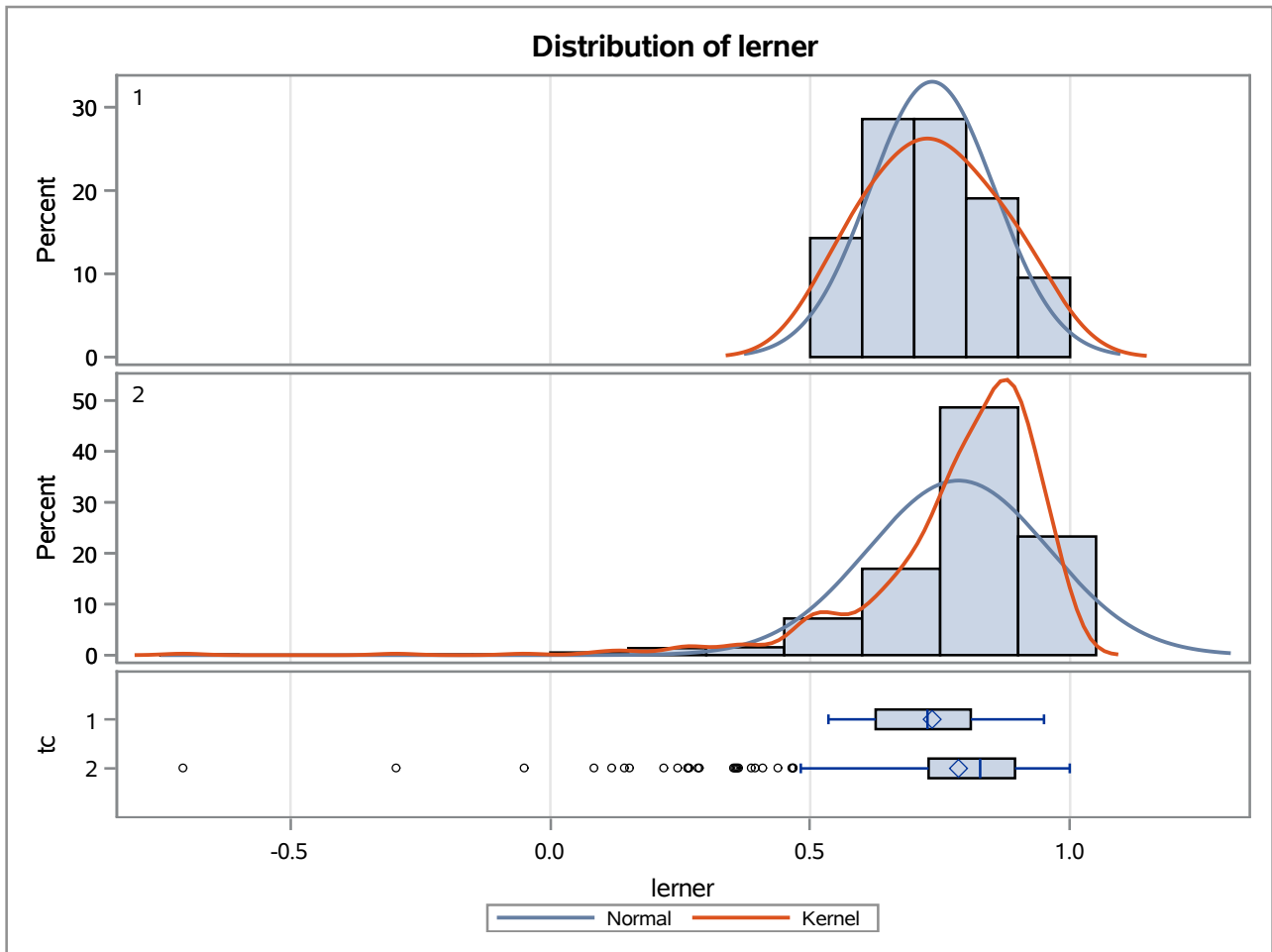
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	603	-31.57	<.0001
Satterthwaite	Unequal	20.845	-10.58	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	20	583	67.87	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN00



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP00

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		21	0.6584	216.3	0.0222	0.4009	0.9022
2		575	0.8462	22.7870	0.00269	-0.7476	0.9974
Diff (1-2)	Pooled		-0.1878	45.5752	0.00713		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1878		0.0223		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6584	0.6122	0.7047	216.3	165.5	312.4
2		0.8462	0.8409	0.8515	22.7870	21.5417	24.1862
Diff (1-2)	Pooled	-0.1878	-0.2018	-0.1738	45.5752	43.1246	48.3234
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1878	-0.2343	-0.1413			

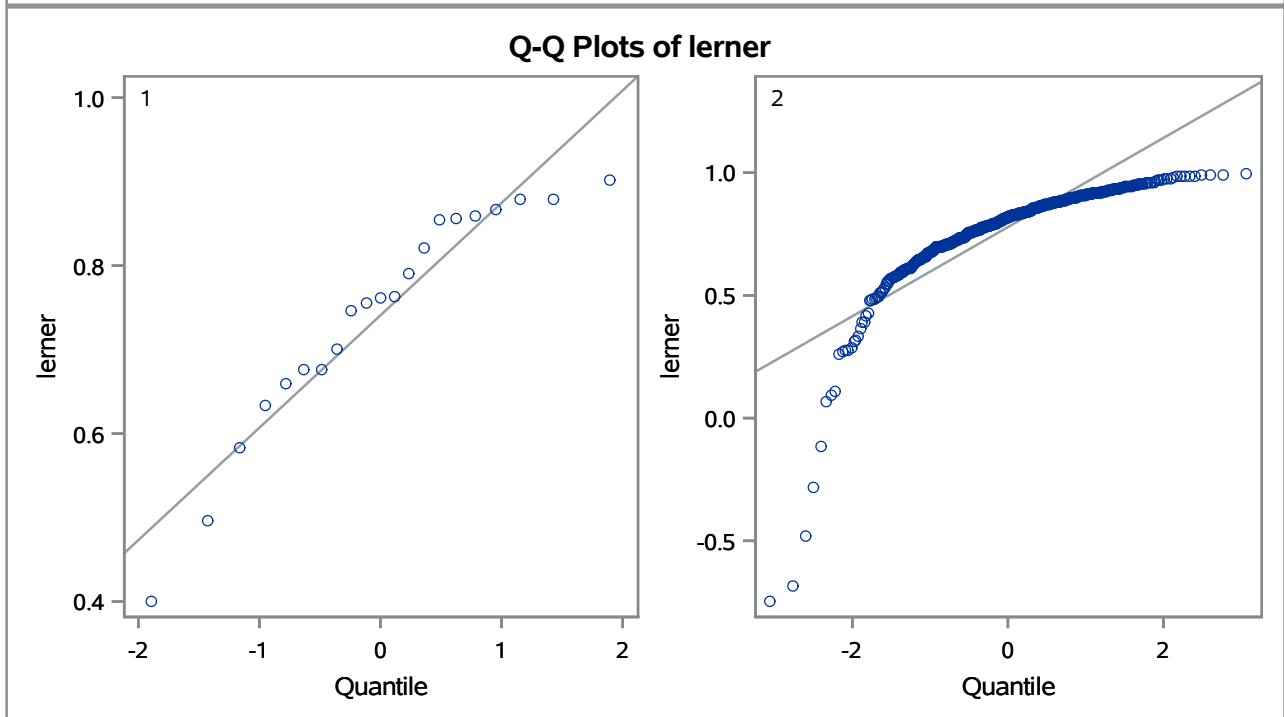
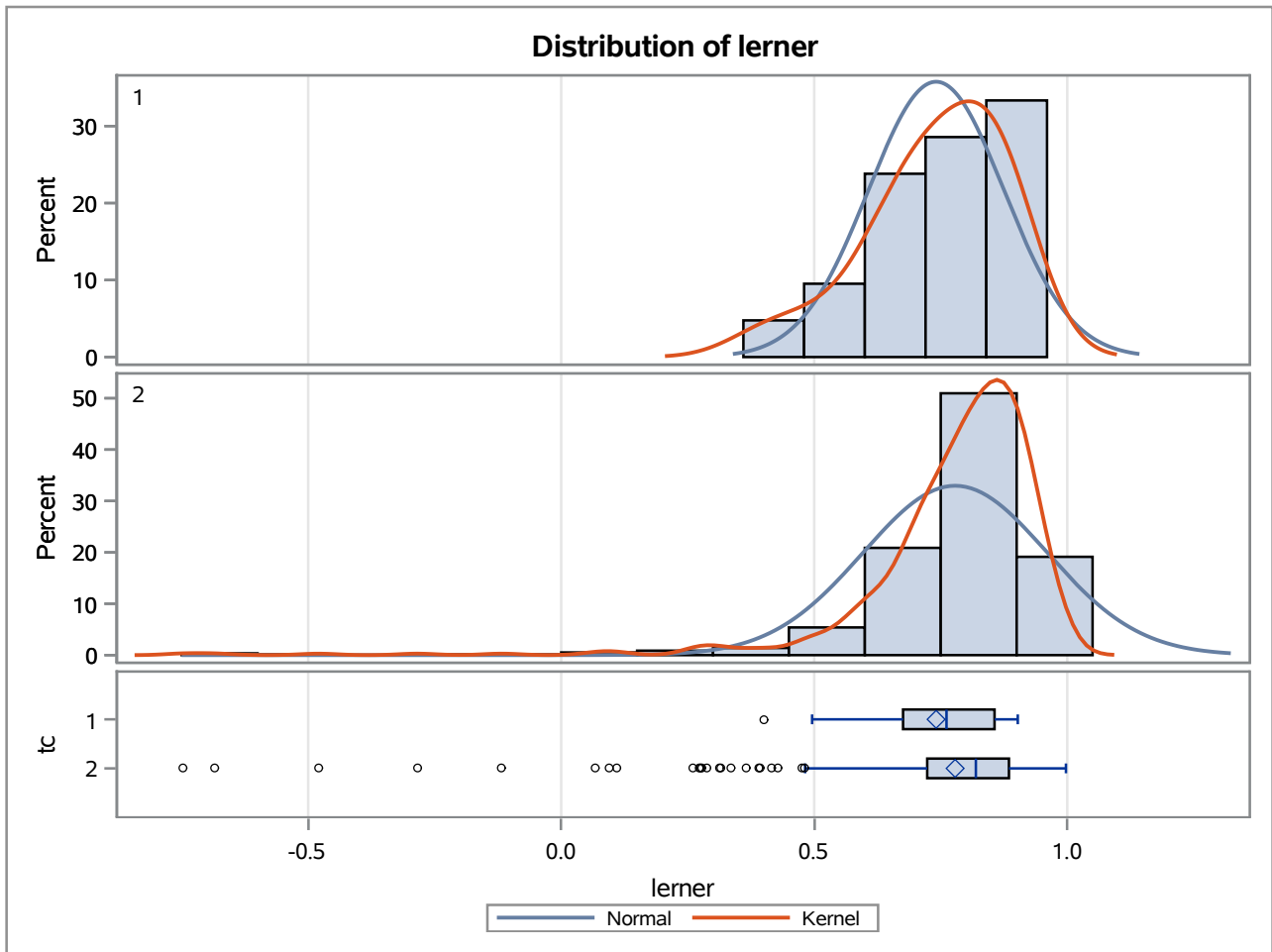
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	594	-26.33	<.0001
Satterthwaite	Unequal	20.595	-8.41	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	20	574	90.11	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP00



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC00

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		19	0.7277	103.7	0.0110	0.2845	0.8481
2		584	0.8493	26.7785	0.00295	-0.4941	0.9908
Diff (1-2)	Pooled		-0.1216	31.8970	0.00488		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1216		0.0114		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7277	0.7046	0.7507	103.7	78.3249	153.3
2		0.8493	0.8435	0.8551	26.7785	25.3258	28.4093
Diff (1-2)	Pooled	-0.1216	-0.1312	-0.1120	31.8970	30.1913	33.8085
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1216	-0.1453	-0.0979			

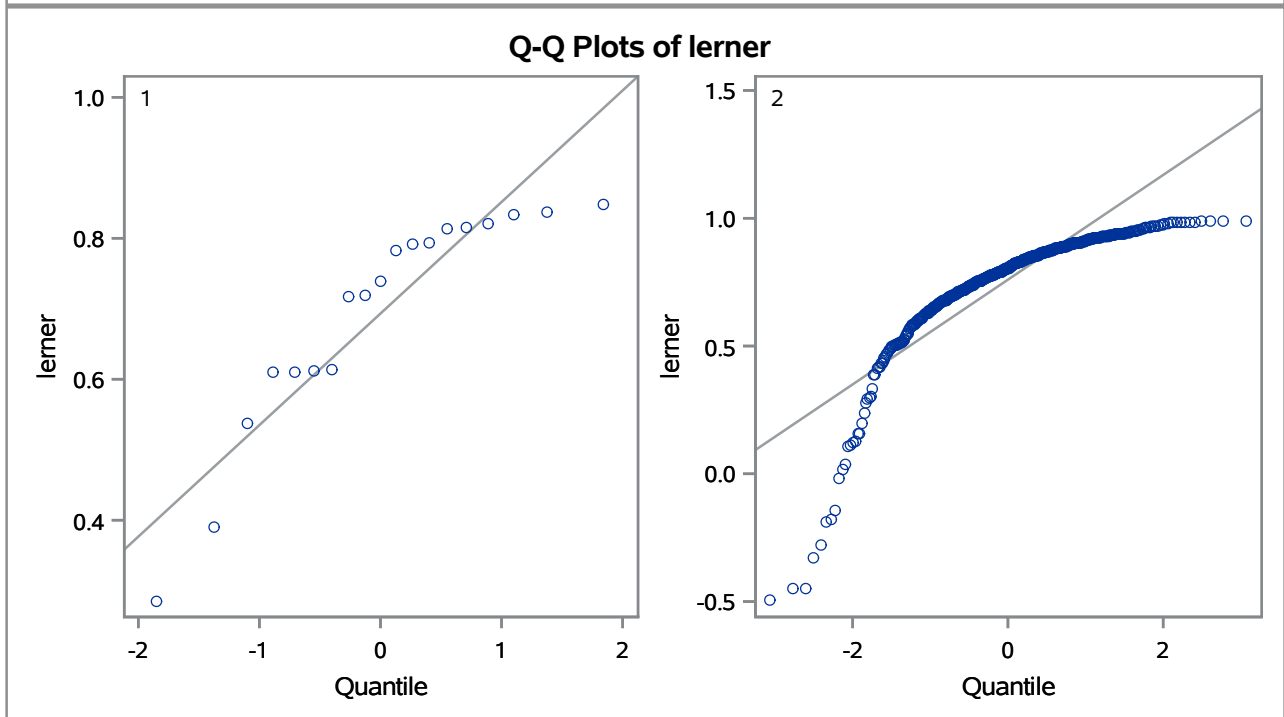
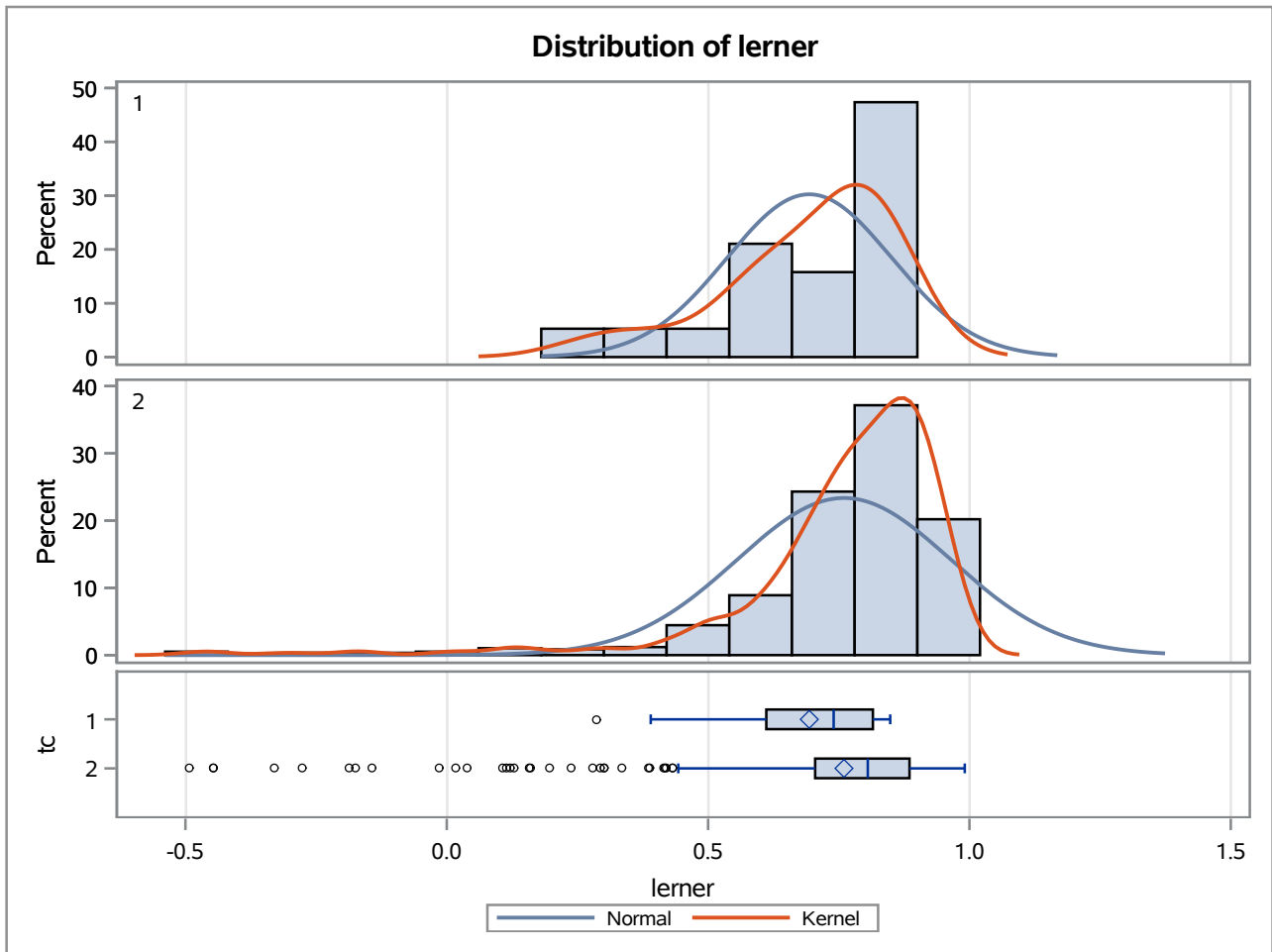
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	601	-24.93	<.0001
Satterthwaite	Unequal	20.702	-10.70	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	18	583	14.98	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC00



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR01

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		21	0.6885	199.4	0.0206	0.4709	0.9190
2		840	0.8639	20.5156	0.00213	-0.7669	0.9999
Diff (1-2)	Pooled		-0.1753	36.5660	0.00534		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1753		0.0207		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6885	0.6457	0.7314	199.4	152.6	288.0
2		0.8639	0.8597	0.8680	20.5156	19.5792	21.5466
Diff (1-2)	Pooled	-0.1753	-0.1858	-0.1648	36.5660	34.9158	38.3812
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1753	-0.2184	-0.1323			

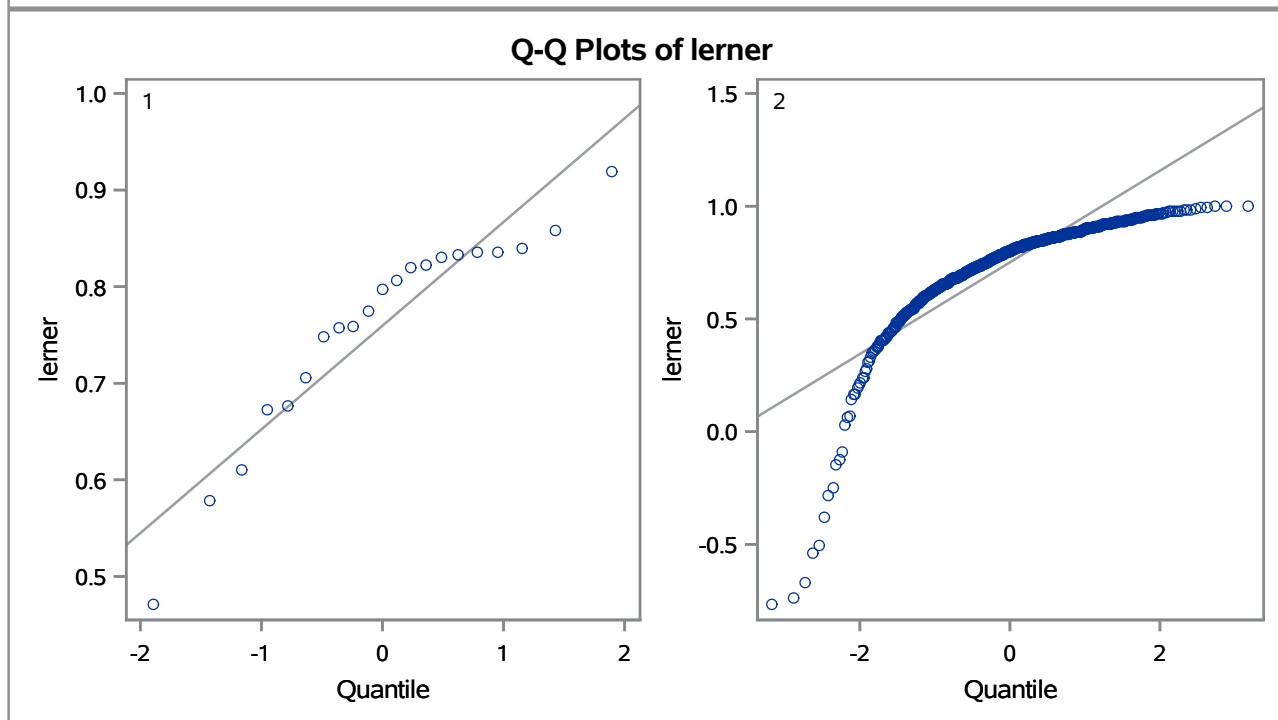
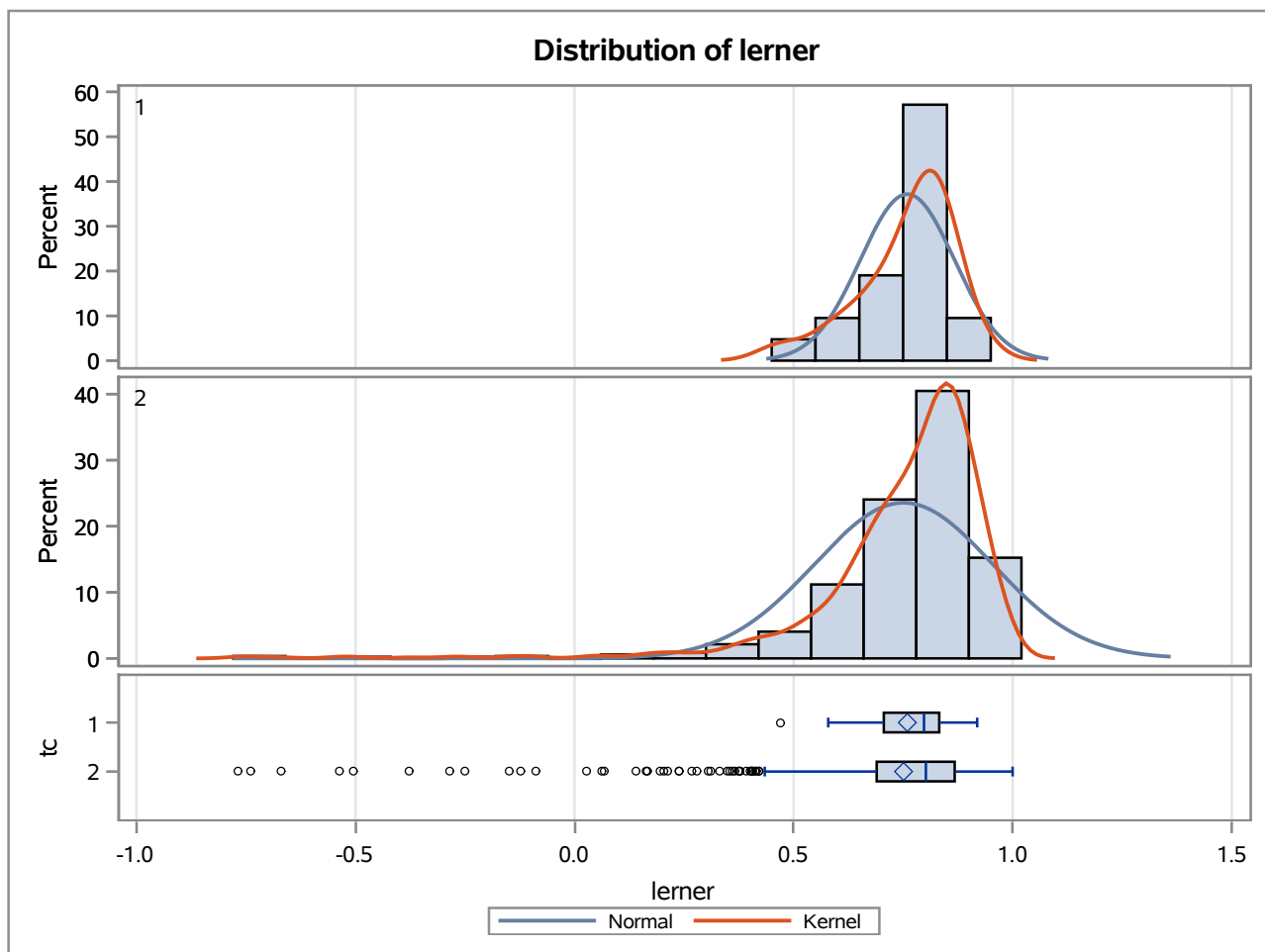
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	859	-32.80	<.0001
Satterthwaite	Unequal	20.43	-8.48	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	20	839	94.49	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR01



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN01

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		20	0.7001	160.2	0.0193	0.6136	0.9121
2		874	0.8788	18.3486	0.00184	-0.9539	0.9961
Diff (1-2)	Pooled		-0.1786	29.5983	0.00464		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1786		0.0194		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7001	0.6598	0.7405	160.2	121.8	234.0
2		0.8788	0.8752	0.8824	18.3486	17.5269	19.2517
Diff (1-2)	Pooled	-0.1786	-0.1877	-0.1695	29.5983	28.2863	31.0388
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1786	-0.2191	-0.1382			

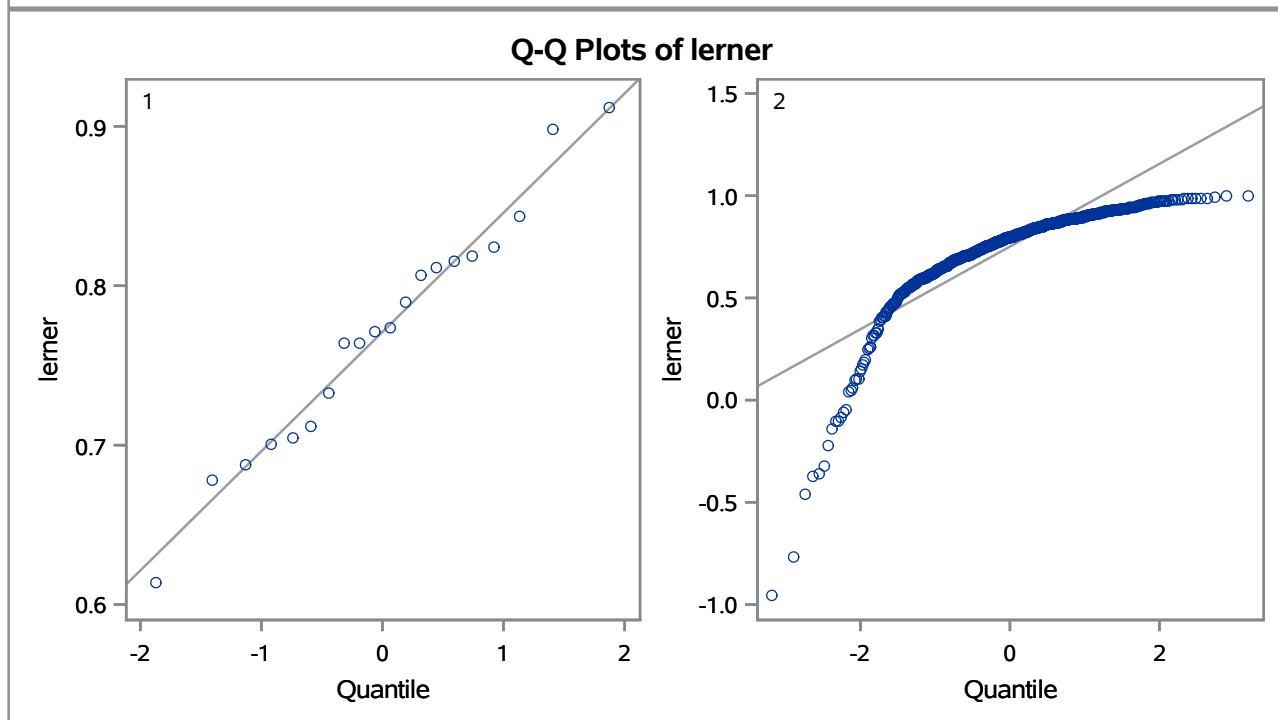
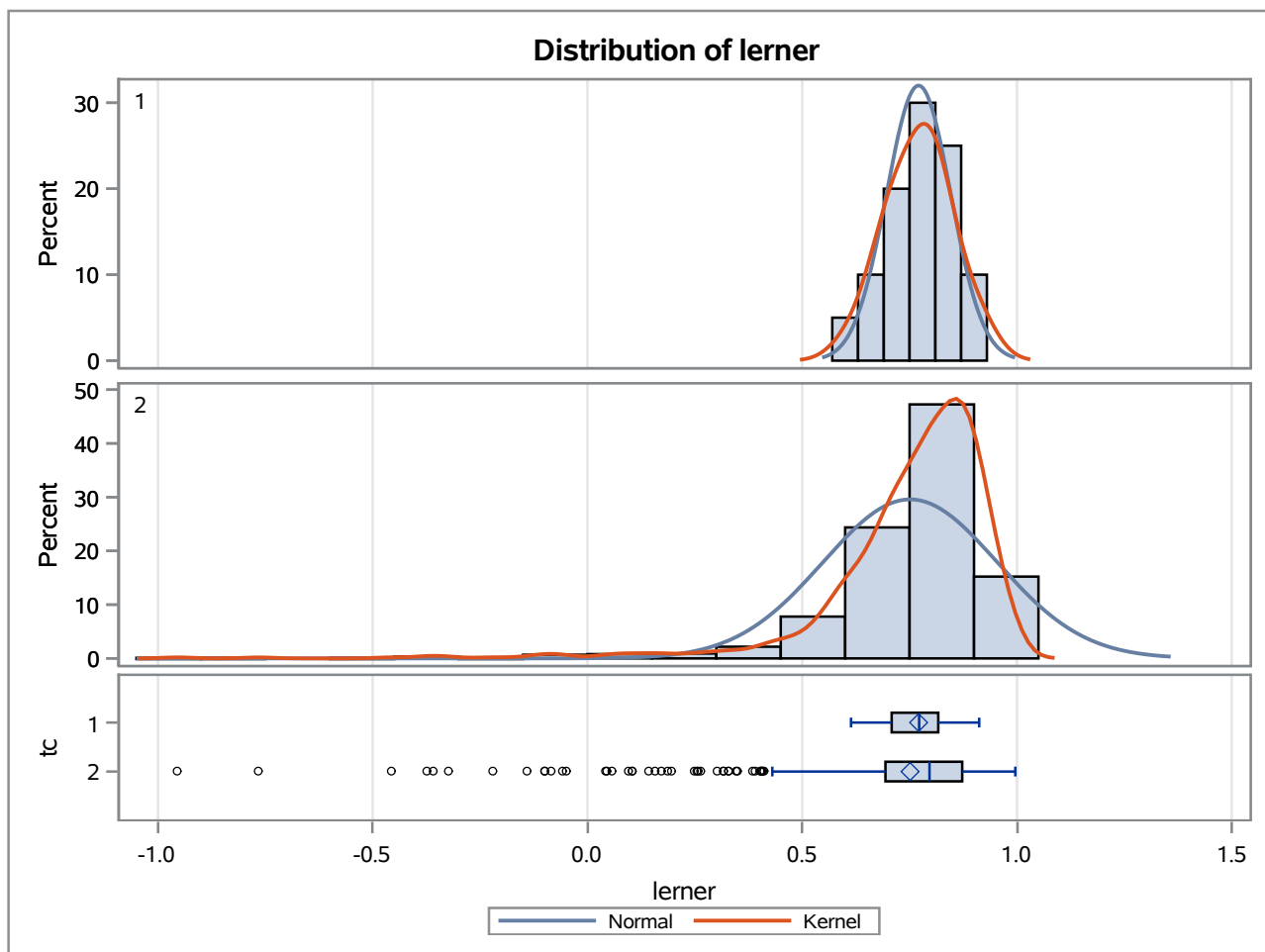
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	892	-38.53	<.0001
Satterthwaite	Unequal	19.349	-9.23	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	19	873	76.22	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN01



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP01

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		20	0.7143	291.3	0.0373	0.4489	0.9204
2		874	0.9006	19.7344	0.00192	-0.7908	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.1863	46.7778	0.00752		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1863		0.0373		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7143	0.6363	0.7923	291.3	221.5	425.4
2		0.9006	0.8968	0.9044	19.7344	18.8506	20.7057
Diff (1-2)	Pooled	-0.1863	-0.2011	-0.1715	46.7778	44.7044	49.0544
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1863	-0.2644	-0.1082			

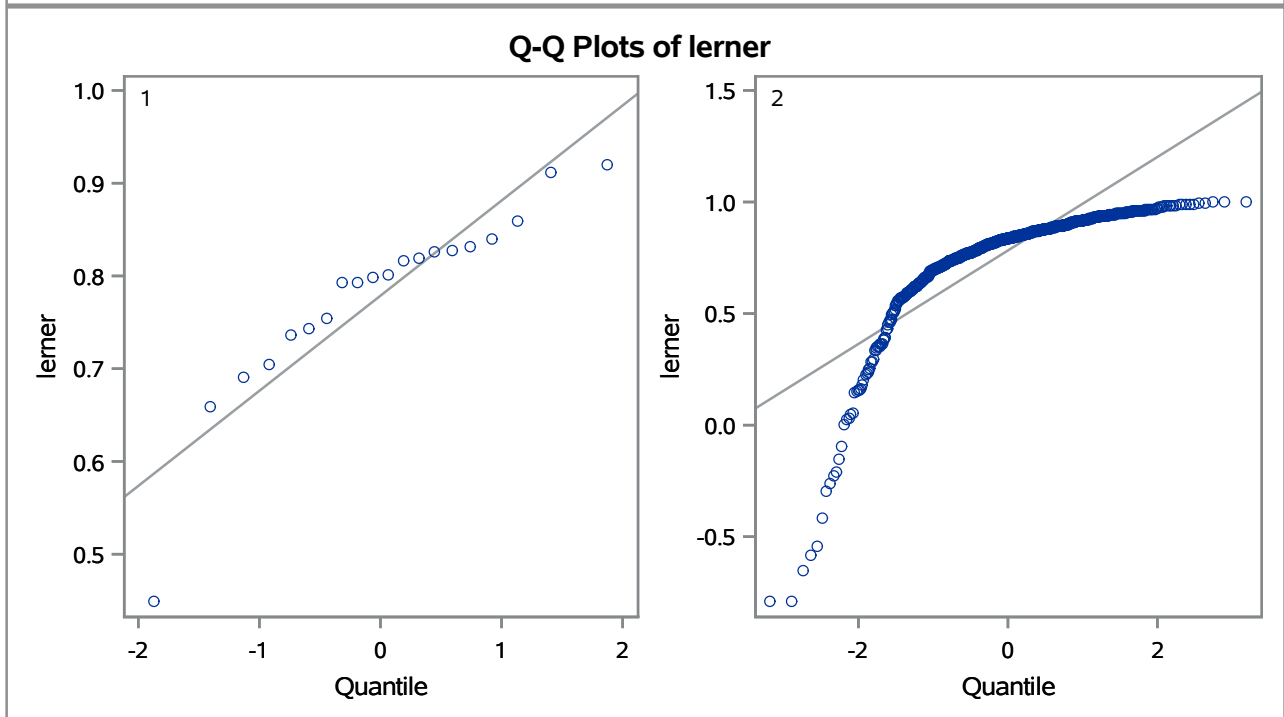
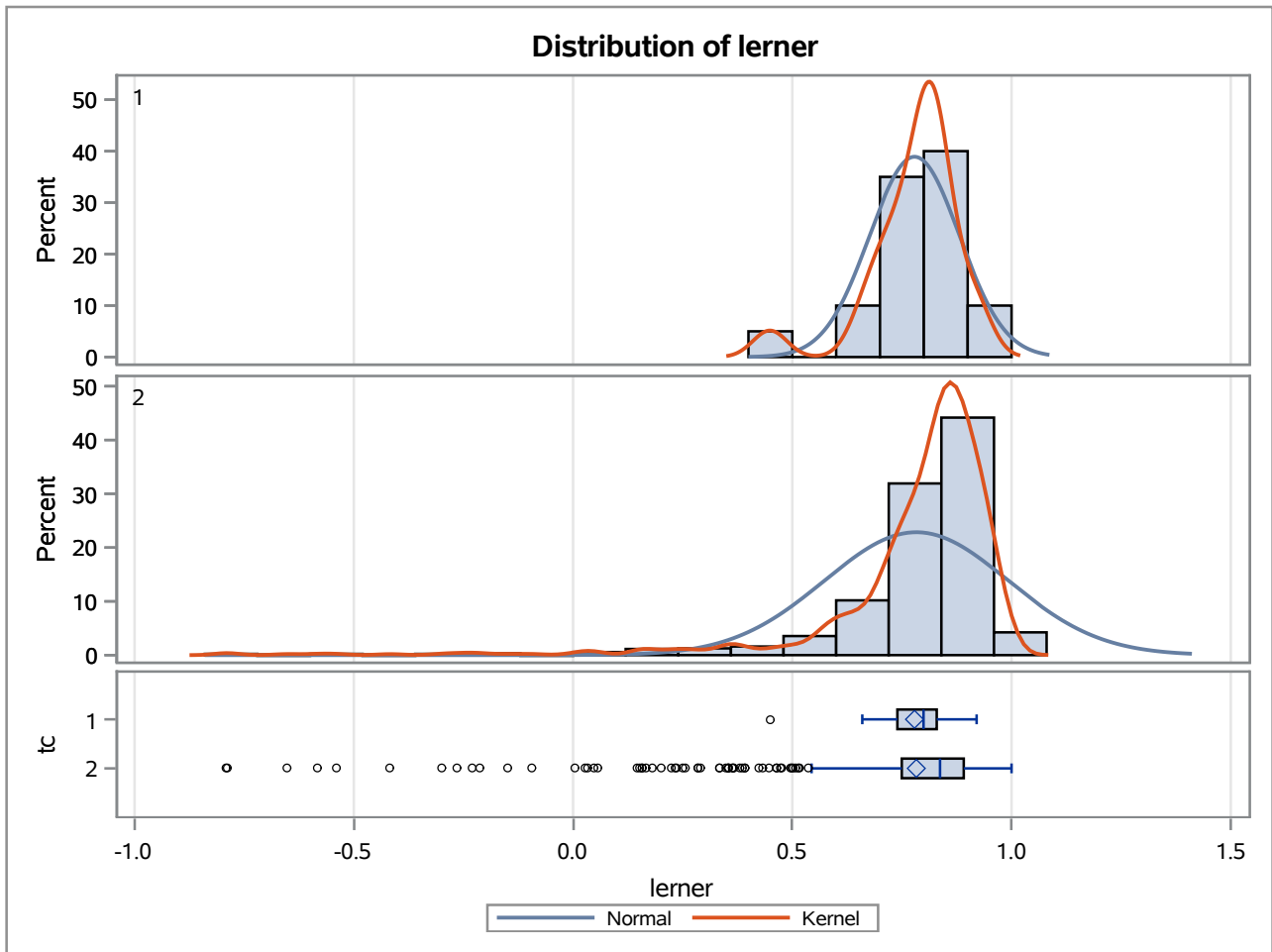
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	892	-24.76	<.0001
Satterthwaite	Unequal	19.101	-4.99	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	19	873	217.83	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP01



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC01

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.7288	352.2	0.0465	0.4407	0.9196
2		885	0.8144	33.0793	0.00334	-0.9992	0.9999
Diff (1-2)	Pooled		-0.0856	57.2758	0.00952		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0856		0.0466		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7288	0.6303	0.8273	352.2	262.3	536.1
2		0.8144	0.8079	0.8210	33.0793	31.6067	34.6968
Diff (1-2)	Pooled	-0.0856	-0.1043	-0.0670	57.2758	54.7479	60.0503
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0856	-0.1843	0.0130			

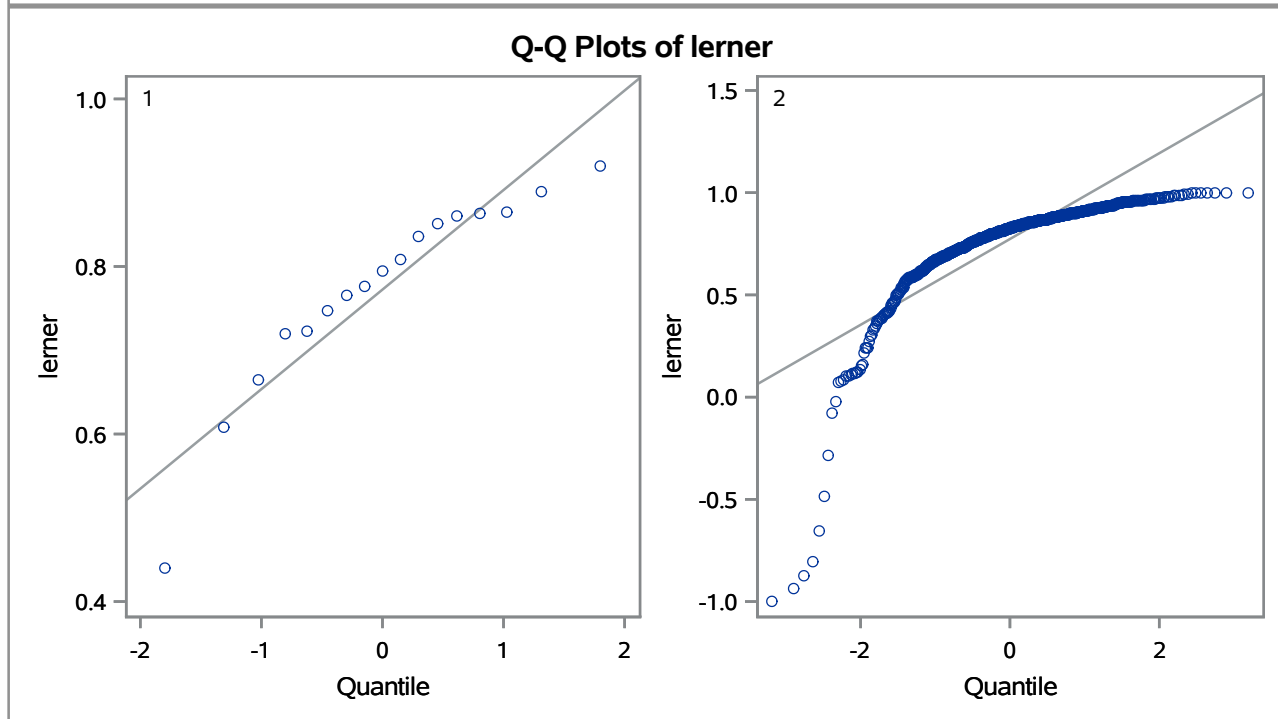
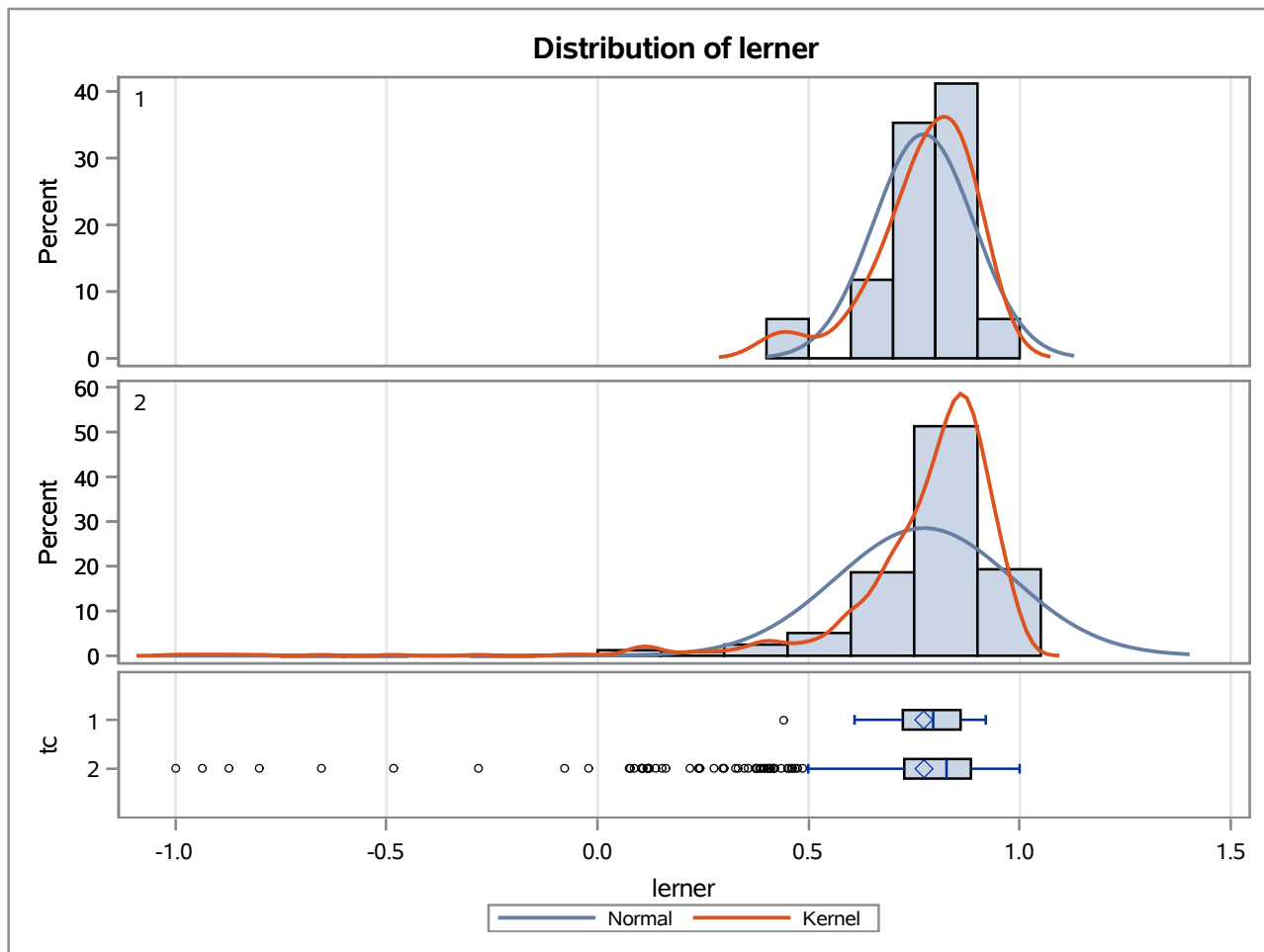
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	900	-9.00	<.0001
Satterthwaite	Unequal	16.166	-1.84	0.0845

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	884	113.39	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC01



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR02

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.7458	266.1	0.0331	0.4603	0.8721
2		880	0.8739	24.4012	0.00238	-0.6576	0.9998
Diff (1-2)	Pooled		-0.1280	43.0216	0.00681		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1280		0.0332		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7458	0.6756	0.8161	266.1	198.2	405.0
2		0.8739	0.8692	0.8786	24.4012	23.3120	25.5979
Diff (1-2)	Pooled	-0.1280	-0.1414	-0.1147	43.0216	41.1177	45.1117
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1280	-0.1984	-0.0577			

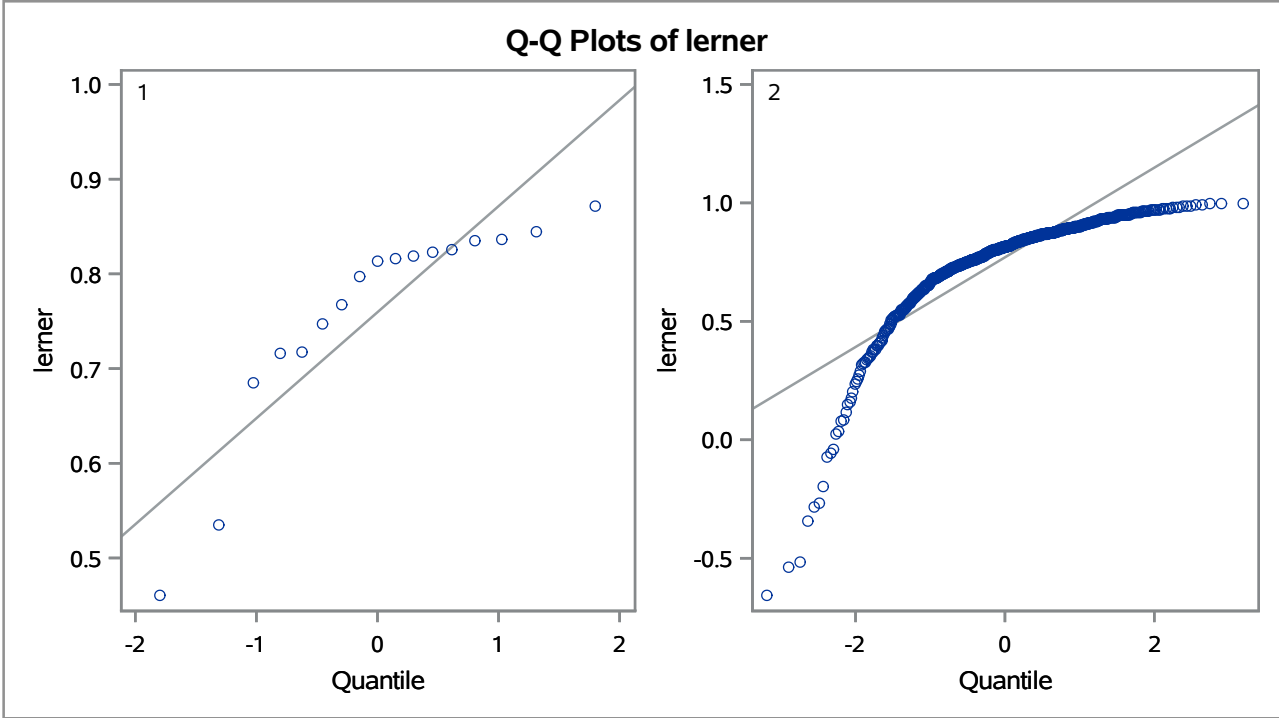
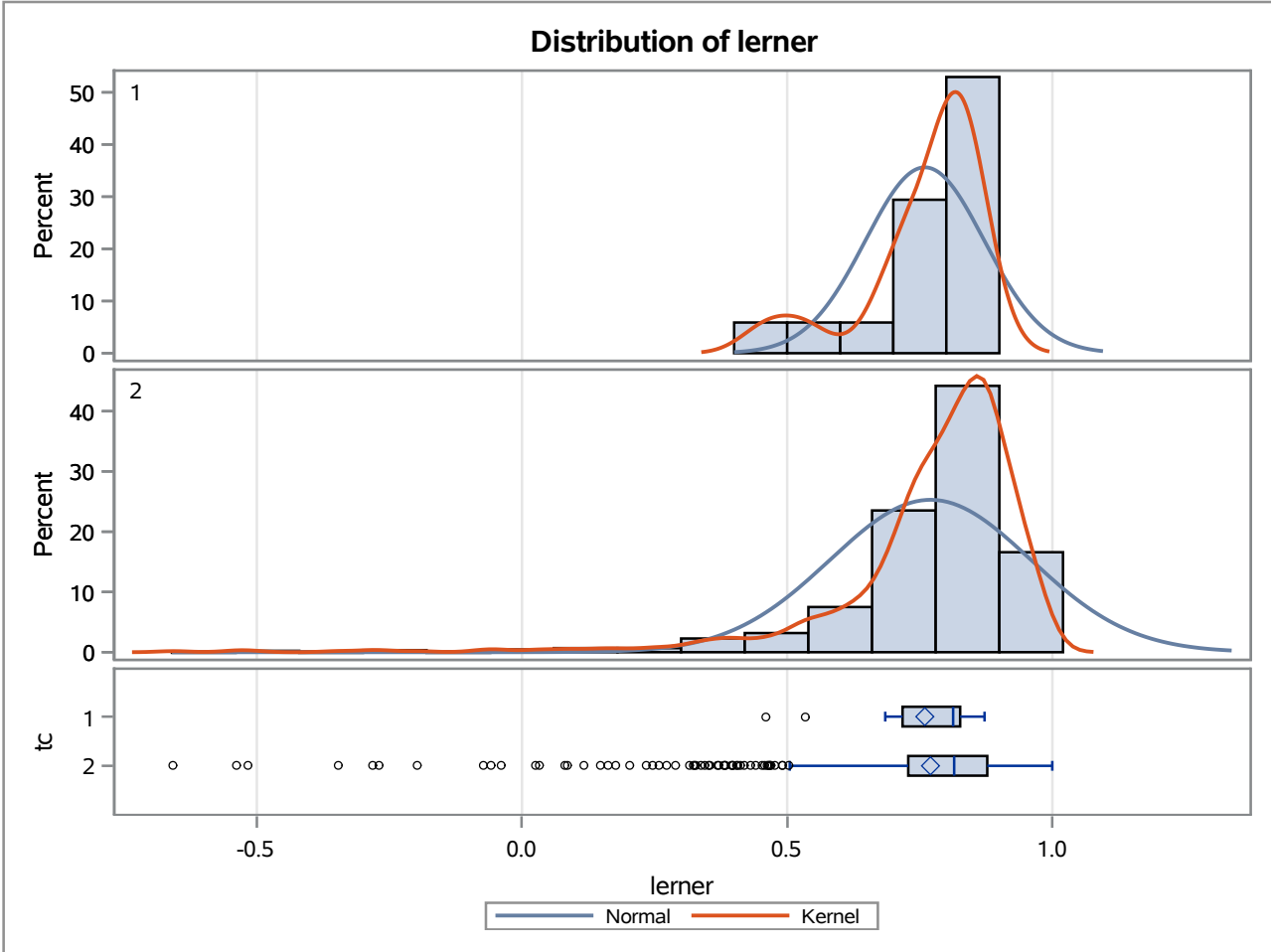
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	895	-18.81	<.0001
Satterthwaite	Unequal	16.166	-3.85	0.0014

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	879	118.94	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR02



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN02

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.6969	337.4	0.0409	0.4296	0.8809
2		892	0.8979	22.5167	0.00215	-0.9322	0.9992
Diff (1-2)	Pooled		-0.2011	50.0631	0.00773		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.2011		0.0410		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6969	0.6101	0.7837	337.4	251.3	513.5
2		0.8979	0.8937	0.9021	22.5167	21.5181	23.6132
Diff (1-2)	Pooled	-0.2011	-0.2162	-0.1859	50.0631	47.8617	52.4784
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.2011	-0.2879	-0.1142			

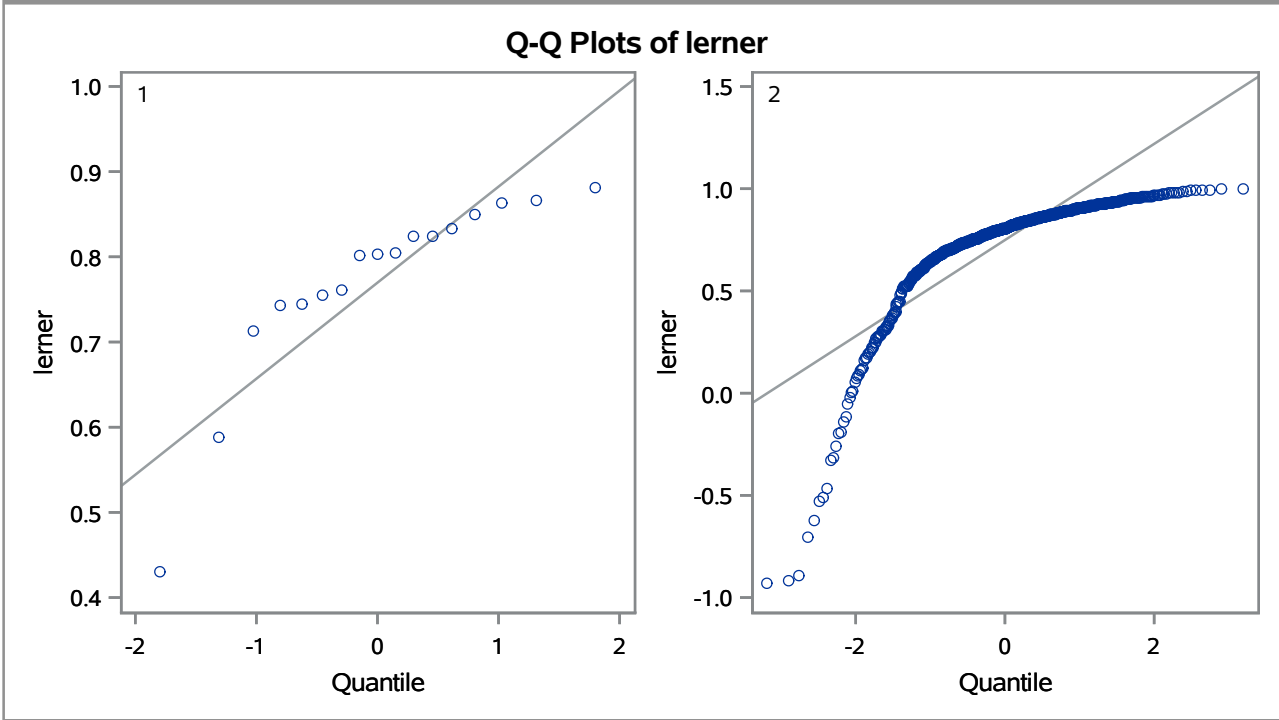
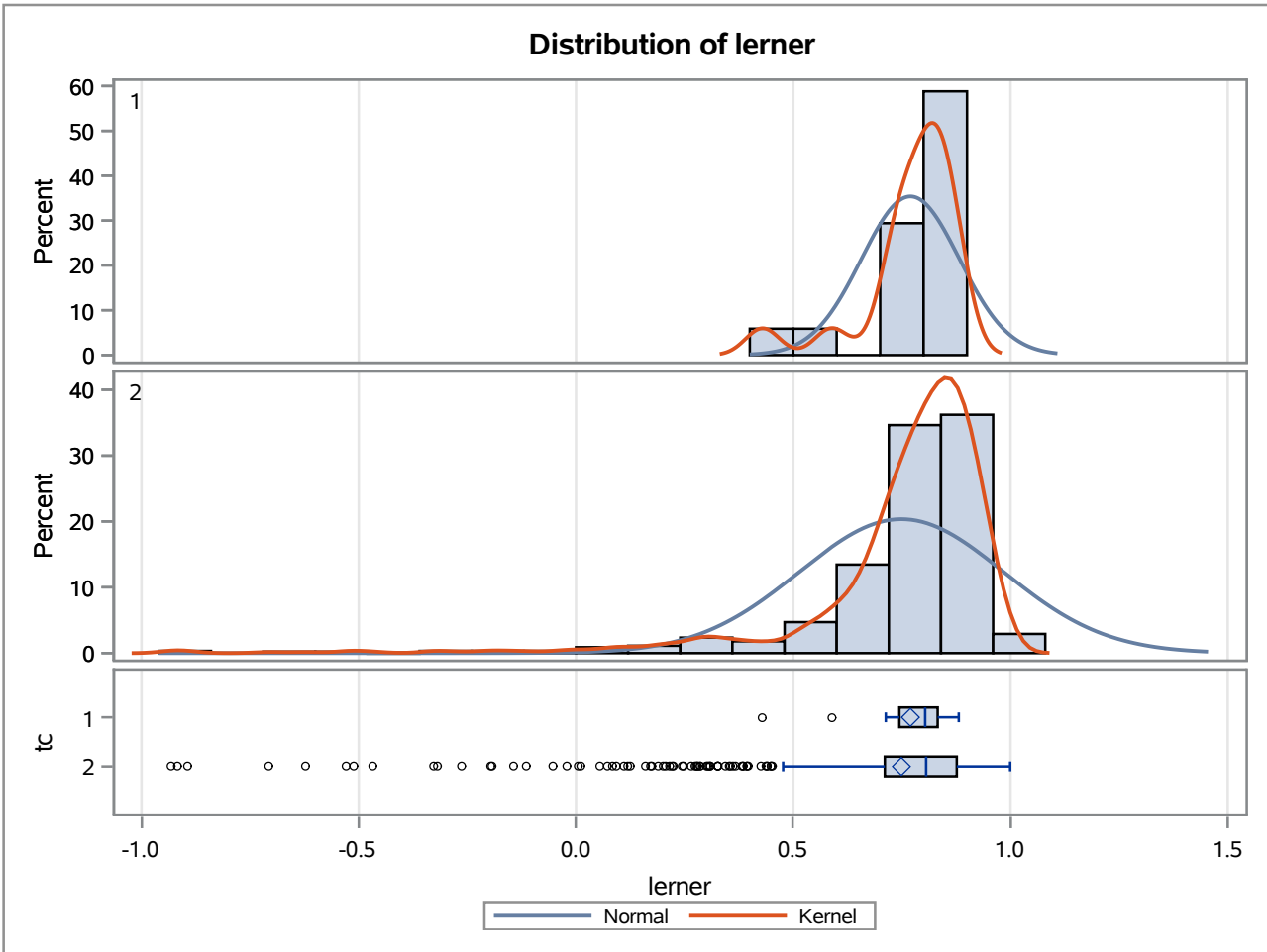
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	907	-26.01	<.0001
Satterthwaite	Unequal	16.088	-4.90	0.0002

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	891	224.54	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN02



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP02

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.7059	230.1	0.0274	-0.7472	0.9638
2		887	0.9040	21.4201	0.00199	-0.9131	0.9987
Diff (1-2)	Pooled		-0.1982	37.2790	0.00563		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1982		0.0274		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7059	0.6479	0.7639	230.1	171.4	350.2
2		0.9040	0.9001	0.9080	21.4201	20.4676	22.4663
Diff (1-2)	Pooled	-0.1982	-0.2092	-0.1871	37.2790	35.6354	39.0827
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1982	-0.2563	-0.1400			

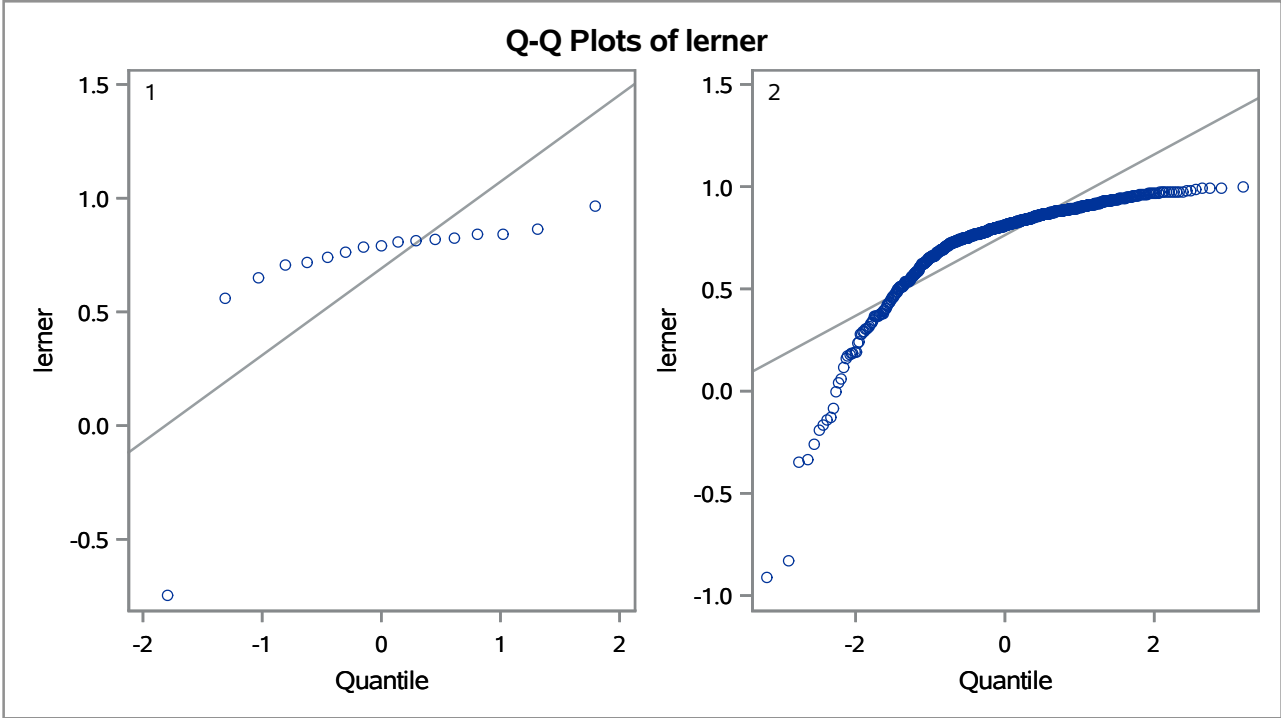
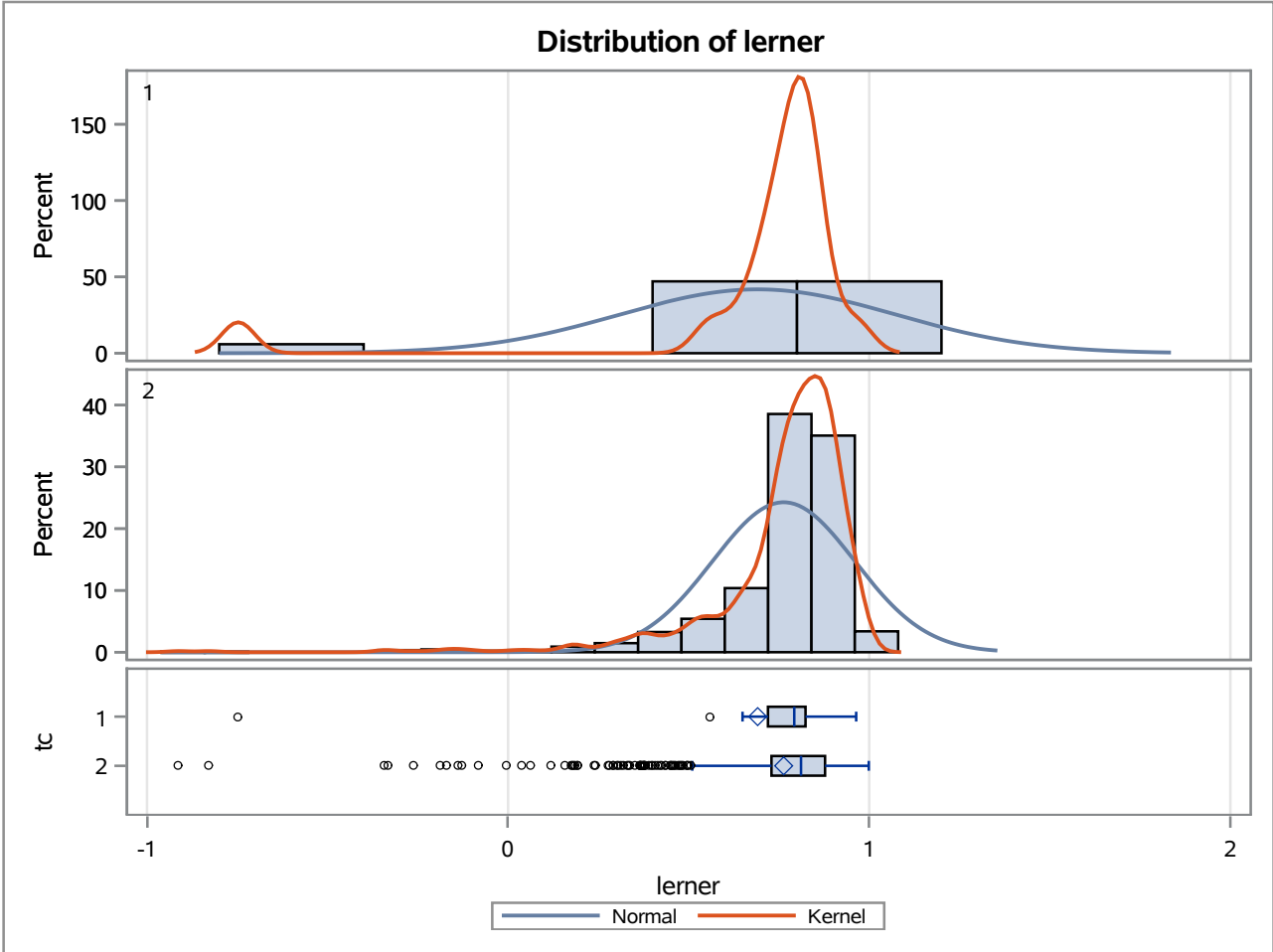
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	902	-35.19	<.0001
Satterthwaite	Unequal	16.171	-7.22	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	886	115.38	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP02



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC02

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.7724	309.2	0.0359	0.3876	0.9166
2		915	0.8328	44.8713	0.00426	-0.9733	0.9994
Diff (1-2)	Pooled		-0.0604	60.1929	0.00903		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0604		0.0362		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7724	0.6963	0.8486	309.2	230.3	470.5
2		0.8328	0.8244	0.8412	44.8713	42.9054	47.0274
Diff (1-2)	Pooled	-0.0604	-0.0781	-0.0426	60.1929	57.5775	63.0590
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0604	-0.1368	0.0161			

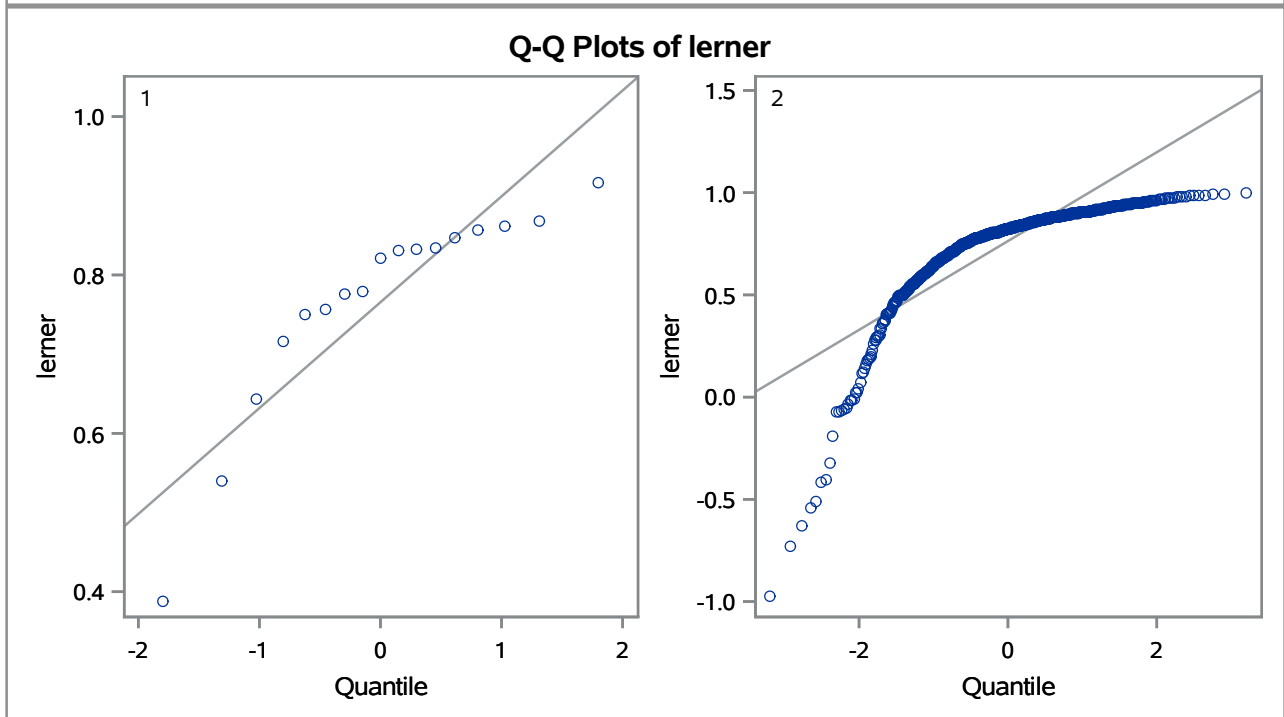
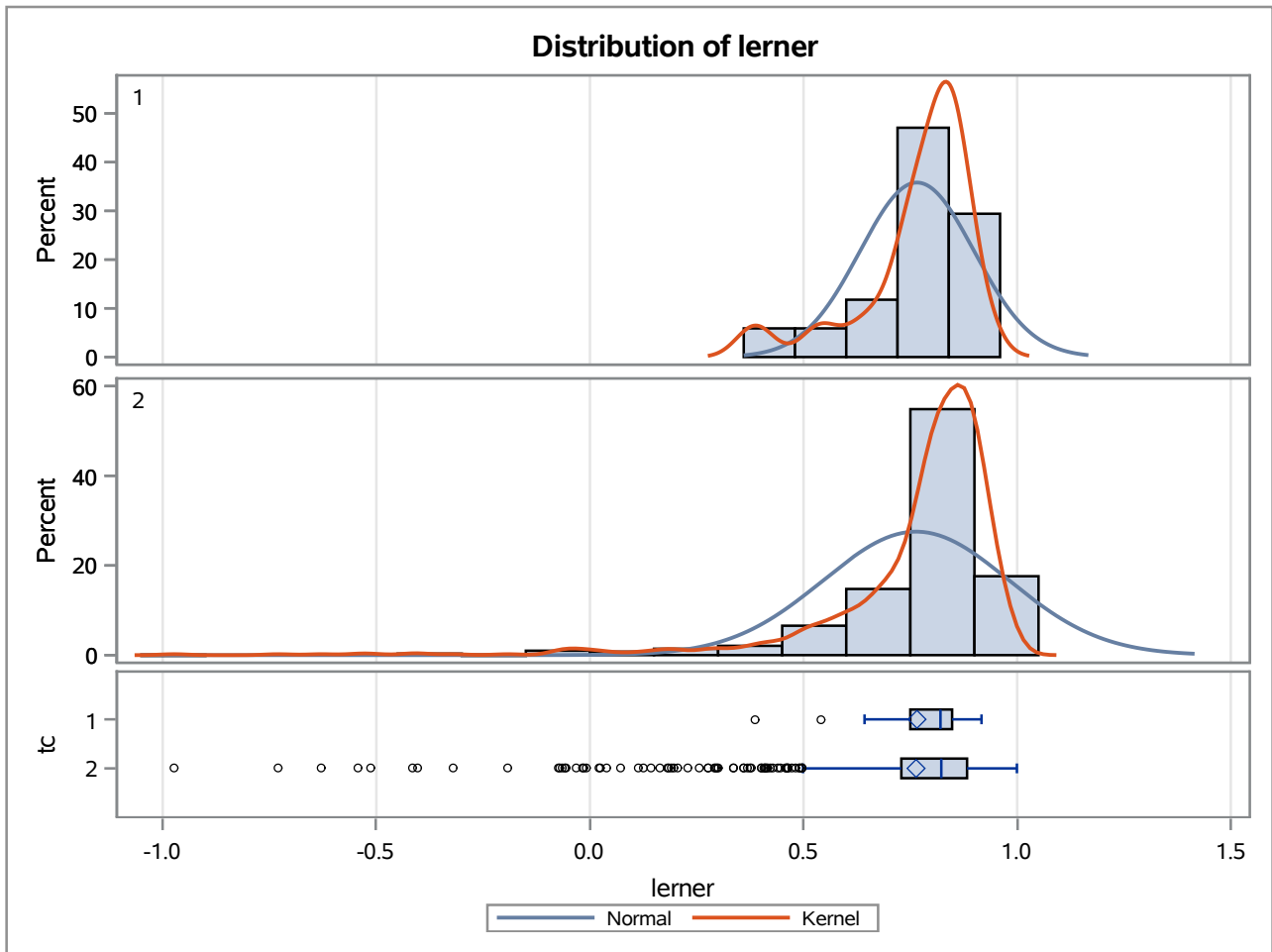
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	930	-6.68	<.0001
Satterthwaite	Unequal	16.454	-1.67	0.1140

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	914	47.47	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC02



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR03

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.8046	183.8	0.0209	0.4478	0.9056
2		926	0.8941	13.3516	0.00124	-0.7655	0.9943
Diff (1-2)	Pooled		-0.0896	27.3776	0.00402		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0896		0.0209		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8046	0.7603	0.8488	183.8	136.9	279.7
2		0.8941	0.8917	0.8966	13.3516	12.7699	13.9891
Diff (1-2)	Pooled	-0.0896	-0.0974	-0.0817	27.3776	26.1947	28.6732
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0896	-0.1338	-0.0453			

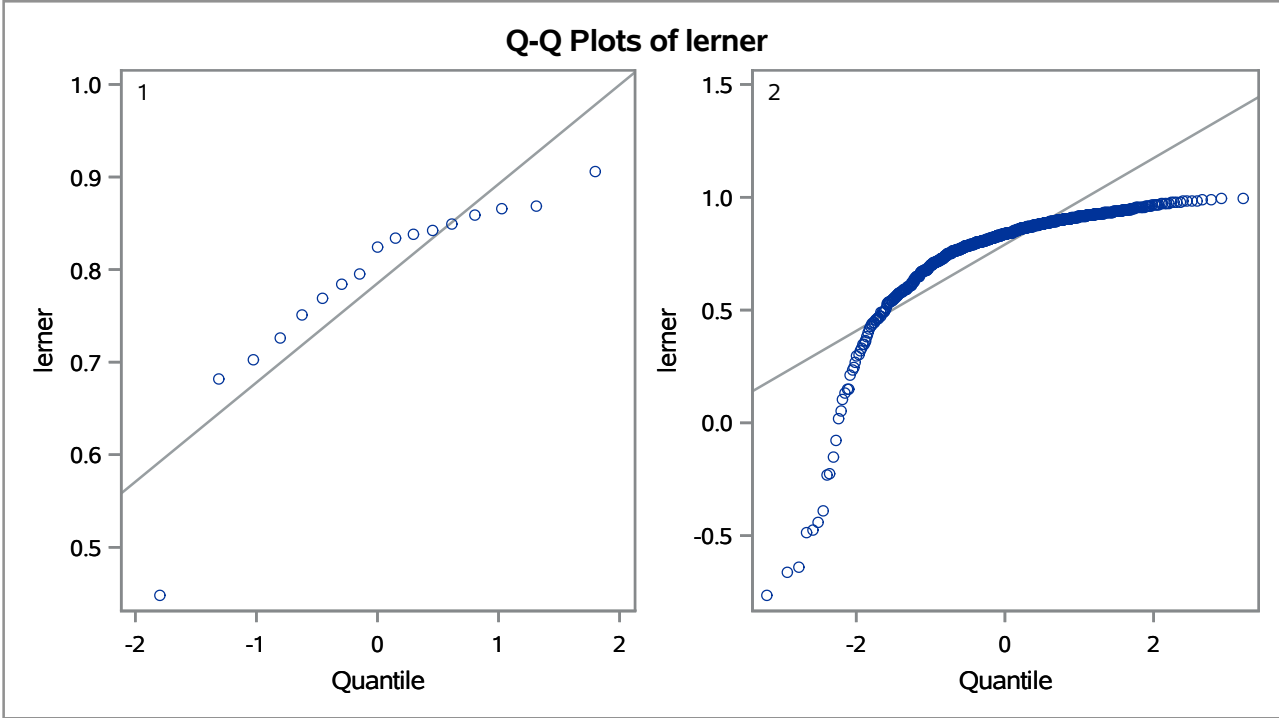
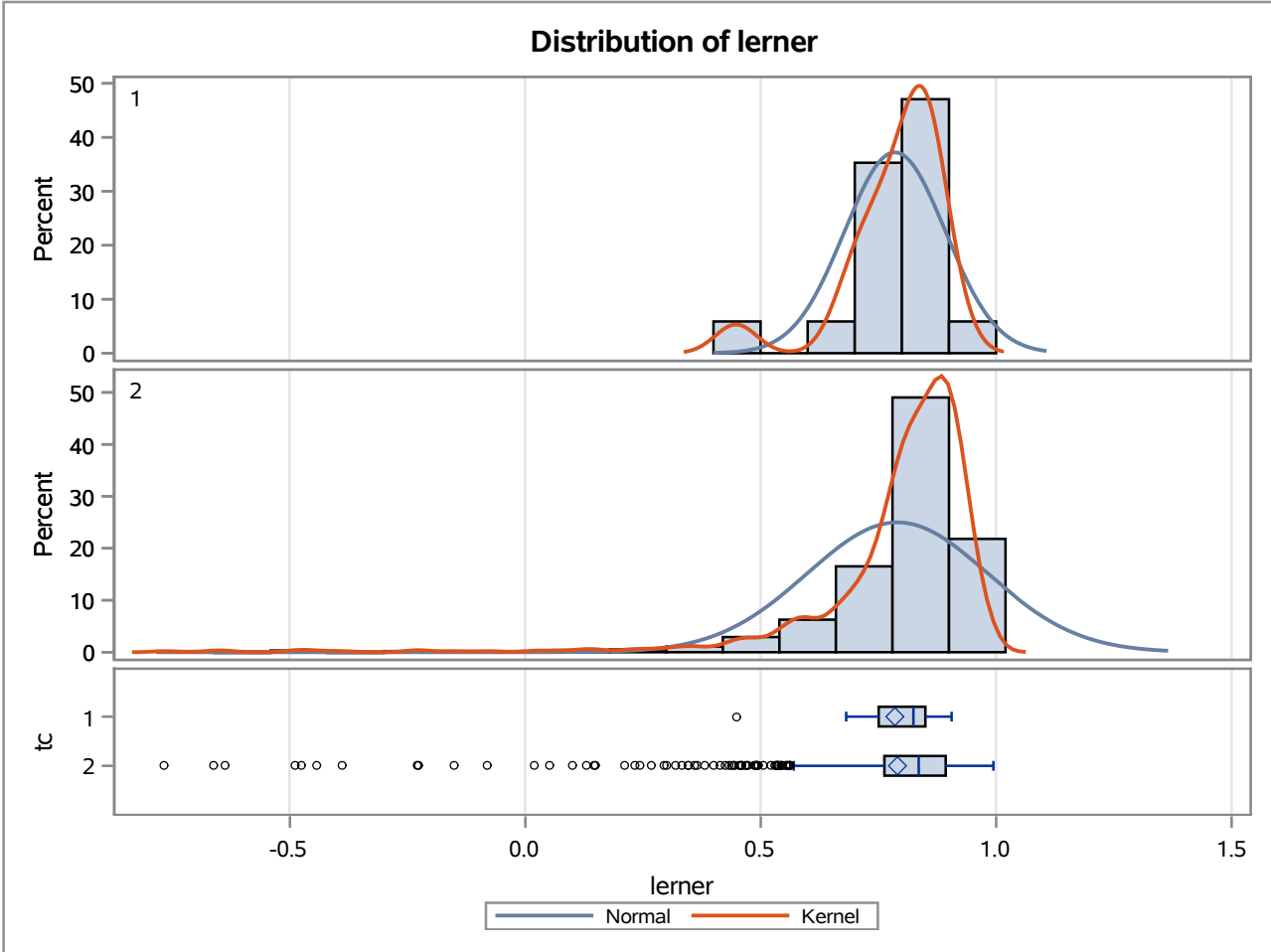
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	941	-22.29	<.0001
Satterthwaite	Unequal	16.113	-4.28	0.0006

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	925	189.47	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR03



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN03

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.7964	226.8	0.0250	0.2655	0.9028
2		946	0.8774	21.5943	0.00198	-0.7653	0.9937
Diff (1-2)	Pooled		-0.0810	36.2578	0.00519		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0810		0.0251		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7964	0.7434	0.8493	226.8	168.9	345.1
2		0.8774	0.8735	0.8813	21.5943	20.6631	22.6139
Diff (1-2)	Pooled	-0.0810	-0.0912	-0.0709	36.2578	34.7069	37.9548
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0810	-0.1341	-0.0280			

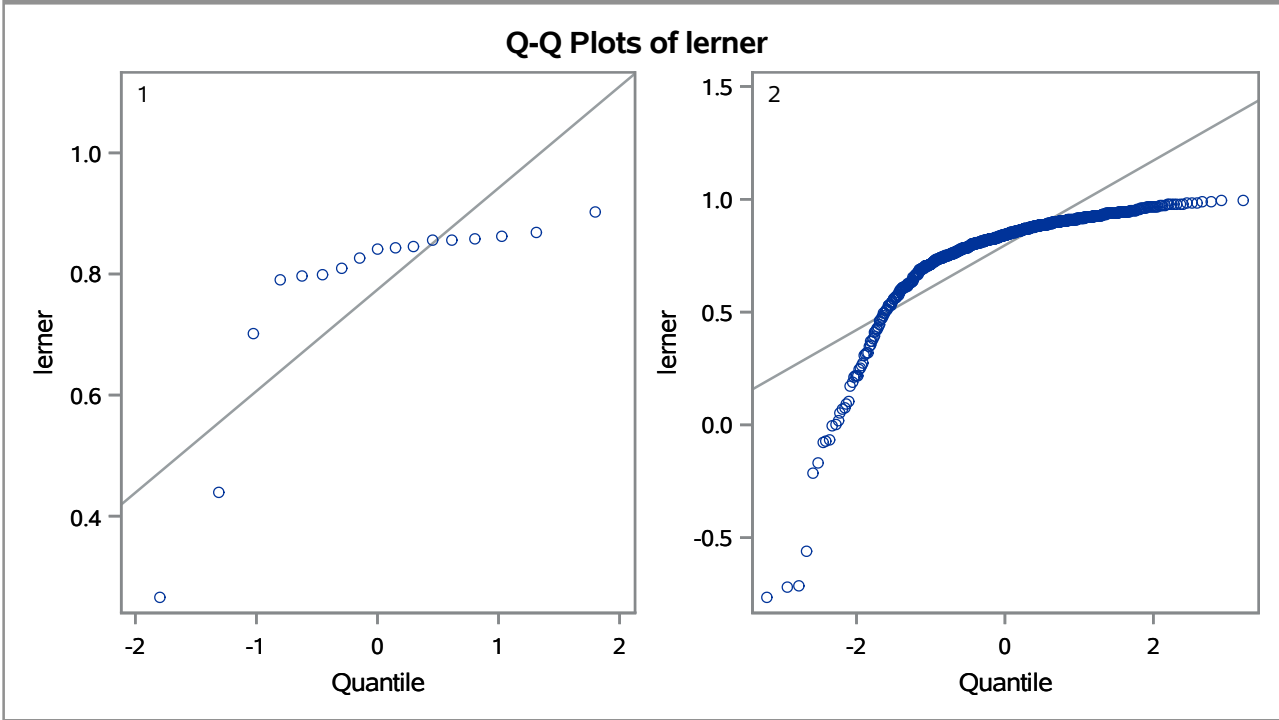
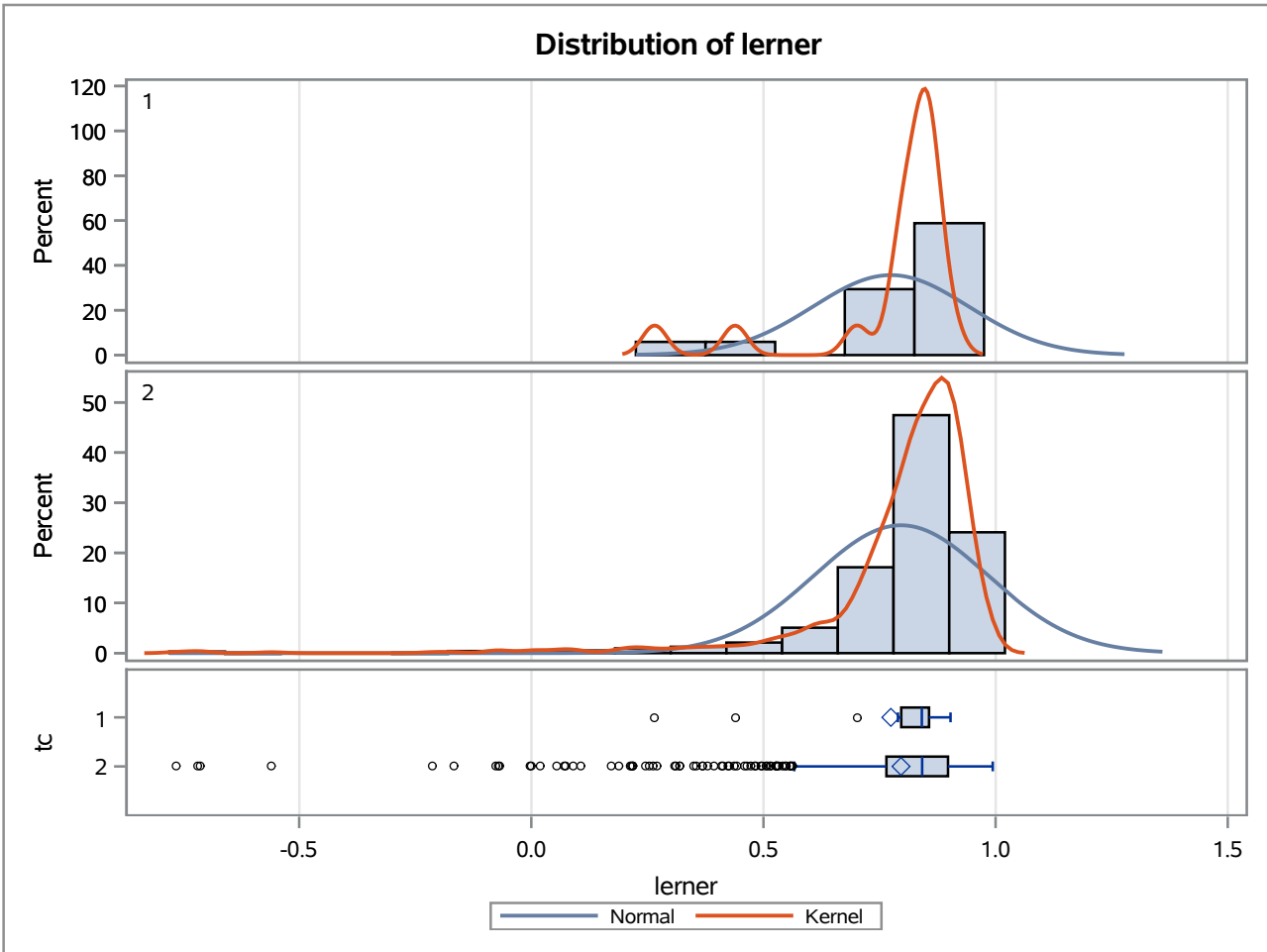
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	961	-15.60	<.0001
Satterthwaite	Unequal	16.201	-3.23	0.0051

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	945	110.27	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN03



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP03

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.8093	163.5	0.0176	0.3968	0.9092
2		958	0.8958	16.6213	0.00151	-0.9725	0.9990
Diff (1-2)	Pooled		-0.0865	26.6690	0.00376		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0865		0.0177		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8093	0.7720	0.8466	163.5	121.8	248.8
2		0.8958	0.8928	0.8988	16.6213	15.9089	17.4009
Diff (1-2)	Pooled	-0.0865	-0.0938	-0.0791	26.6690	25.5350	27.9091
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0865	-0.1238	-0.0491			

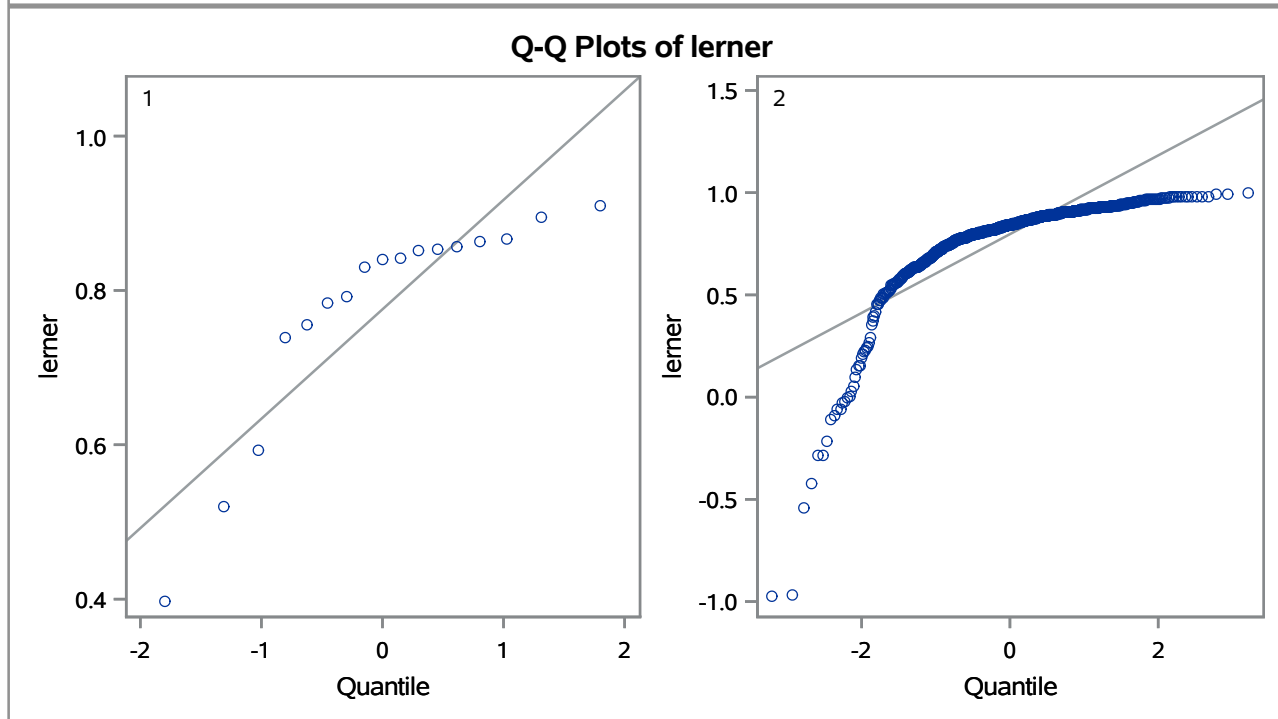
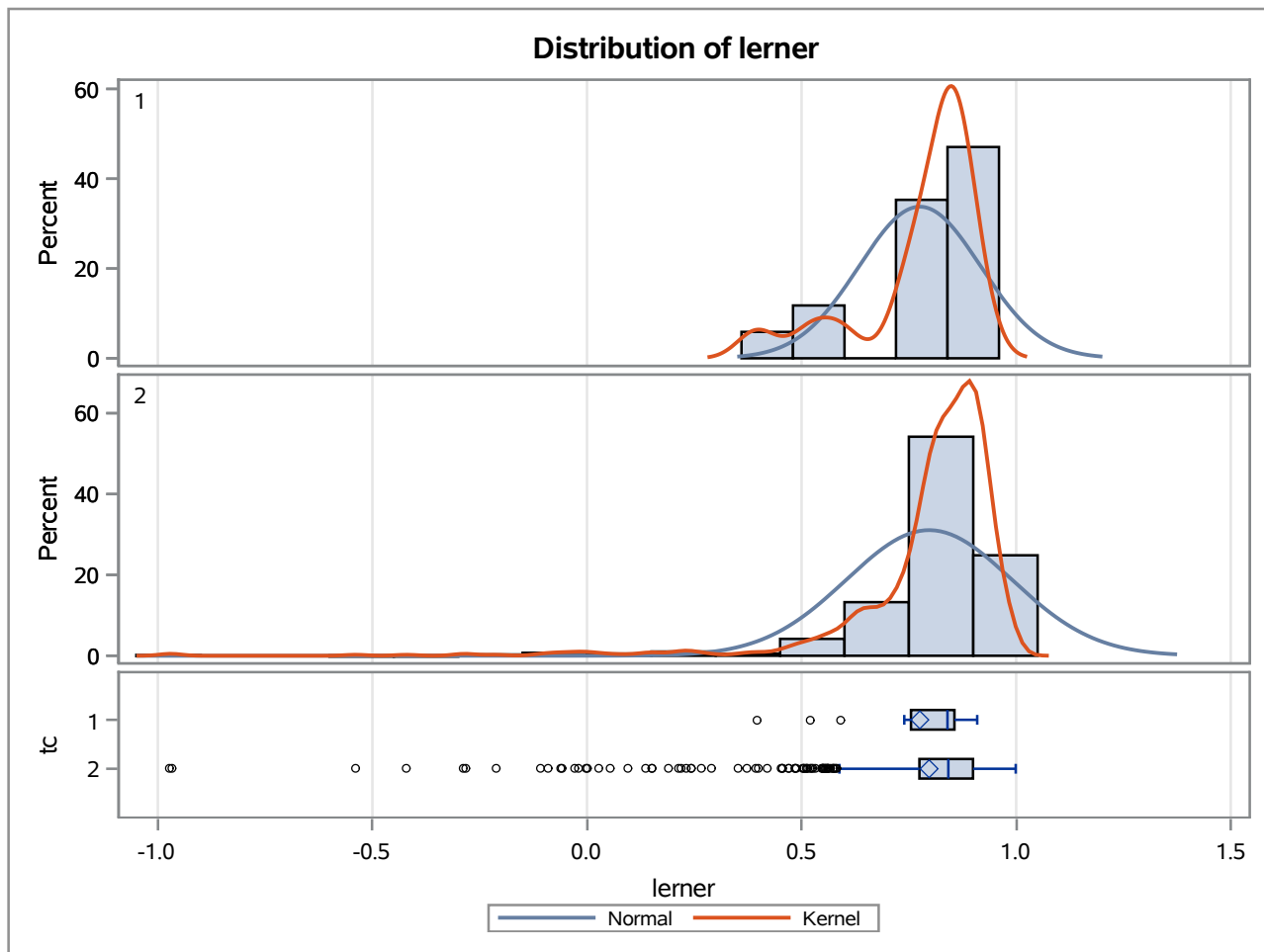
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	973	-23.01	<.0001
Satterthwaite	Unequal	16.237	-4.90	0.0002

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	957	96.75	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP03



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC03

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.7738	187.2	0.0196	0.1771	0.9014
2		969	0.8514	32.3531	0.00285	-0.8918	0.9992
Diff (1-2)	Pooled		-0.0775	39.9935	0.00546		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0775		0.0198		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7738	0.7324	0.8153	187.2	139.4	284.9
2		0.8514	0.8458	0.8570	32.3531	30.9740	33.8616
Diff (1-2)	Pooled	-0.0775	-0.0883	-0.0668	39.9935	38.3021	41.8424
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0775	-0.1193	-0.0358			

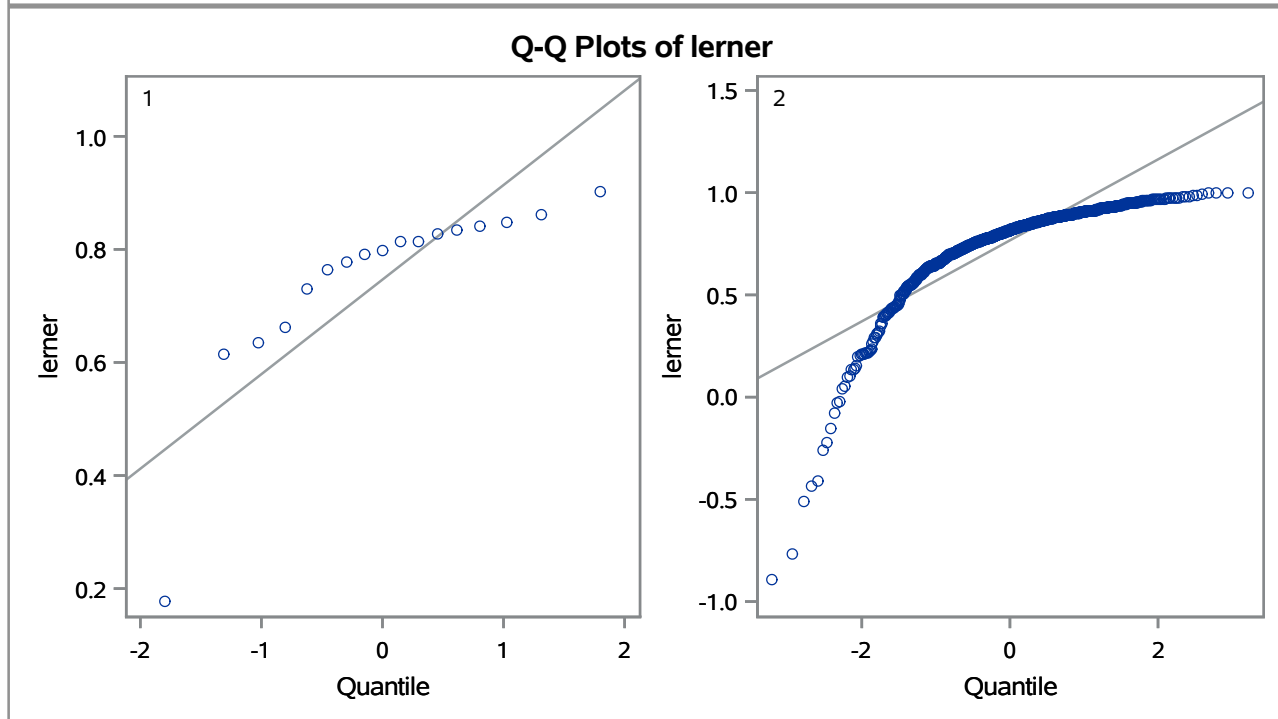
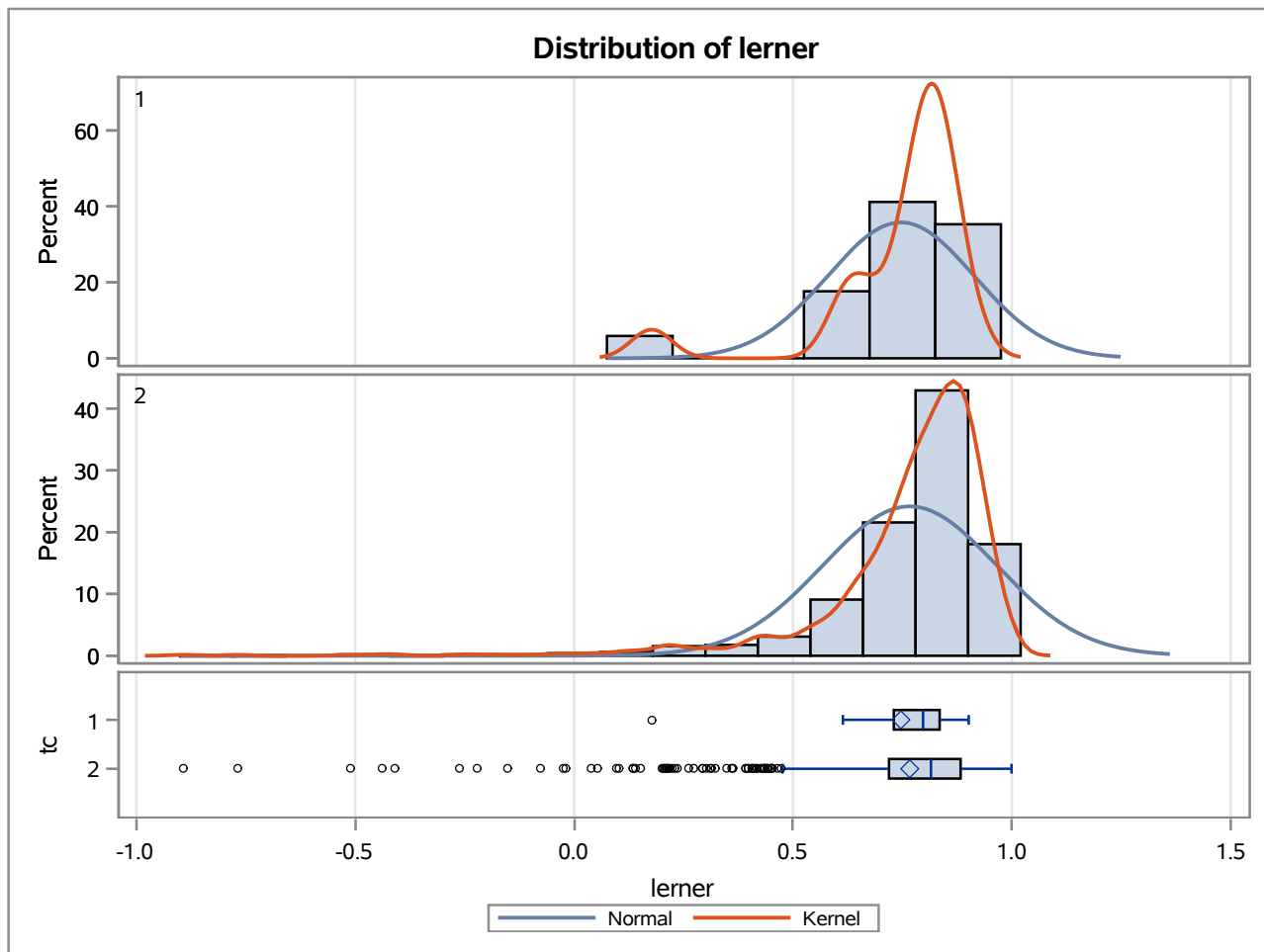
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	984	-14.19	<.0001
Satterthwaite	Unequal	16.685	-3.92	0.0011

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	968	33.48	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC03



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR04

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7820	256.9	0.0267	0.1924	0.8488
2		962	0.8561	23.6398	0.00206	-0.6361	0.9976
Diff (1-2)	Pooled		-0.0742	39.5580	0.00536		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0742		0.0268		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7820	0.7251	0.8388	256.9	189.8	397.7
2		0.8561	0.8521	0.8602	23.6398	22.6286	24.7463
Diff (1-2)	Pooled	-0.0742	-0.0847	-0.0637	39.5580	37.8784	41.3945
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0742	-0.1312	-0.0172			

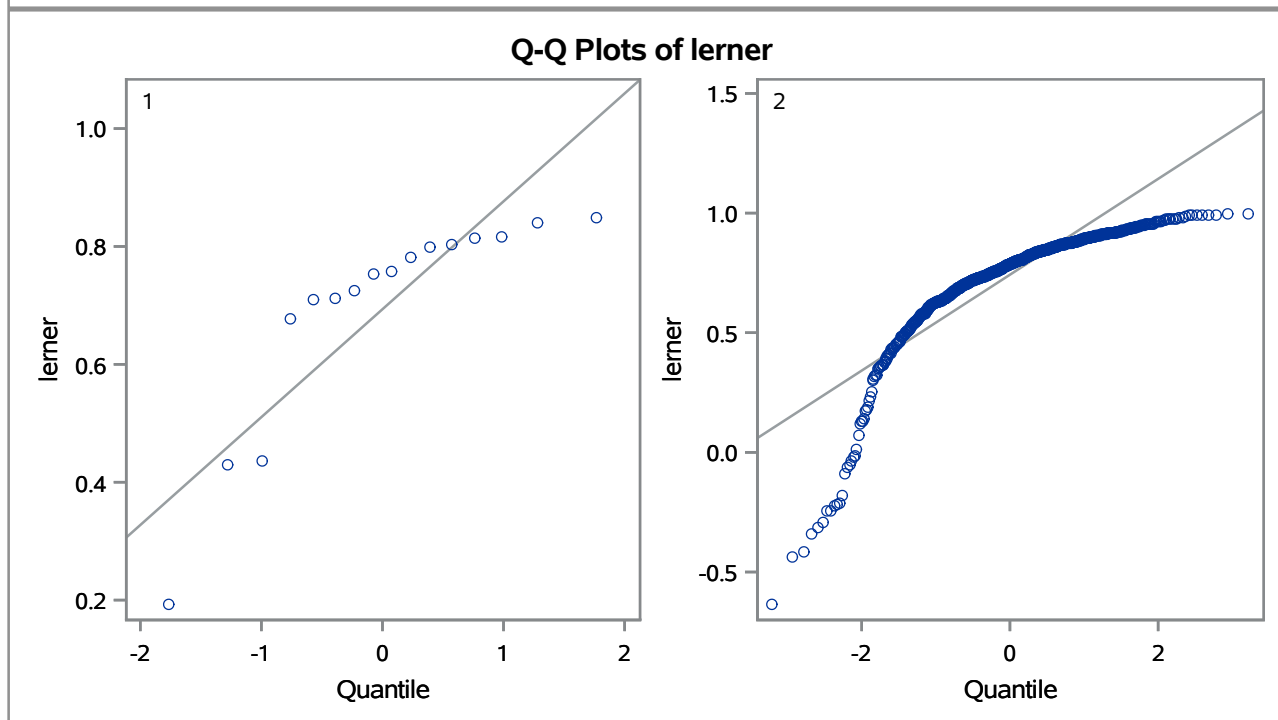
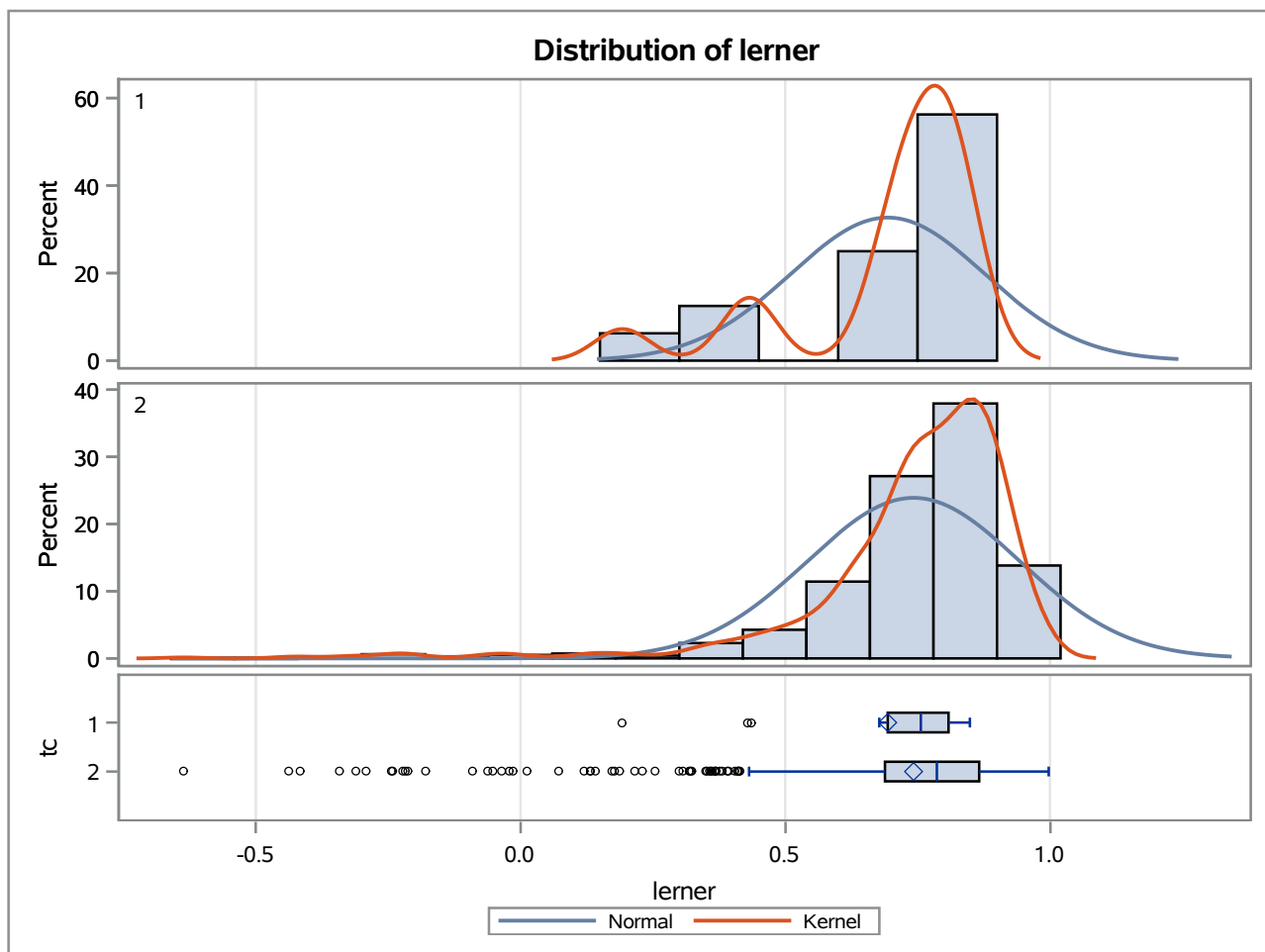
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	976	-13.83	<.0001
Satterthwaite	Unequal	15.179	-2.77	0.0141

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	961	118.13	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR04



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN04

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7697	182.9	0.0186	0.2047	0.8436
2		976	0.8557	26.1295	0.00219	-0.9665	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		-0.0860	34.3366	0.00453		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0860		0.0188		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7697	0.7299	0.8094	182.9	135.1	283.0
2		0.8557	0.8514	0.8600	26.1295	25.0195	27.3433
Diff (1-2)	Pooled	-0.0860	-0.0949	-0.0771	34.3366	32.8886	35.9189
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0860	-0.1259	-0.0461			

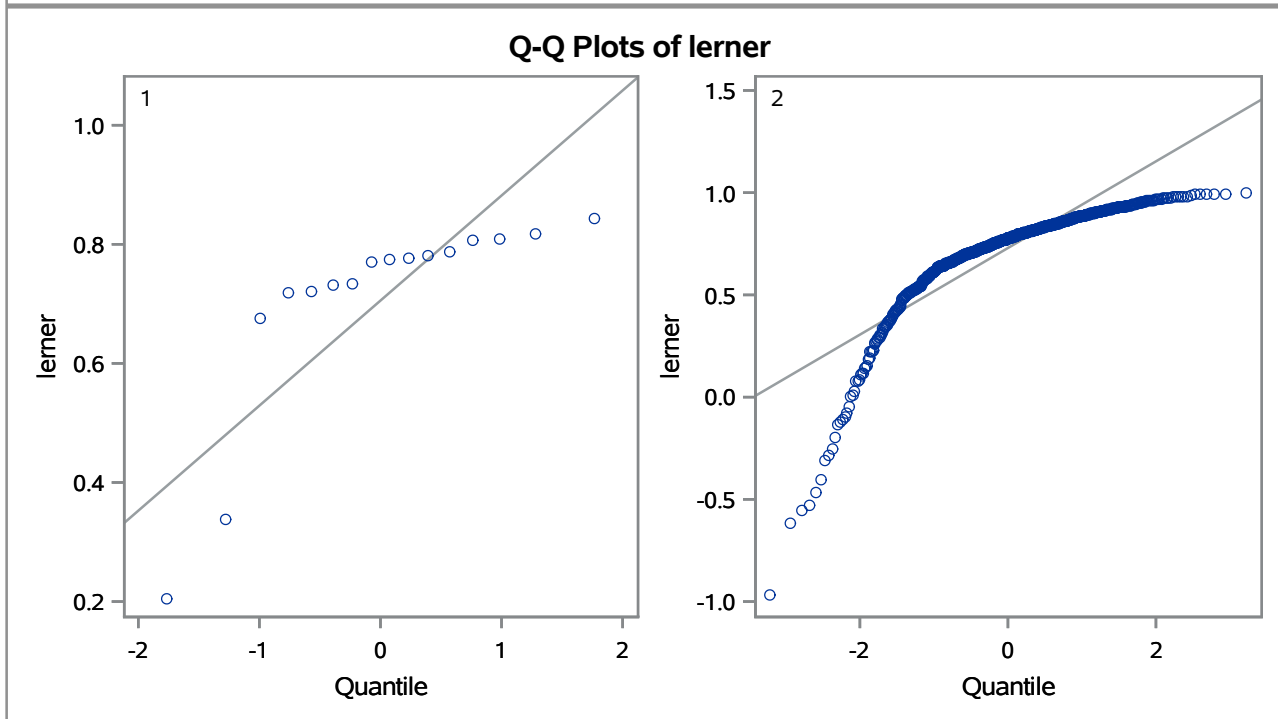
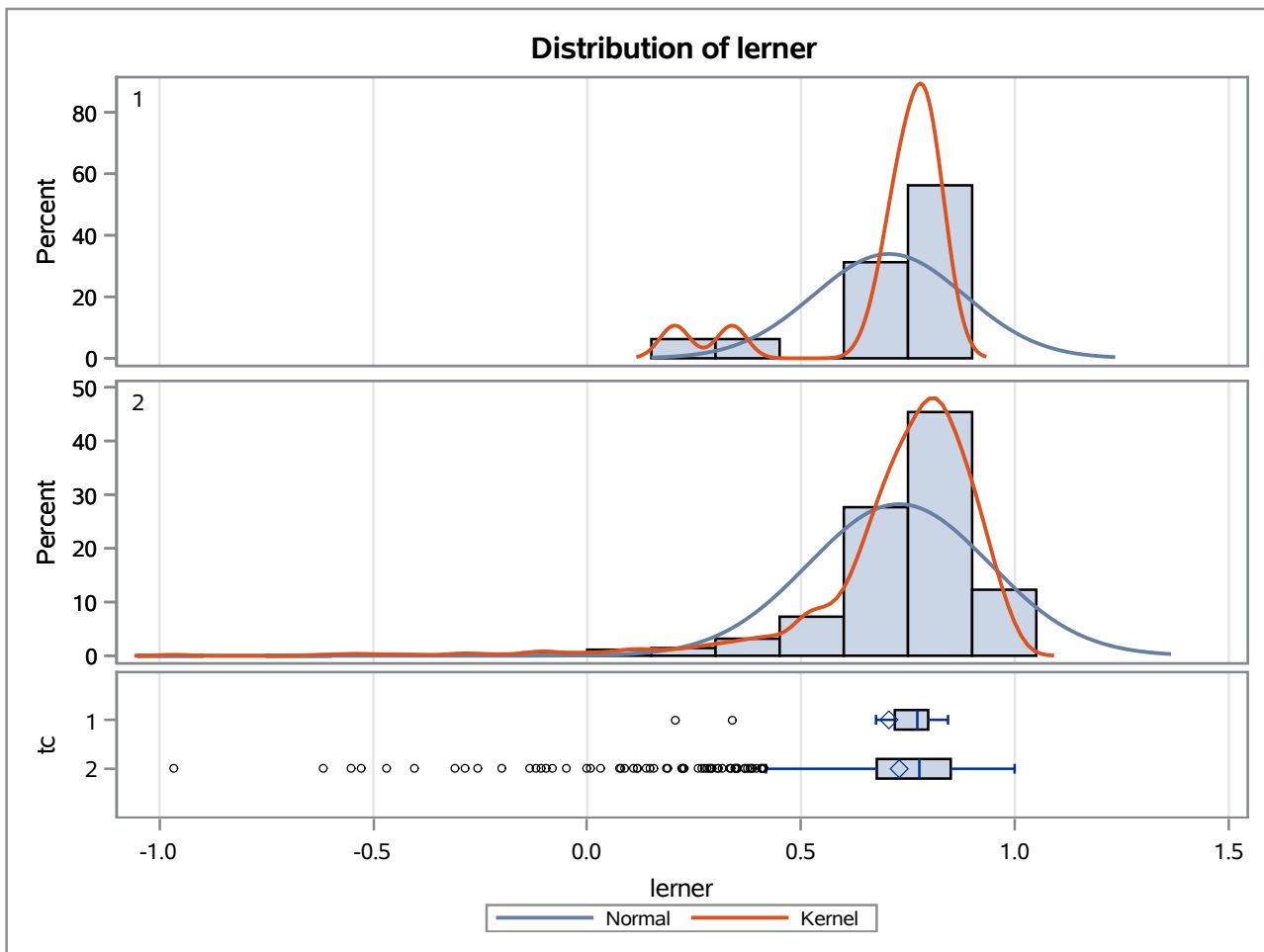
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	990	-18.99	<.0001
Satterthwaite	Unequal	15.416	-4.58	0.0003

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	975	48.97	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN04



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP04

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7498	201.7	0.0202	-0.1174	0.8257
2		974	0.8152	45.6439	0.00371	-0.6187	0.9969
Diff (1-2)	Pooled		-0.0654	51.6674	0.00666		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0654		0.0205		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7498	0.7068	0.7929	201.7	149.0	312.2
2		0.8152	0.8079	0.8225	45.6439	43.7031	47.7665
Diff (1-2)	Pooled	-0.0654	-0.0784	-0.0523	51.6674	49.4865	54.0509
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0654	-0.1089	-0.0218			

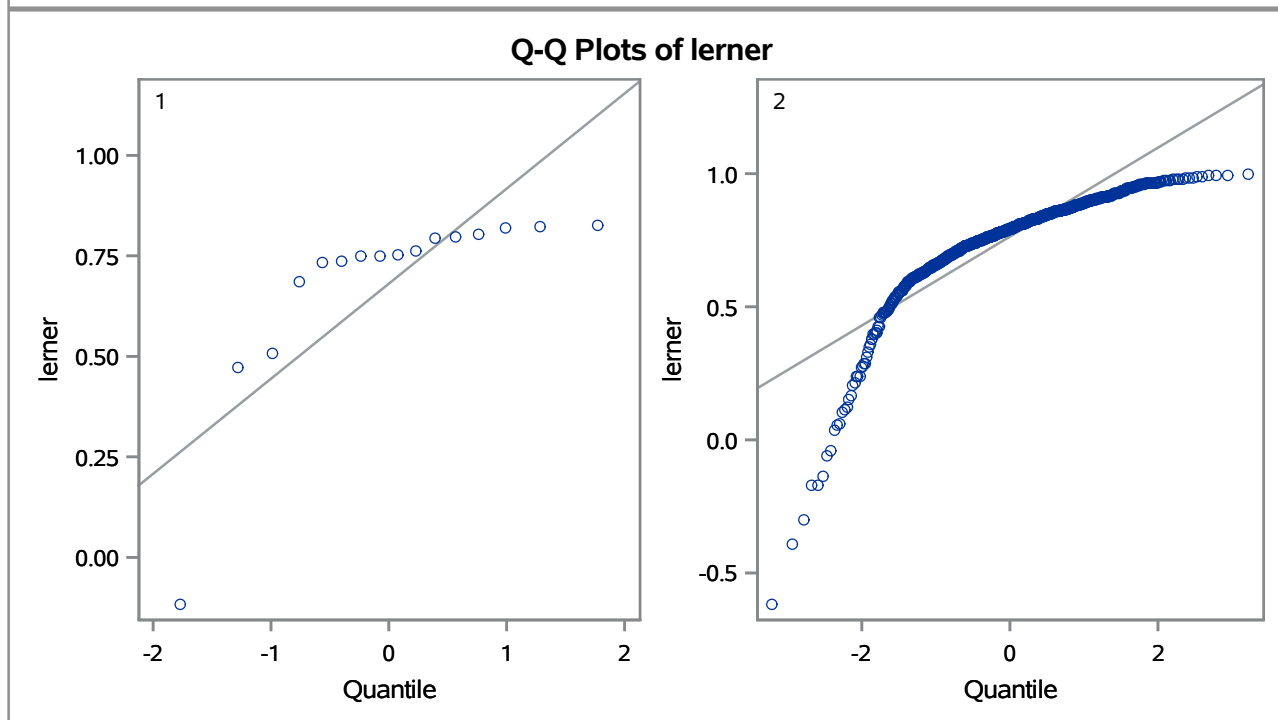
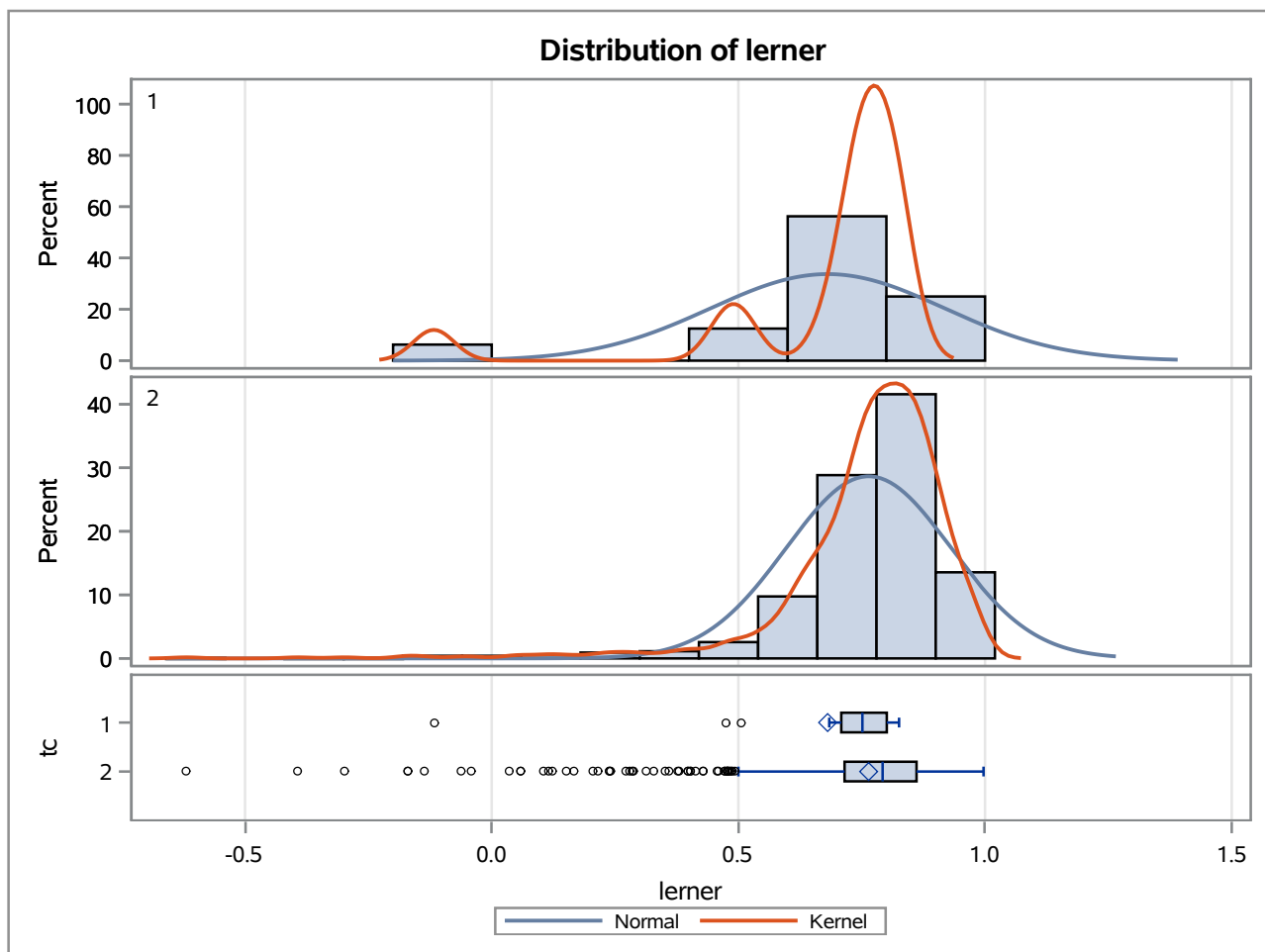
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	988	-9.81	<.0001
Satterthwaite	Unequal	16.03	-3.18	0.0058

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	973	19.53	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP04



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC04

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7271	274.4	0.0264	0.2205	0.8318
2		973	0.8193	29.4879	0.00237	-0.6417	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		-0.0922	44.7275	0.00561		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0922		0.0266		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7271	0.6707	0.7834	274.4	202.7	424.7
2		0.8193	0.8147	0.8240	29.4879	28.2334	30.8599
Diff (1-2)	Pooled	-0.0922	-0.1032	-0.0812	44.7275	42.8386	46.7919
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0922	-0.1487	-0.0357			

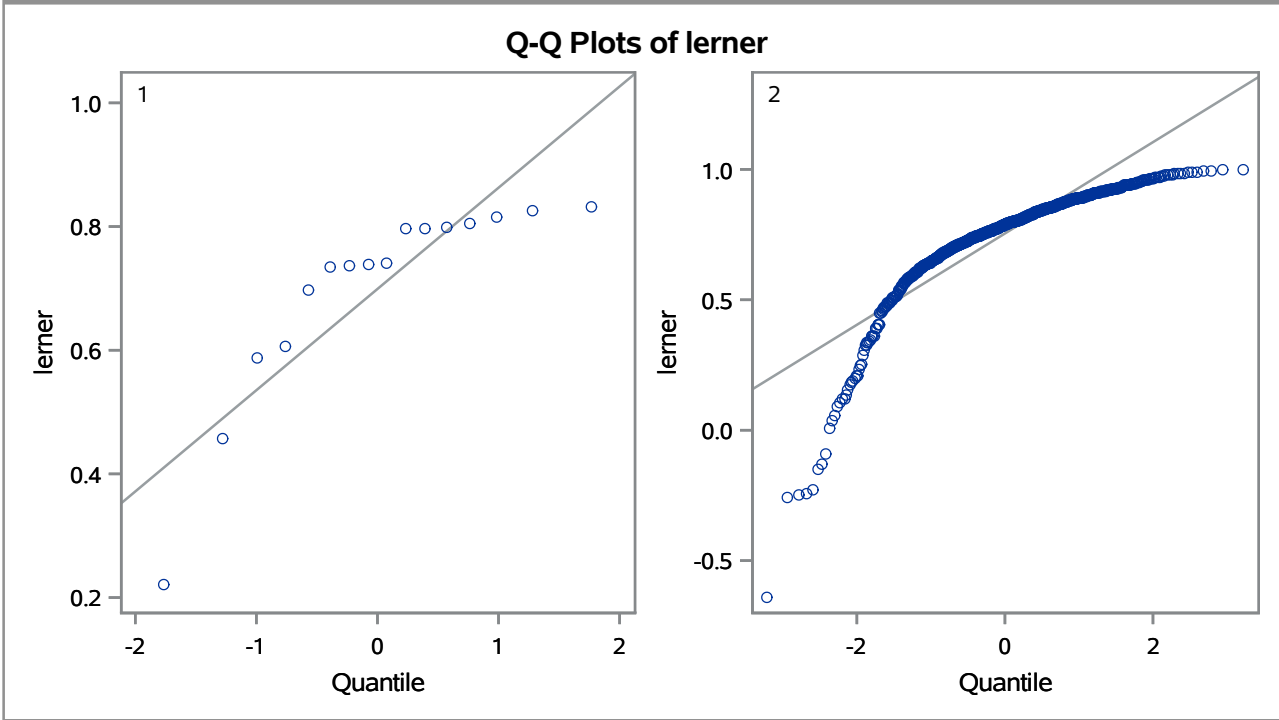
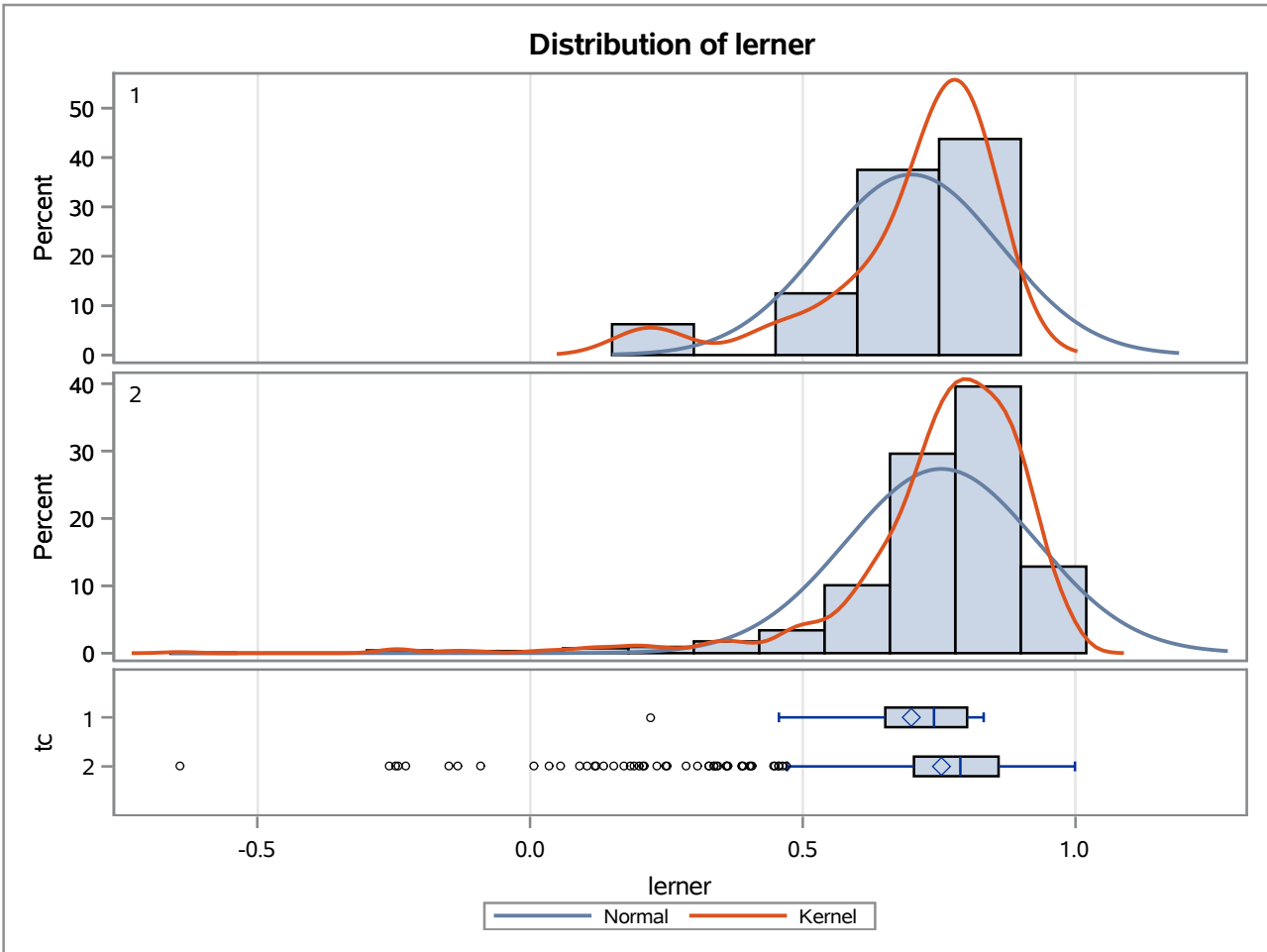
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	987	-16.43	<.0001
Satterthwaite	Unequal	15.242	-3.47	0.0033

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	972	86.59	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC04



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR05

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7499	350.3	0.0329	0.3612	0.8431
2		971	0.8535	19.4322	0.00153	-0.7651	0.9984
Diff (1-2)	Pooled		-0.1036	47.3366	0.00581		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1036		0.0329		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7499	0.6798	0.8201	350.3	258.8	542.2
2		0.8535	0.8505	0.8565	19.4322	18.6047	20.3373
Diff (1-2)	Pooled	-0.1036	-0.1150	-0.0922	47.3366	45.3356	49.5238
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1036	-0.1738	-0.0334			

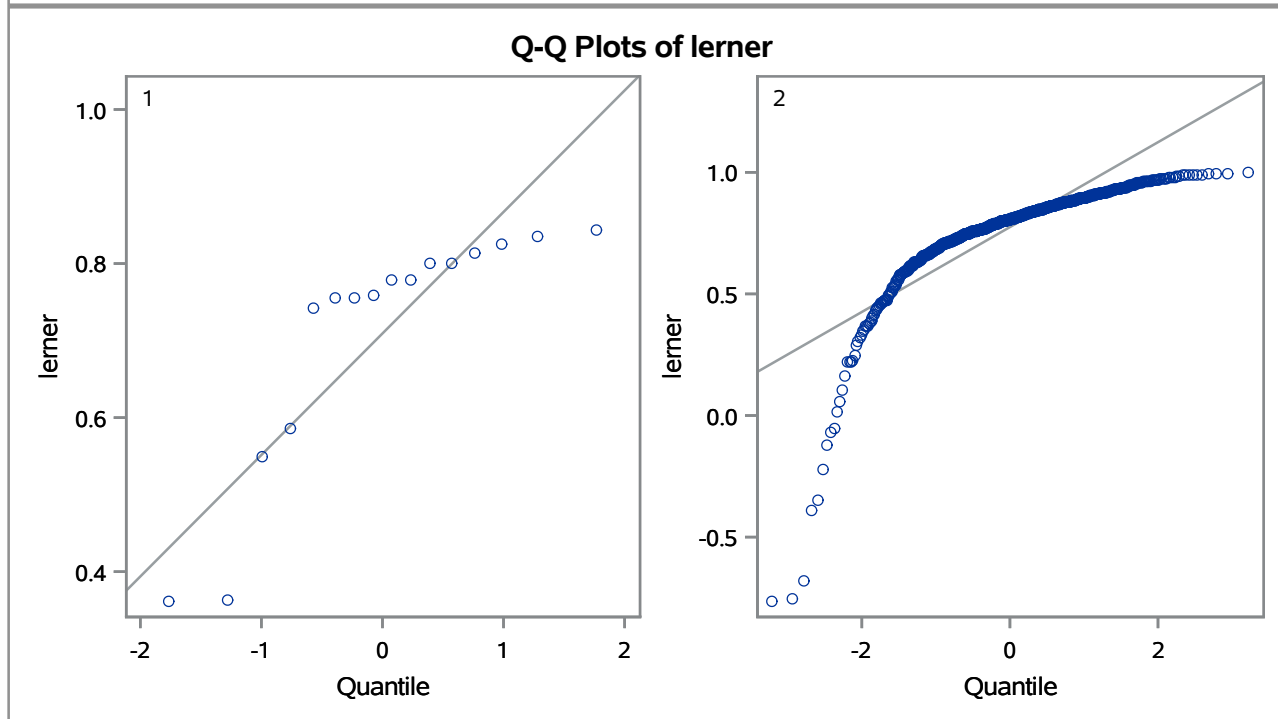
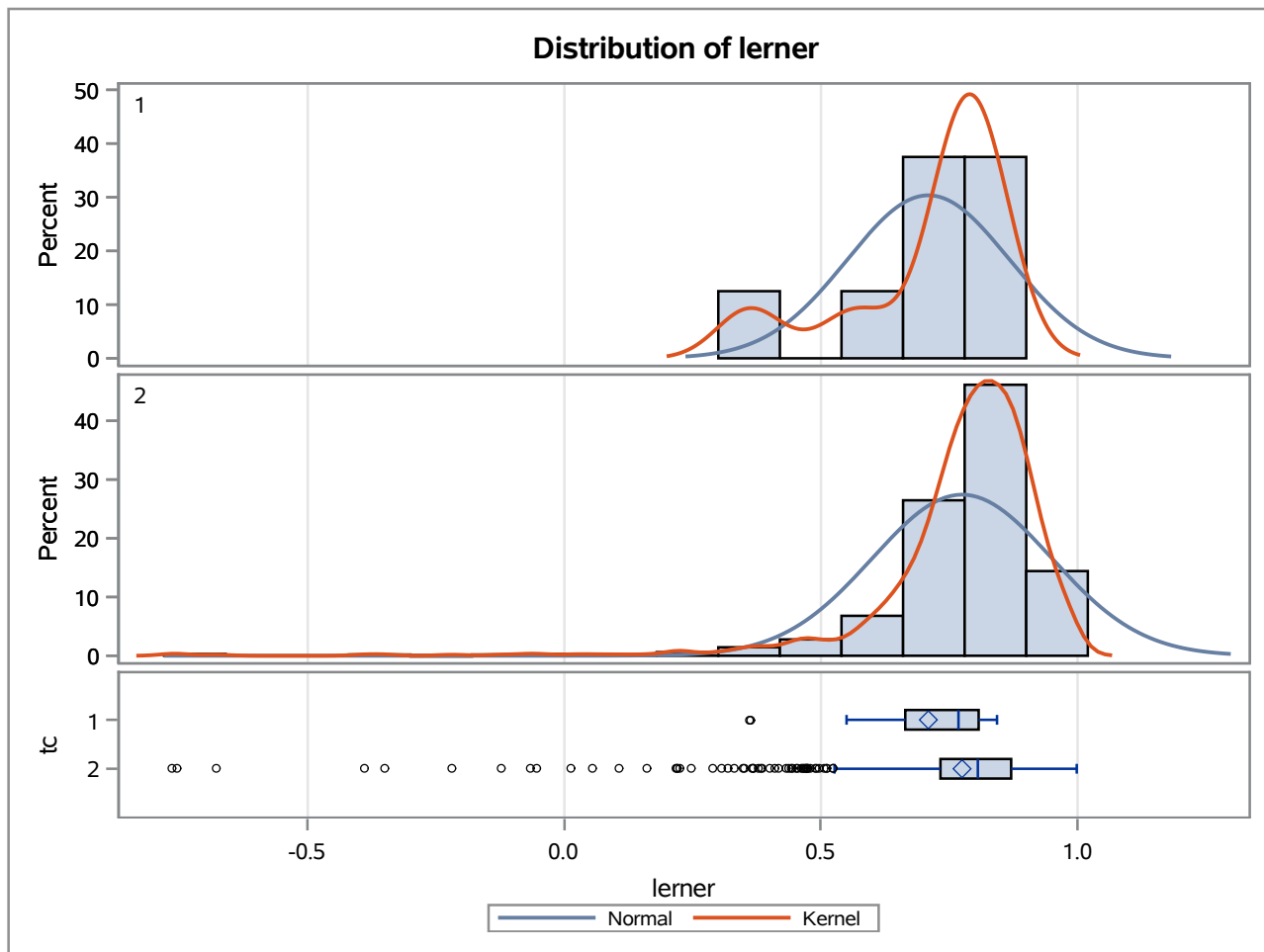
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	985	-17.83	<.0001
Satterthwaite	Unequal	15.065	-3.14	0.0067

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	970	325.00	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR05



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN05

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7418	182.2	0.0167	0.3568	0.8493
2		991	0.8372	34.1070	0.00262	-0.8864	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0954	40.5121	0.00485		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0954		0.0169		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7418	0.7062	0.7775	182.2	134.6	281.9
2		0.8372	0.8321	0.8424	34.1070	32.6687	35.6787
Diff (1-2)	Pooled	-0.0954	-0.1049	-0.0859	40.5121	38.8160	42.3644
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0954	-0.1313	-0.0595			

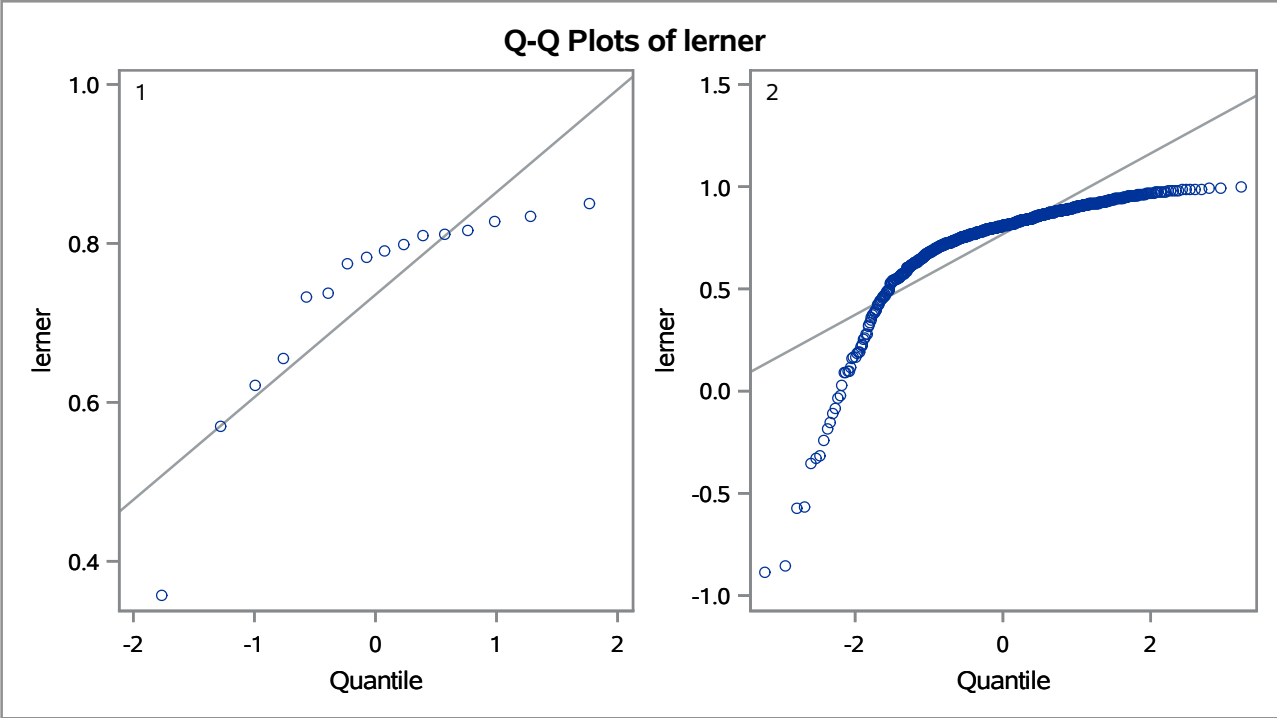
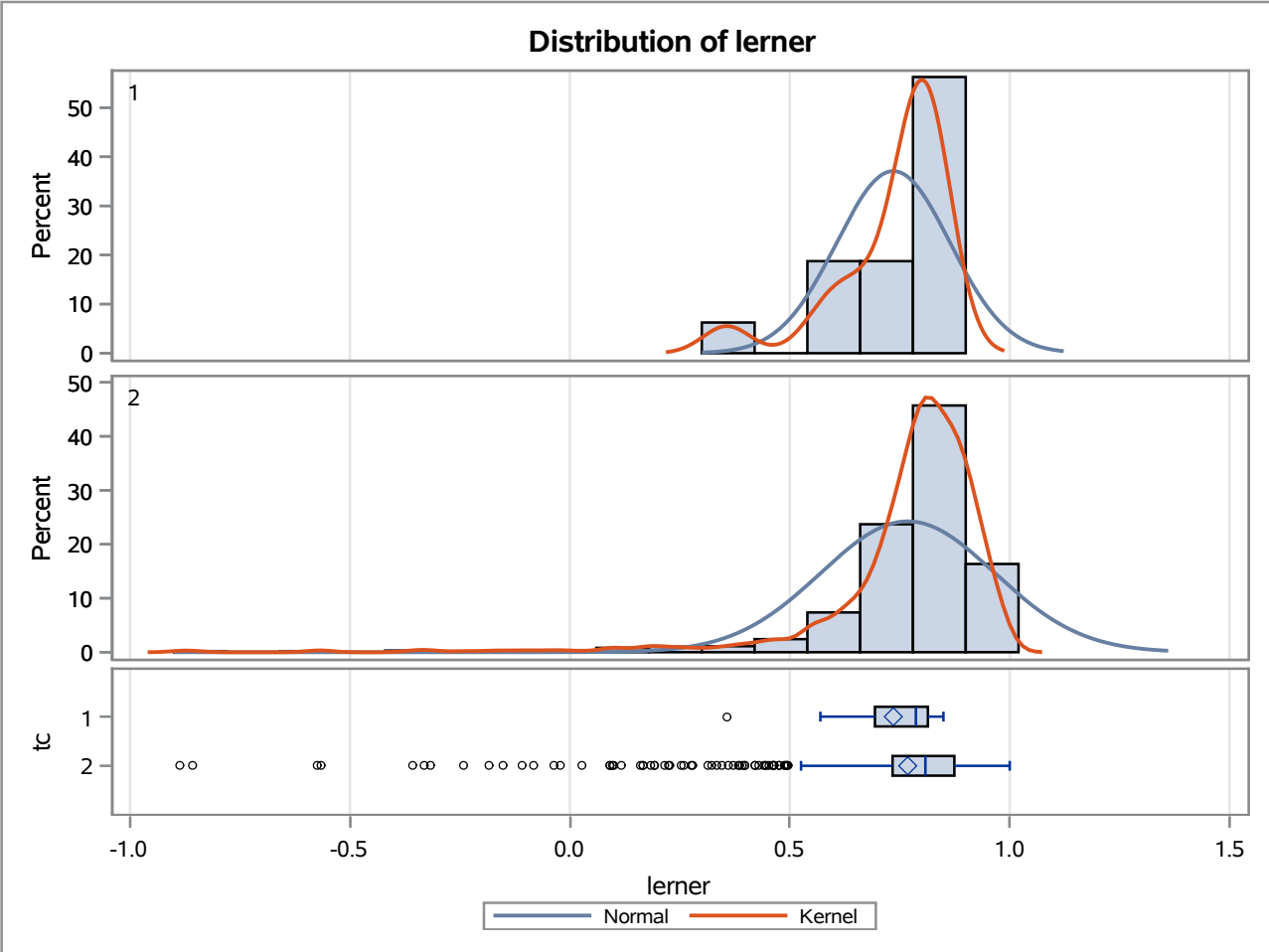
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1005	-19.69	<.0001
Satterthwaite	Unequal	15.744	-5.64	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	990	28.53	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN05



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP05

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7628	180.5	0.0165	0.4077	0.8785
2		988	0.8591	23.2798	0.00173	-0.8843	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0963	31.9631	0.00376		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0963		0.0165		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7628	0.7277	0.7979	180.5	133.3	279.4
2		0.8591	0.8557	0.8625	23.2798	22.2967	24.3543
Diff (1-2)	Pooled	-0.0963	-0.1037	-0.0890	31.9631	30.6229	33.4268
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0963	-0.1316	-0.0611			

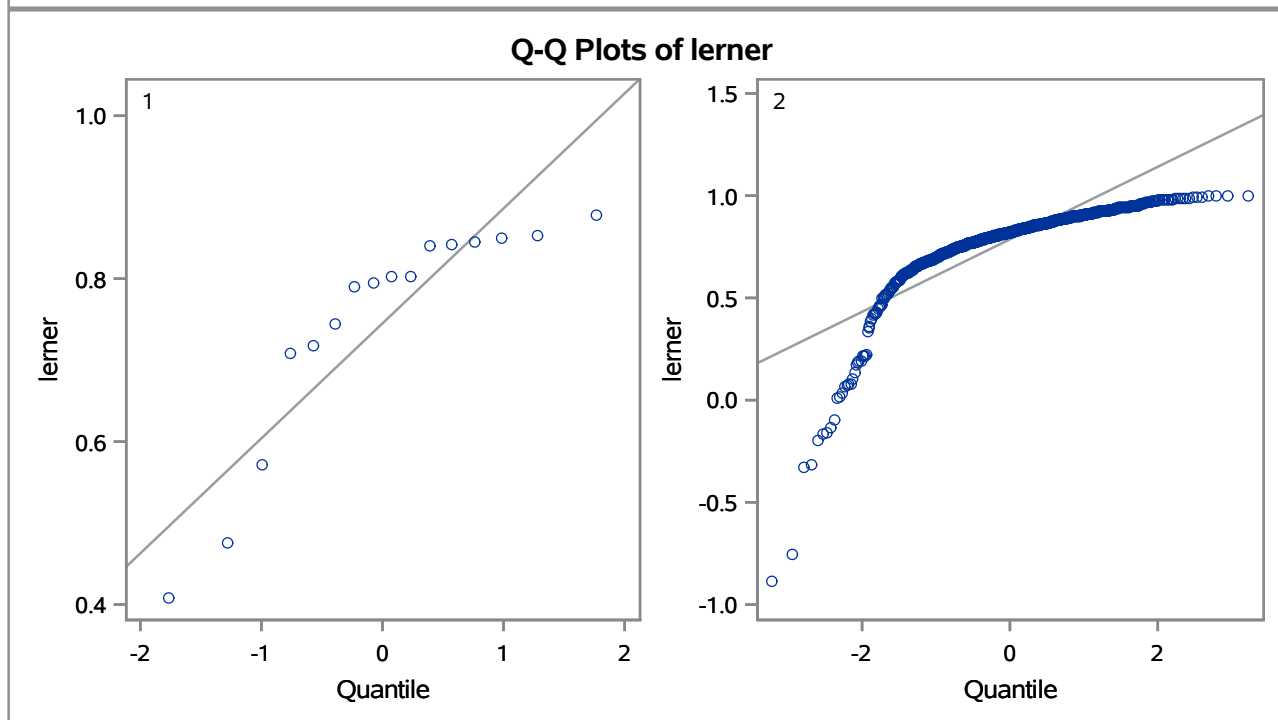
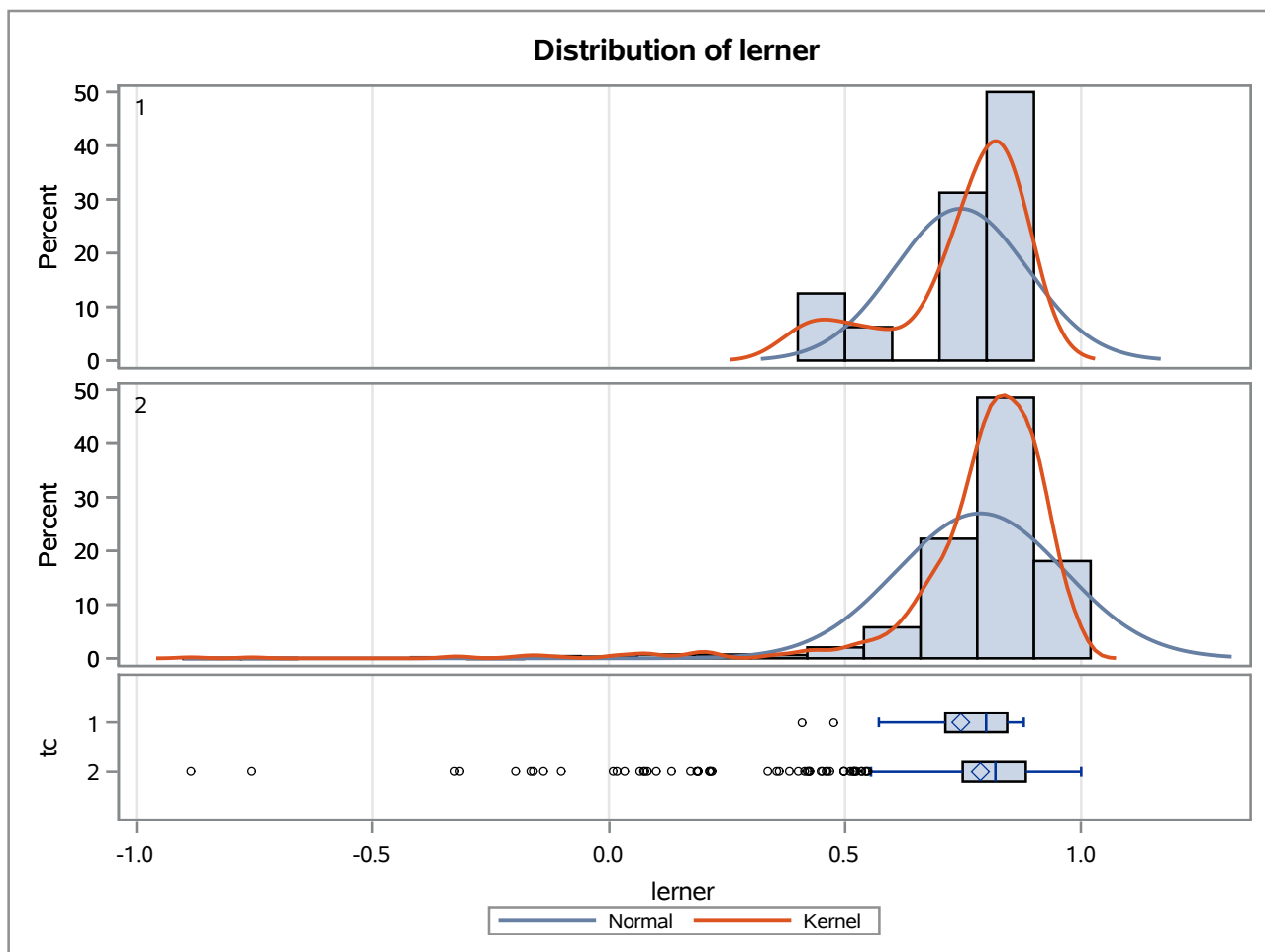
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1002	-25.62	<.0001
Satterthwaite	Unequal	15.334	-5.82	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	987	60.13	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP05



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC05

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7820	253.8	0.0224	0.2180	0.8545
2		1002	0.8661	20.9946	0.00158	-0.9391	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0841	37.2163	0.00432		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0841		0.0225		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7820	0.7342	0.8298	253.8	187.5	392.8
2		0.8661	0.8630	0.8692	20.9946	20.1139	21.9565
Diff (1-2)	Pooled	-0.0841	-0.0926	-0.0756	37.2163	35.6662	38.9082
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0841	-0.1320	-0.0362			

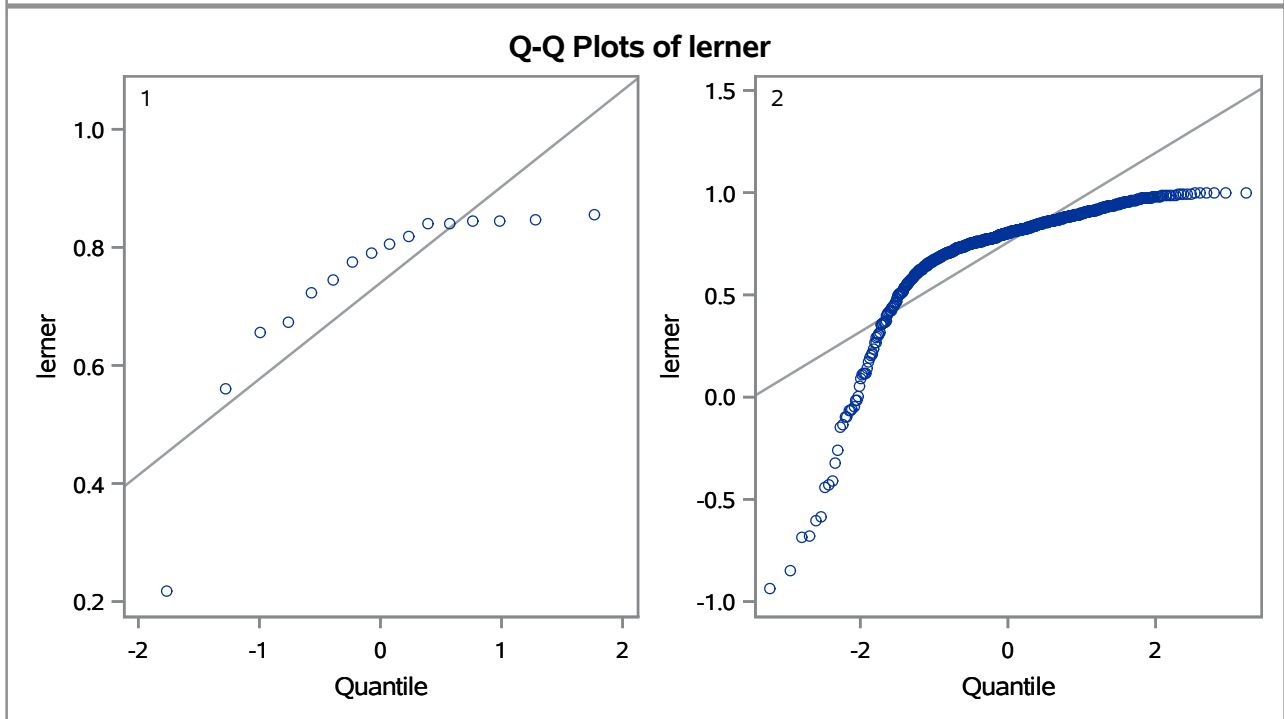
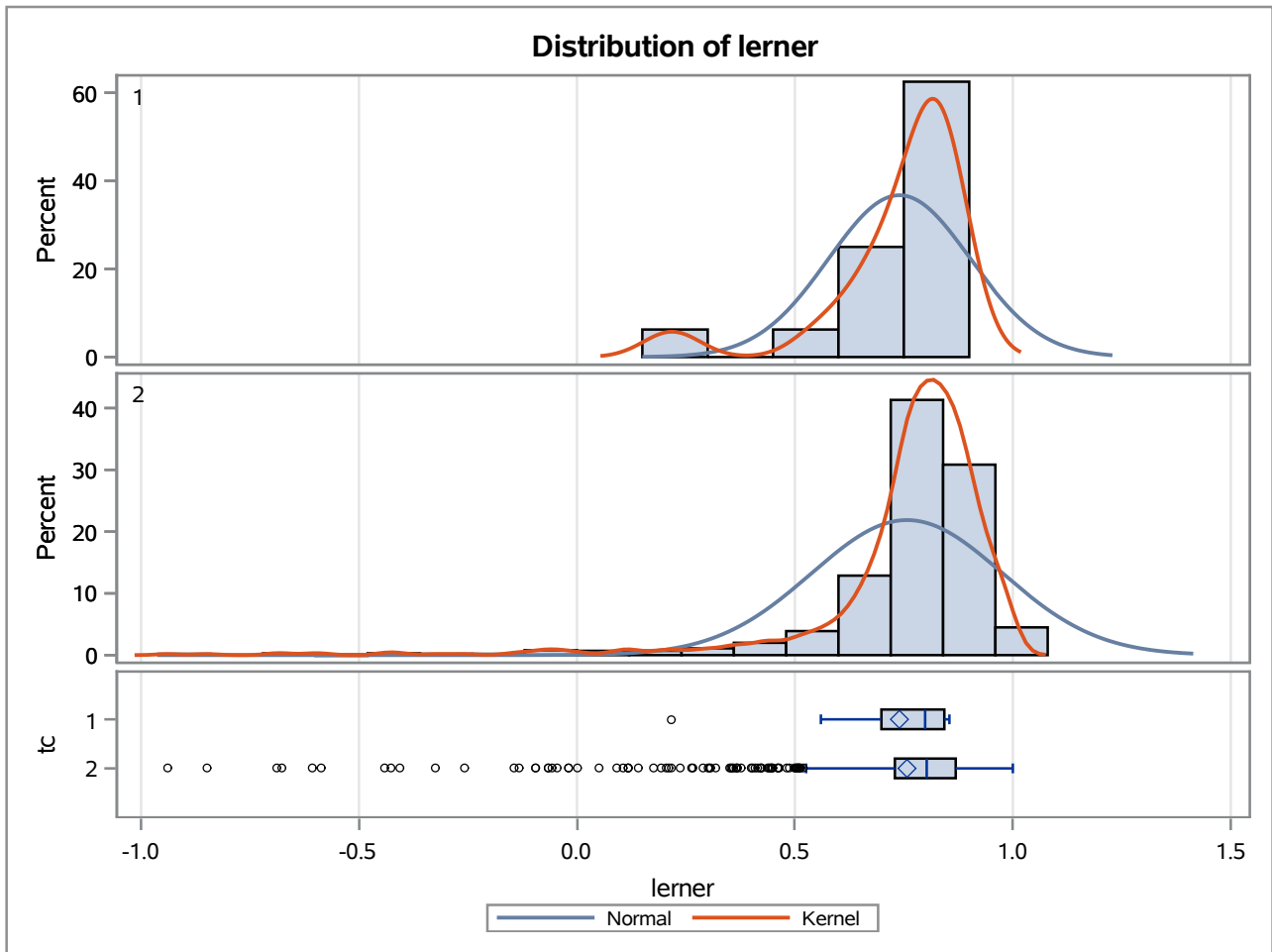
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1016	-19.46	<.0001
Satterthwaite	Unequal	15.15	-3.74	0.0019

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	1001	146.11	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC05



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR06

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		15	0.7769	354.1	0.0307	0.2340	0.8575
2		995	0.8389	43.1543	0.00304	-0.8942	0.9996
Diff (1-2)	Pooled		-0.0620	59.8144	0.00668		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0620		0.0309		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7769	0.7111	0.8428	354.1	259.2	558.4
2		0.8389	0.8329	0.8449	43.1543	41.3380	45.1388
Diff (1-2)	Pooled	-0.0620	-0.0751	-0.0489	59.8144	57.3137	62.5450
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0620	-0.1280	0.00406			

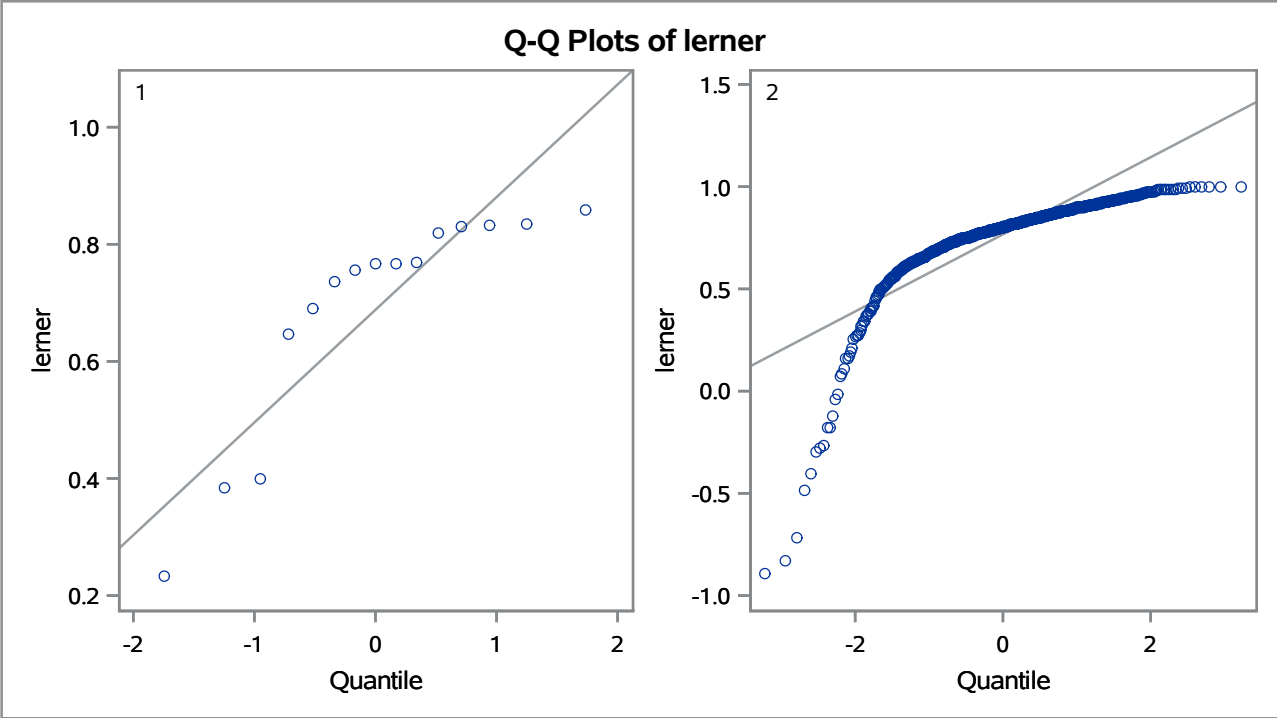
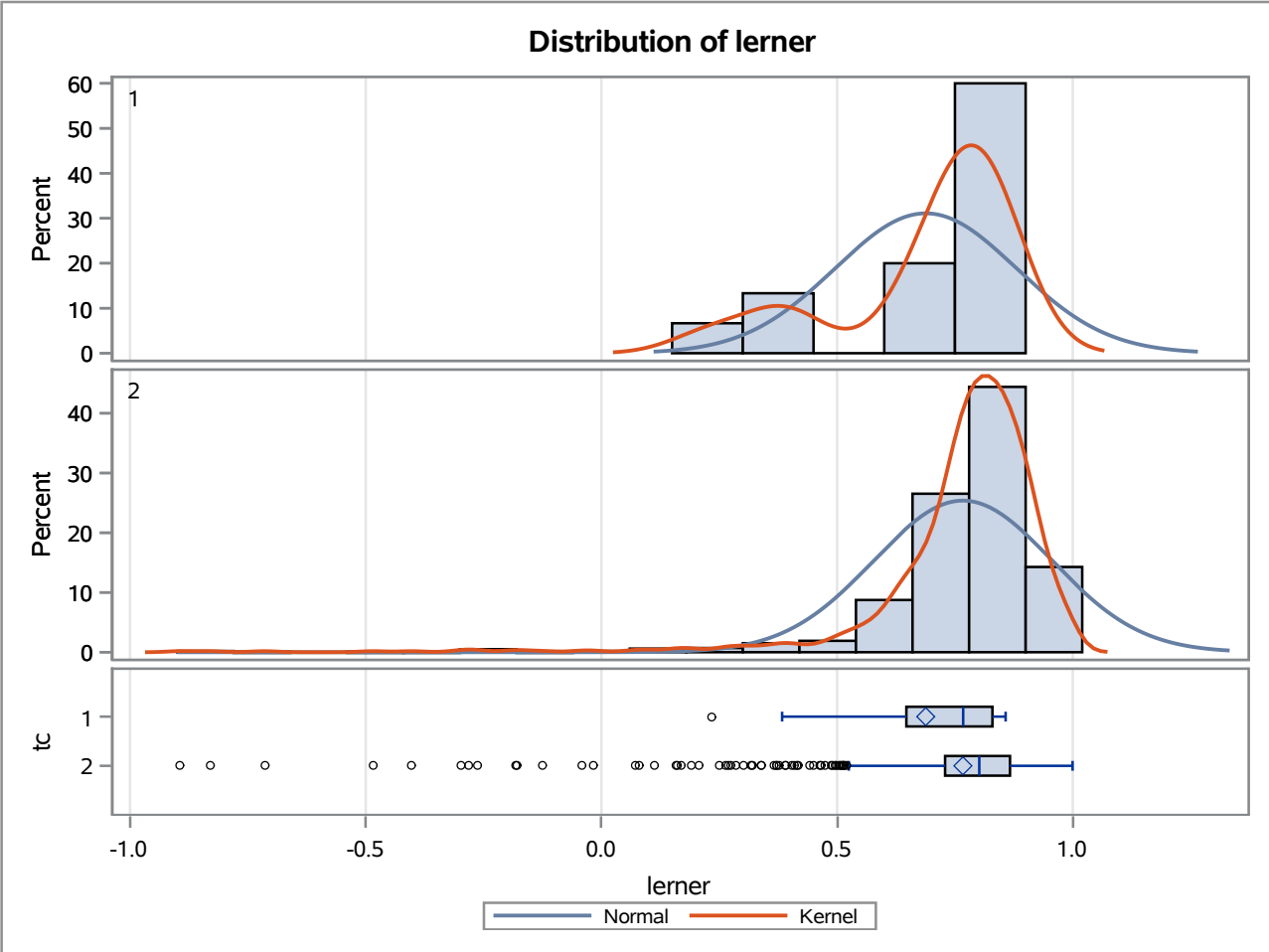
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1008	-9.27	<.0001
Satterthwaite	Unequal	14.276	-2.01	0.0638

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	14	994	67.32	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR06



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN06

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		15	0.7817	302.4	0.0255	0.3949	0.8460
2		1009	0.8413	34.1090	0.00234	-0.9247	0.9995
Diff (1-2)	Pooled		-0.0596	48.9951	0.00532		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0596		0.0256		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7817	0.7272	0.8363	302.4	221.4	477.0
2		0.8413	0.8368	0.8459	34.1090	32.6830	35.6661
Diff (1-2)	Pooled	-0.0596	-0.0700	-0.0492	48.9951	46.9602	51.2157
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0596	-0.1143	-0.00488			

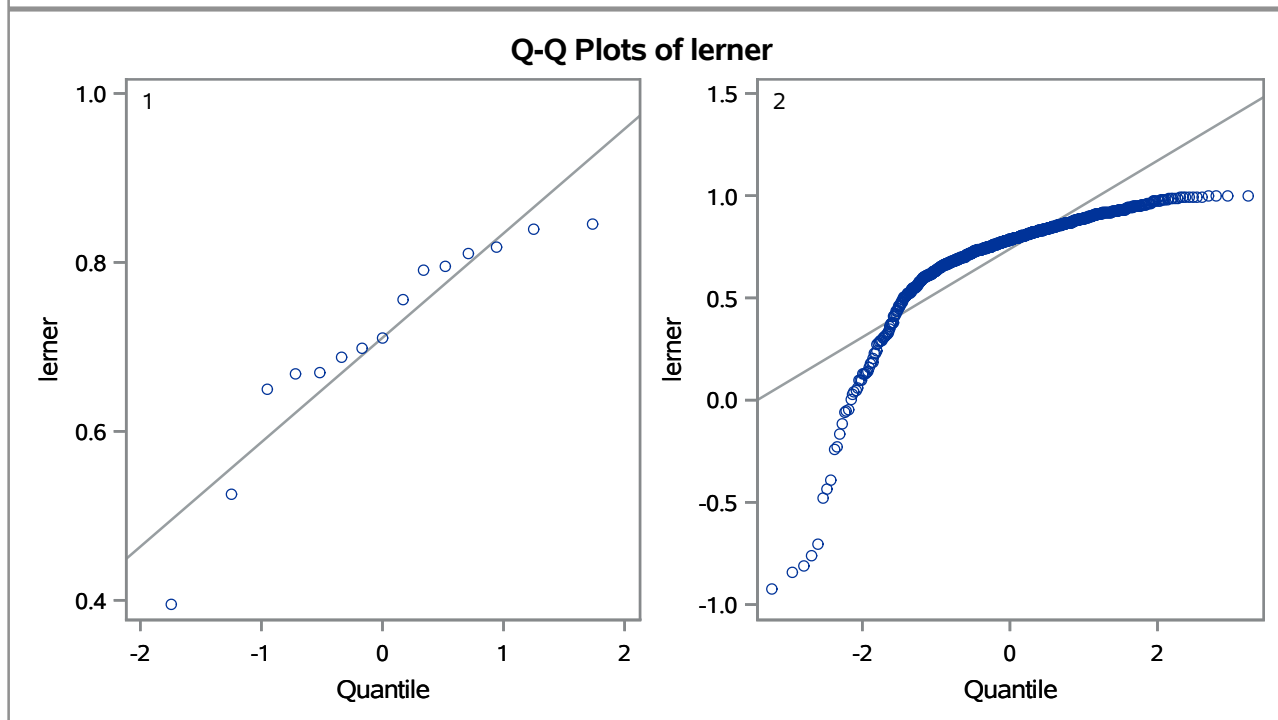
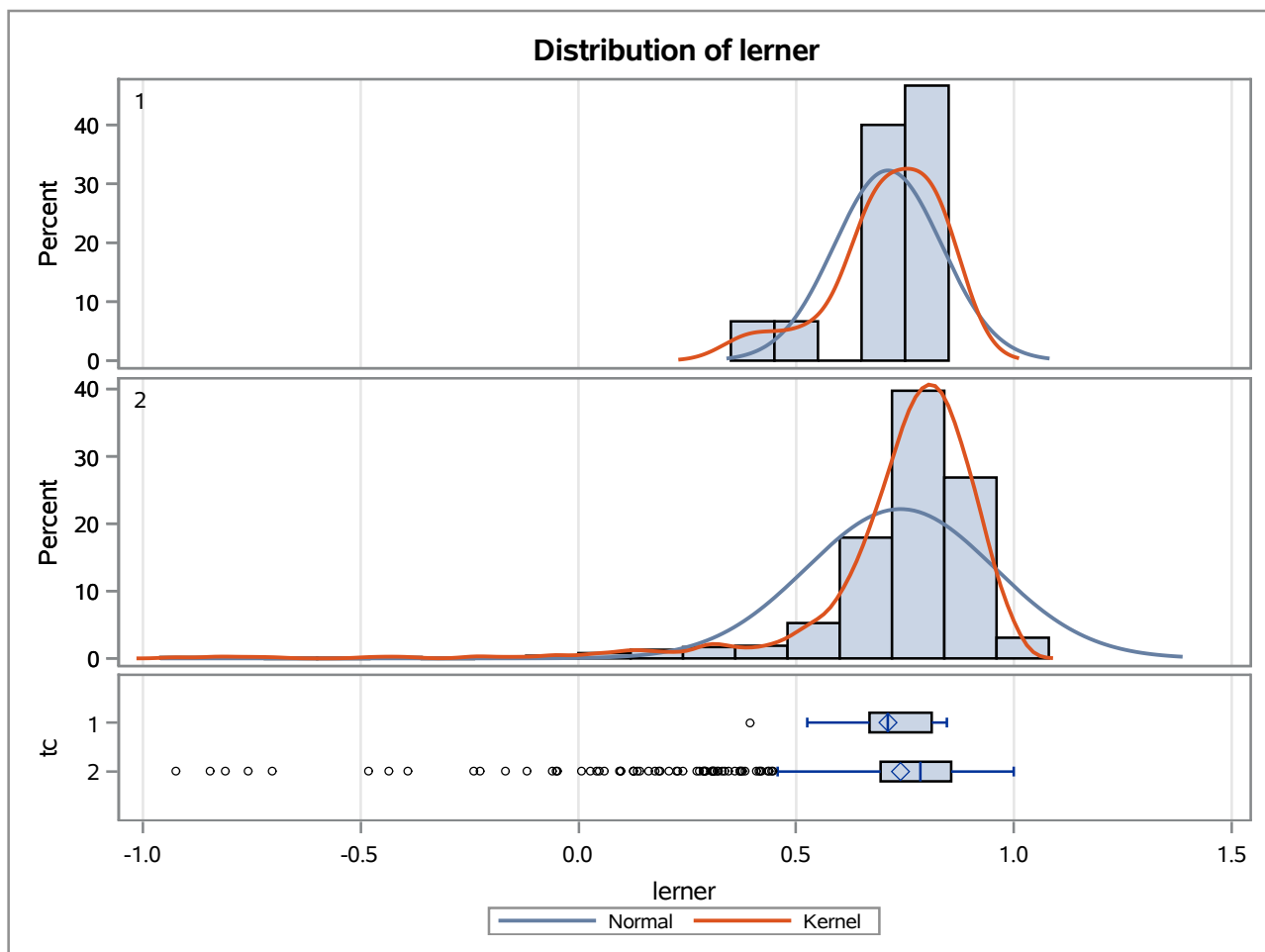
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1022	-11.21	<.0001
Satterthwaite	Unequal	14.238	-2.33	0.0349

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	14	1008	78.62	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN06



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP06

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		15	0.7621	328.8	0.0270	-0.5445	0.8450
2		1022	0.8425	39.4103	0.00262	-0.9257	0.9991
Diff (1-2)	Pooled		-0.0803	54.7187	0.00579		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0803		0.0271		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7621	0.7042	0.8201	328.8	240.7	518.5
2		0.8425	0.8373	0.8476	39.4103	37.7727	41.1974
Diff (1-2)	Pooled	-0.0803	-0.0917	-0.0690	54.7187	52.4599	57.1824
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0803	-0.1385	-0.0222			

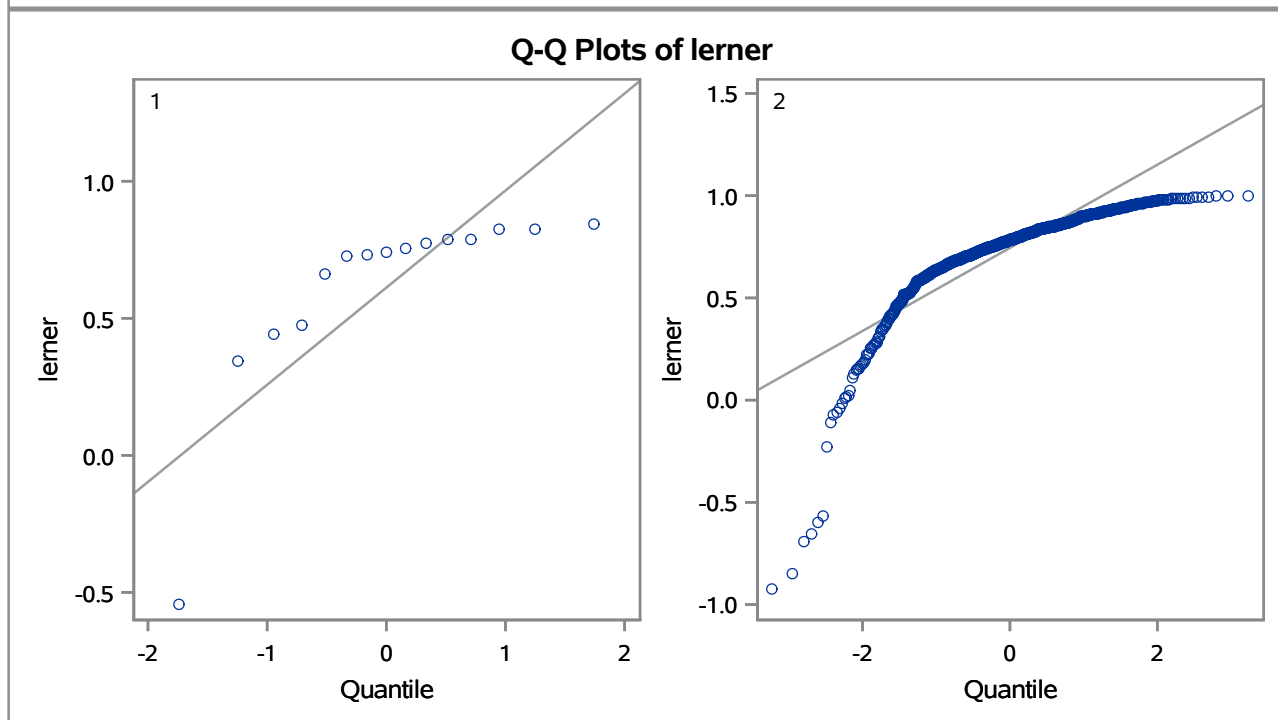
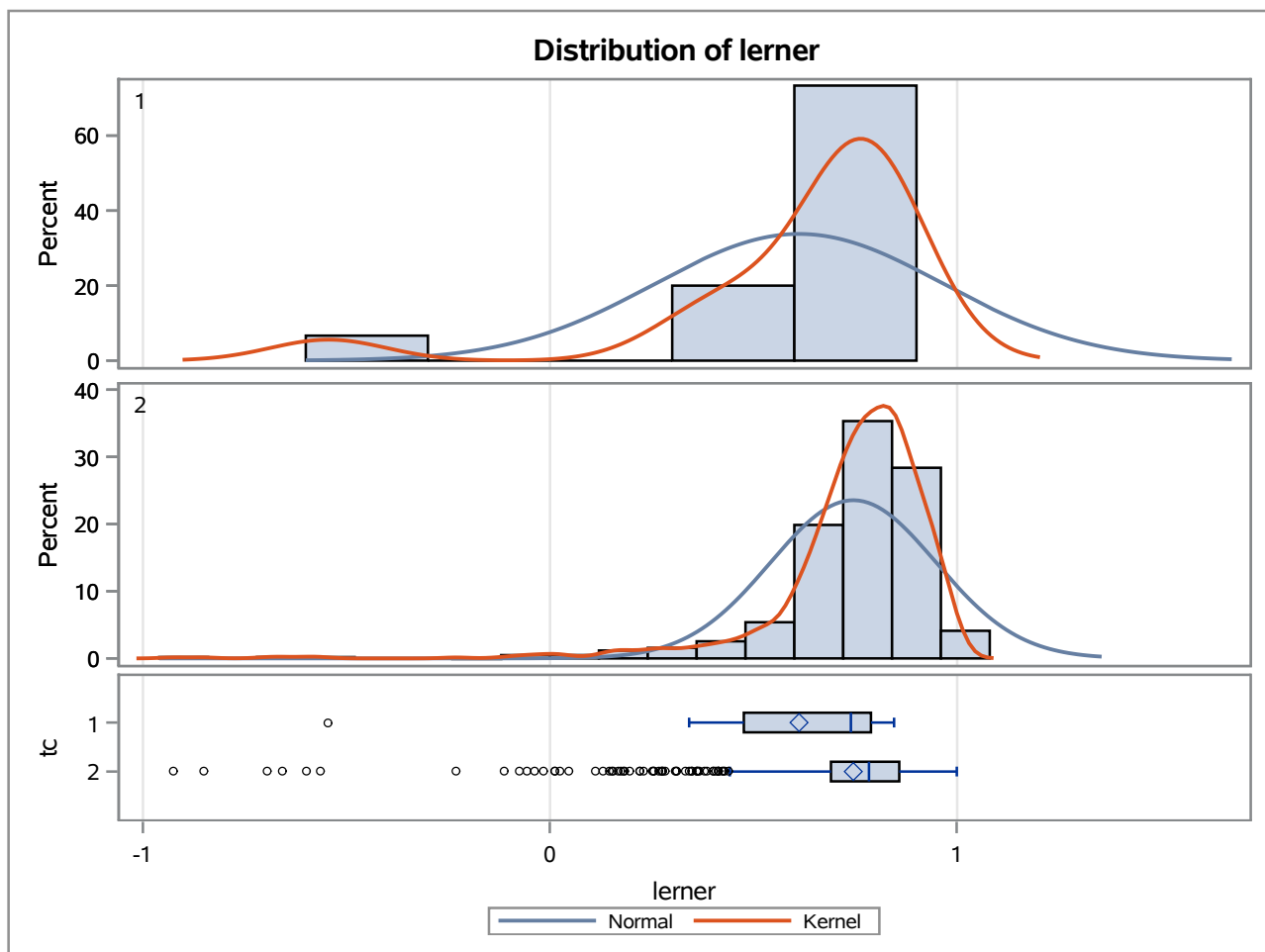
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1035	-13.88	<.0001
Satterthwaite	Unequal	14.266	-2.96	0.0102

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	14	1021	69.59	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP06



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC06

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		14	0.7450	313.1	0.0245	0.2598	0.8347
2		1034	0.8235	40.2741	0.00263	-0.9871	0.9984
Diff (1-2)	Pooled		-0.0785	53.1044	0.00541		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0785		0.0247		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7450	0.6920	0.7980	313.1	227.0	504.4
2		0.8235	0.8183	0.8286	40.2741	38.6100	42.0892
Diff (1-2)	Pooled	-0.0785	-0.0891	-0.0678	53.1044	50.9232	55.4822
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0785	-0.1317	-0.0253			

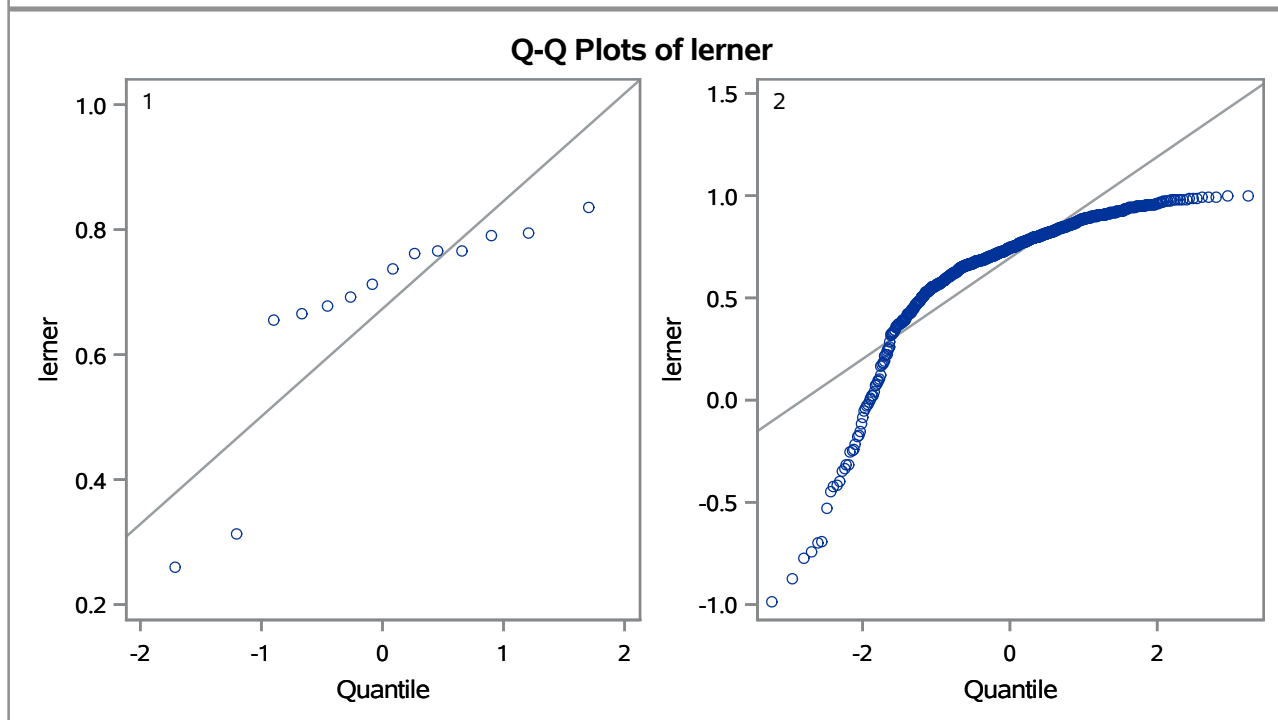
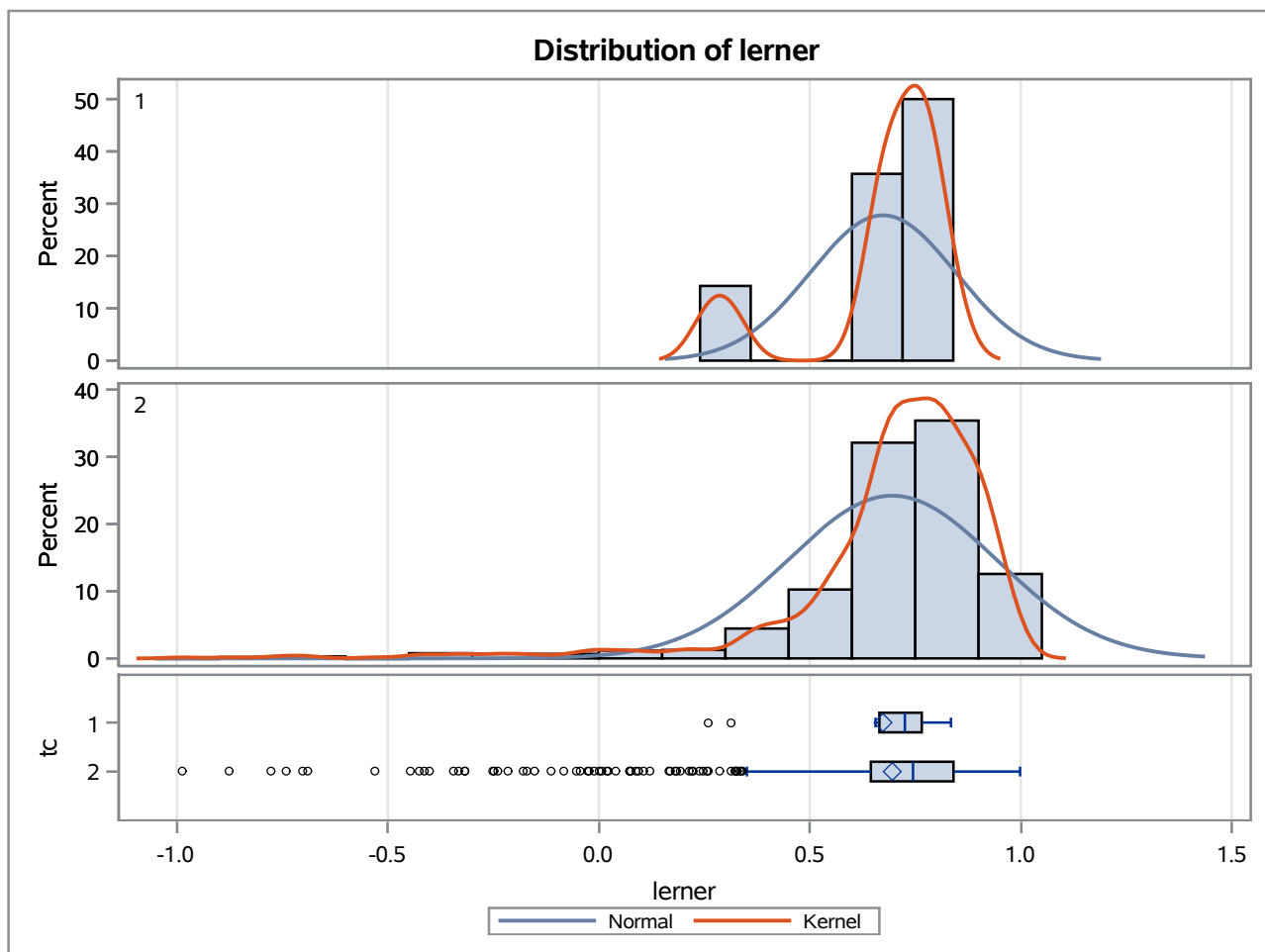
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1046	-14.49	<.0001
Satterthwaite	Unequal	13.299	-3.18	0.0071

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	13	1033	60.43	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC06



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR07

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		14	0.7599	364.7	0.0279	-0.0223	0.9107
2		1025	0.8114	59.2576	0.00379	-0.7847	0.9995
Diff (1-2)	Pooled		-0.0515	71.6580	0.00714		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0515		0.0281		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7599	0.6997	0.8201	364.7	264.4	587.6
2		0.8114	0.8040	0.8188	59.2576	56.7988	61.9406
Diff (1-2)	Pooled	-0.0515	-0.0655	-0.0375	71.6580	68.7025	74.8811
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0515	-0.1120	0.00899			

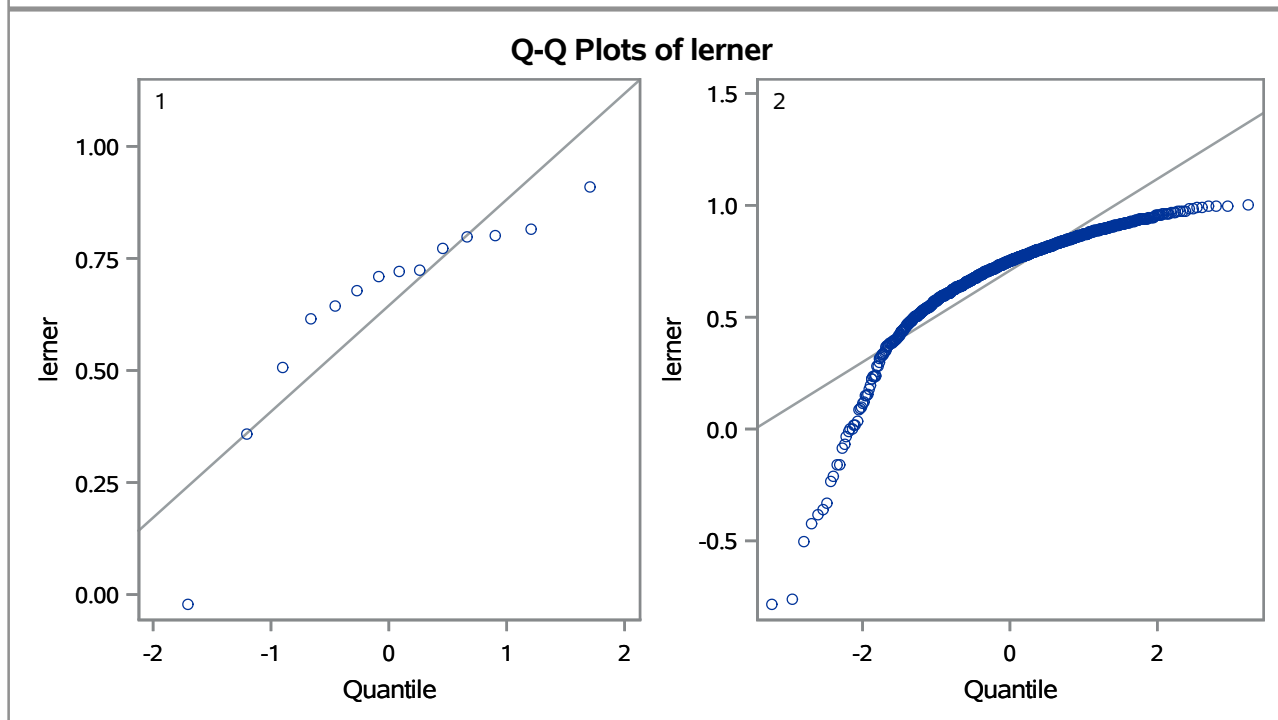
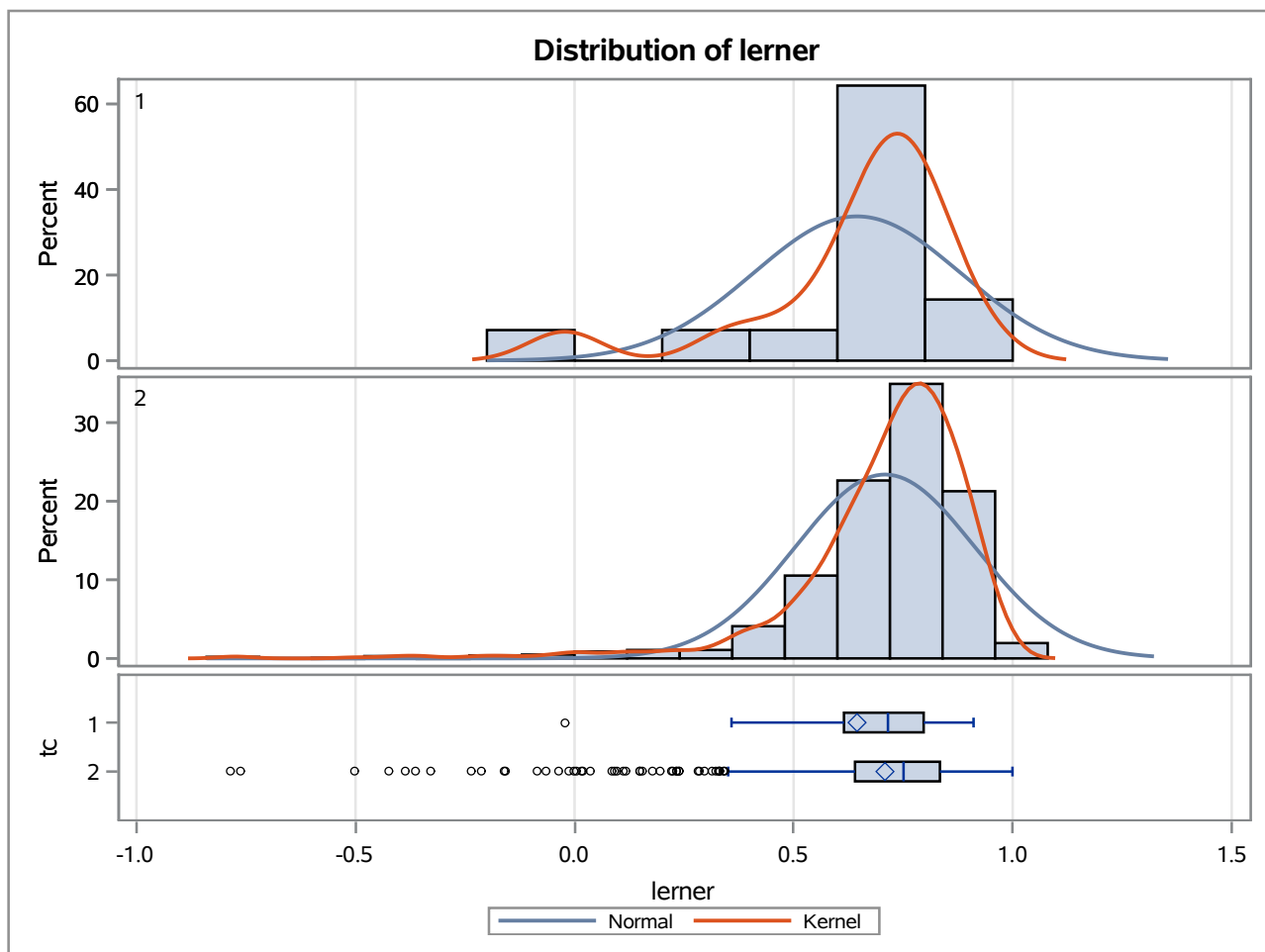
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1037	-7.22	<.0001
Satterthwaite	Unequal	13.486	-1.83	0.0890

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	13	1024	37.88	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR07



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN07

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		15	0.7076	391.6	0.0292	0.1358	0.8308
2		1043	0.8044	56.0615	0.00346	-0.8528	0.9995
Diff (1-2)	Pooled		-0.0968	71.6572	0.00694		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0968		0.0294		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7076	0.6450	0.7702	391.6	286.7	617.7
2		0.8044	0.7976	0.8112	56.0615	53.7546	58.5767
Diff (1-2)	Pooled	-0.0968	-0.1104	-0.0832	71.6572	68.7274	74.8498
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0968	-0.1597	-0.0339			

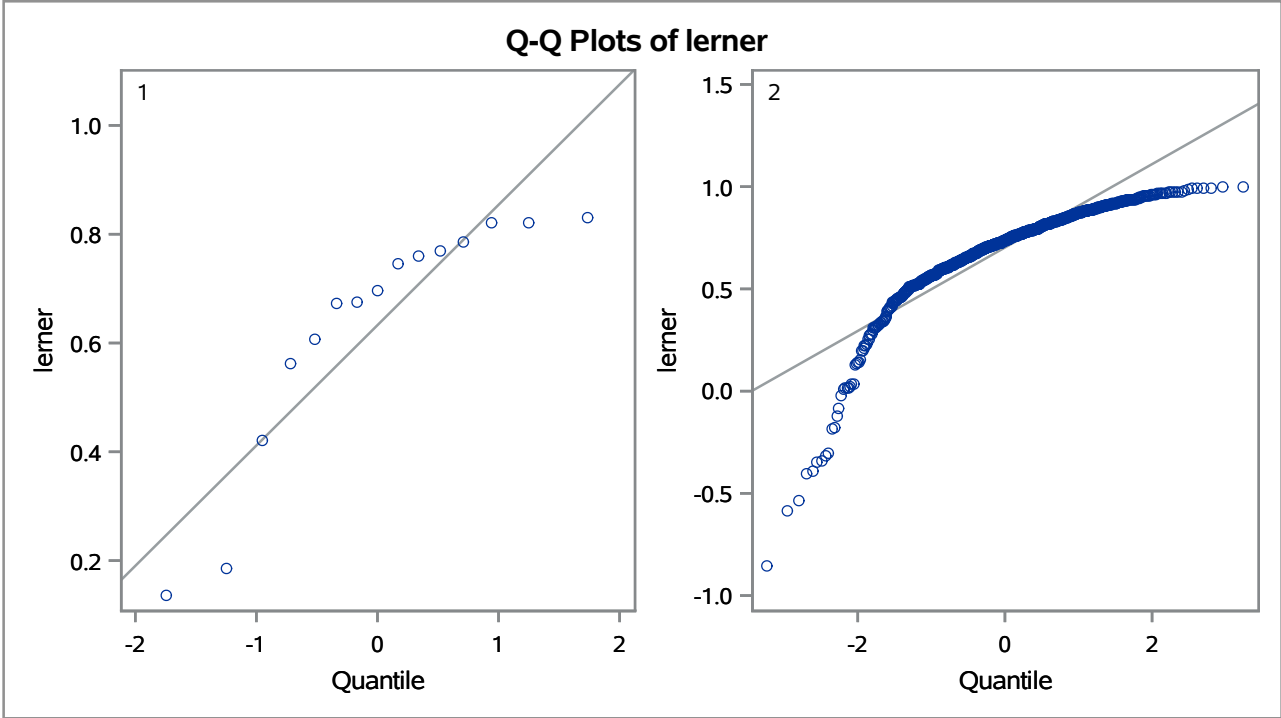
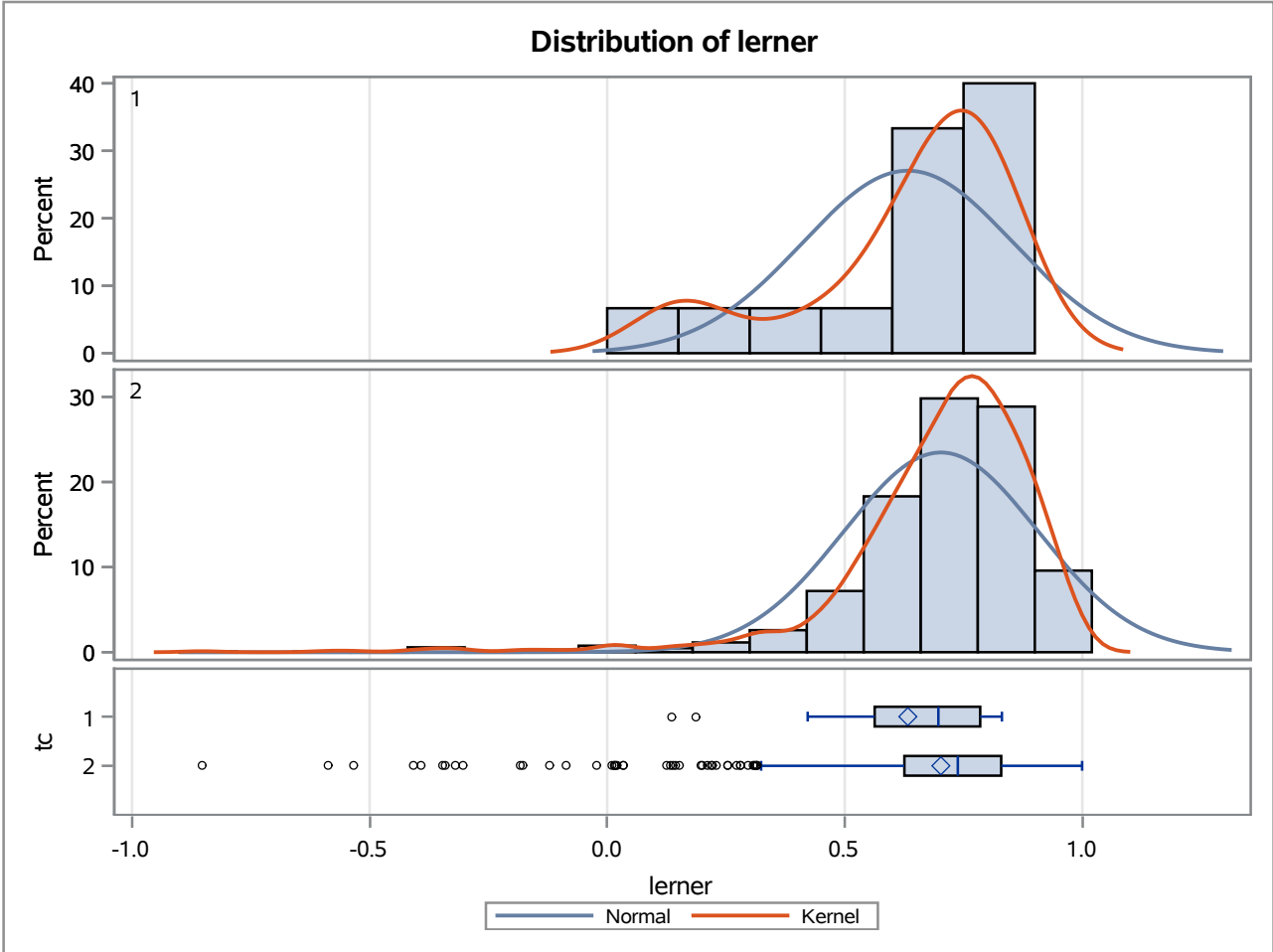
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1056	-13.95	<.0001
Satterthwaite	Unequal	14.397	-3.29	0.0052

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	14	1042	48.80	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN07



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP07

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		14	0.7286	375.2	0.0275	0.1566	0.8240
2		1036	0.7895	74.1661	0.00442	-0.8278	0.9998
Diff (1-2)	Pooled		-0.0609	84.7268	0.00799		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0609		0.0278		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7286	0.6693	0.7880	375.2	272.0	604.5
2		0.7895	0.7809	0.7982	74.1661	71.1044	77.5054
Diff (1-2)	Pooled	-0.0609	-0.0766	-0.0452	84.7268	81.2500	88.5168
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0609	-0.1207	-0.00112			

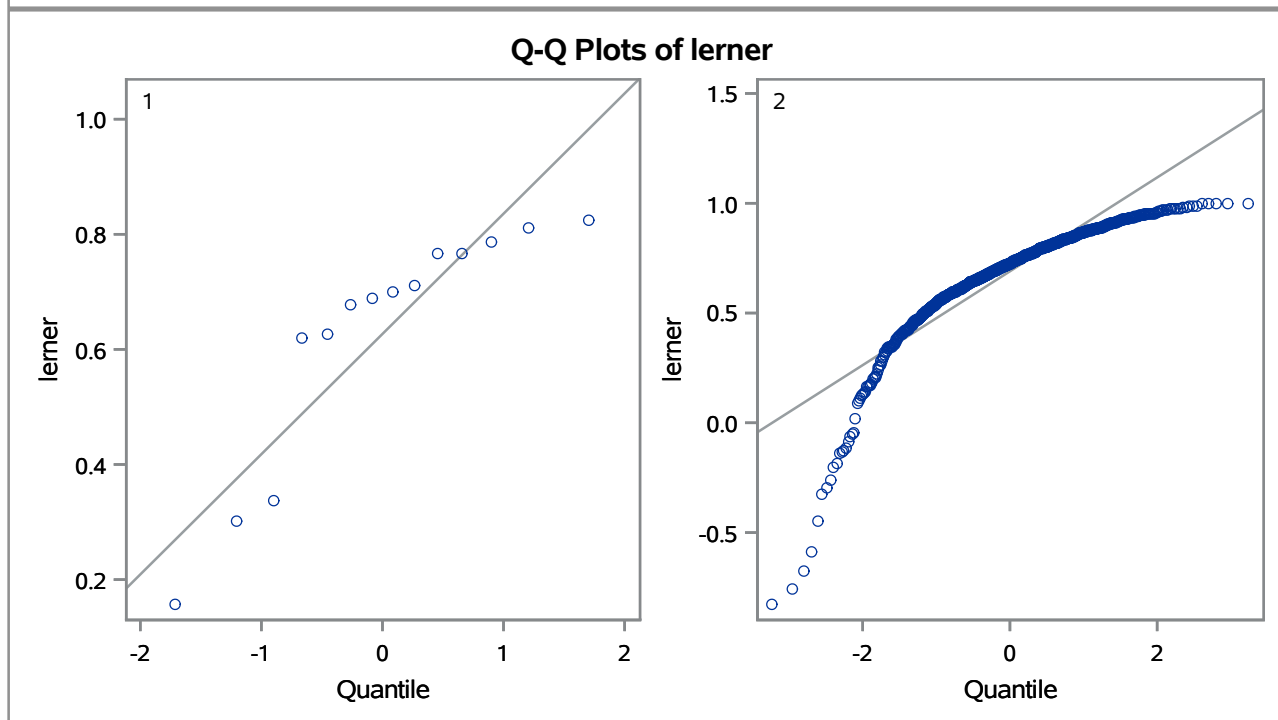
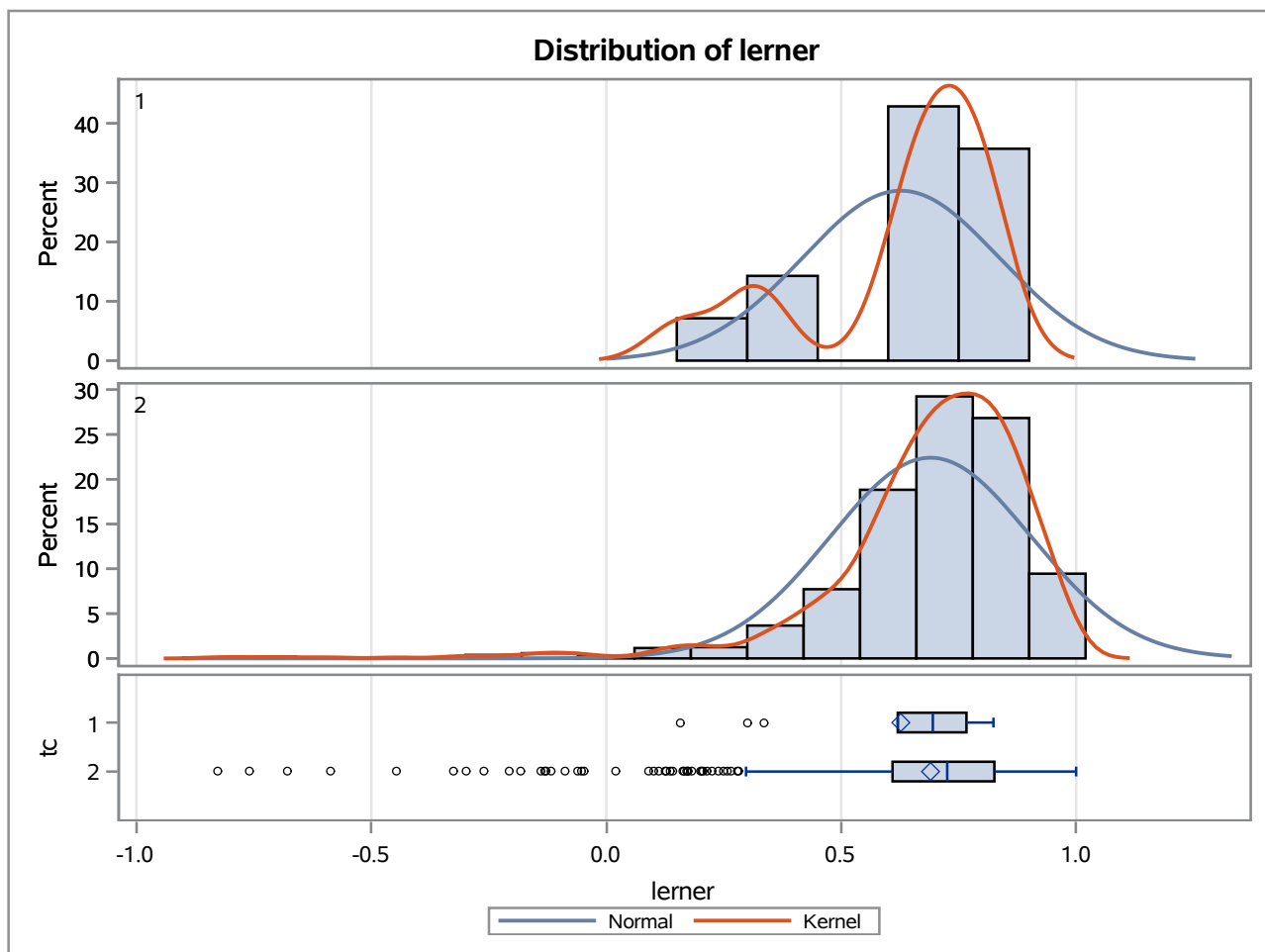
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1048	-7.62	<.0001
Satterthwaite	Unequal	13.681	-2.19	0.0464

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	13	1035	25.59	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP07



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC07

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		14	0.7114	298.2	0.0209	0.3104	0.7977
2		1058	0.7698	72.6479	0.00412	-0.9737	0.9996
Diff (1-2)	Pooled		-0.0584	79.3352	0.00716		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0584		0.0213		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7114	0.6661	0.7566	298.2	216.2	480.4
2		0.7698	0.7617	0.7779	72.6479	69.6790	75.8831
Diff (1-2)	Pooled	-0.0584	-0.0725	-0.0444	79.3352	76.1119	82.8457
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0584	-0.1042	-0.0126			

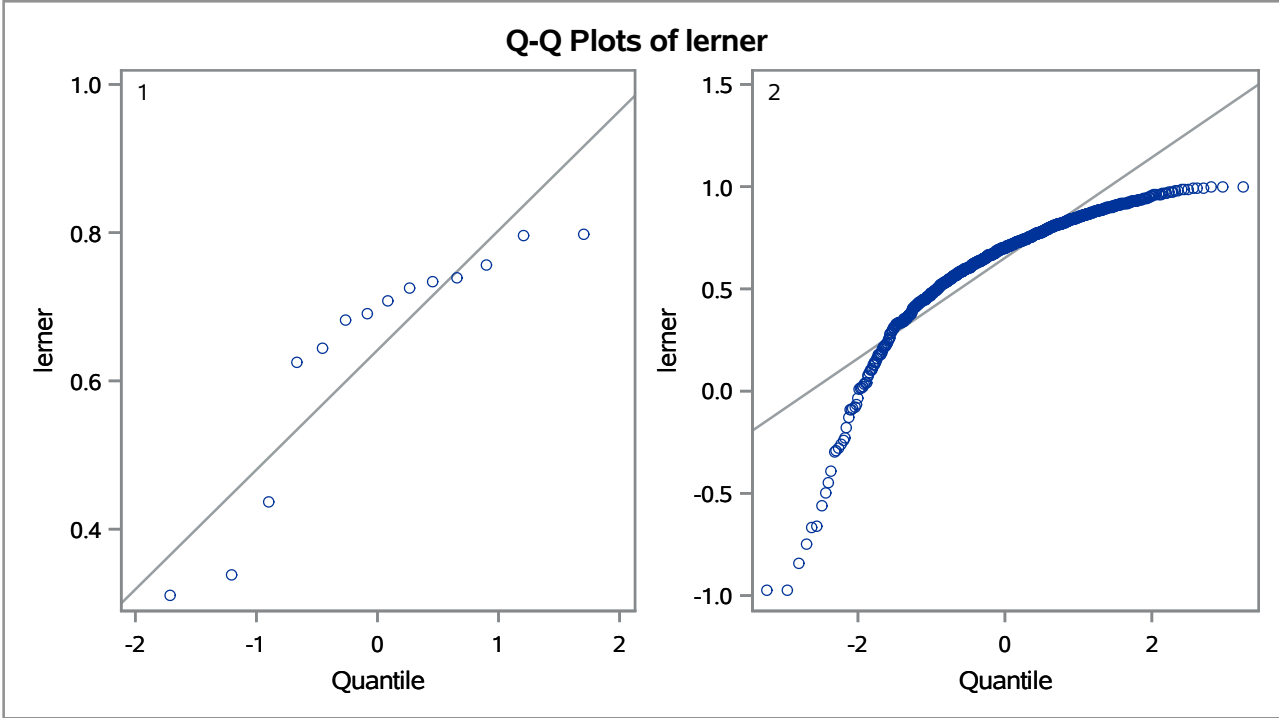
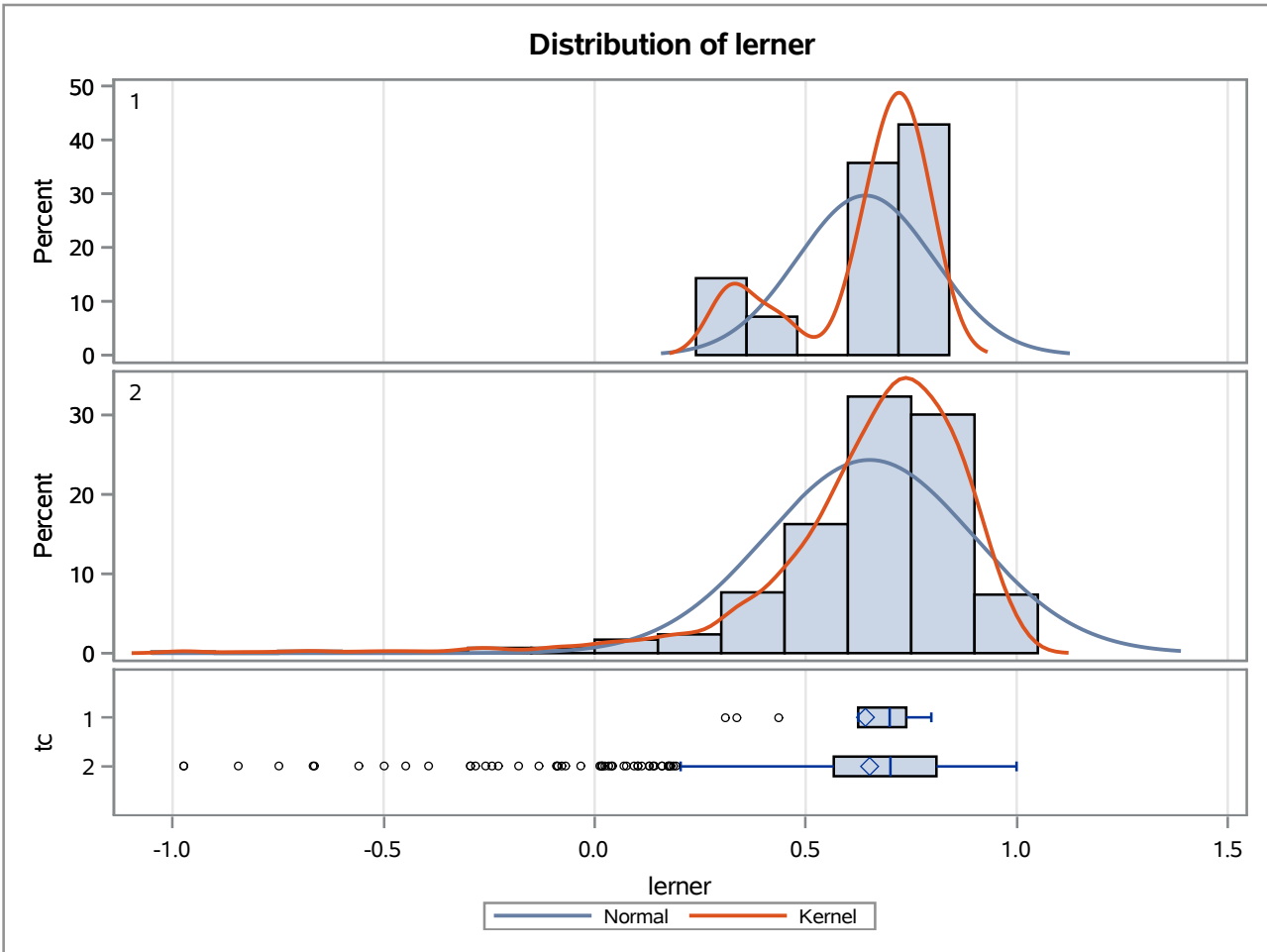
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1070	-8.16	<.0001
Satterthwaite	Unequal	14.023	-2.74	0.0160

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	13	1057	16.85	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC07



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR08

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		14	0.7266	540.0	0.0365	-0.1401	0.8068
2		1028	0.7900	72.3361	0.00401	-0.8670	0.9999
Diff (1-2)	Pooled		-0.0634	93.8697	0.00820		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0634		0.0367		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7266	0.6478	0.8054	540.0	391.4	869.9
2		0.7900	0.7822	0.7979	72.3361	69.3388	75.6062
Diff (1-2)	Pooled	-0.0634	-0.0795	-0.0473	93.8697	90.0035	98.0855
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0634	-0.1425	0.0156			

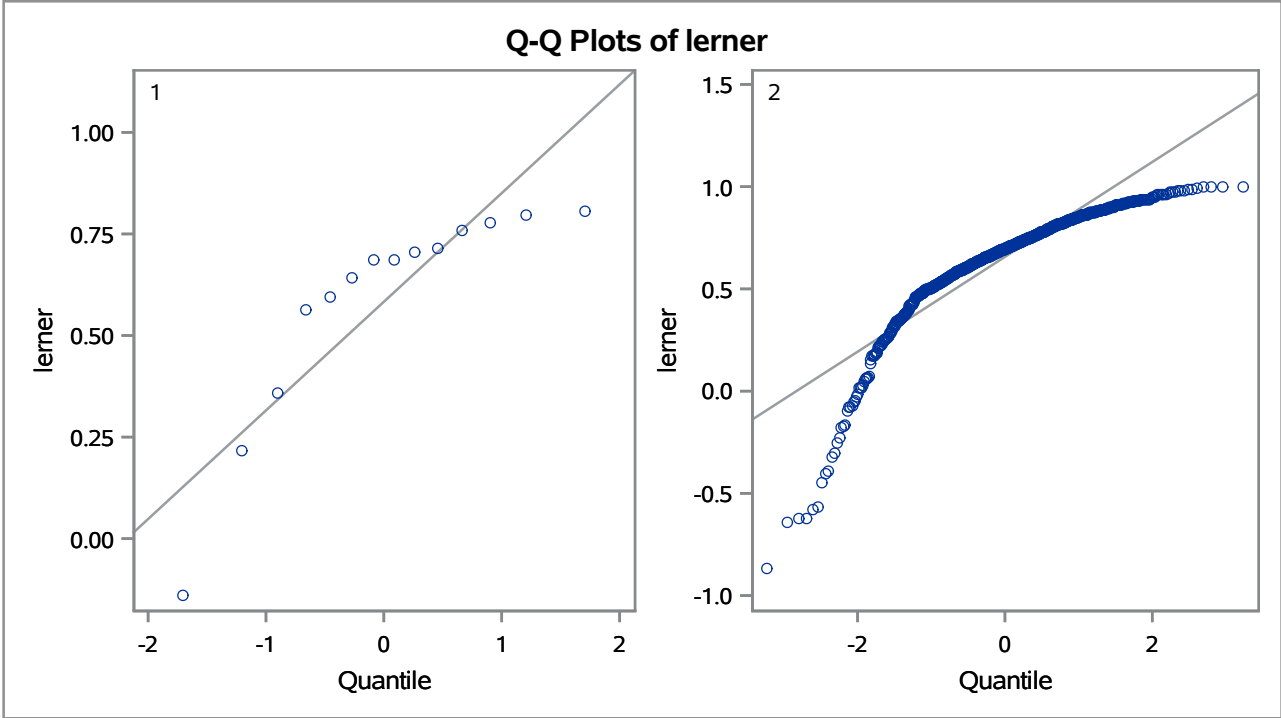
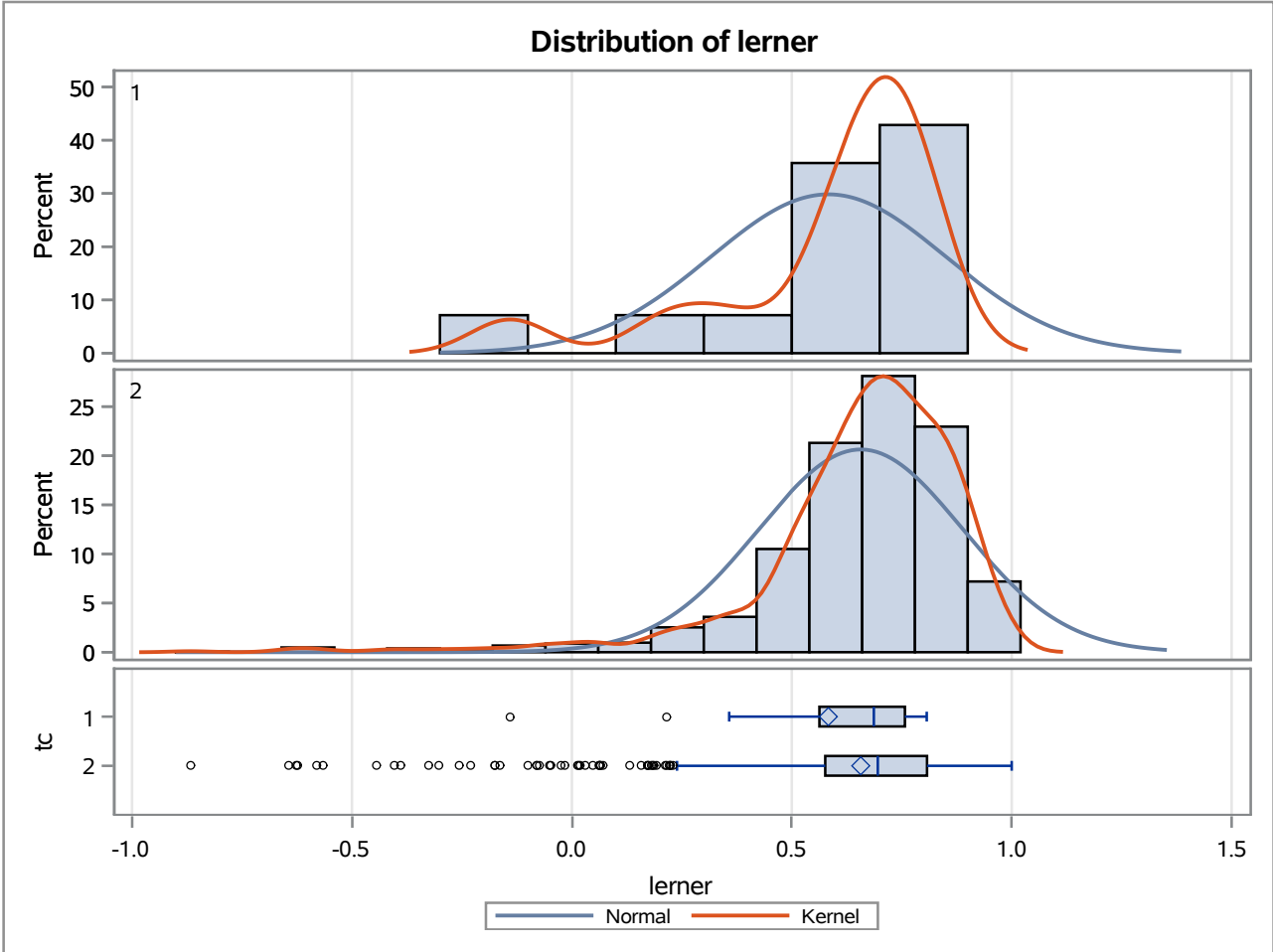
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1040	-7.74	<.0001
Satterthwaite	Unequal	13.316	-1.73	0.1069

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	13	1027	55.72	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR08



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN08

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		15	0.7246	516.4	0.0331	-0.0919	0.8138
2		1050	0.7964	68.8881	0.00377	-0.8542	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		-0.0718	90.5267	0.00762		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0718		0.0333		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7246	0.6536	0.7955	516.4	378.1	814.4
2		0.7964	0.7890	0.8038	68.8881	66.0626	71.9681
Diff (1-2)	Pooled	-0.0718	-0.0867	-0.0568	90.5267	86.8371	94.5462
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0718	-0.1430	-0.00055			

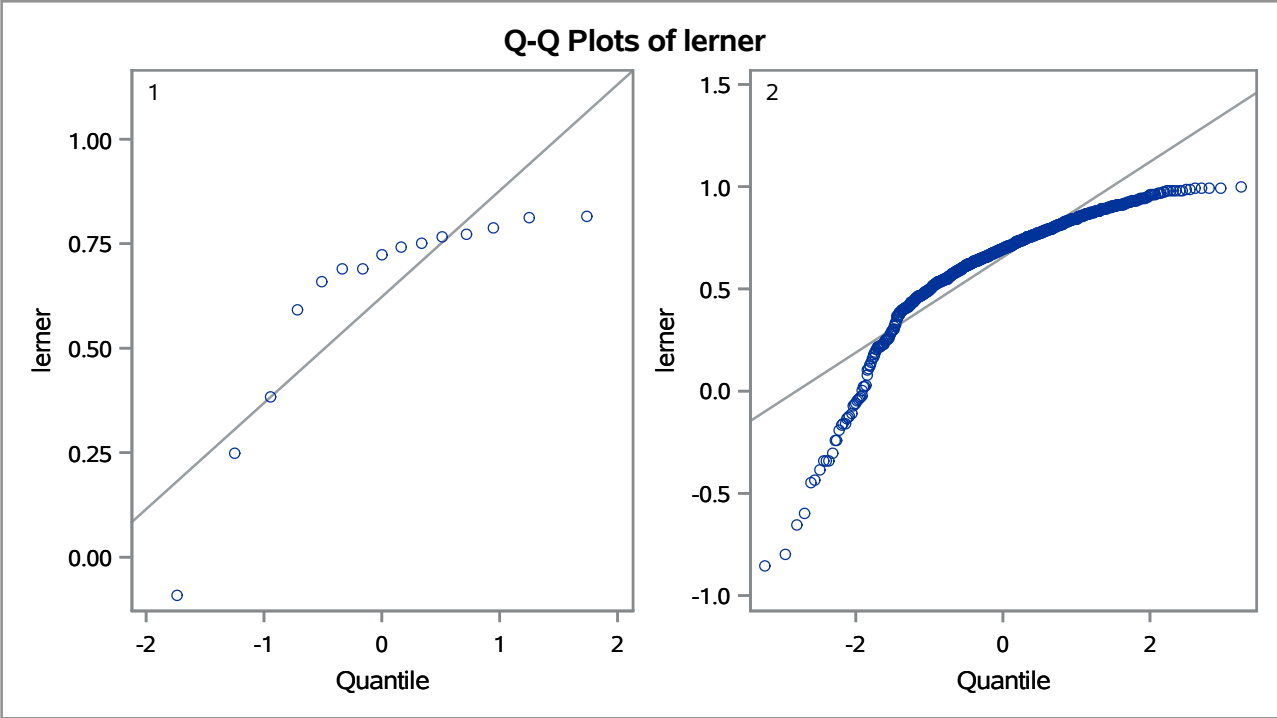
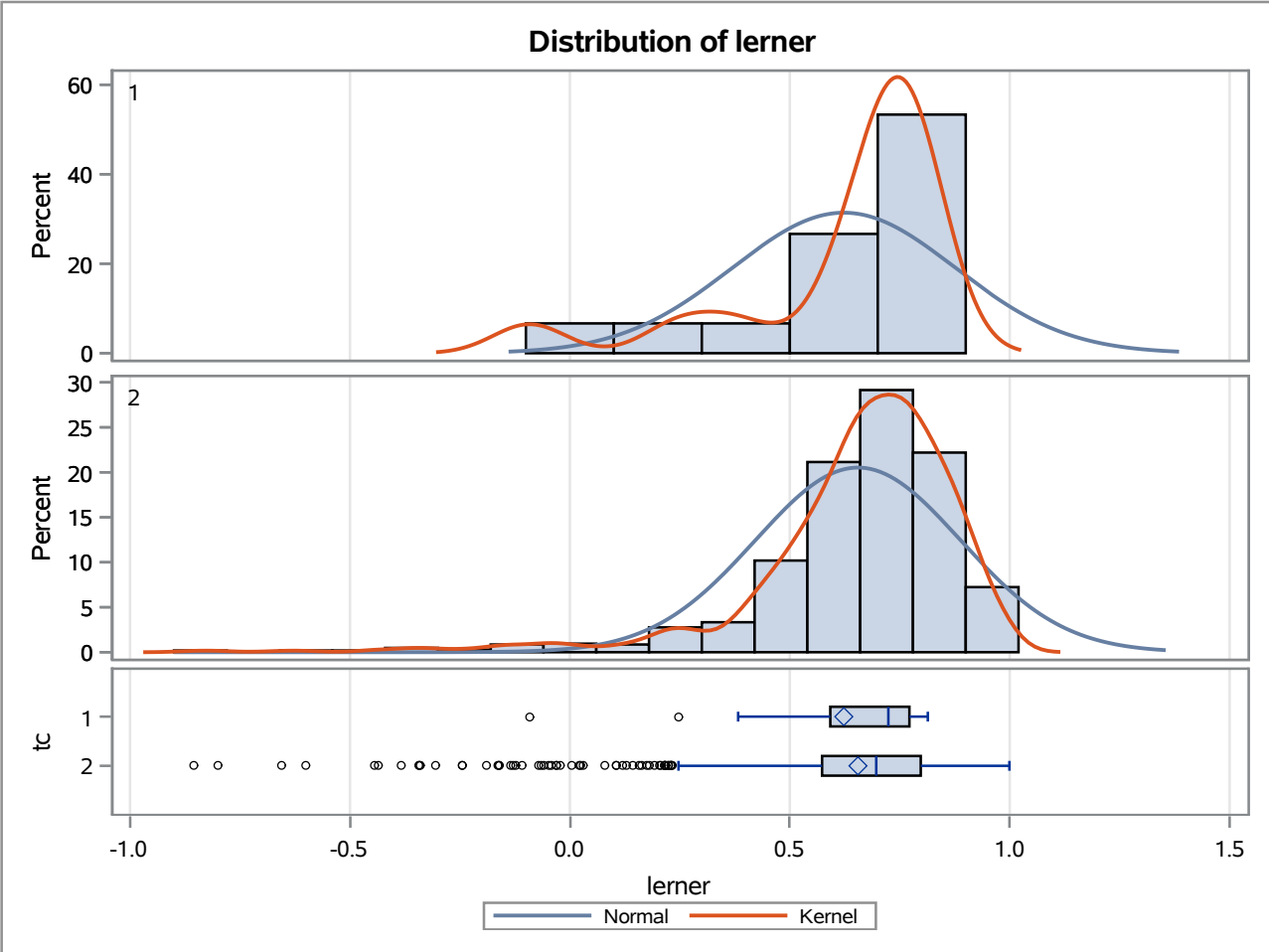
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1063	-9.41	<.0001
Satterthwaite	Unequal	14.365	-2.16	0.0485

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	14	1049	56.19	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN08



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP08

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		12	0.7387	434.4	0.0270	0.4059	0.8465
2		1059	0.8500	55.4711	0.00287	-0.9611	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.1113	70.6206	0.00572		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1113		0.0272		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7387	0.6792	0.7982	434.4	307.7	737.6
2		0.8500	0.8443	0.8556	55.4711	53.2052	57.9402
Diff (1-2)	Pooled	-0.1113	-0.1225	-0.1001	70.6206	67.7501	73.7470
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1113	-0.1710	-0.0516			

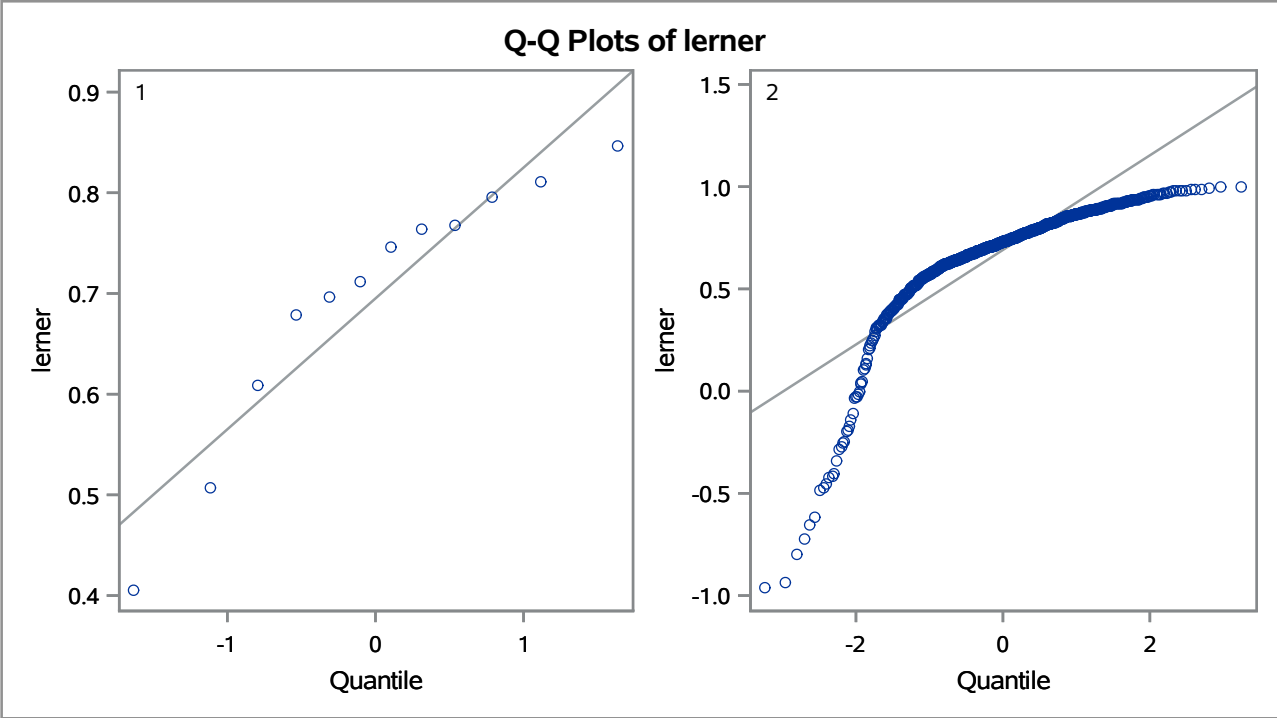
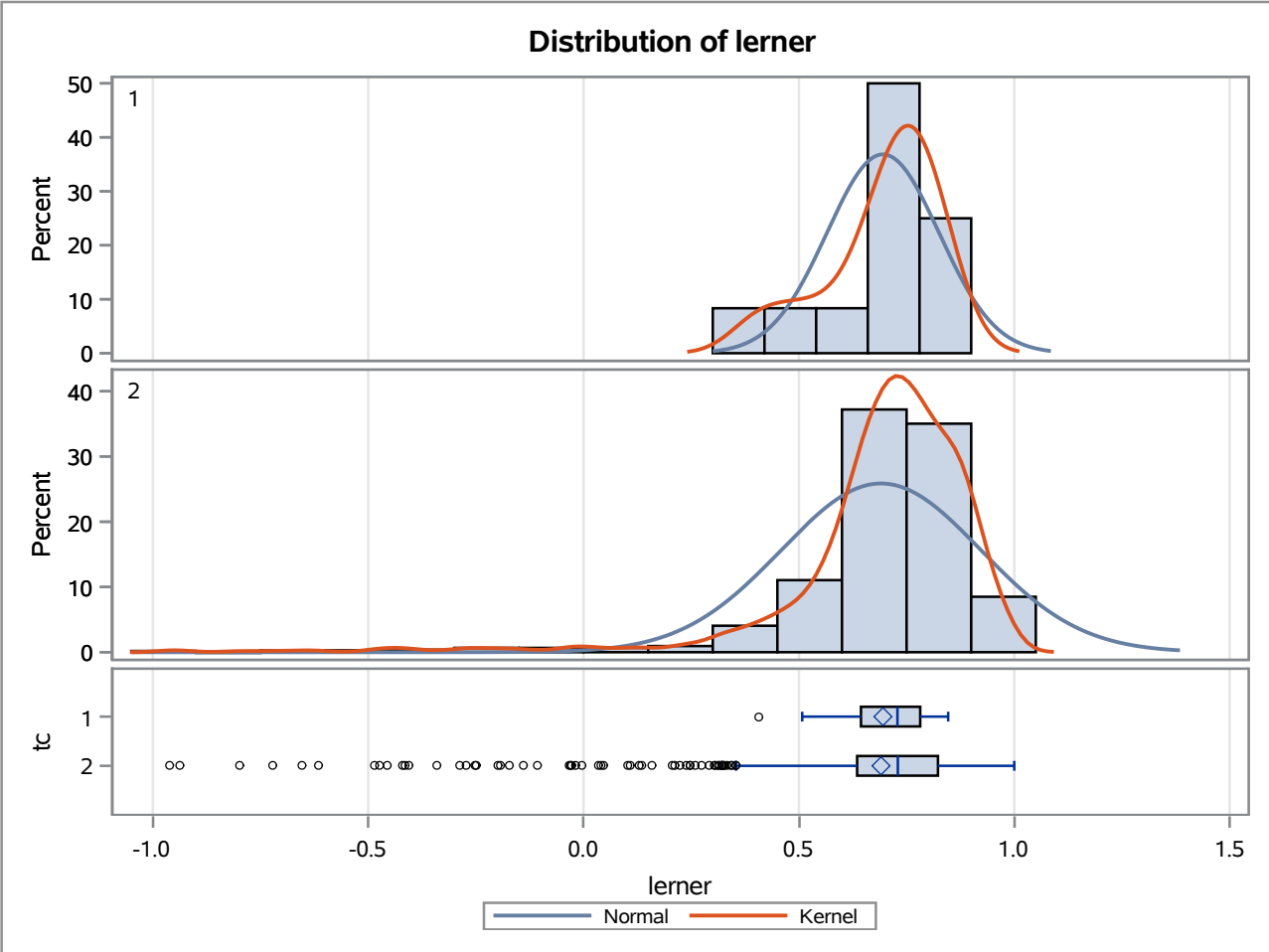
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1069	-19.47	<.0001
Satterthwaite	Unequal	11.25	-4.09	0.0017

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	11	1058	61.33	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP08



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC08

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		11	0.7605	275.9	0.0164	0.6666	0.9112
2		1060	0.8774	44.0267	0.00232	-0.9722	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		-0.1169	51.3045	0.00407		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1169		0.0165		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7605	0.7241	0.7969	275.9	192.8	484.1
2		0.8774	0.8729	0.8820	44.0267	42.2291	45.9854
Diff (1-2)	Pooled	-0.1169	-0.1249	-0.1089	51.3045	49.2191	53.5758
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1169	-0.1535	-0.0803			

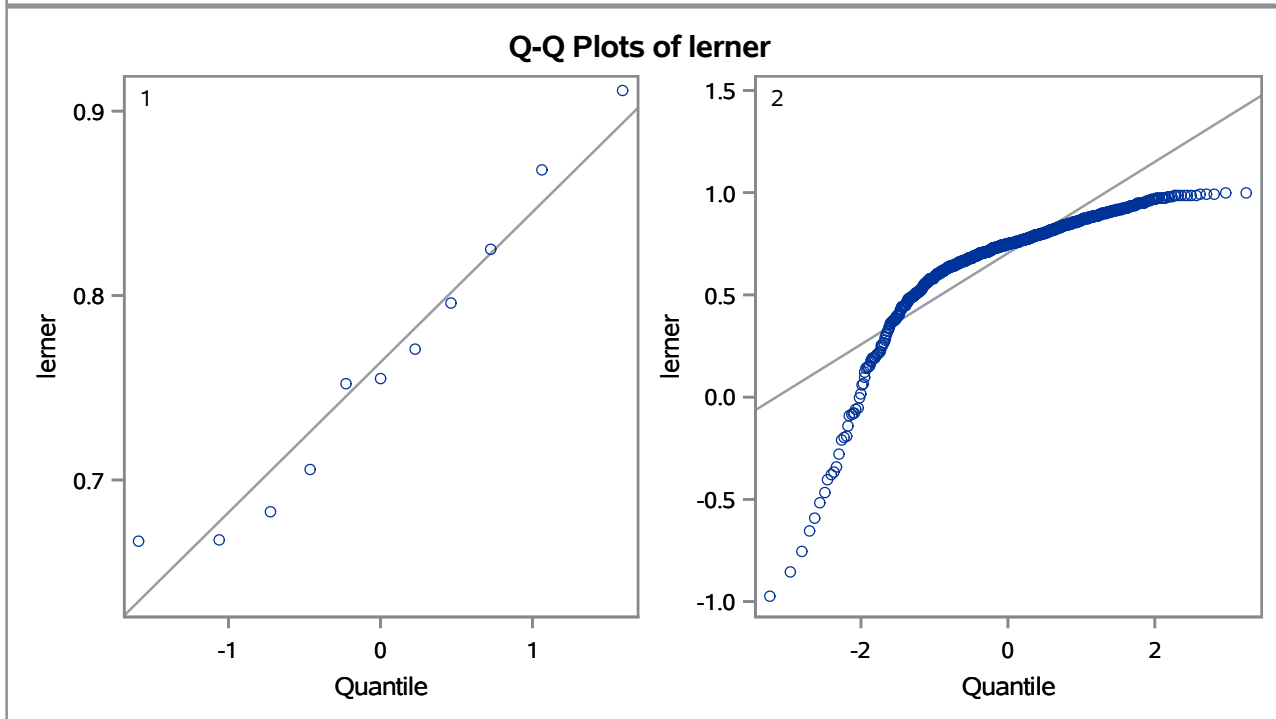
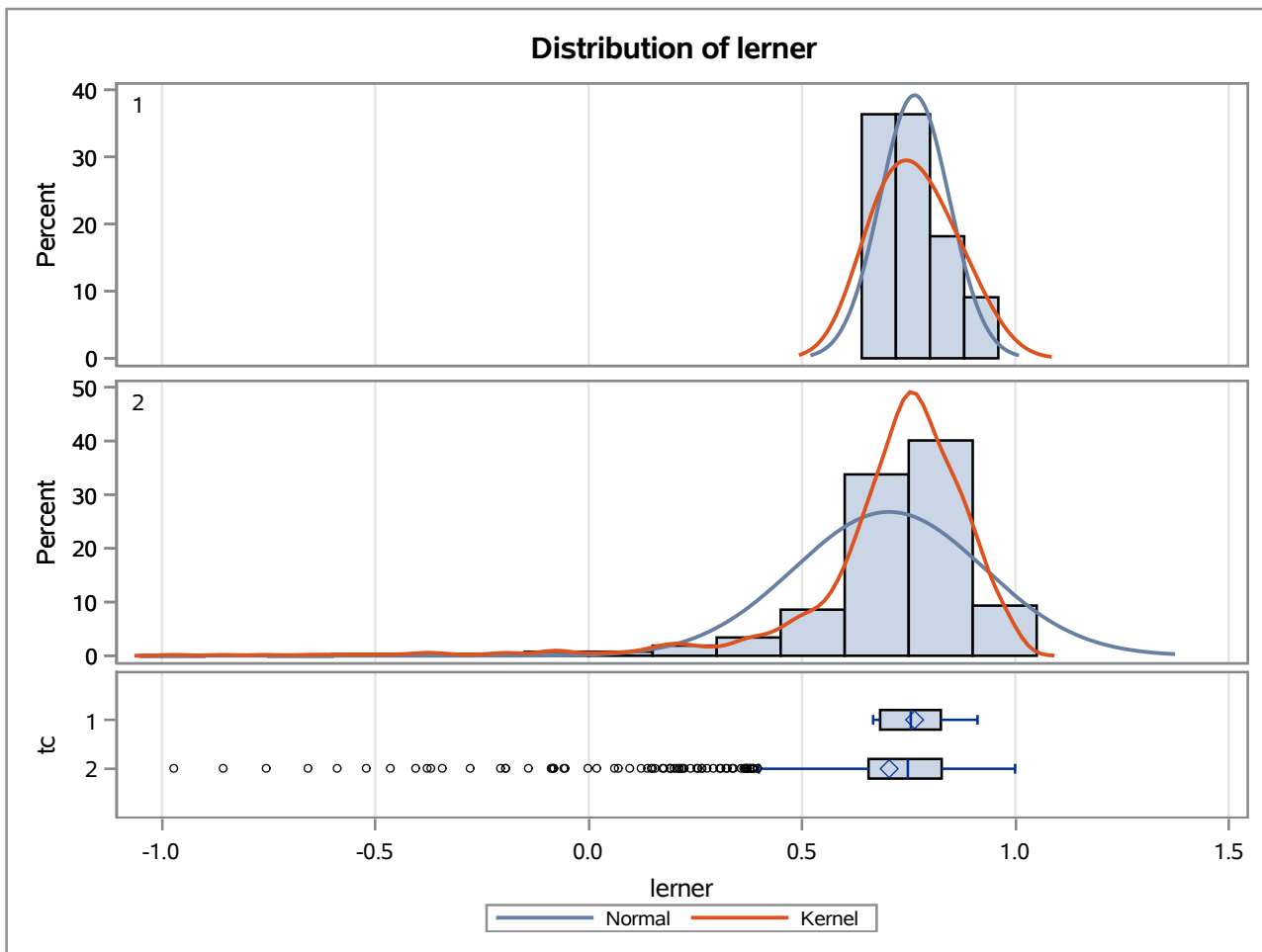
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1069	-28.74	<.0001
Satterthwaite	Unequal	10.406	-7.08	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	10	1059	39.26	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC08



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR09

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		11	0.7571	564.0	0.0327	0.4322	0.8353
2		1023	0.8369	48.7370	0.00258	-0.9160	0.9994
Diff (1-2)	Pooled		-0.0799	73.7188	0.00578		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0799		0.0328		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7571	0.6842	0.8299	564.0	394.1	989.8
2		0.8369	0.8319	0.8420	48.7370	46.7129	50.9459
Diff (1-2)	Pooled	-0.0799	-0.0912	-0.0685	73.7188	70.6713	77.0430
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0799	-0.1529	-0.00691			

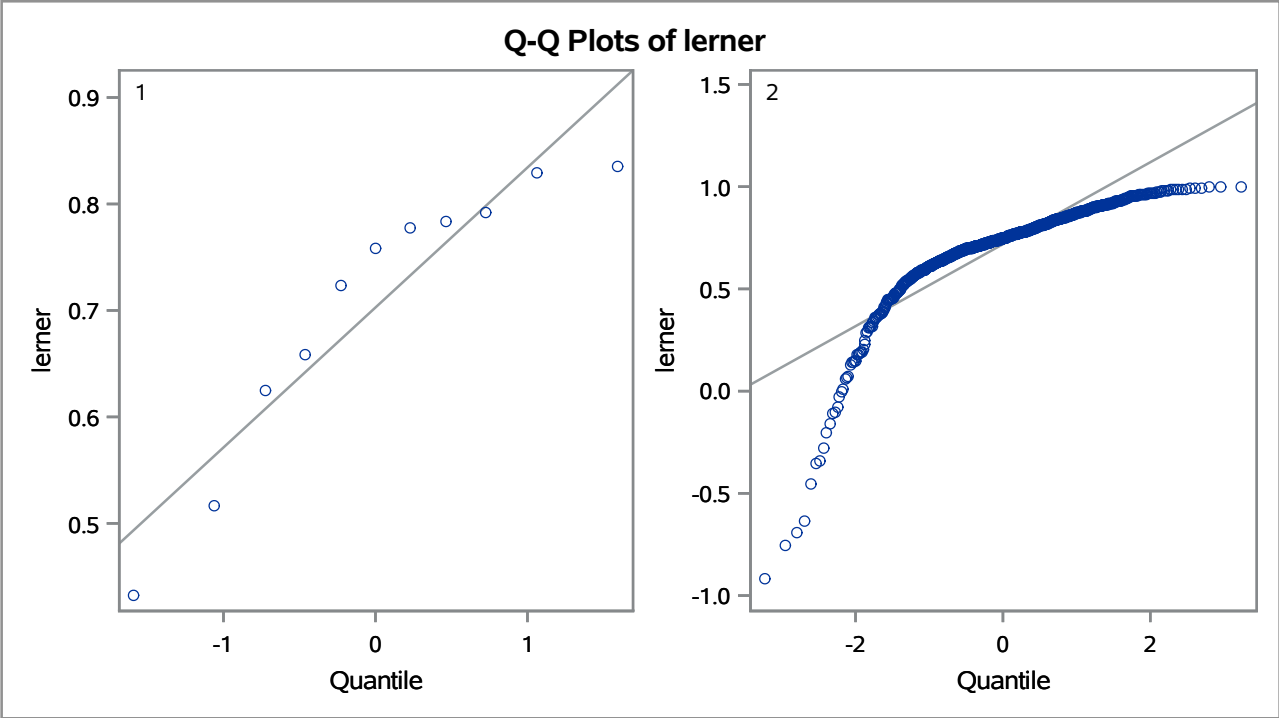
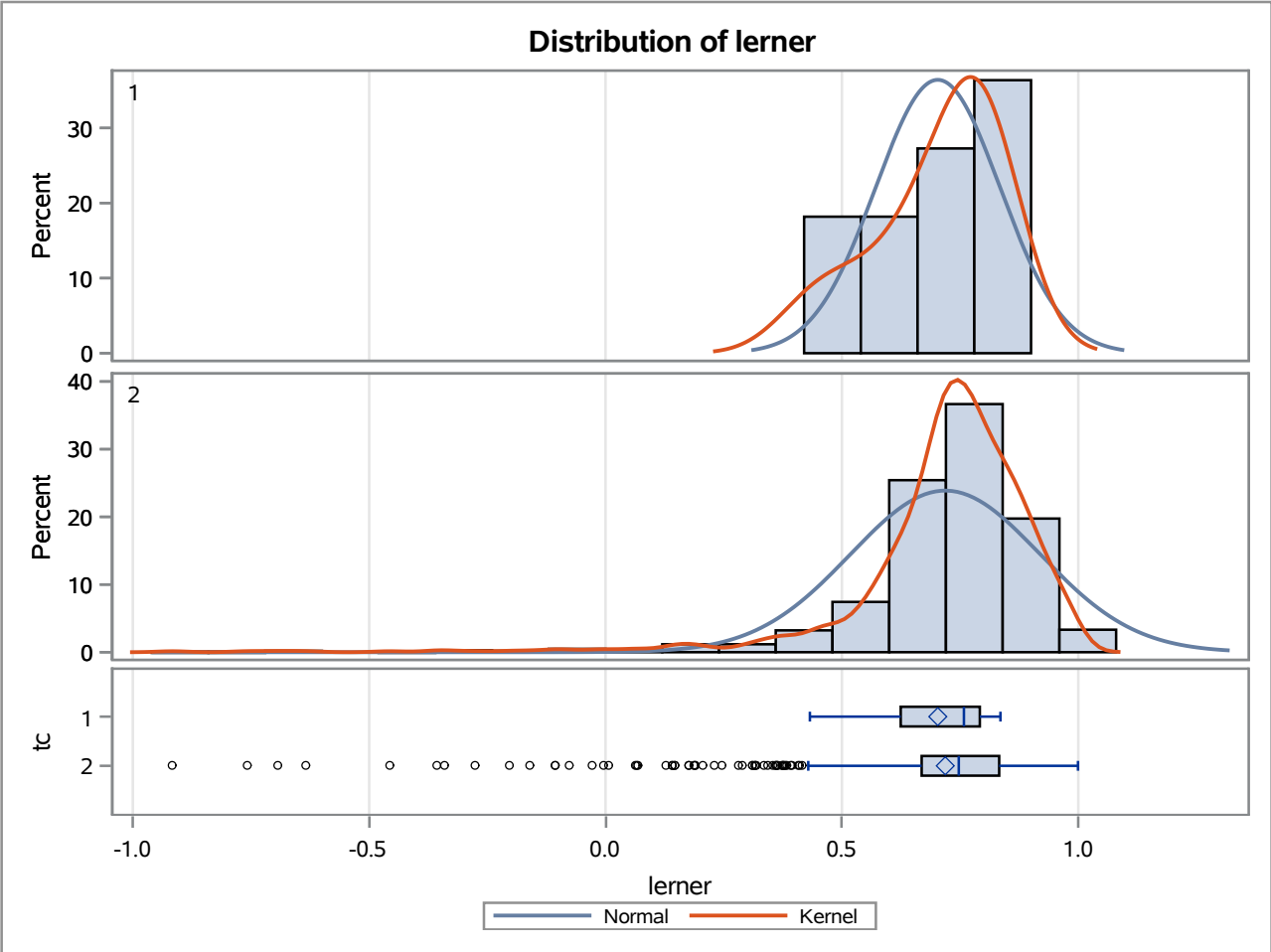
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1032	-13.81	<.0001
Satterthwaite	Unequal	10.124	-2.43	0.0349

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	10	1022	133.91	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR09



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN09

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		11	0.7145	609.9	0.0341	0.3562	0.8163
2		1050	0.7449	210.6	0.0112	-0.9141	0.9997
Diff (1-2)	Pooled		-0.0304	217.9	0.0168		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0304		0.0359		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7145	0.6384	0.7905	609.9	426.2	1070.4
2		0.7449	0.7229	0.7668	210.6	202.0	220.1
Diff (1-2)	Pooled	-0.0304	-0.0633	0.00258	217.9	209.0	227.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0304	-0.1084	0.0477			

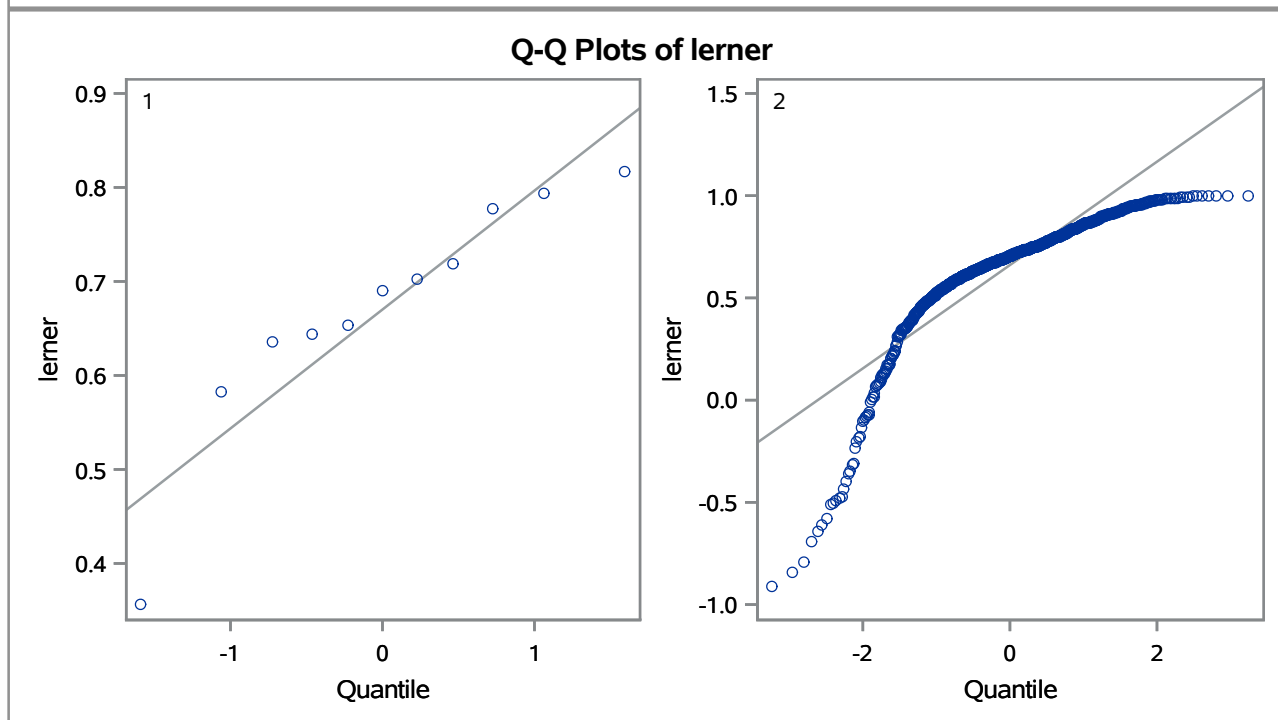
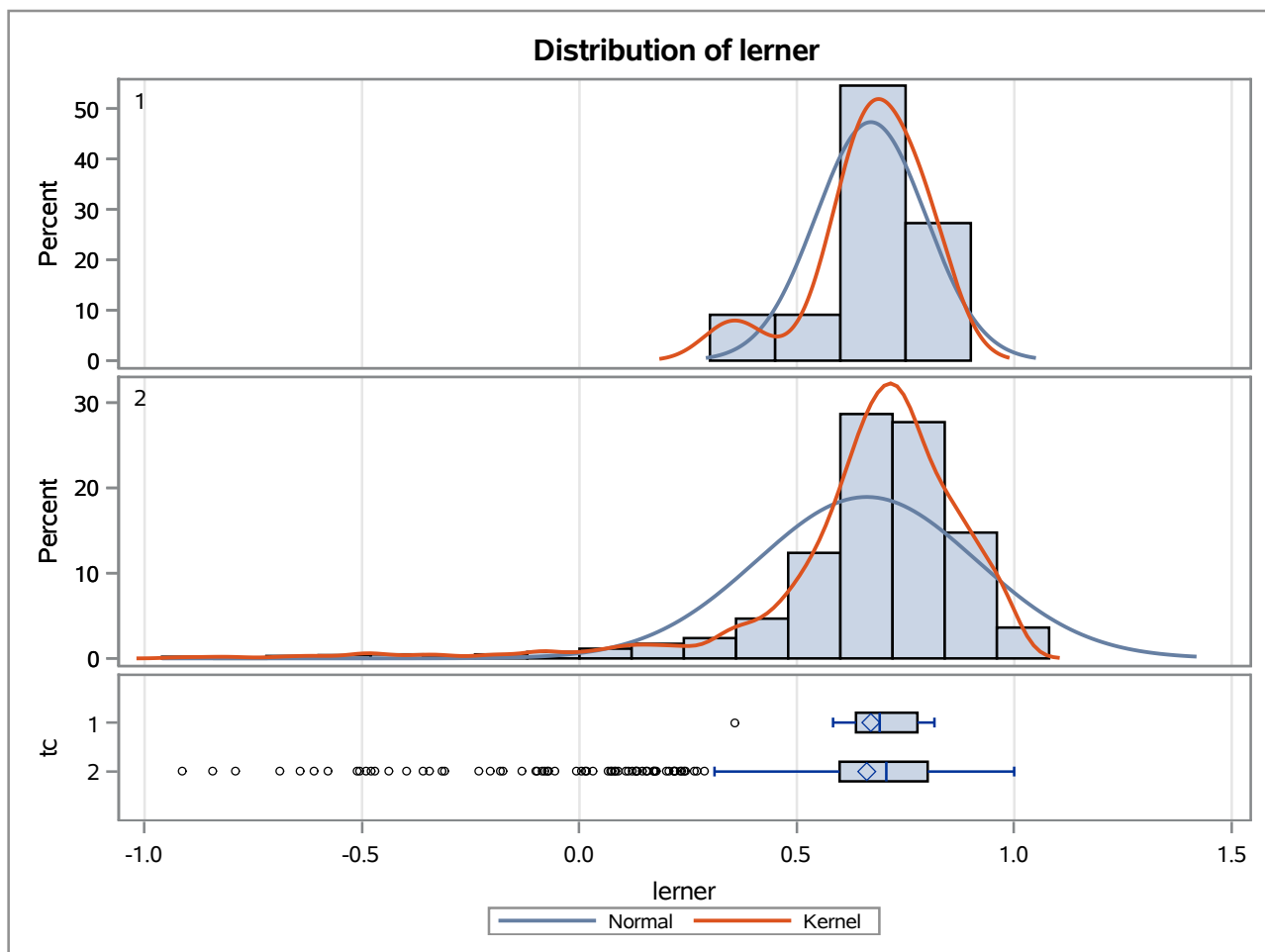
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1059	-1.81	0.0708
Satterthwaite	Unequal	12.259	-0.85	0.4137

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	10	1049	8.39	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN09



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP09

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		12	0.7105	668.8	0.0360	0.1681	0.8262
2		1042	0.8082	62.0534	0.00321	-0.9280	0.9994
Diff (1-2)	Pooled		-0.0977	92.1264	0.00687		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0977		0.0361		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7105	0.6313	0.7897	668.8	473.8	1135.5
2		0.8082	0.8019	0.8145	62.0534	59.4989	64.8389
Diff (1-2)	Pooled	-0.0977	-0.1112	-0.0842	92.1264	88.3529	96.2392
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0977	-0.1771	-0.0184			

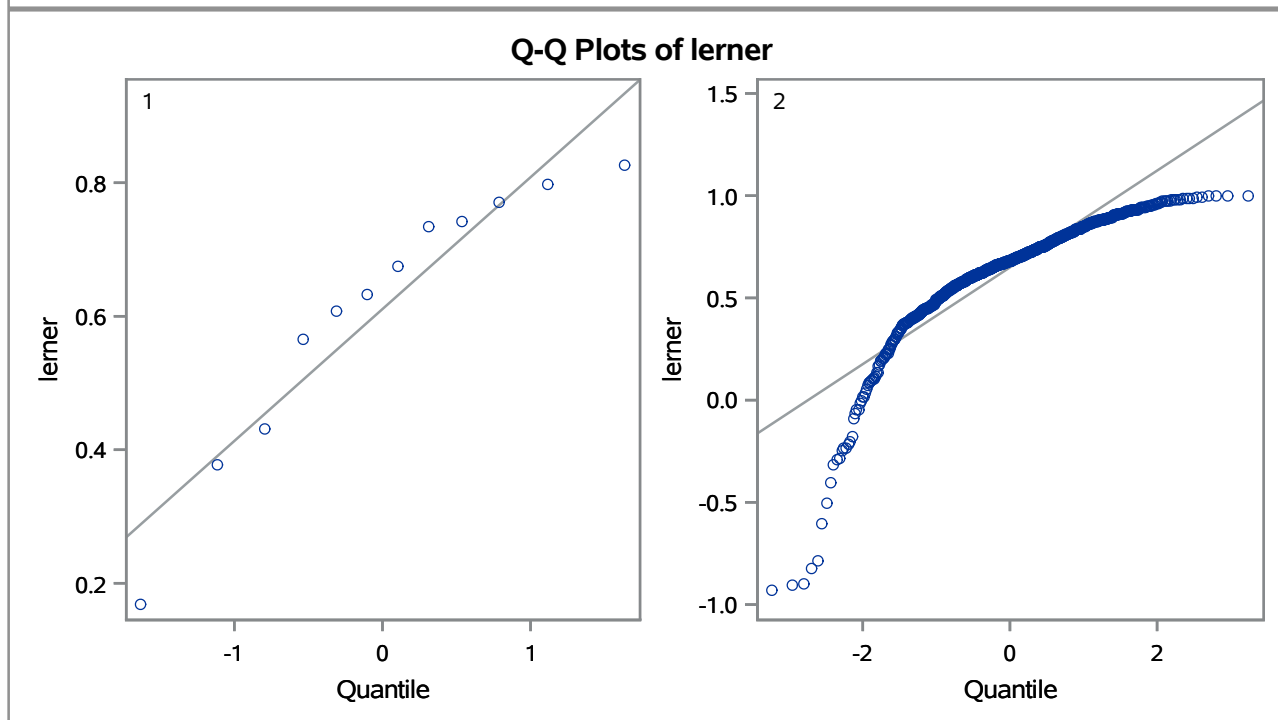
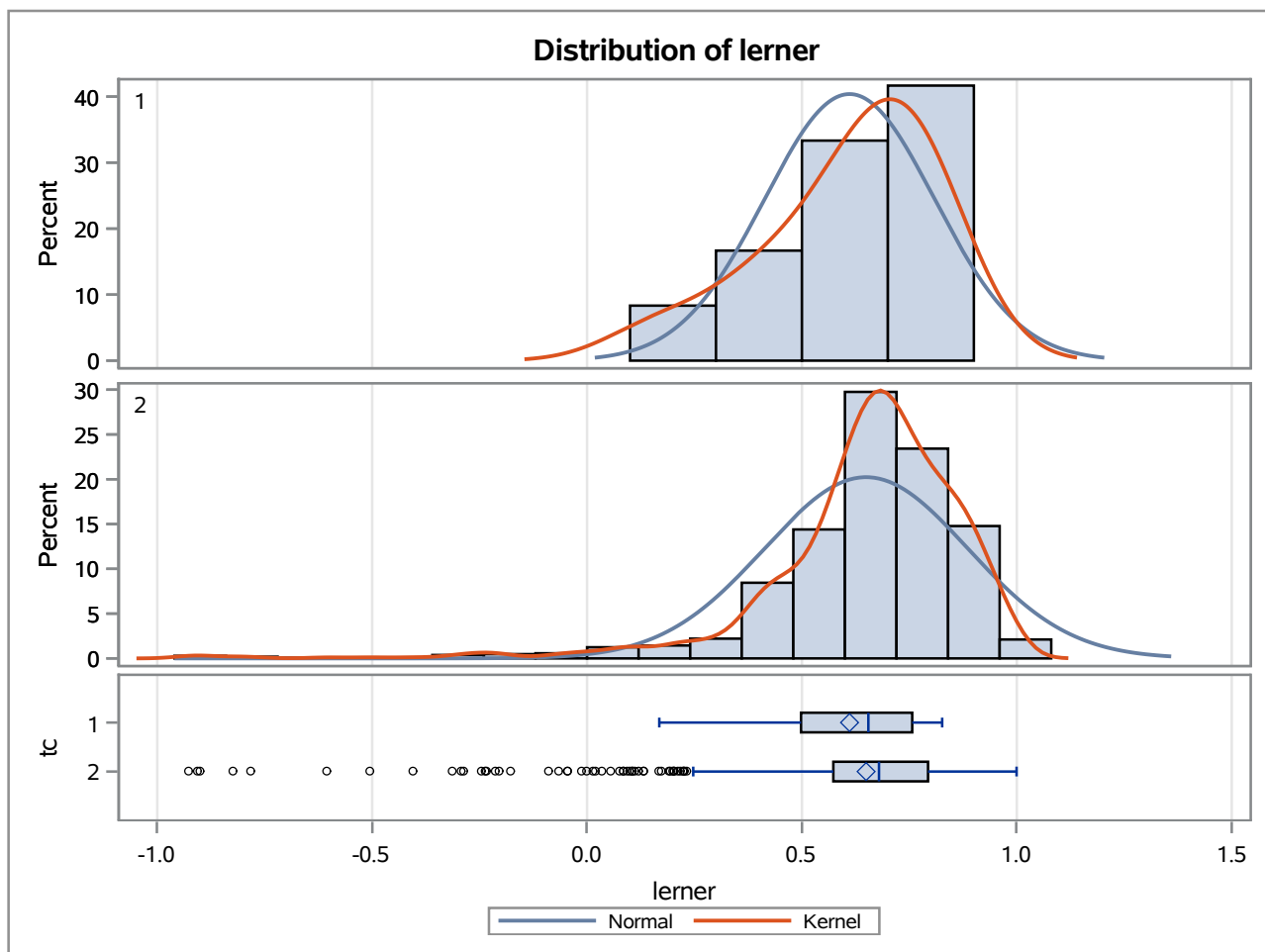
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1052	-14.22	<.0001
Satterthwaite	Unequal	11.175	-2.70	0.0202

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	11	1041	116.16	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP09



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC09

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		11	0.6824	536.2	0.0278	0.3739	0.8837
2		1046	0.8063	63.0742	0.00317	-0.9977	0.9984
Diff (1-2)	Pooled		-0.1238	81.6452	0.00589		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1238		0.0280		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6824	0.6205	0.7444	536.2	374.7	941.0
2		0.8063	0.8001	0.8125	63.0742	60.4823	65.8998
Diff (1-2)	Pooled	-0.1238	-0.1354	-0.1123	81.6452	78.3055	85.2847
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1238	-0.1860	-0.0617			

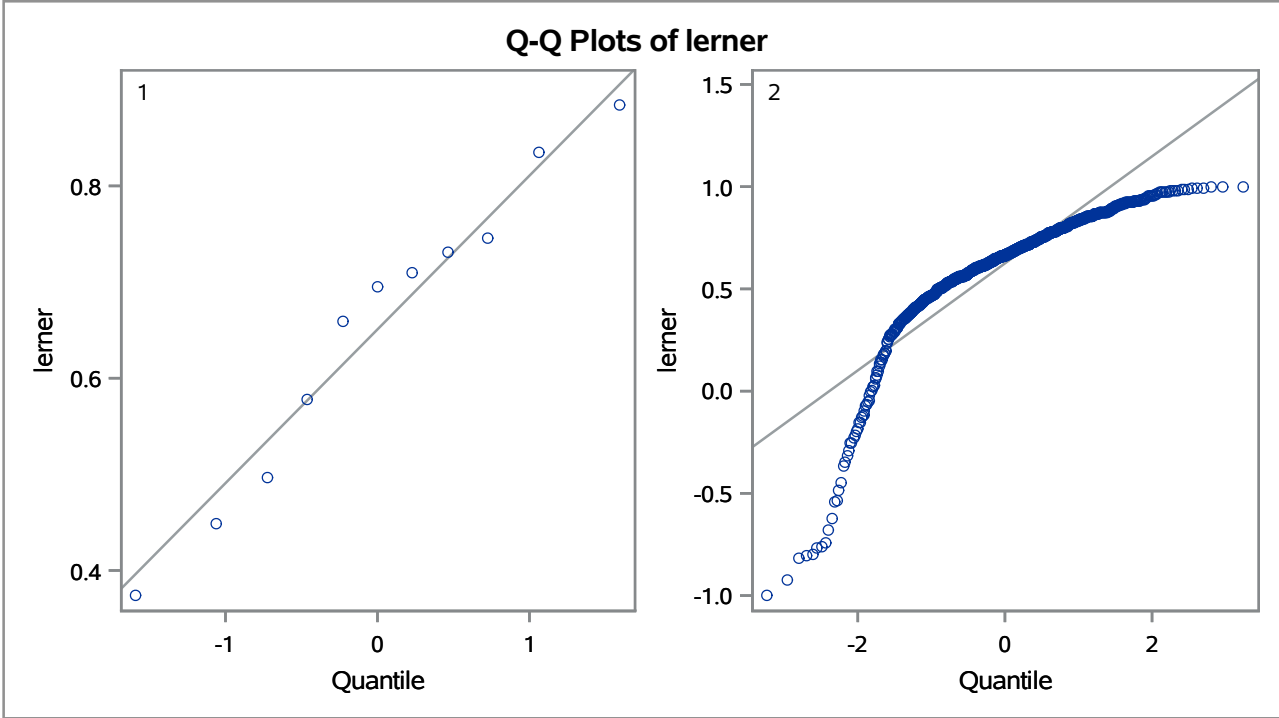
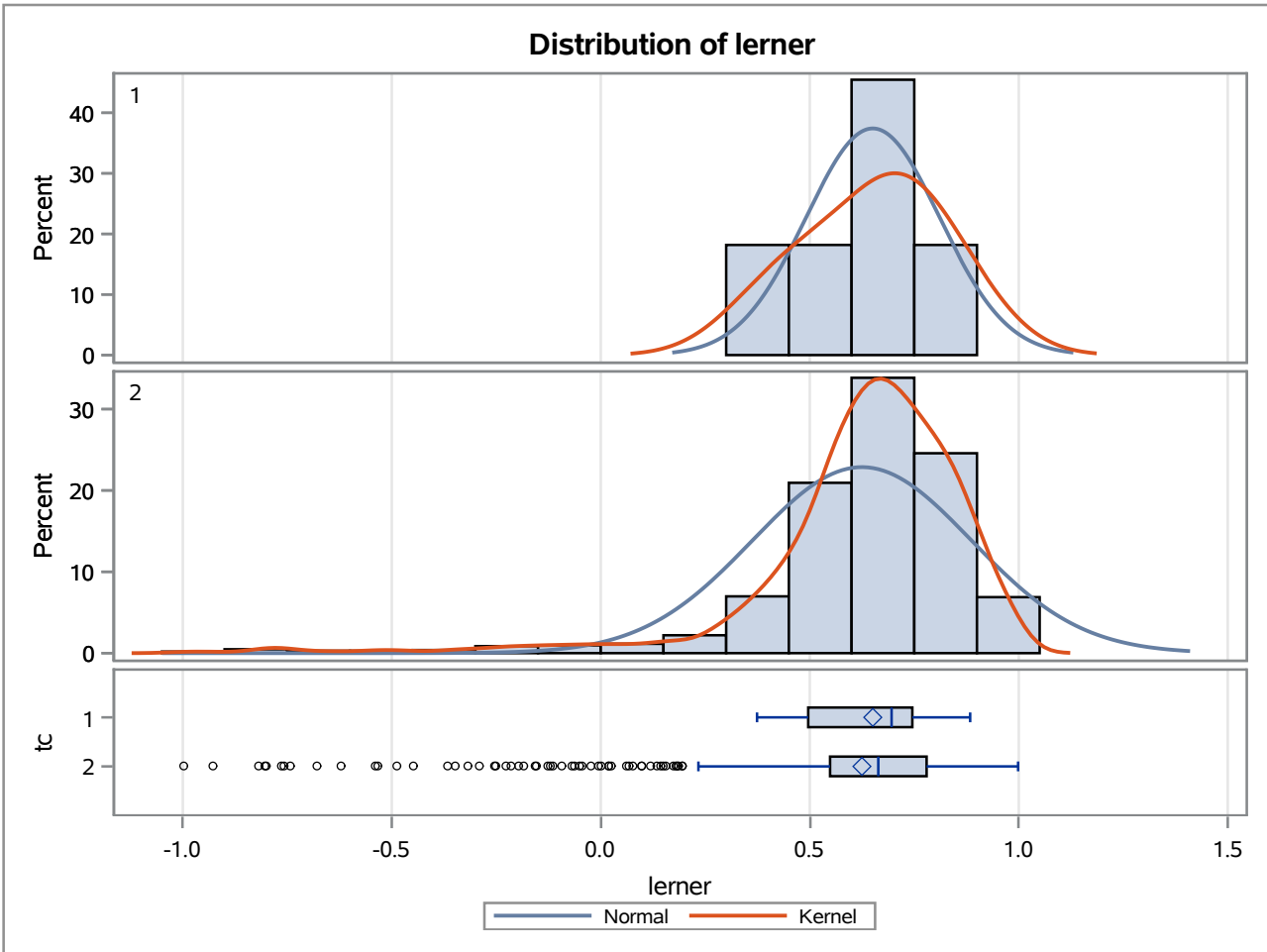
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1055	-21.01	<.0001
Satterthwaite	Unequal	10.261	-4.42	0.0012

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	10	1045	72.27	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC09



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR10

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7050	833.3	0.0424	-0.1308	0.8047
2		995	0.8144	62.5783	0.00304	-0.9053	0.9995
Diff (1-2)	Pooled		-0.1094	100.6	0.00707		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1094		0.0425		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7050	0.6092	0.8008	833.3	573.2	1521.3
2		0.8144	0.8084	0.8203	62.5783	59.9445	65.4561
Diff (1-2)	Pooled	-0.1094	-0.1233	-0.0955	100.6	96.3425	105.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1094	-0.2053	-0.0135			

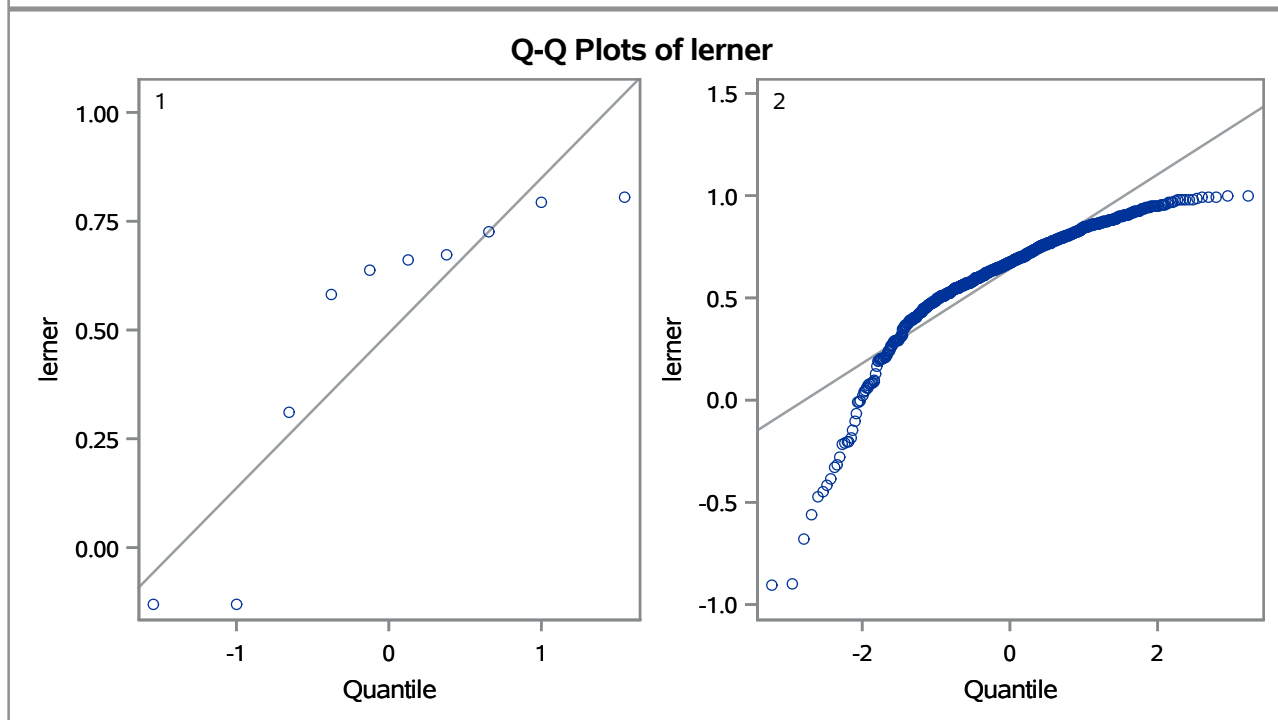
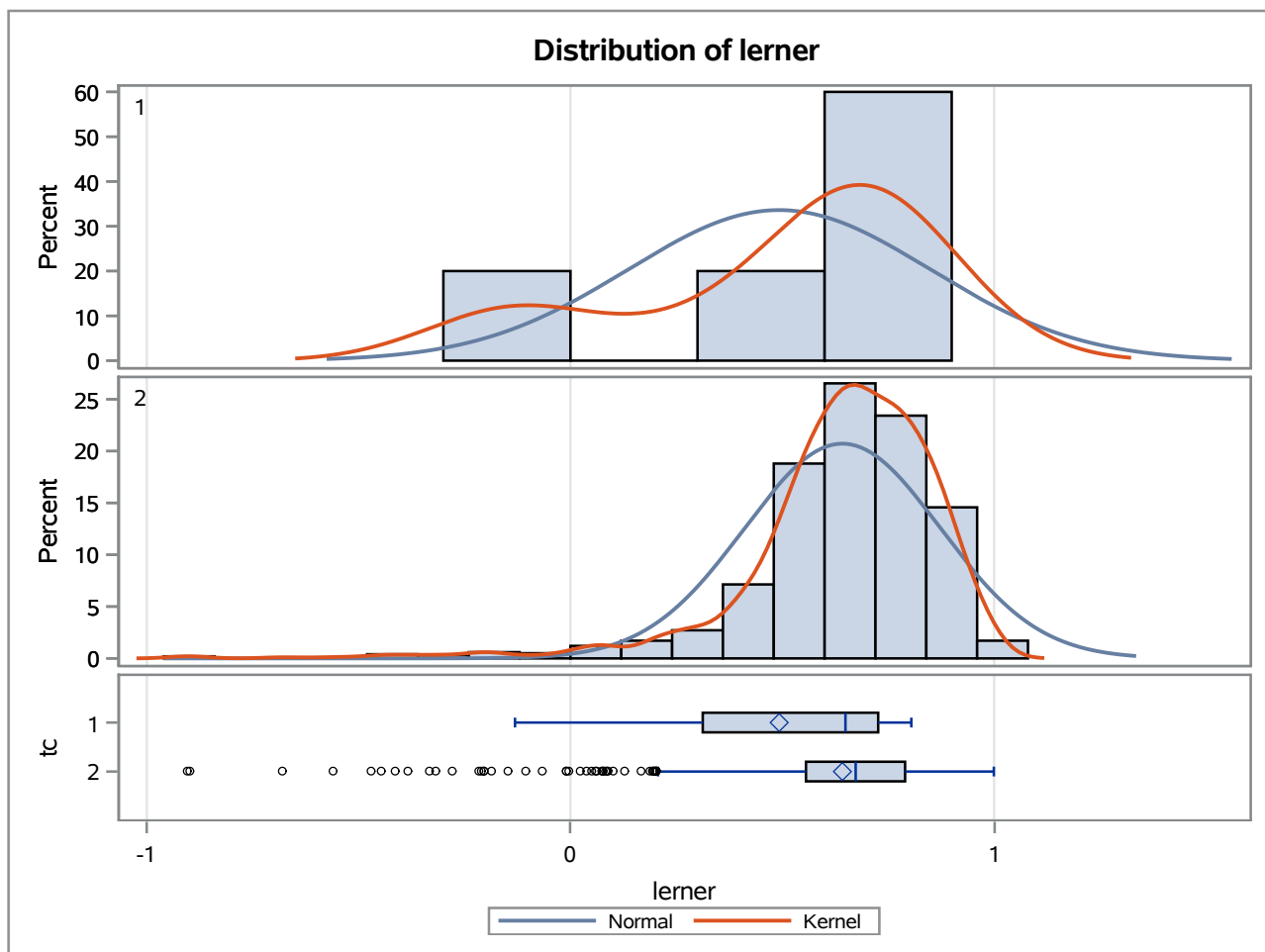
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1003	-15.48	<.0001
Satterthwaite	Unequal	9.0927	-2.58	0.0297

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	994	177.32	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR10



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN10

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		9	0.7267	602.1	0.0293	0.2550	0.7980
2		1008	0.8254	57.2388	0.00269	-0.9323	0.9973
Diff (1-2)	Pooled		-0.0987	78.1534	0.00529		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0987		0.0295		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7267	0.6590	0.7943	602.1	406.7	1153.5
2		0.8254	0.8201	0.8306	57.2388	54.8447	59.8532
Diff (1-2)	Pooled	-0.0987	-0.1091	-0.0883	78.1534	74.8968	81.7083
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0987	-0.1664	-0.0310			

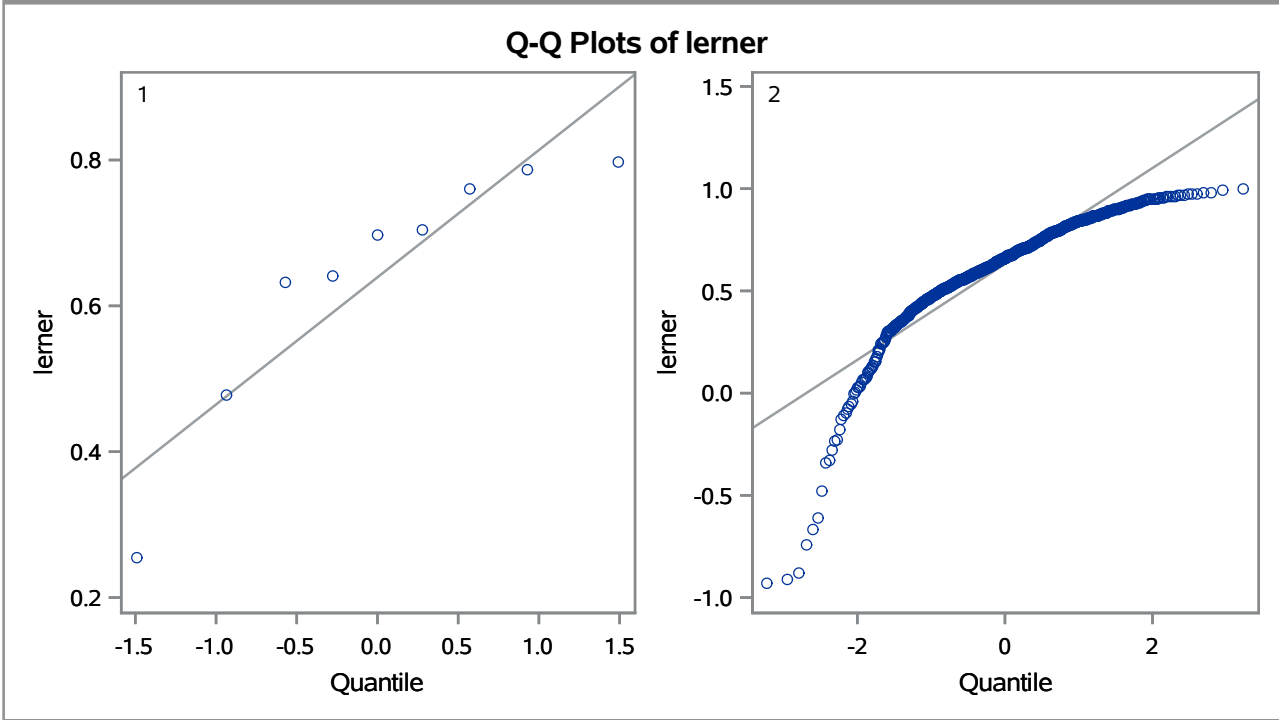
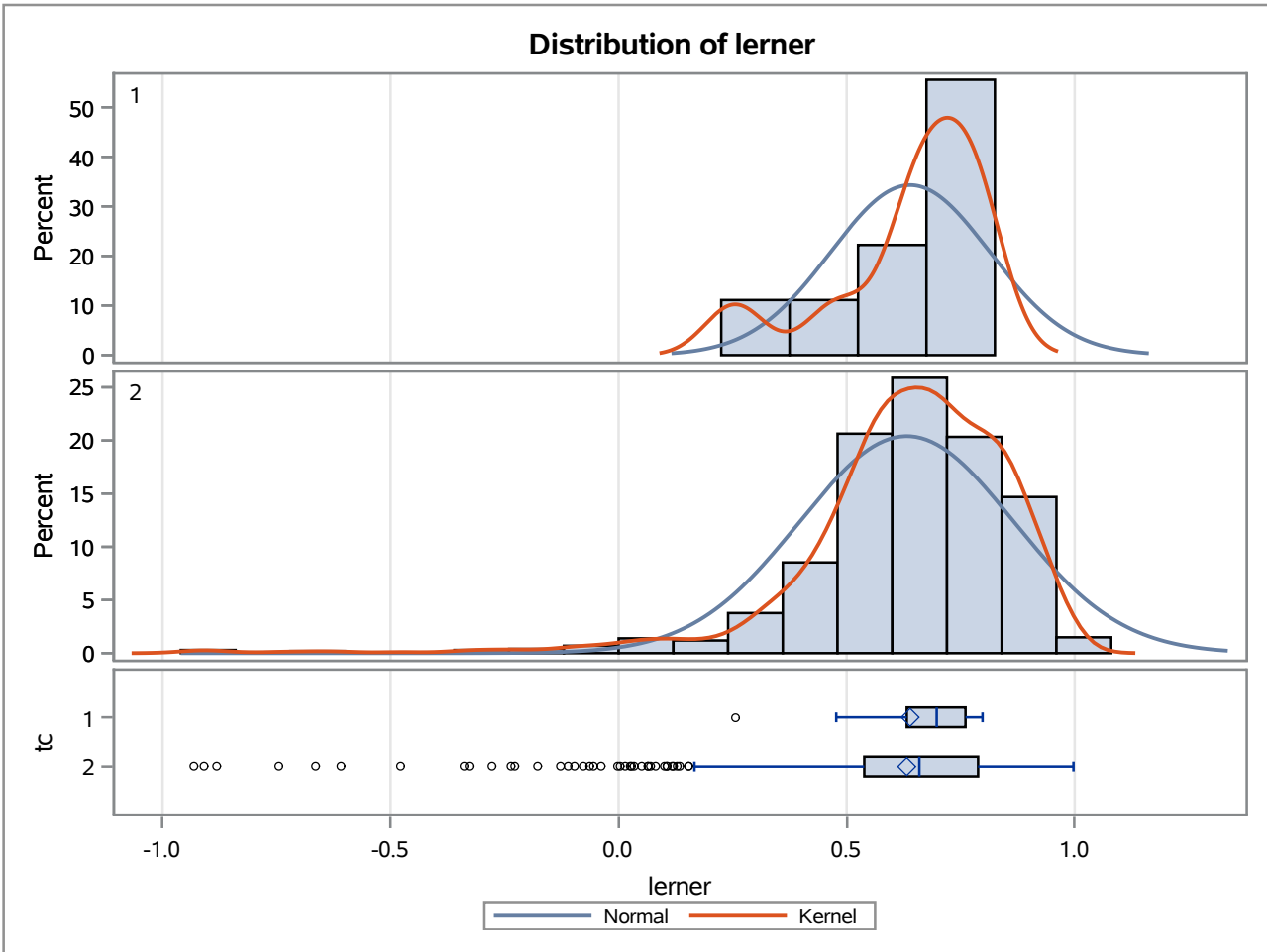
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1015	-18.67	<.0001
Satterthwaite	Unequal	8.1346	-3.35	0.0098

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	8	1007	110.66	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN10



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP10

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7529	621.3	0.0294	0.2182	0.8184
2		1010	0.8238	61.5753	0.00277	-0.8253	0.9985
Diff (1-2)	Pooled		-0.0709	84.6825	0.00553		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0709		0.0295		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7529	0.6863	0.8194	621.3	427.4	1134.3
2		0.8238	0.8184	0.8292	61.5753	59.0022	64.3848
Diff (1-2)	Pooled	-0.0709	-0.0818	-0.0601	84.6825	81.1588	88.5284
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0709	-0.1376	-0.00430			

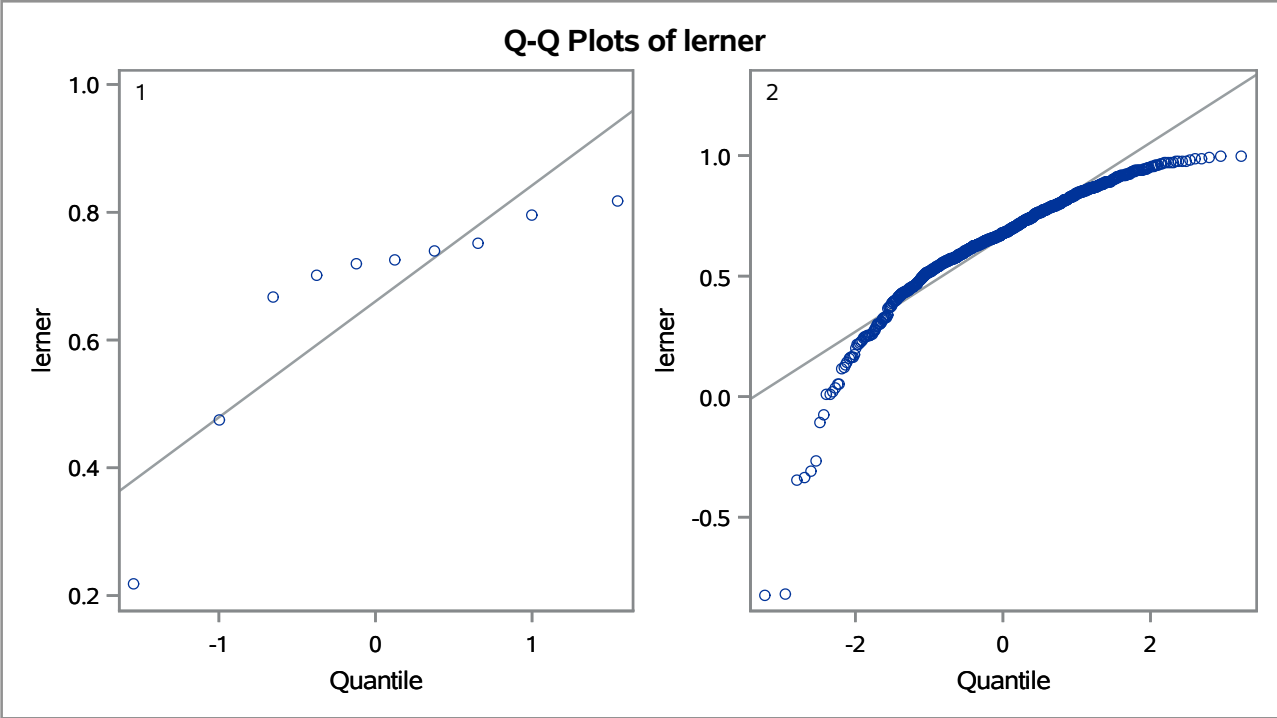
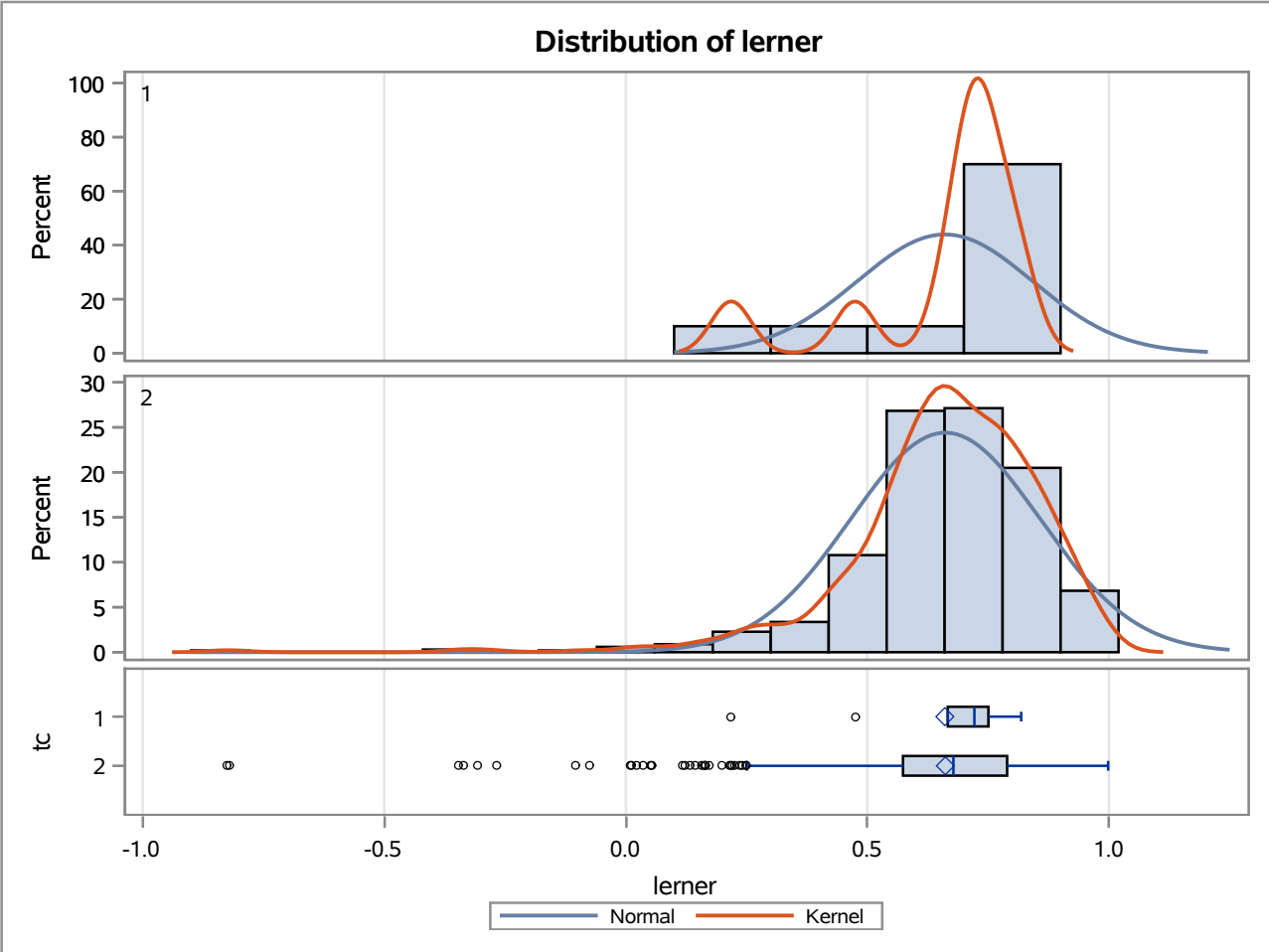
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1018	-12.84	<.0001
Satterthwaite	Unequal	9.1601	-2.40	0.0393

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	1009	101.82	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP10



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC10

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7335	519.7	0.0239	0.3975	0.7924
2		1003	0.8021	70.9752	0.00309	-0.8260	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0687	86.0083	0.00544		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0687		0.0241		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7335	0.6794	0.7875	519.7	357.5	948.9
2		0.8021	0.7961	0.8082	70.9752	67.9994	74.2254
Diff (1-2)	Pooled	-0.0687	-0.0793	-0.0580	86.0083	82.4176	89.9286
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0687	-0.1229	-0.0144			

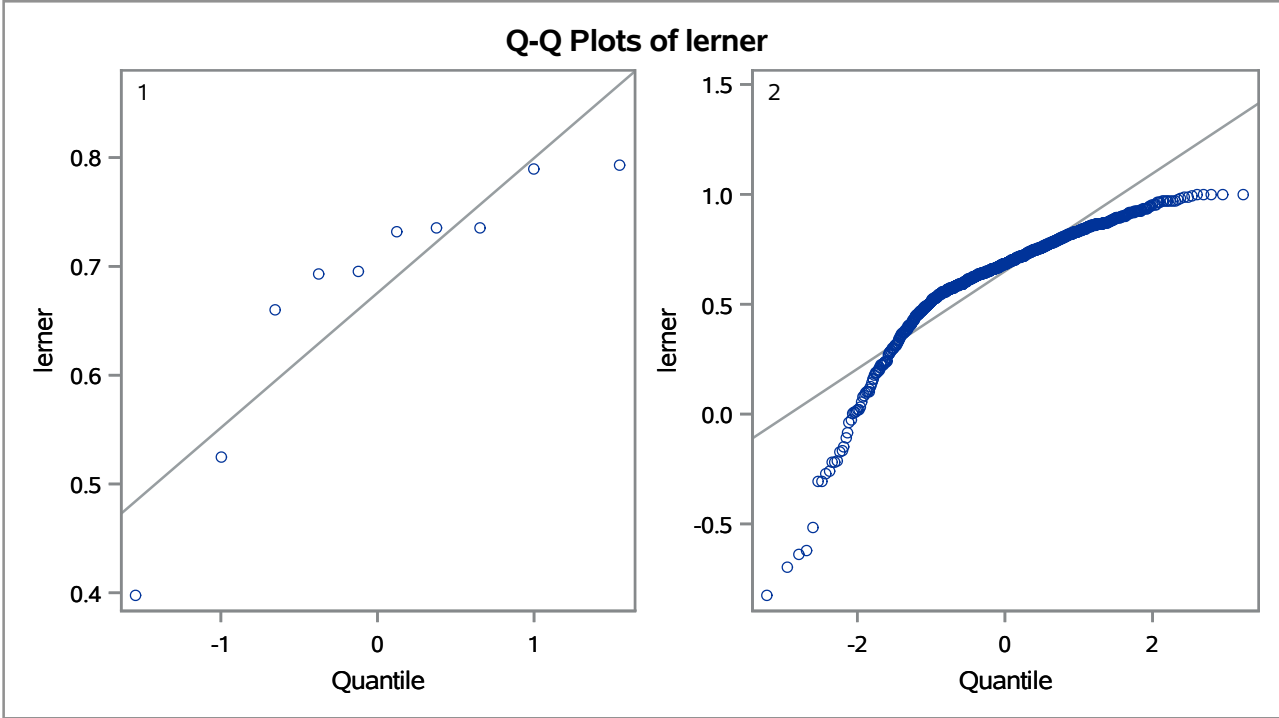
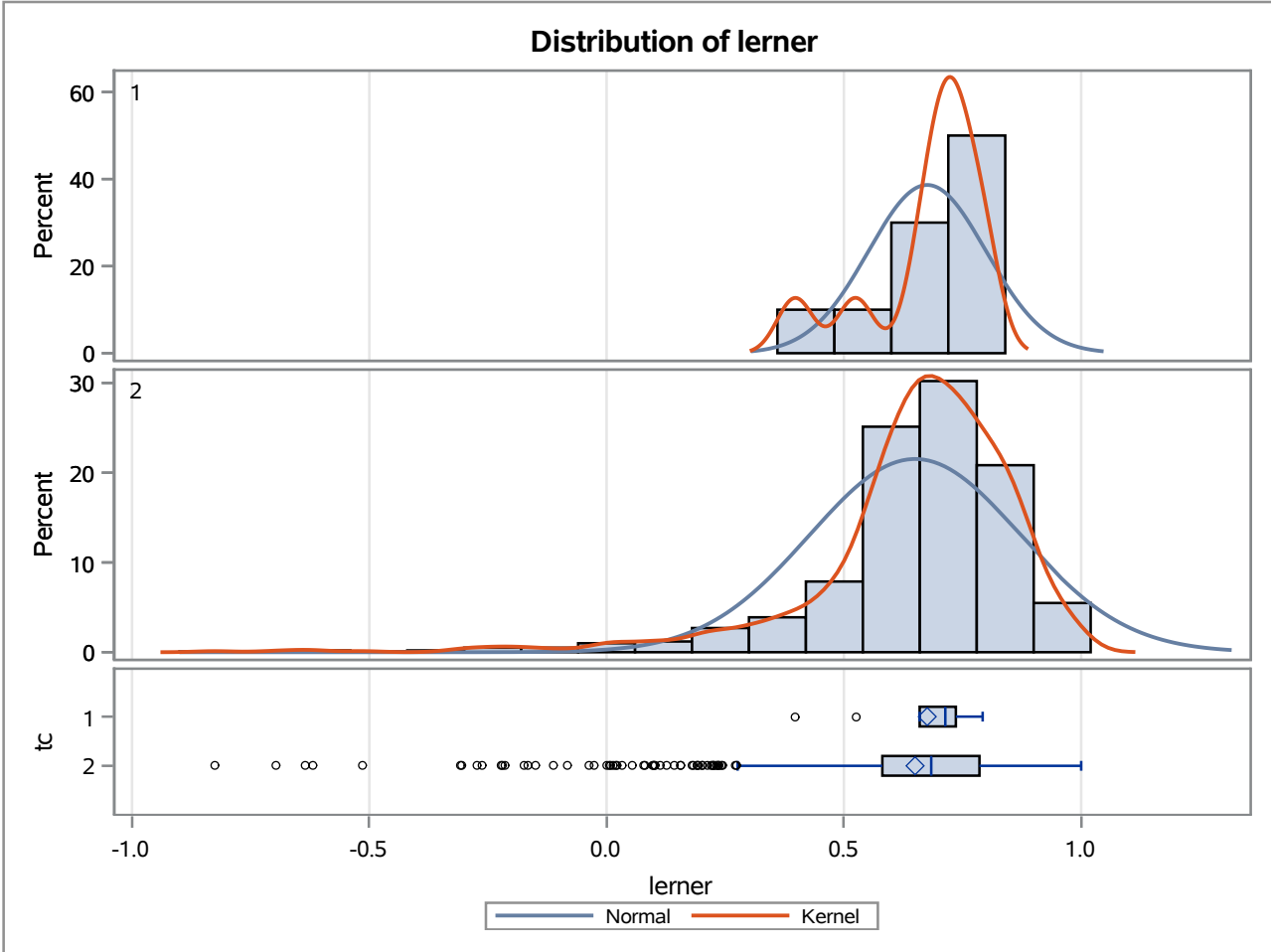
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1011	-12.61	<.0001
Satterthwaite	Unequal	9.3022	-2.85	0.0185

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	1002	53.63	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC10



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR11

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		9	0.7495	694.2	0.0313	0.1202	0.8150
2		115	0.8338	150.0	0.00676	-0.6870	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0844	229.4	0.0146		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0844		0.0320		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7495	0.6774	0.8216	694.2	468.9	1329.8
2		0.8338	0.8205	0.8472	150.0	132.8	172.3
Diff (1-2)	Pooled	-0.0844	-0.1133	-0.0554	229.4	203.9	262.3
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0844	-0.1570	-0.0117			

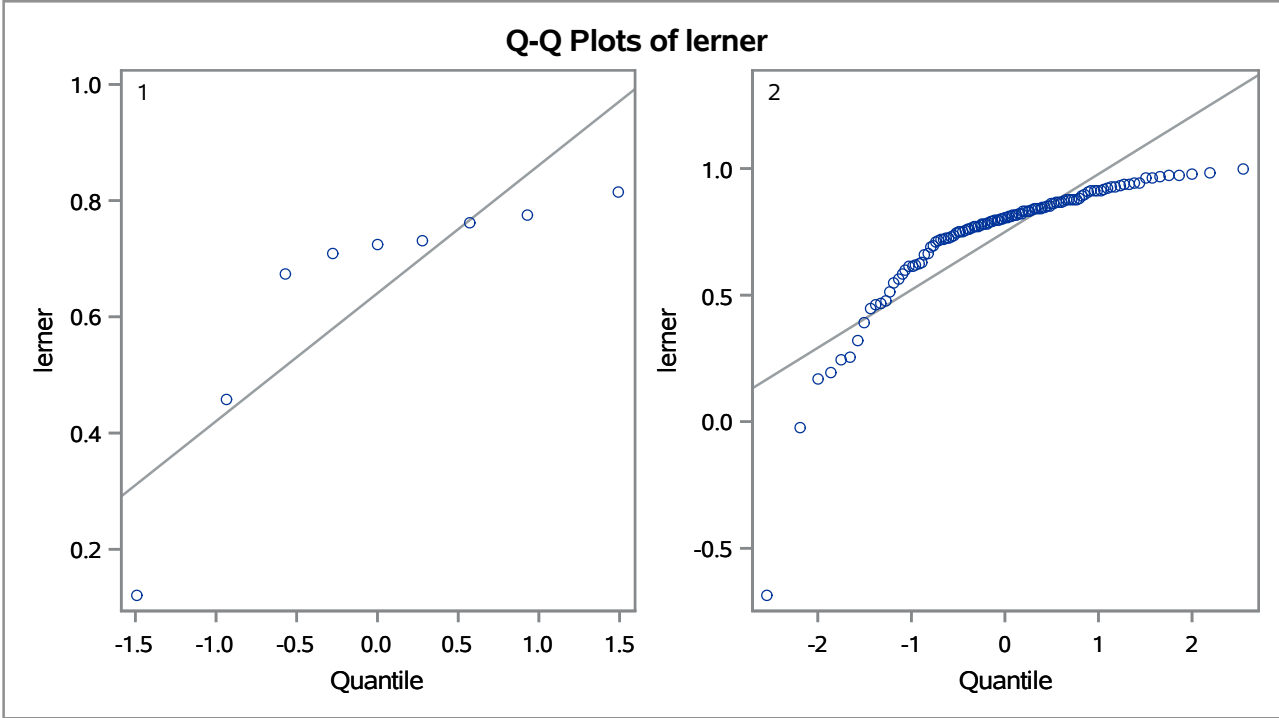
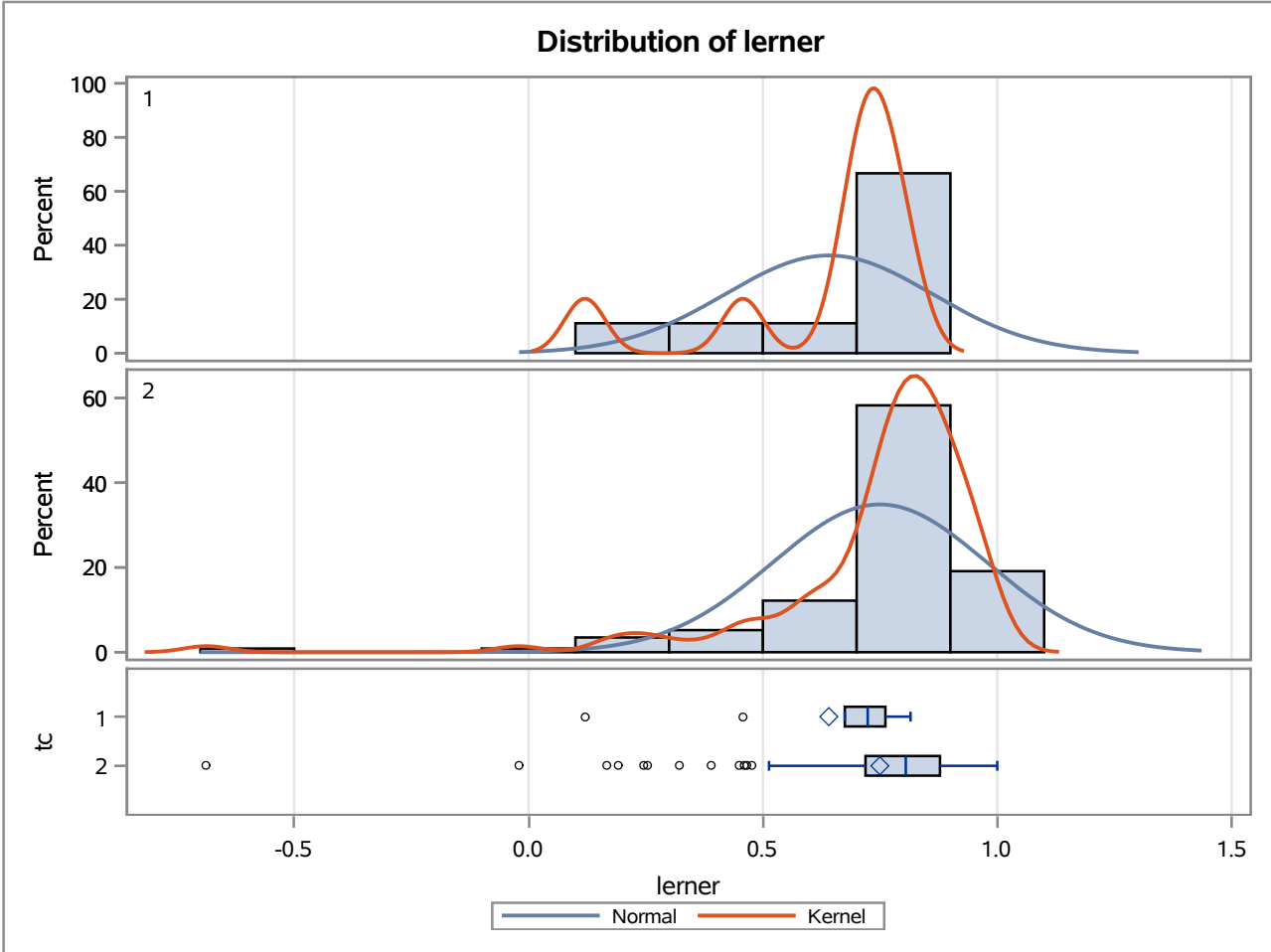
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	122	-5.77	<.0001
Satterthwaite	Unequal	8.7645	-2.64	0.0276

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	8	114	21.42	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR11



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN11

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7524	606.3	0.0265	0.1678	0.9365
2		110	0.8396	140.6	0.00621	-0.1605	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0872	215.2	0.0134		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0872		0.0273		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7524	0.6924	0.8125	606.3	417.0	1106.8
2		0.8396	0.8273	0.8519	140.6	124.2	162.1
Diff (1-2)	Pooled	-0.0872	-0.1137	-0.0607	215.2	190.9	246.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0872	-0.1479	-0.0265			

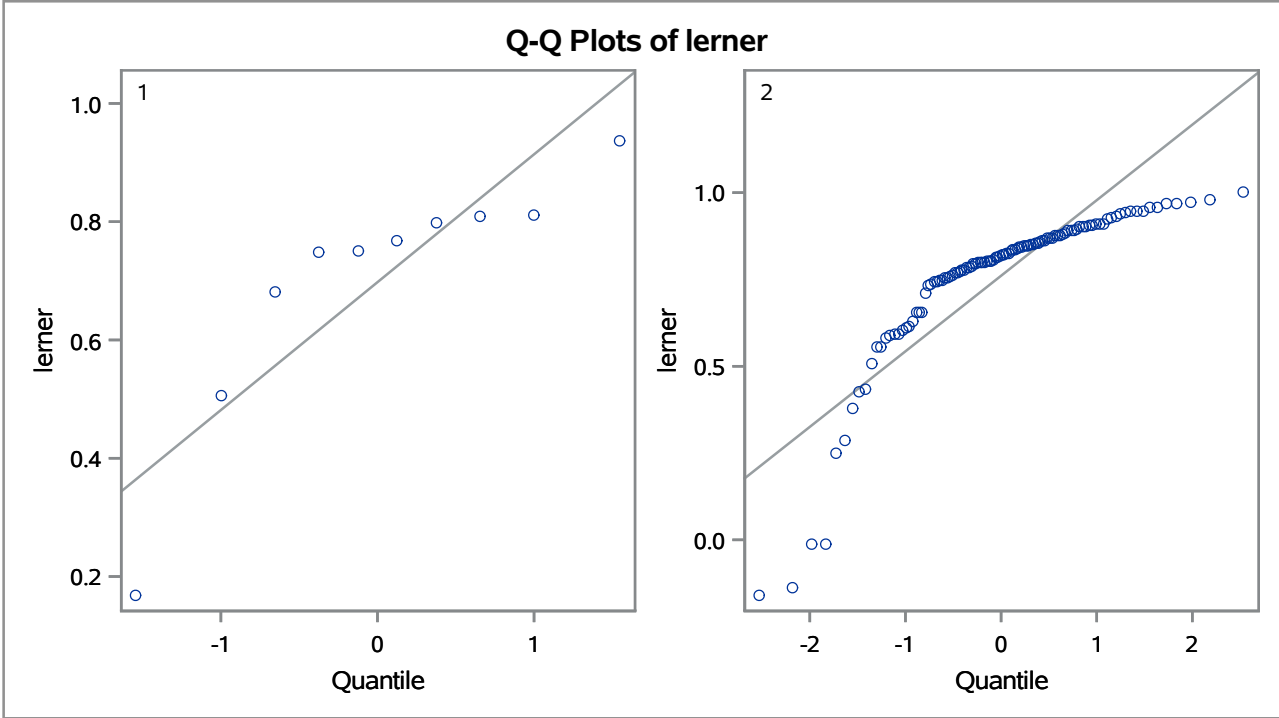
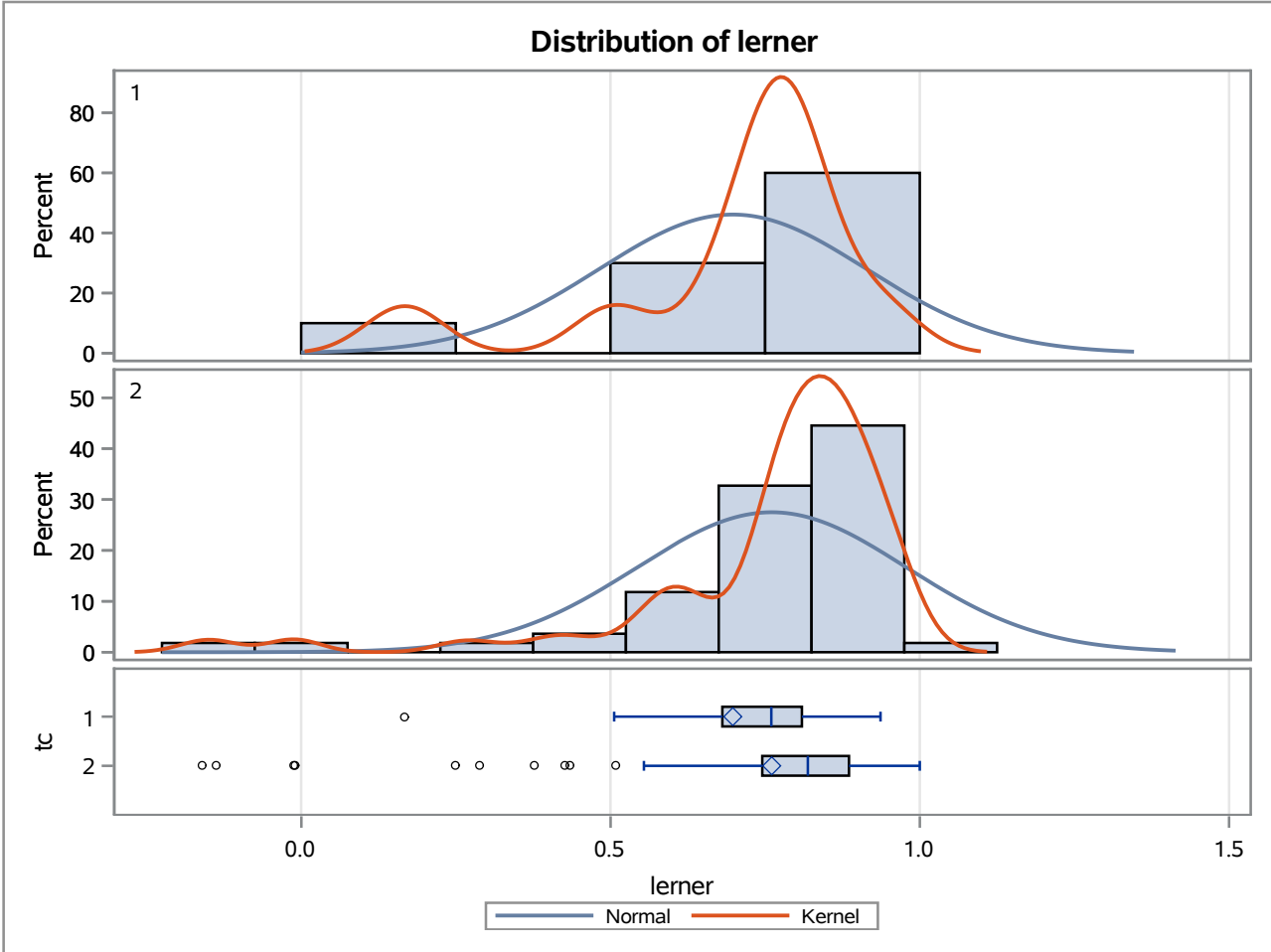
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	118	-6.52	<.0001
Satterthwaite	Unequal	10.009	-3.20	0.0095

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	109	18.59	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN11



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP11

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		9	0.7776	472.3	0.0201	0.2271	0.8280
2		108	0.8573	132.7	0.00572	-0.2091	0.9999
Diff (1-2)	Pooled		-0.0797	178.6	0.0108		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0797		0.0209		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7776	0.7313	0.8239	472.3	319.0	904.9
2		0.8573	0.8459	0.8686	132.7	117.0	153.2
Diff (1-2)	Pooled	-0.0797	-0.1011	-0.0582	178.6	158.2	205.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0797	-0.1266	-0.0327			

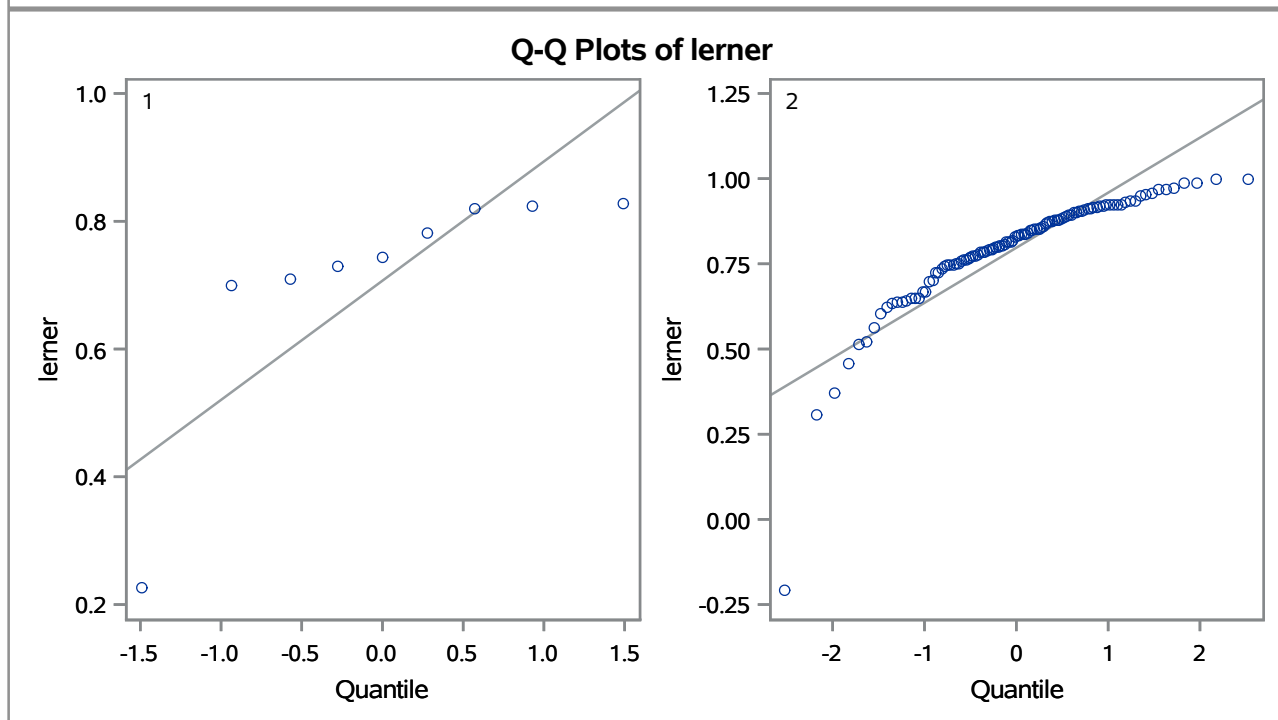
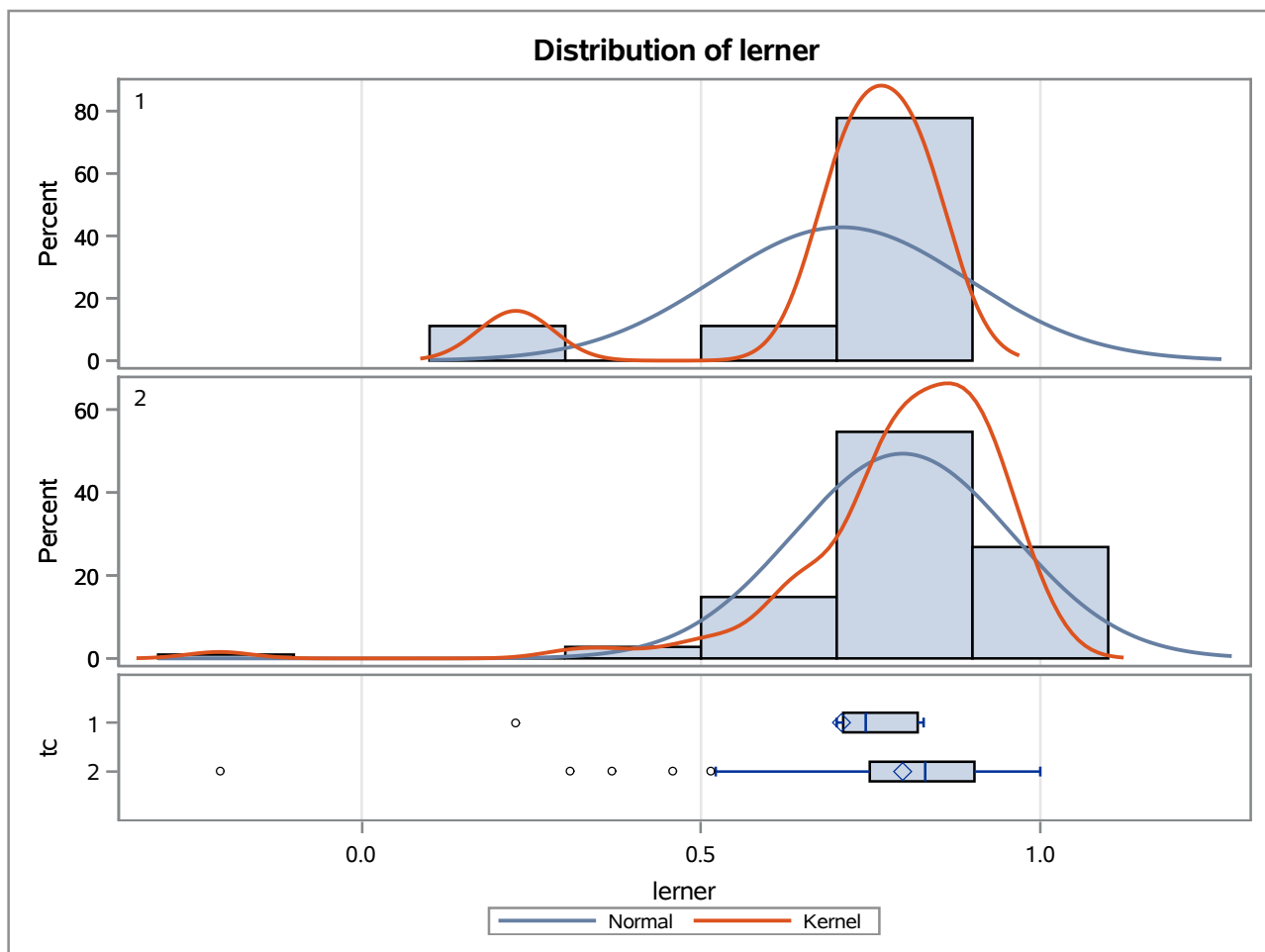
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	115	-7.37	<.0001
Satterthwaite	Unequal	9.3458	-3.82	0.0038

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	8	107	12.67	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP11



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC11

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		9	0.7580	551.9	0.0226	0.2601	0.8382
2		103	0.8507	152.6	0.00649	0.00135	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0927	209.2	0.0124		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0927		0.0235		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7580	0.7059	0.8101	551.9	372.8	1057.3
2		0.8507	0.8378	0.8636	152.6	134.3	176.9
Diff (1-2)	Pooled	-0.0927	-0.1172	-0.0682	209.2	184.8	241.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0927	-0.1456	-0.0398			

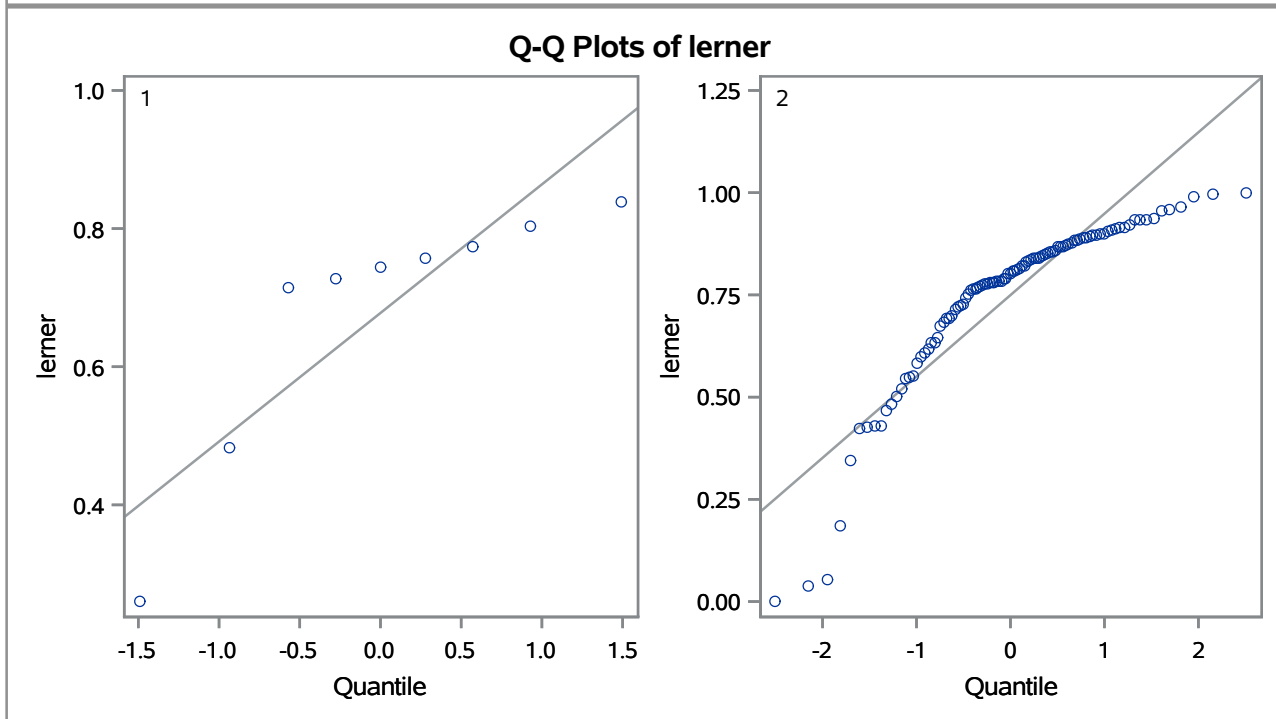
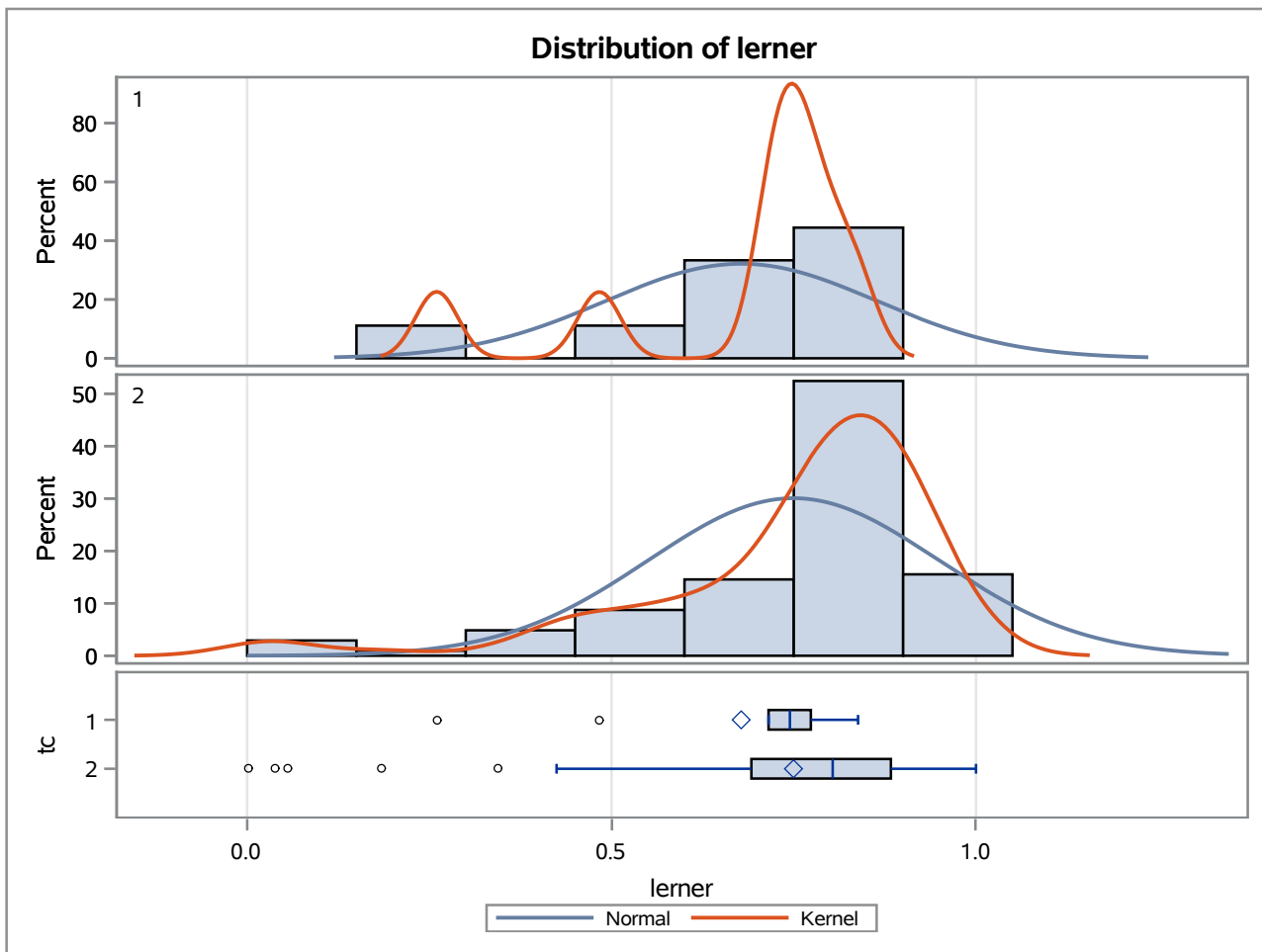
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	110	-7.51	<.0001
Satterthwaite	Unequal	9.3708	-3.94	0.0031

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	8	102	13.07	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC11



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR12

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7543	740.3	0.0297	-0.2977	0.8099
2		104	0.8465	162.9	0.00684	-0.1095	0.9744
Diff (1-2)	Pooled		-0.0922	261.6	0.0152		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0922		0.0305		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7543	0.6871	0.8215	740.3	509.2	1351.5
2		0.8465	0.8329	0.8600	162.9	143.3	188.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.0922	-0.1223	-0.0621	261.6	231.4	301.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0922	-0.1601	-0.0243			

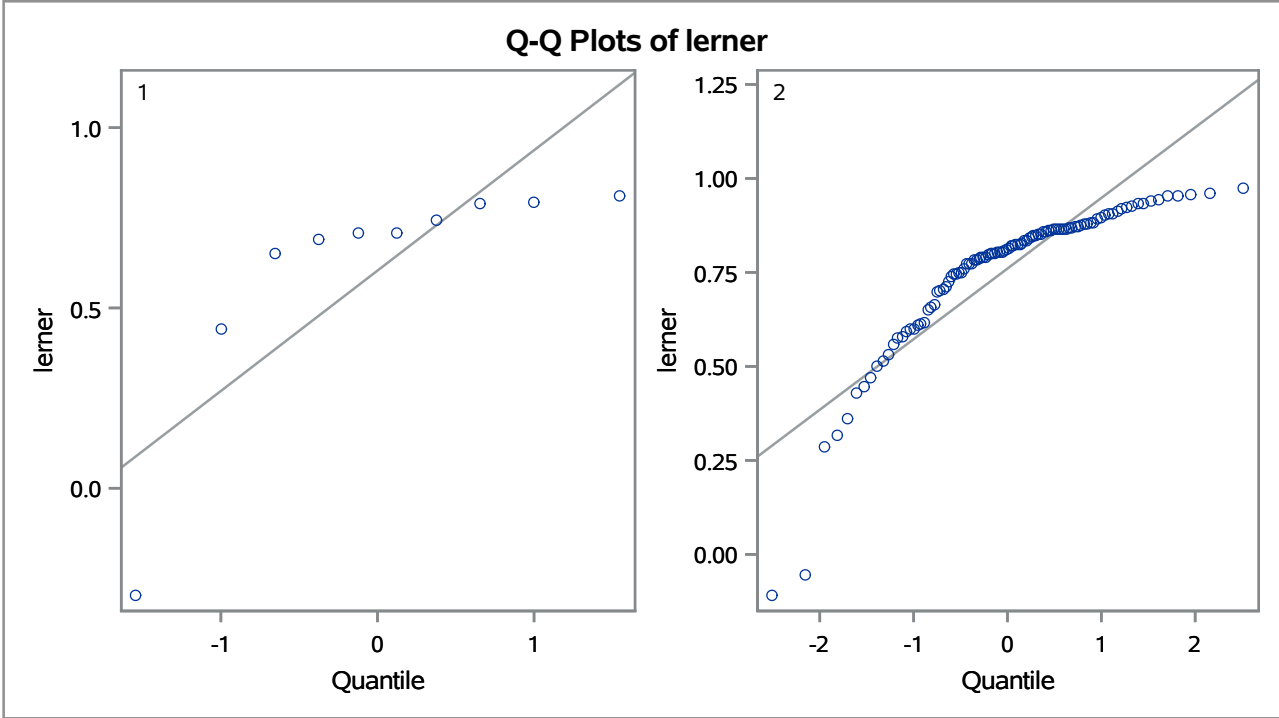
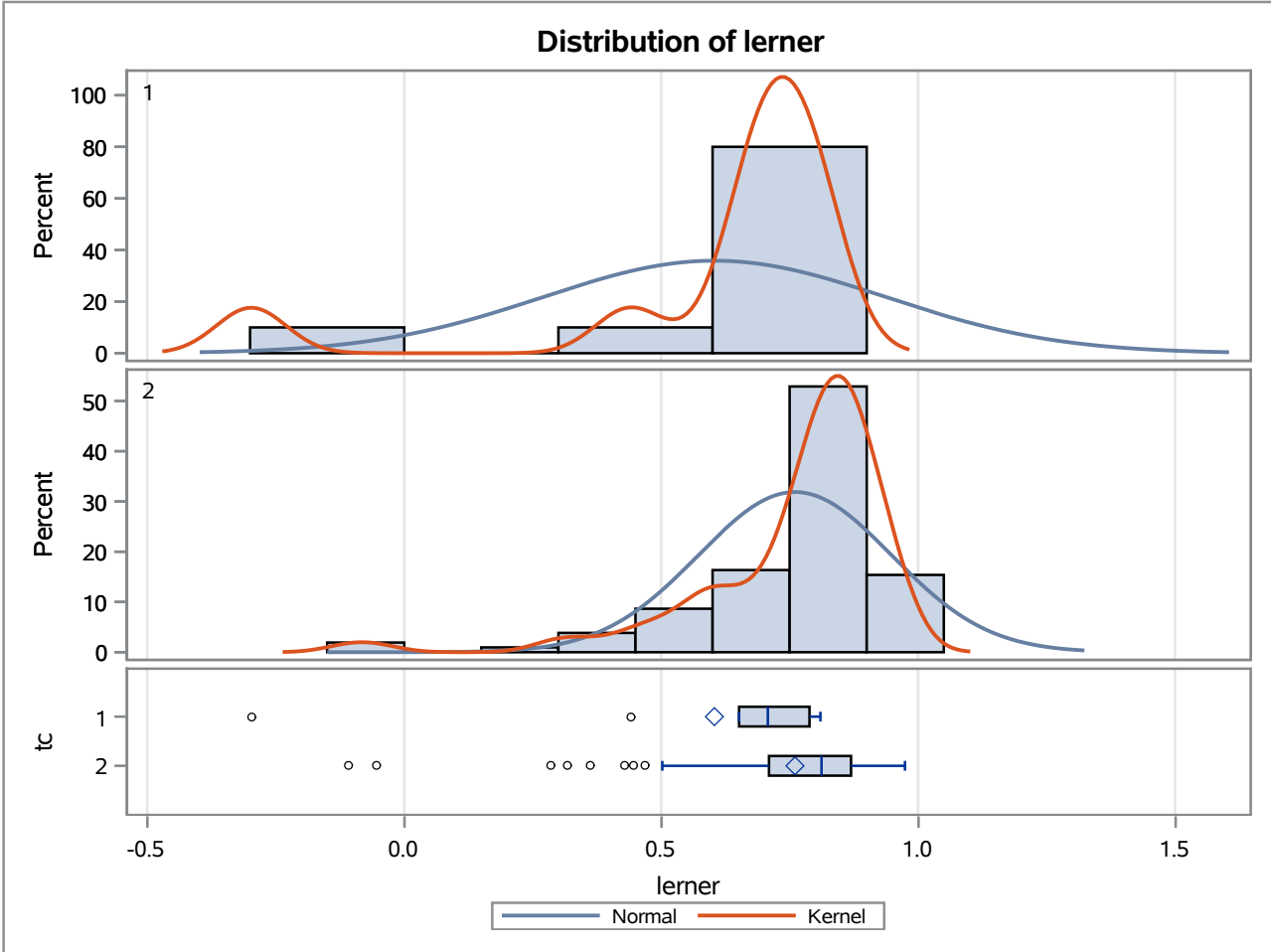
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	112	-6.07	<.0001
Satterthwaite	Unequal	9.9786	-3.03	0.0128

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	103	20.66	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR12



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN12

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7325	561.9	0.0217	0.1220	0.8006
2		105	0.8587	162.3	0.00678	-0.4886	0.9787
Diff (1-2)	Pooled		-0.1262	222.3	0.0126		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1262		0.0227		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7325	0.6835	0.7816	561.9	386.5	1025.7
2		0.8587	0.8453	0.8721	162.3	142.9	187.8
Diff (1-2)	Pooled	-0.1262	-0.1512	-0.1011	222.3	196.7	255.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1262	-0.1763	-0.0761			

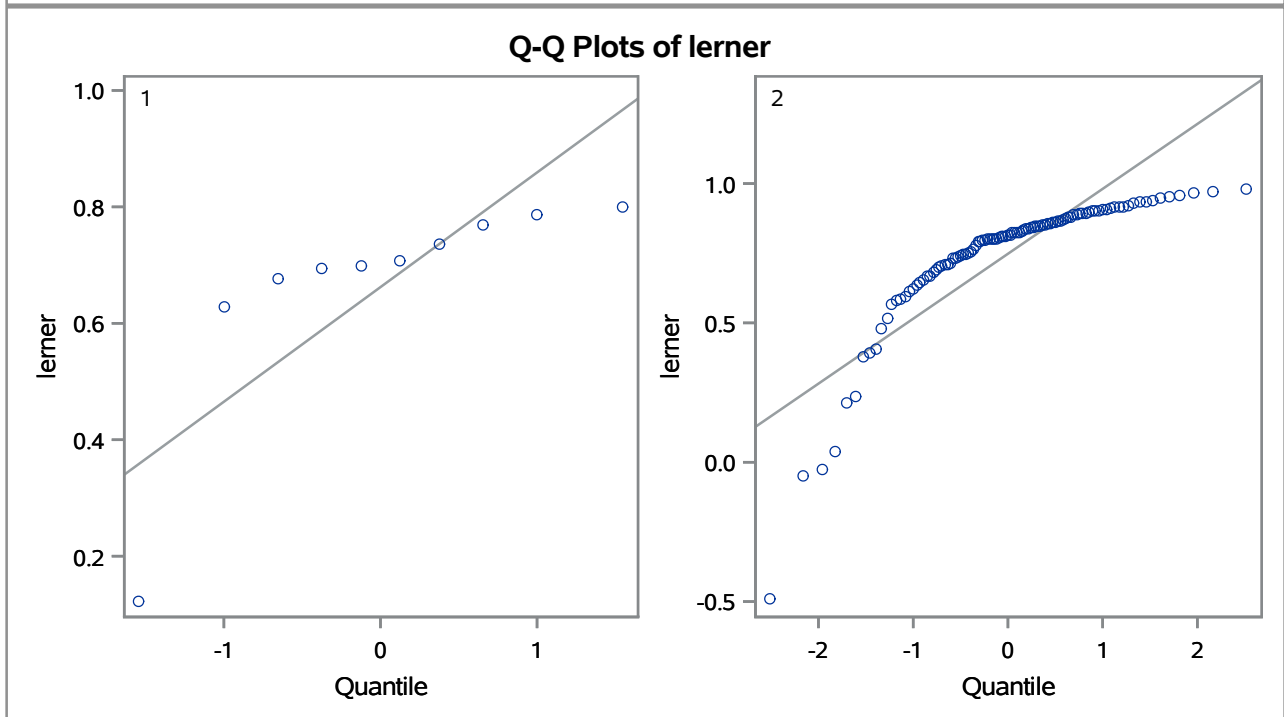
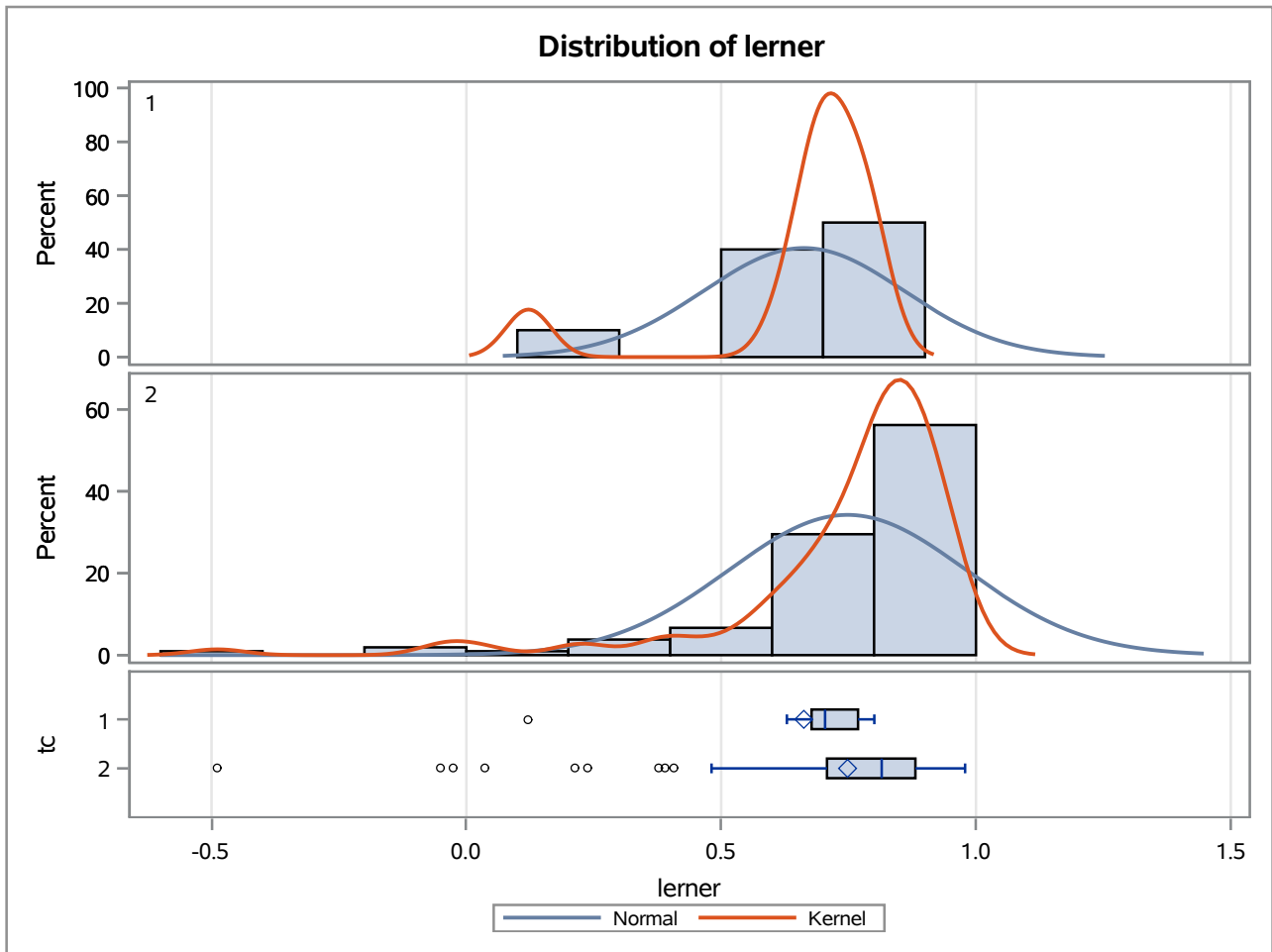
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	113	-9.98	<.0001
Satterthwaite	Unequal	10.837	-5.55	0.0002

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	104	11.98	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN12



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP12

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7385	686.4	0.0257	-0.00877	0.8084
2		105	0.8484	223.0	0.00922	-0.9031	0.9865
Diff (1-2)	Pooled		-0.1099	288.6	0.0161		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1099		0.0273		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7385	0.6804	0.7967	686.4	472.1	1253.0
2		0.8484	0.8302	0.8667	223.0	196.4	258.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.1099	-0.1418	-0.0780	288.6	255.4	331.8
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1099	-0.1697	-0.0501			

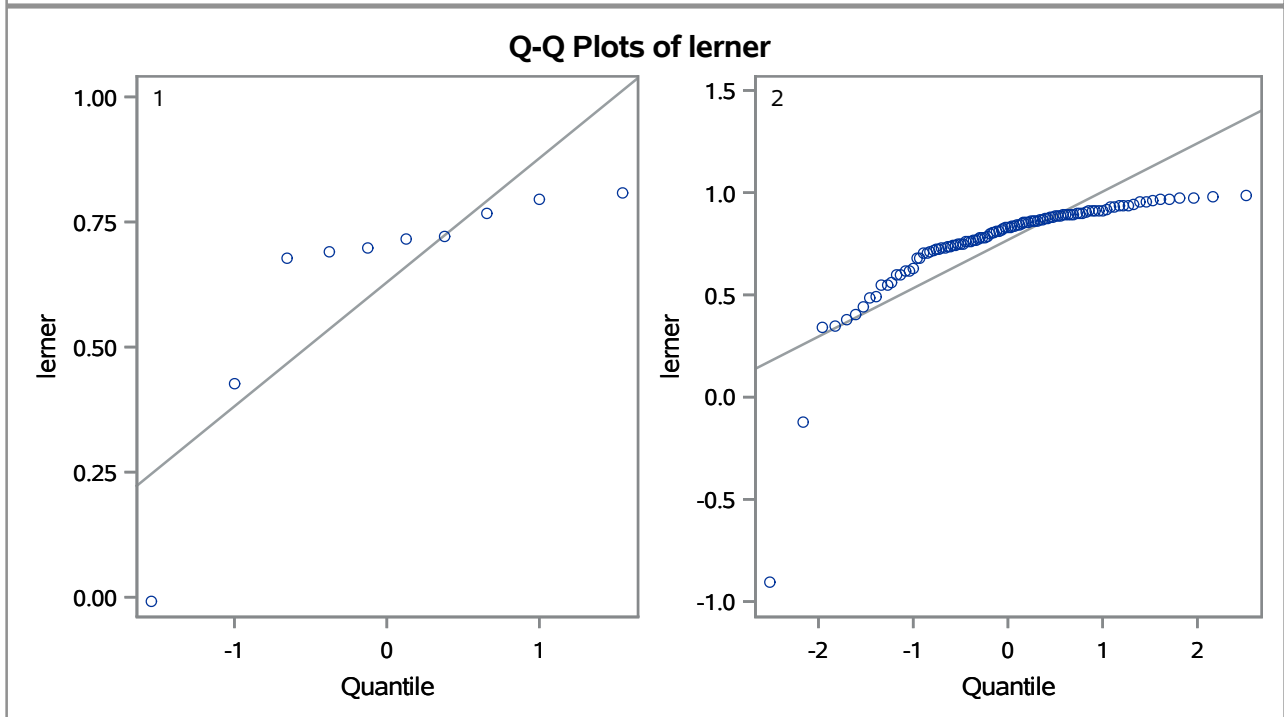
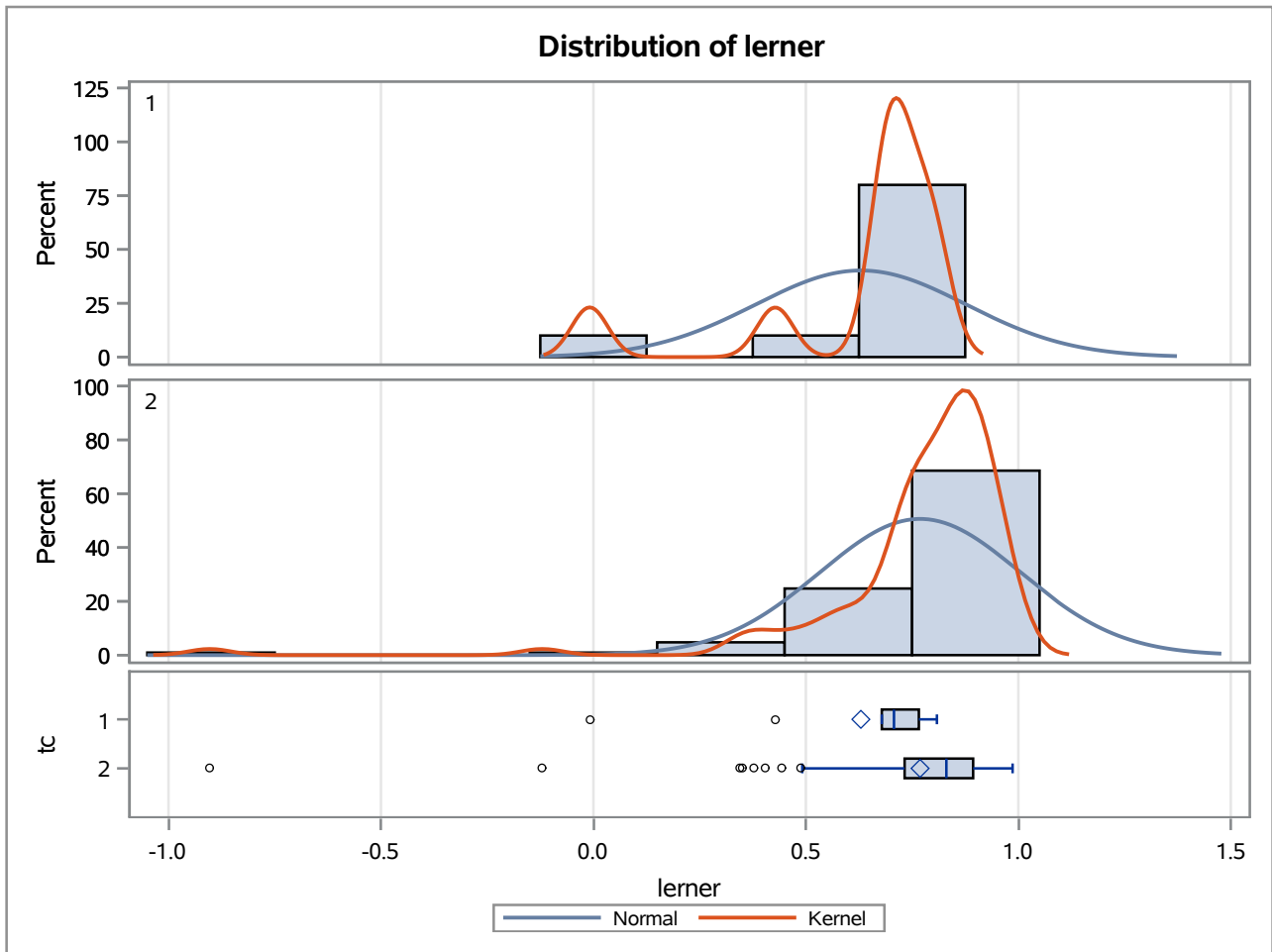
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	113	-6.83	<.0001
Satterthwaite	Unequal	11.448	-4.02	0.0018

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	104	9.47	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP12



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC12

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7187	752.4	0.0269	-0.3646	0.7753
2		98	0.8297	254.9	0.0105	-0.9513	0.9909
Diff (1-2)	Pooled		-0.1109	327.9	0.0179		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1109		0.0289		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7187	0.6578	0.7796	752.4	517.6	1373.7
2		0.8297	0.8089	0.8504	254.9	223.5	296.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.1109	-0.1464	-0.0755	327.9	289.1	378.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1109	-0.1739	-0.0480			

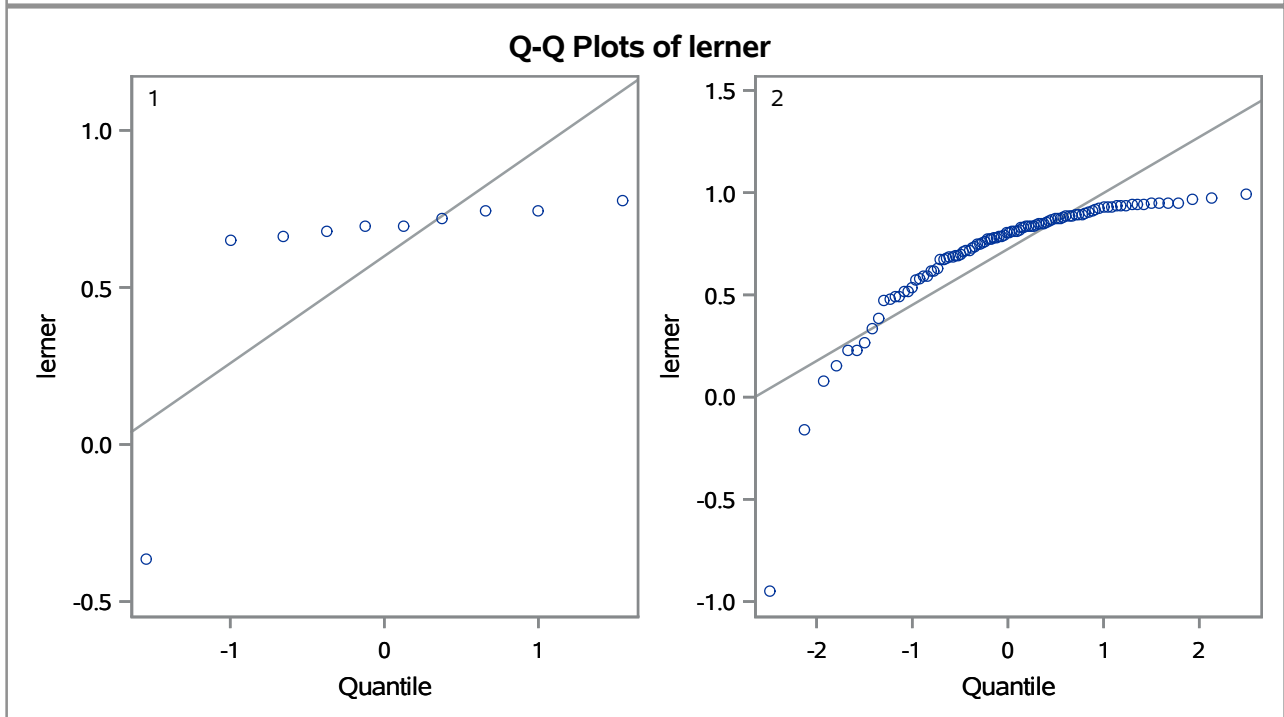
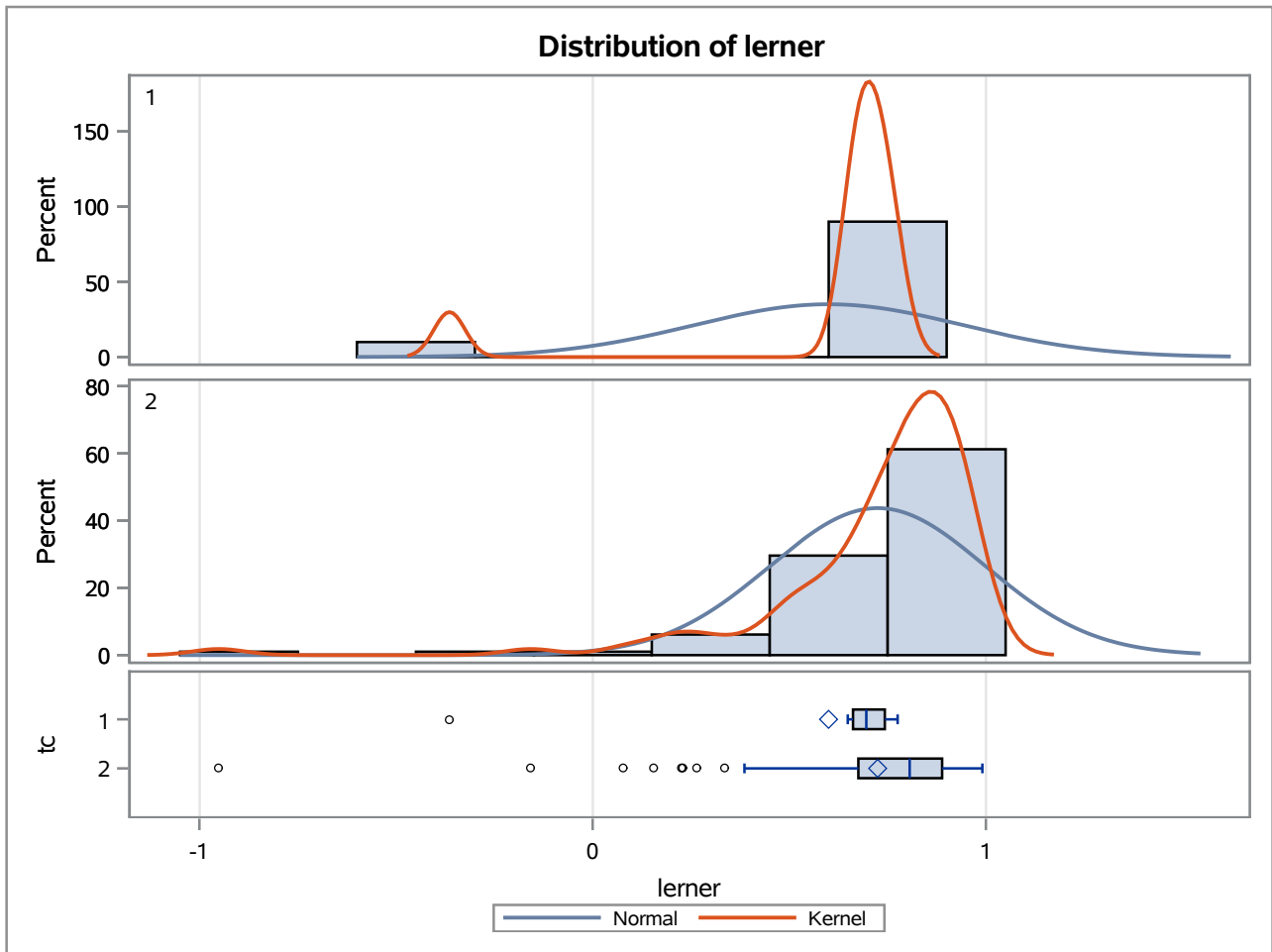
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	106	-6.21	<.0001
Satterthwaite	Unequal	11.904	-3.84	0.0024

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	97	8.72	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC12



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR13

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7147	930.8	0.0325	-0.6864	0.7797
2		99	0.8305	250.6	0.0102	-0.6272	0.9881
Diff (1-2)	Pooled		-0.1159	361.1	0.0193		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1159		0.0340		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7147	0.6412	0.7881	930.8	640.2	1699.3
2		0.8305	0.8103	0.8507	250.6	219.9	291.4
Diff (1-2)	Pooled	-0.1159	-0.1542	-0.0775	361.1	318.5	416.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1159	-0.1909	-0.0409			

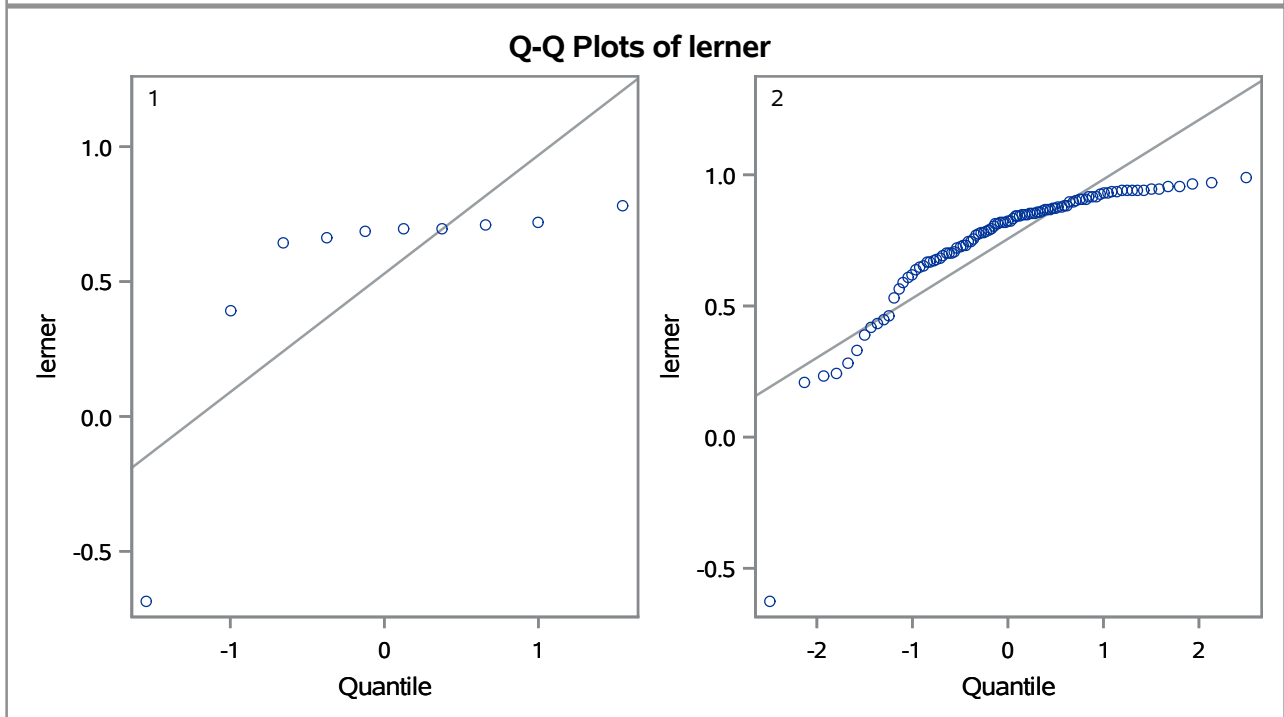
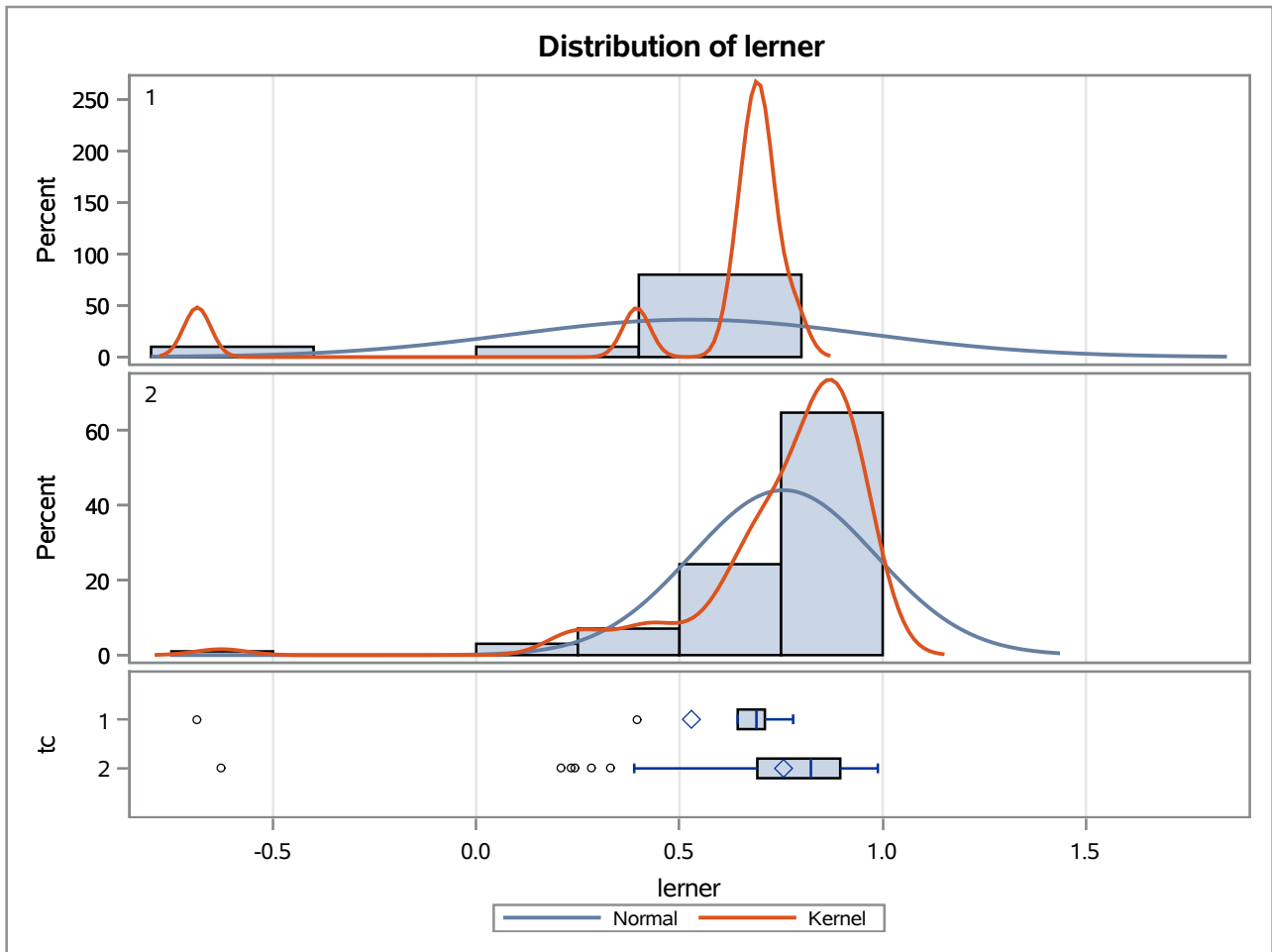
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	107	-5.99	<.0001
Satterthwaite	Unequal	10.847	-3.41	0.0060

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	98	13.79	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR13



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN13

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7155	617.2	0.0206	-0.3874	0.7739
2		100	0.8482	229.6	0.00925	-0.2385	0.9974
Diff (1-2)	Pooled		-0.1327	283.0	0.0148		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1327		0.0226		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7155	0.6688	0.7622	617.2	424.6	1126.8
2		0.8482	0.8298	0.8665	229.6	201.6	266.7
Diff (1-2)	Pooled	-0.1327	-0.1621	-0.1033	283.0	249.7	326.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1327	-0.1816	-0.0838			

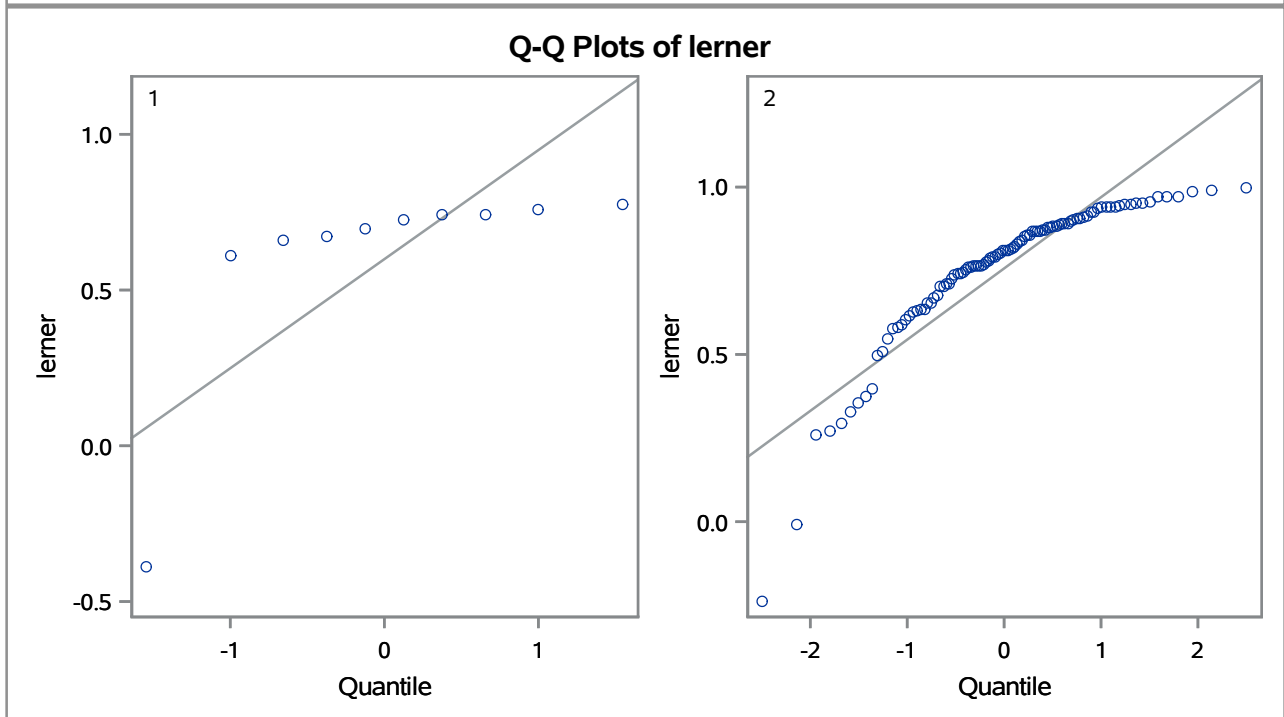
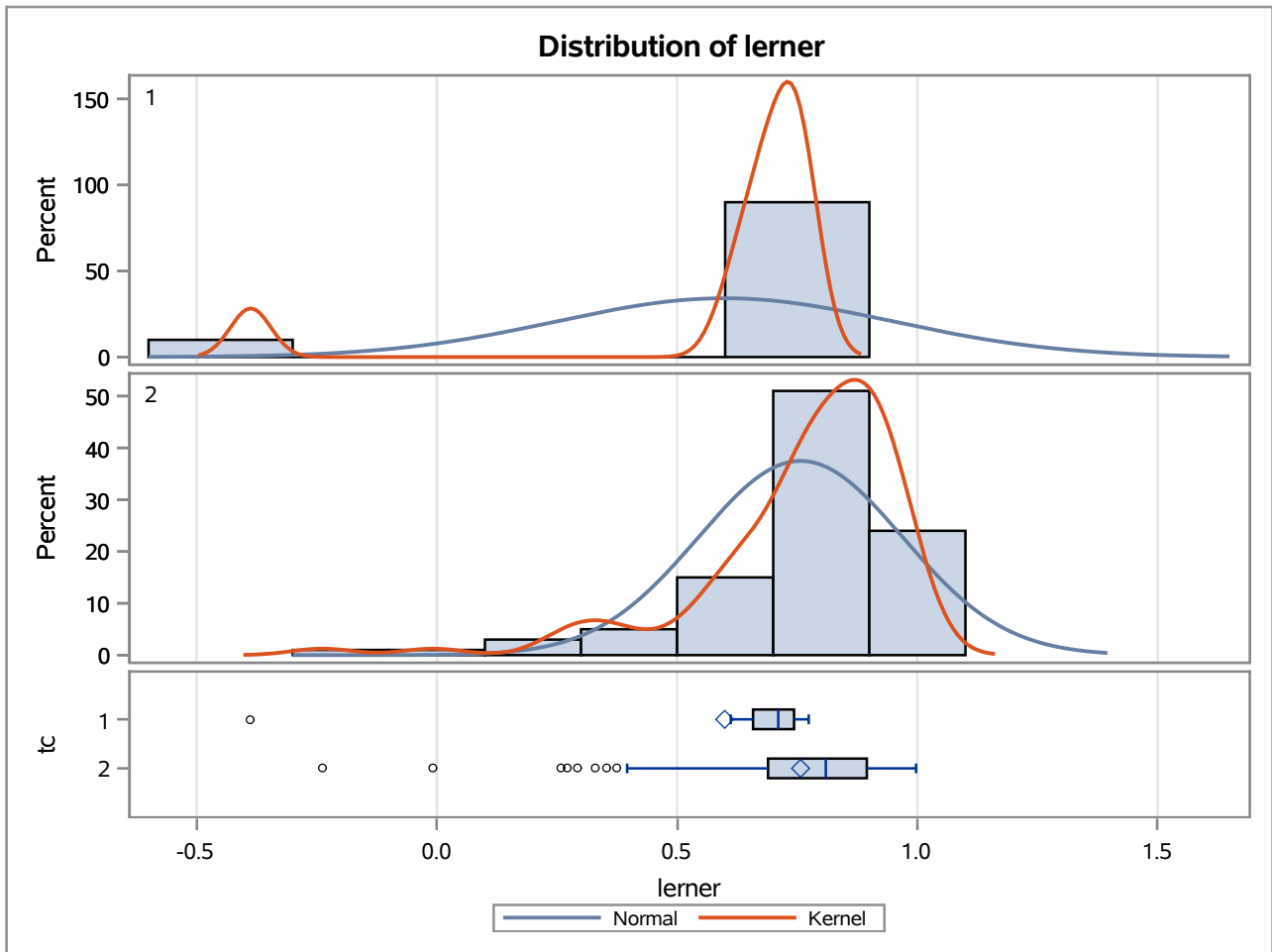
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	108	-8.96	<.0001
Satterthwaite	Unequal	12.925	-5.87	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	99	7.23	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN13



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP13

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7750	658.6	0.0215	-0.2333	0.8663
2		95	0.8428	253.0	0.0101	-0.0718	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		-0.0677	310.4	0.0160		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0677		0.0238		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7750	0.7264	0.8237	658.6	453.0	1202.3
2		0.8428	0.8227	0.8628	253.0	221.4	295.2
Diff (1-2)	Pooled	-0.0677	-0.0995	-0.0360	310.4	273.1	359.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0677	-0.1189	-0.0165			

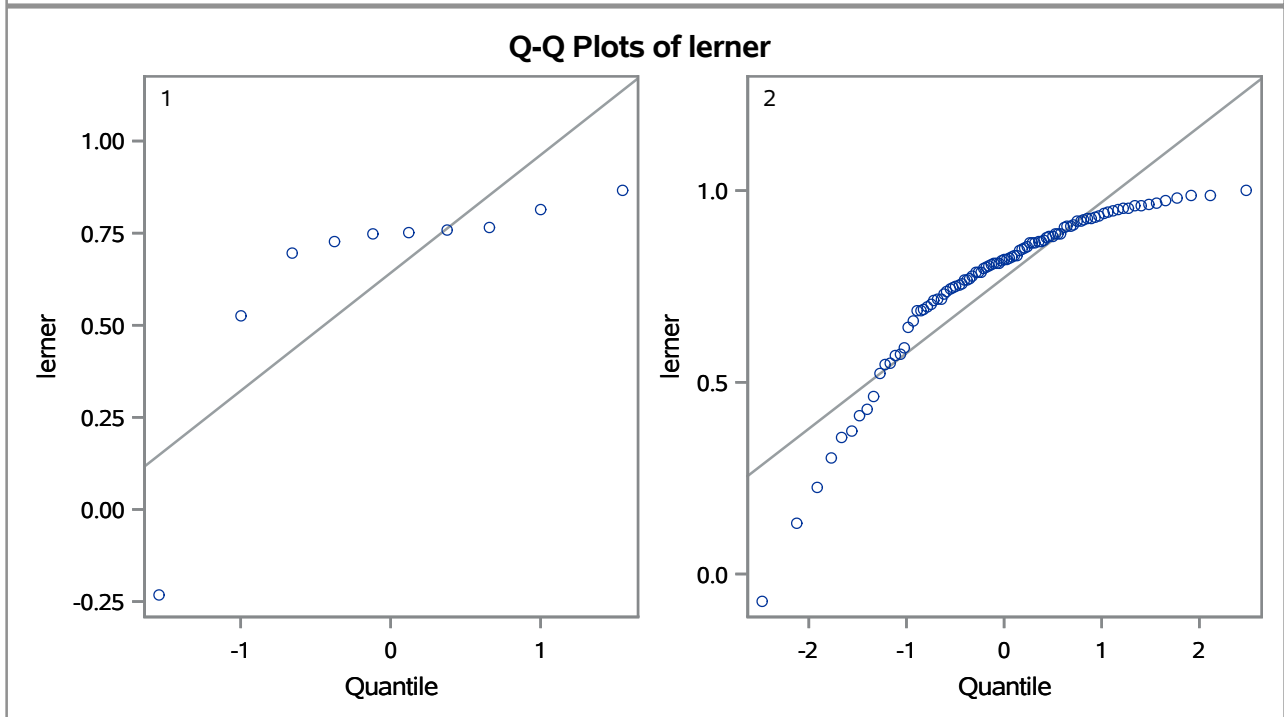
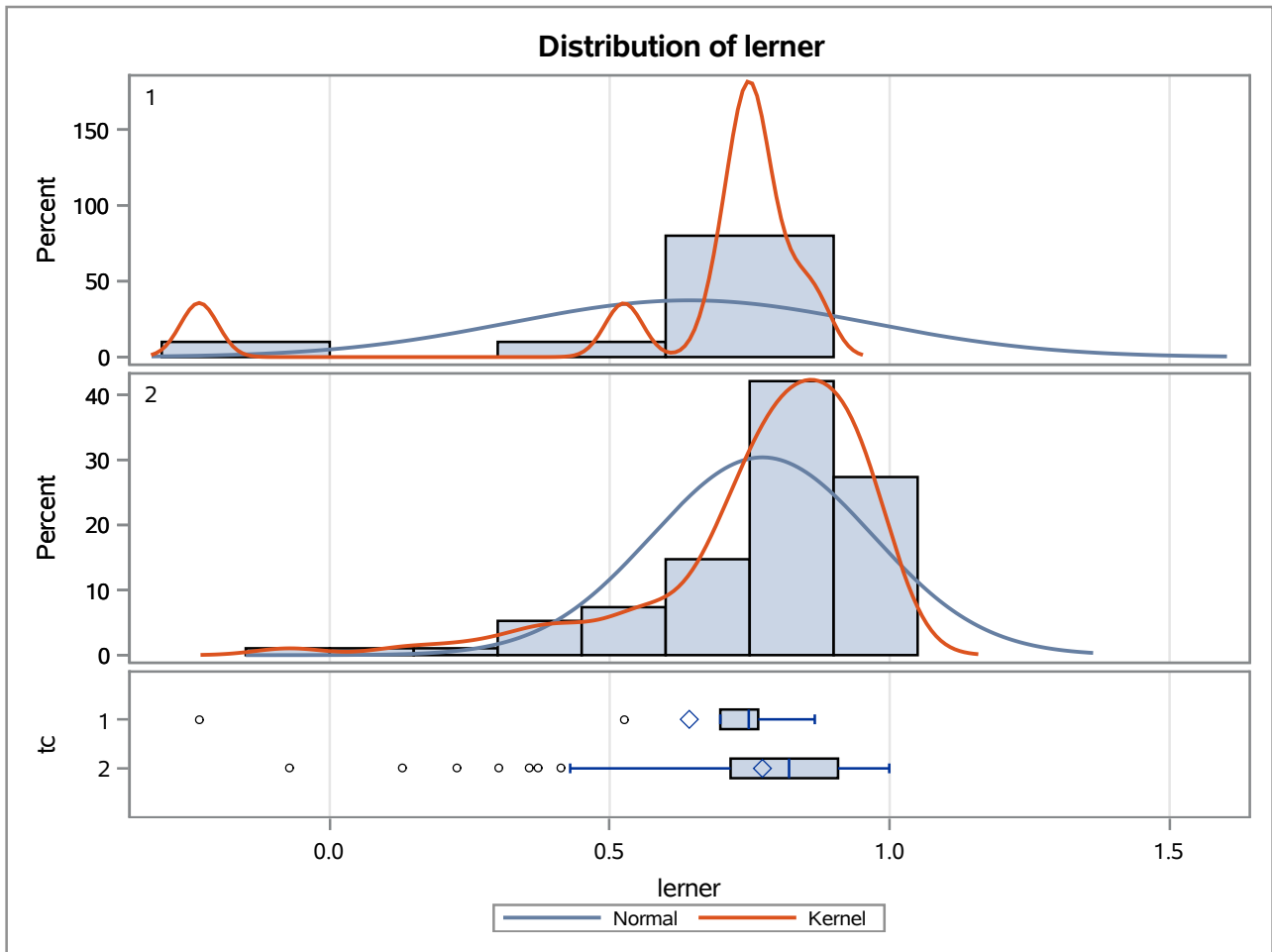
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	103	-4.23	<.0001
Satterthwaite	Unequal	13.333	-2.85	0.0134

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	94	6.78	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP13



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC13

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7809	613.2	0.0194	-0.2367	0.8425
2		97	0.8494	224.6	0.00881	-0.4341	0.9951
Diff (1-2)	Pooled		-0.0686	279.9	0.0141		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0686		0.0213		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7809	0.7370	0.8247	613.2	421.7	1119.4
2		0.8494	0.8319	0.8669	224.6	196.9	261.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.0686	-0.0965	-0.0406	279.9	246.6	323.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0686	-0.1146	-0.0226			

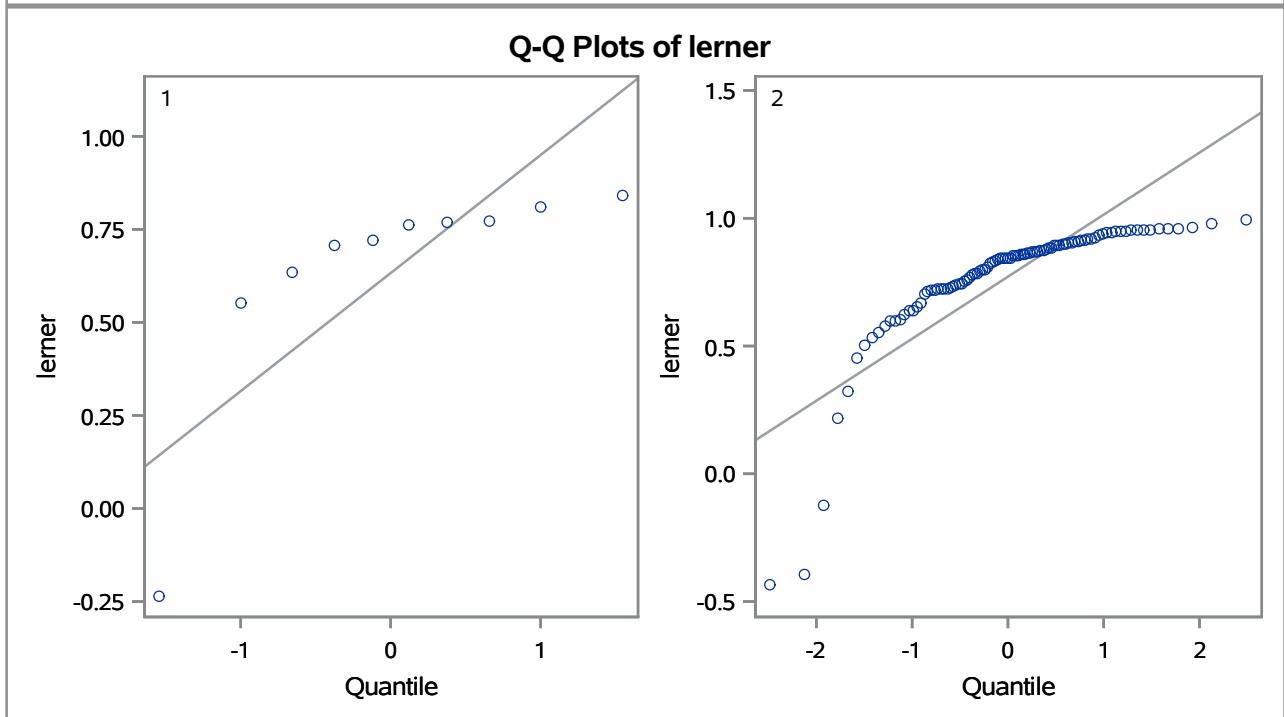
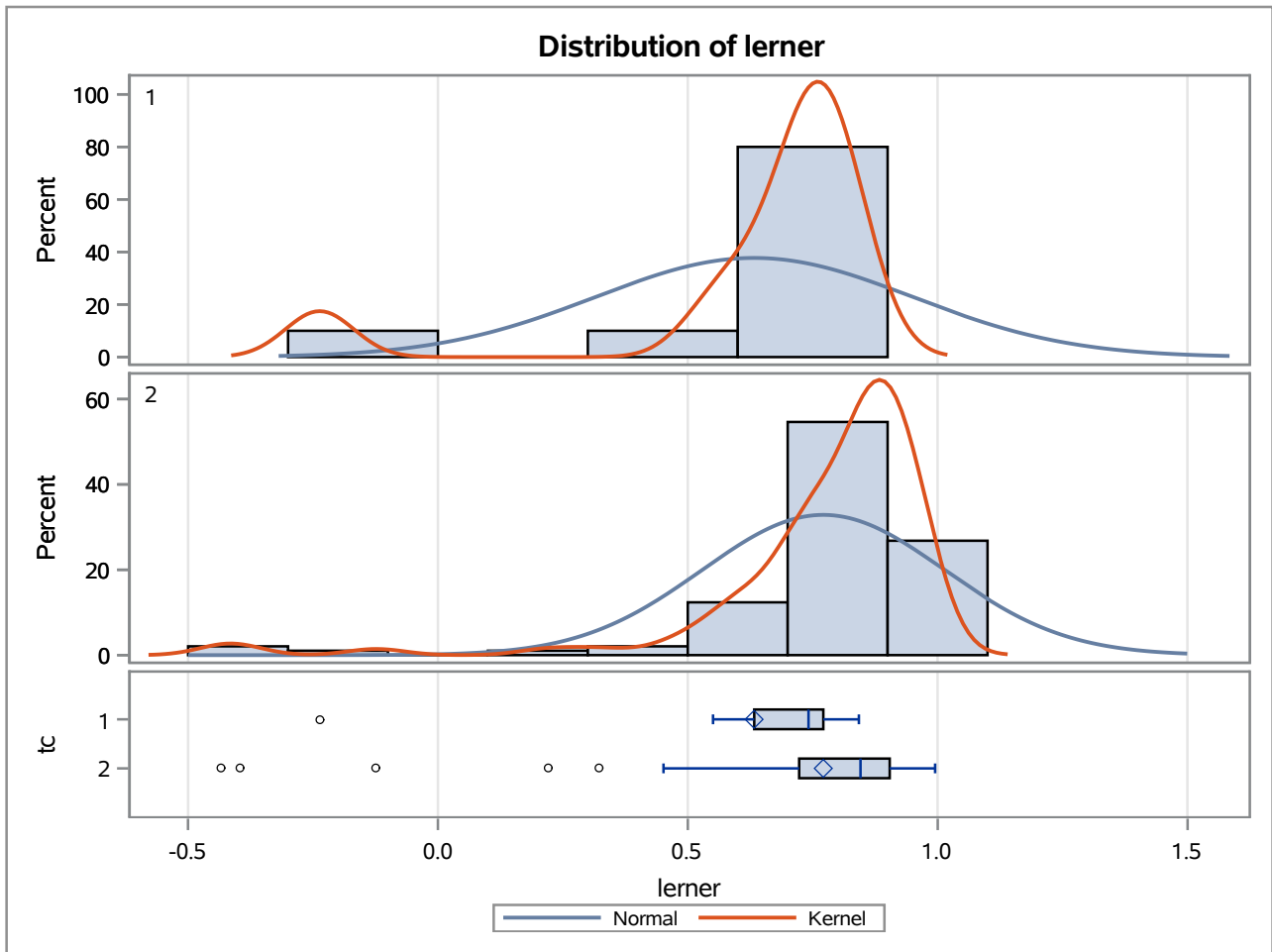
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	105	-4.86	<.0001
Satterthwaite	Unequal	13.05	-3.22	0.0067

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	96	7.45	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC13



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR14

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7947	773.8	0.0240	-0.3584	0.8364
2		98	0.8402	224.4	0.00873	-0.3622	0.9952
Diff (1-2)	Pooled		-0.0456	311.3	0.0155		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0456		0.0256		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7947	0.7403	0.8490	773.8	532.3	1412.7
2		0.8402	0.8229	0.8575	224.4	196.8	261.1
Diff (1-2)	Pooled	-0.0456	-0.0763	-0.0148	311.3	274.5	359.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0456	-0.1015	0.0104			

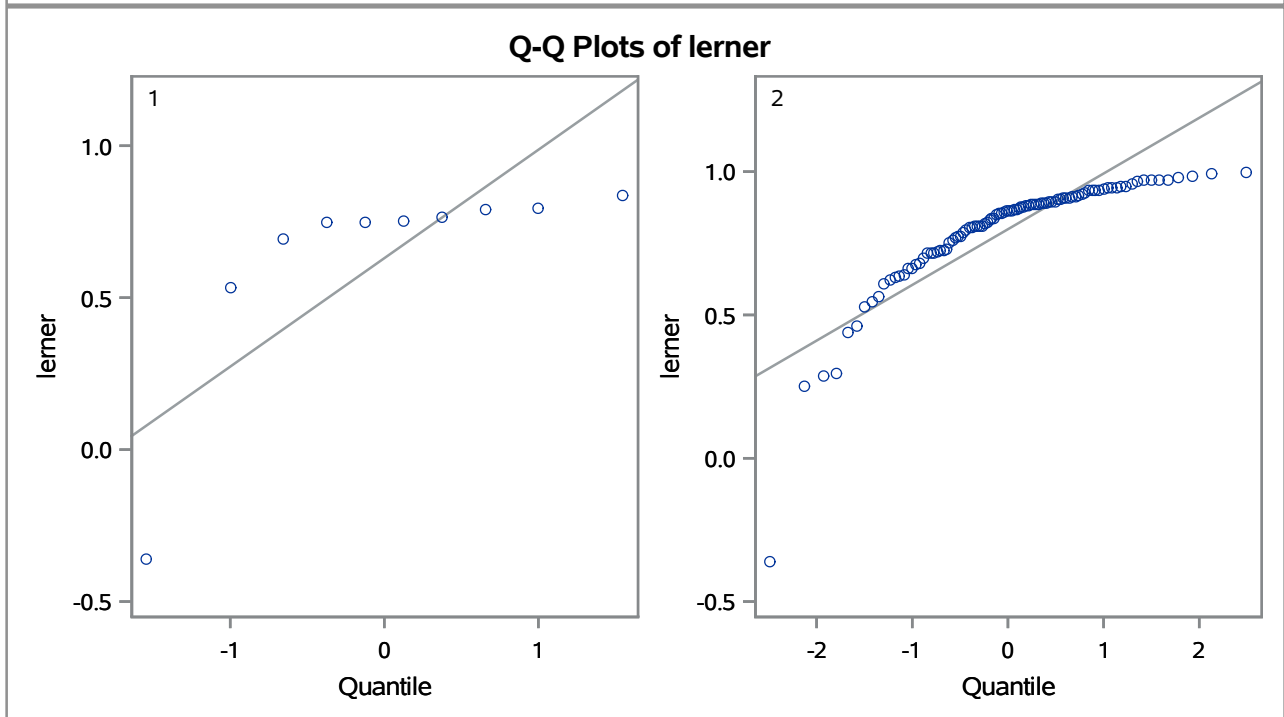
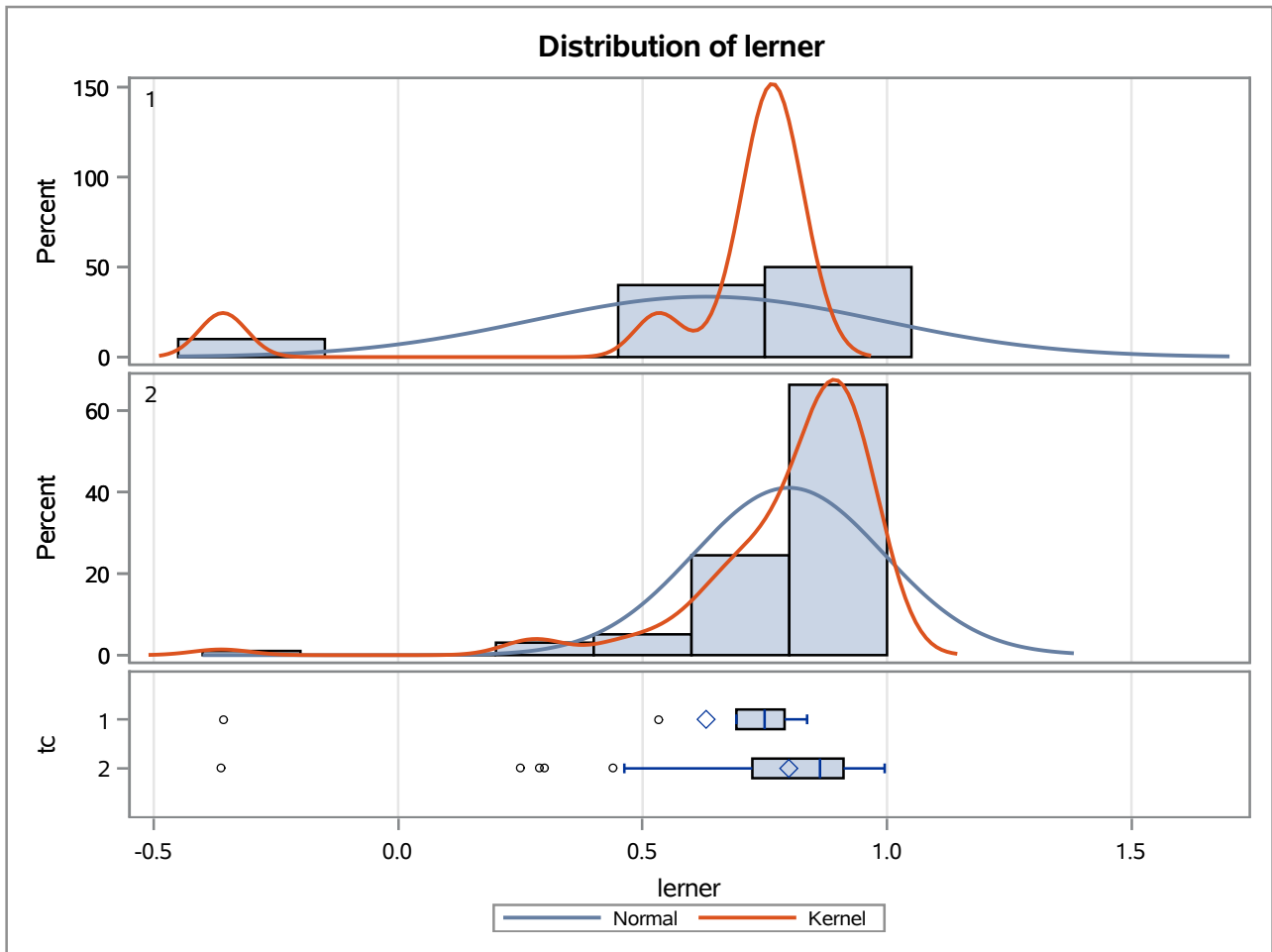
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	106	-2.94	0.0040
Satterthwaite	Unequal	11.515	-1.78	0.1010

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	97	11.89	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR14



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN14

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8163	807.6	0.0245	-0.0696	0.8495
2		90	0.8584	218.7	0.00848	-0.3221	0.9910
Diff (1-2)	Pooled		-0.0421	321.5	0.0158		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0421		0.0259		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8163	0.7610	0.8716	807.6	555.5	1474.3
2		0.8584	0.8416	0.8753	218.7	190.8	256.3
Diff (1-2)	Pooled	-0.0421	-0.0735	-0.0107	321.5	282.1	373.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0421	-0.0989	0.0147			

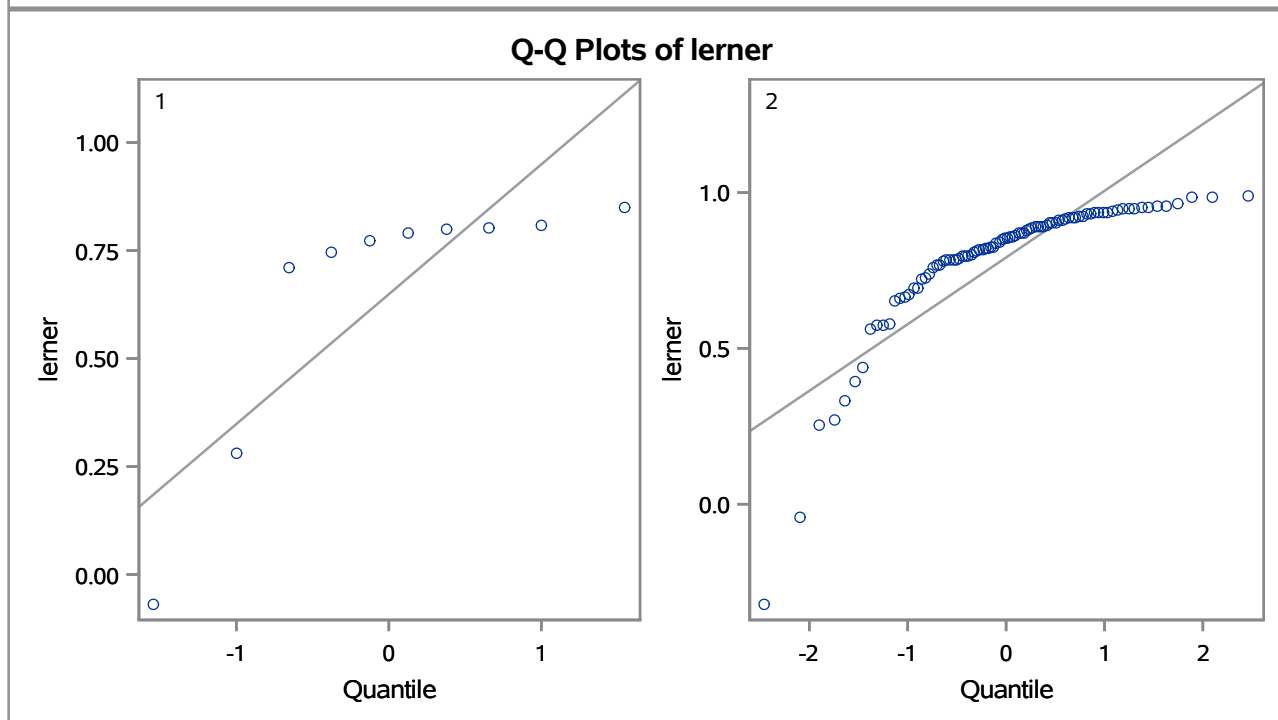
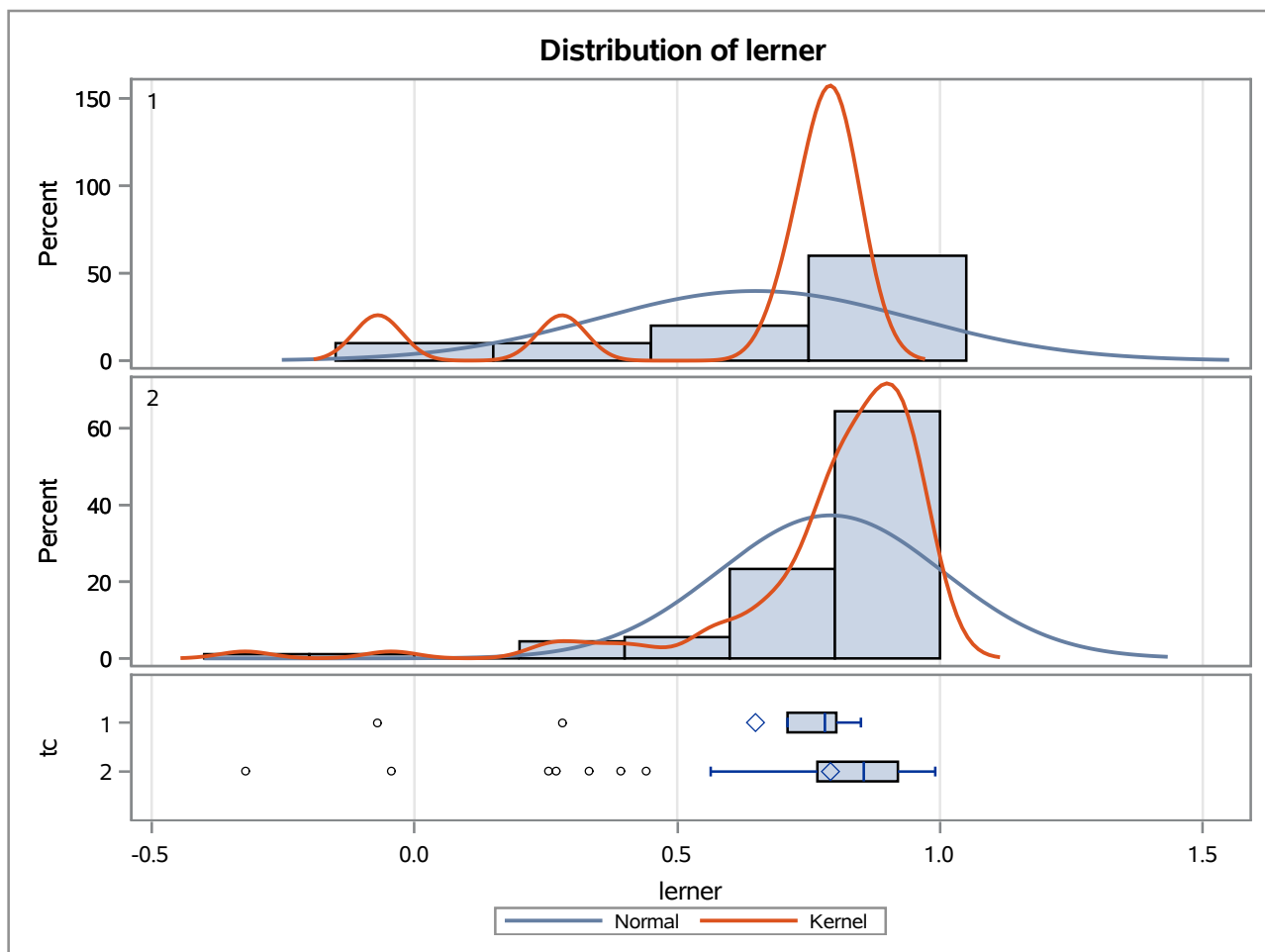
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	98	-2.66	0.0090
Satterthwaite	Unequal	11.276	-1.63	0.1313

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	89	13.63	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN14



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP14

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8303	591.9	0.0176	0.0654	0.8624
2		93	0.8669	229.8	0.00887	0.3319	0.9854
Diff (1-2)	Pooled		-0.0365	281.7	0.0137		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0365		0.0198		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8303	0.7904	0.8702	591.9	407.2	1080.7
2		0.8669	0.8492	0.8845	229.8	200.9	268.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.0365	-0.0638	-0.00930	281.7	247.6	326.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0365	-0.0789	0.00580			

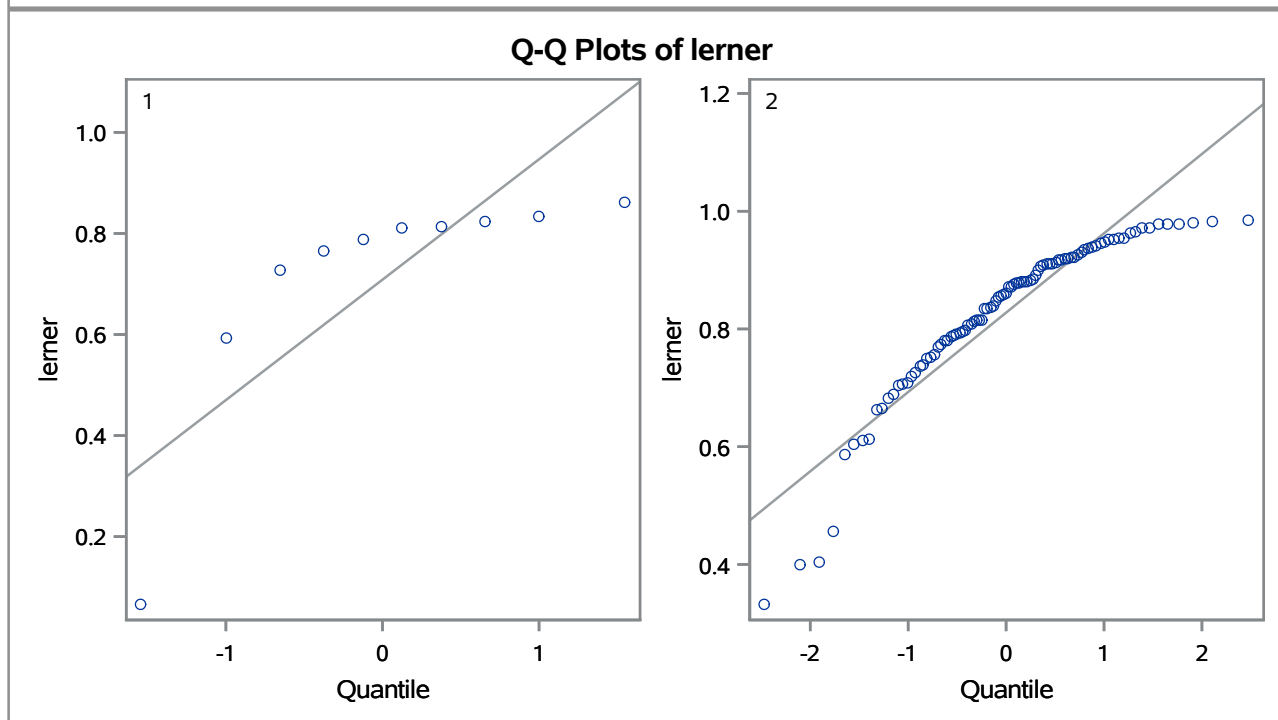
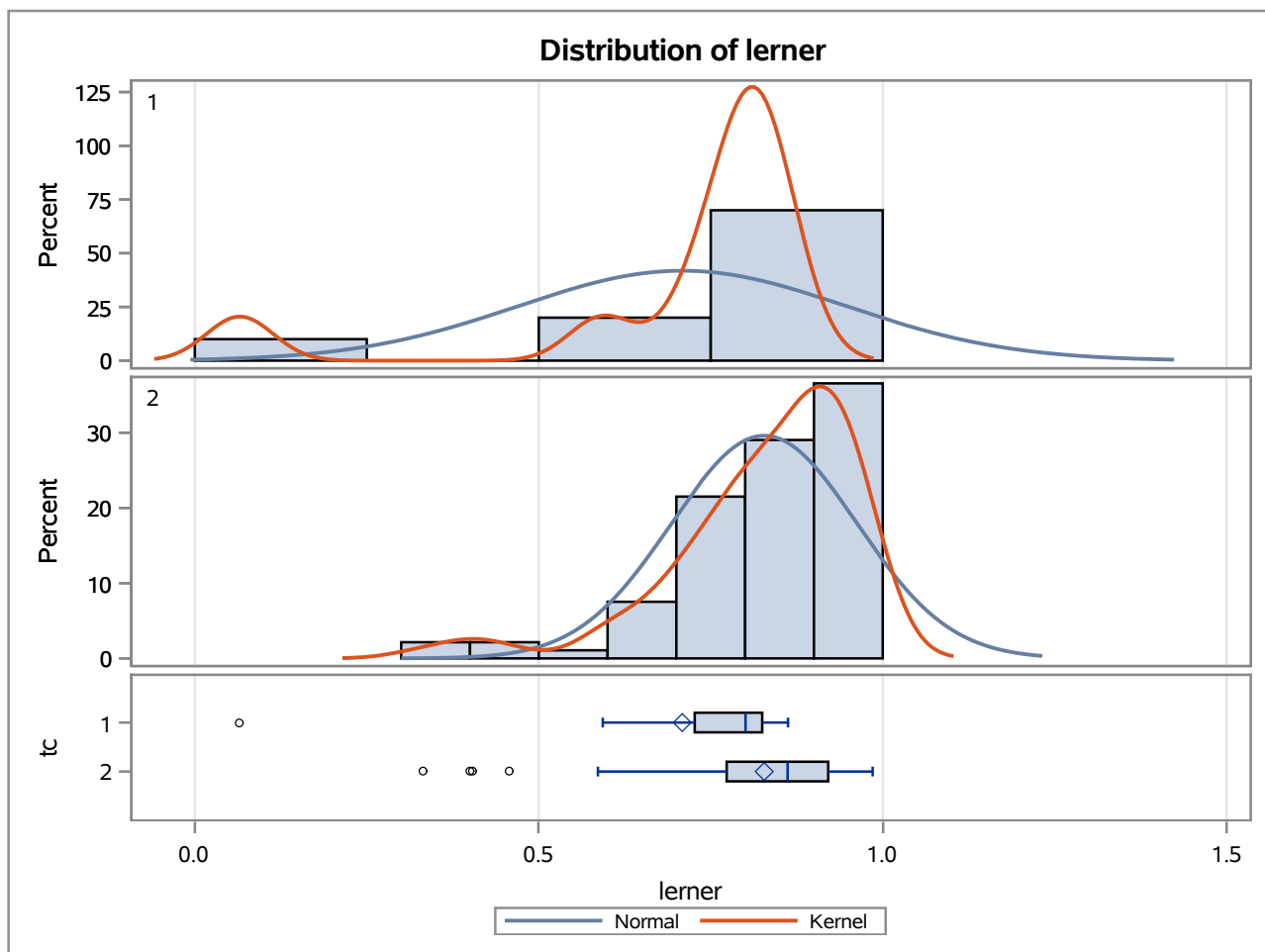
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	101	-2.66	0.0091
Satterthwaite	Unequal	14.039	-1.85	0.0854

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	92	6.63	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP14



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC14

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8315	546.1	0.0160	0.2531	0.8868
2		94	0.8692	213.4	0.00814	0.0935	0.9972
Diff (1-2)	Pooled		-0.0377	260.5	0.0125		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0377		0.0179		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8315	0.7954	0.8676	546.1	375.6	997.0
2		0.8692	0.8530	0.8854	213.4	186.7	249.2
Diff (1-2)	Pooled	-0.0377	-0.0625	-0.0129	260.5	229.1	301.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0377	-0.0761	0.000648			

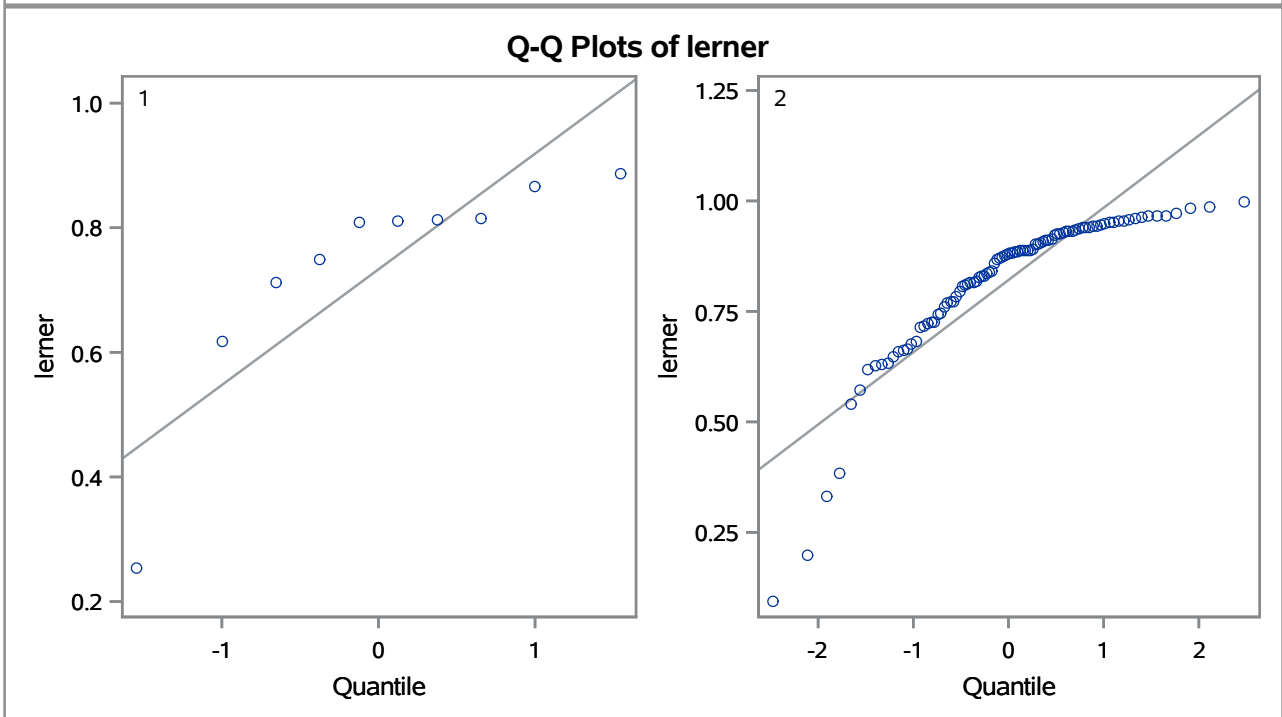
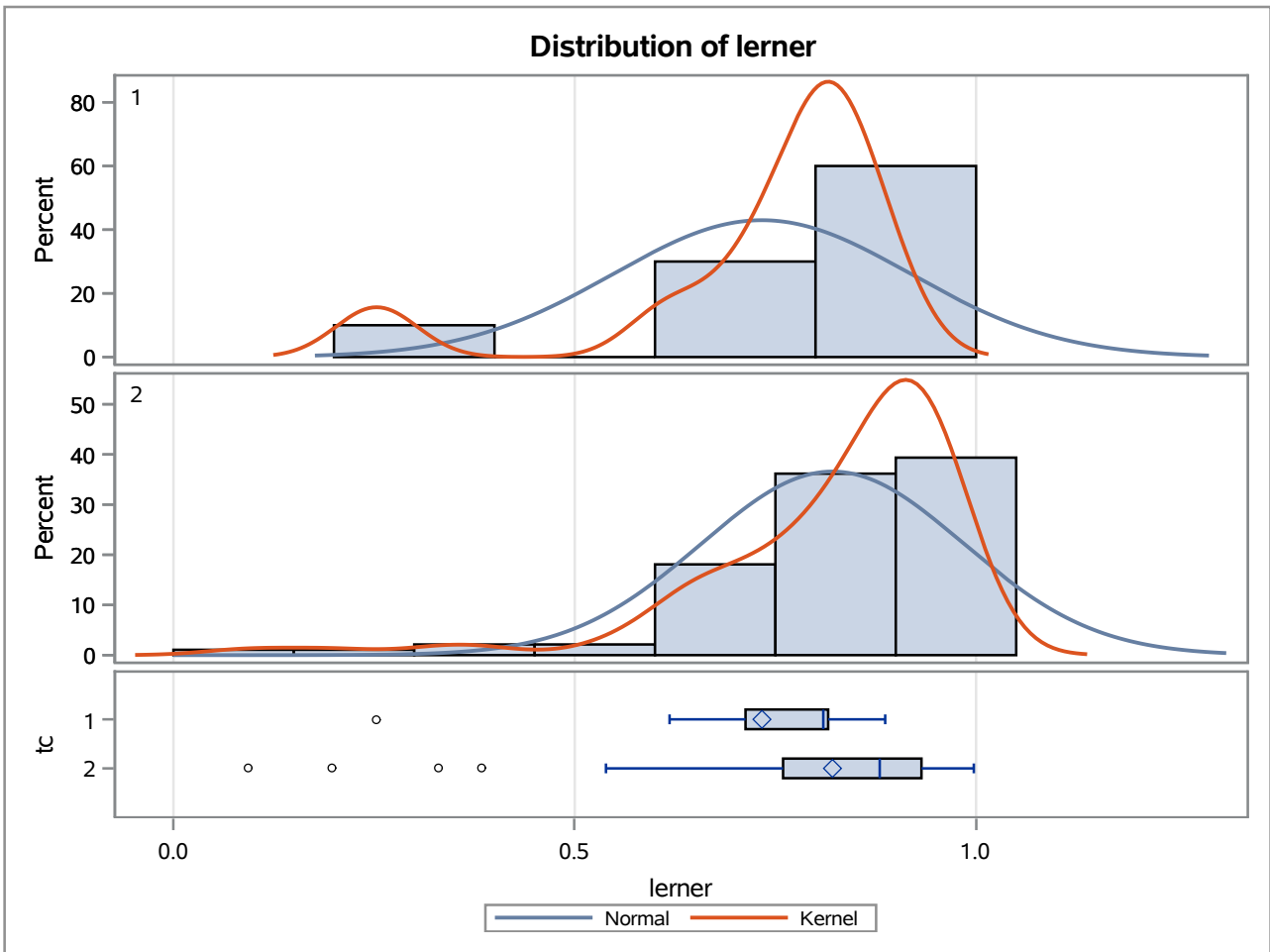
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	102	-3.01	0.0033
Satterthwaite	Unequal	14.204	-2.11	0.0535

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	93	6.55	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC14



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR15

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8462	465.8	0.0135	0.2408	0.8679
2		91	0.8730	227.1	0.00866	0.3368	0.9995
Diff (1-2)	Pooled		-0.0269	258.1	0.0124		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0269		0.0160		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8462	0.8157	0.8766	465.8	320.4	850.3
2		0.8730	0.8558	0.8902	227.1	198.2	265.9
Diff (1-2)	Pooled	-0.0269	-0.0514	-0.00237	258.1	226.6	299.8
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0269	-0.0606	0.00682			

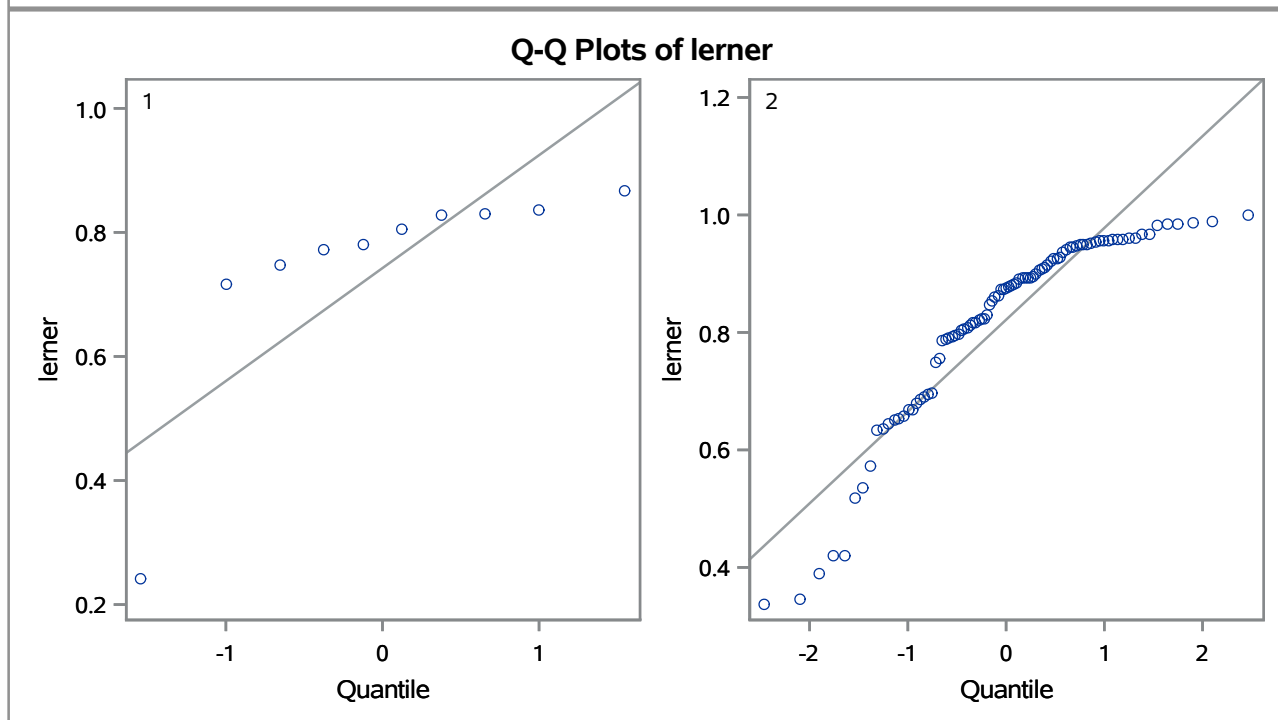
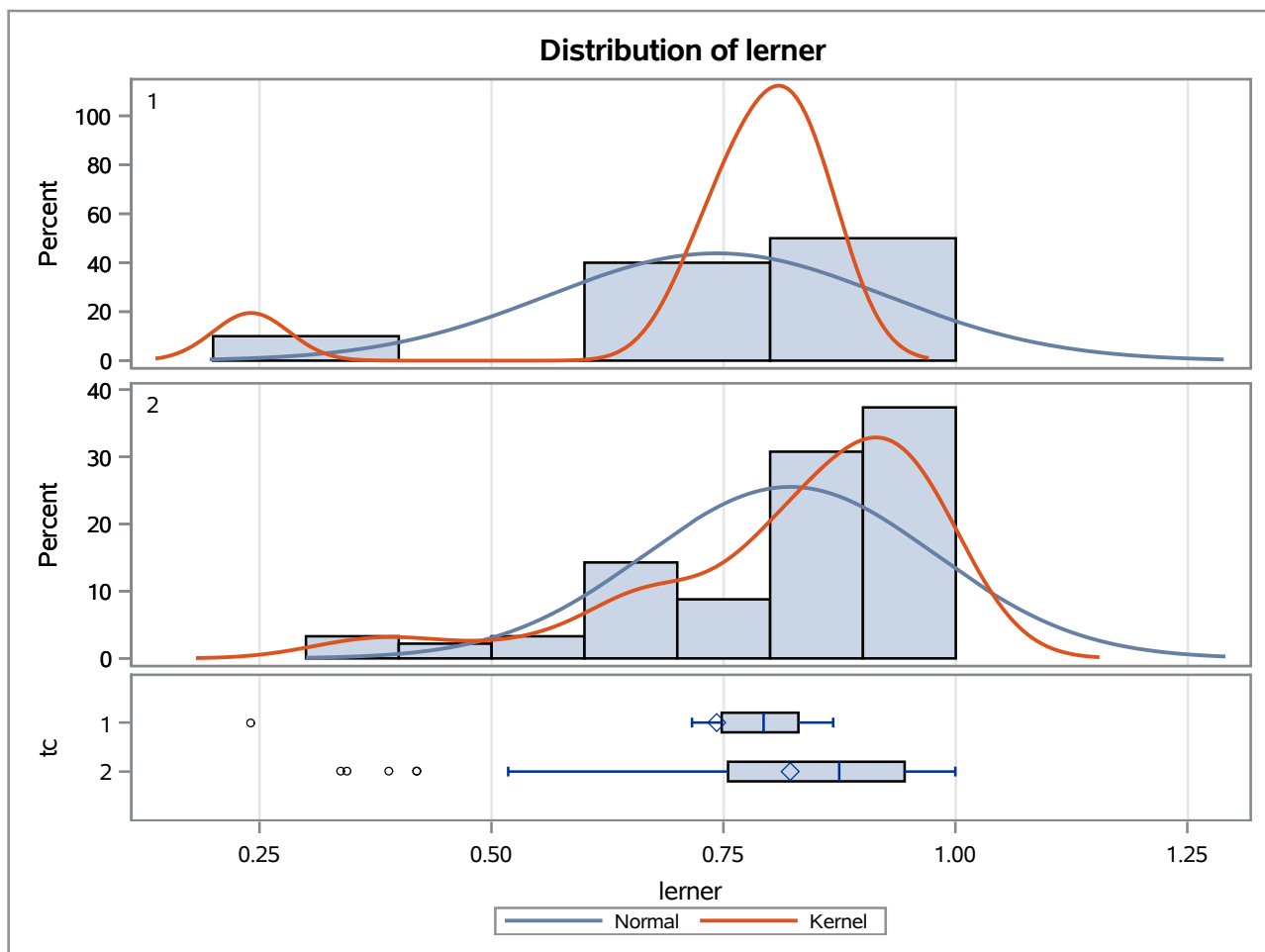
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	99	-2.18	0.0320
Satterthwaite	Unequal	17.67	-1.68	0.1109

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	90	4.21	0.0003

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR15



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN15

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8589	818.6	0.0234	-0.0440	0.8988
2		90	0.8896	224.4	0.00857	0.1363	0.9897
Diff (1-2)	Pooled		-0.0307	327.5	0.0156		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0307		0.0250		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8589	0.8059	0.9119	818.6	563.1	1494.4
2		0.8896	0.8726	0.9066	224.4	195.7	263.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.0307	-0.0617	0.000354	327.5	287.4	380.8
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0307	-0.0853	0.0239			

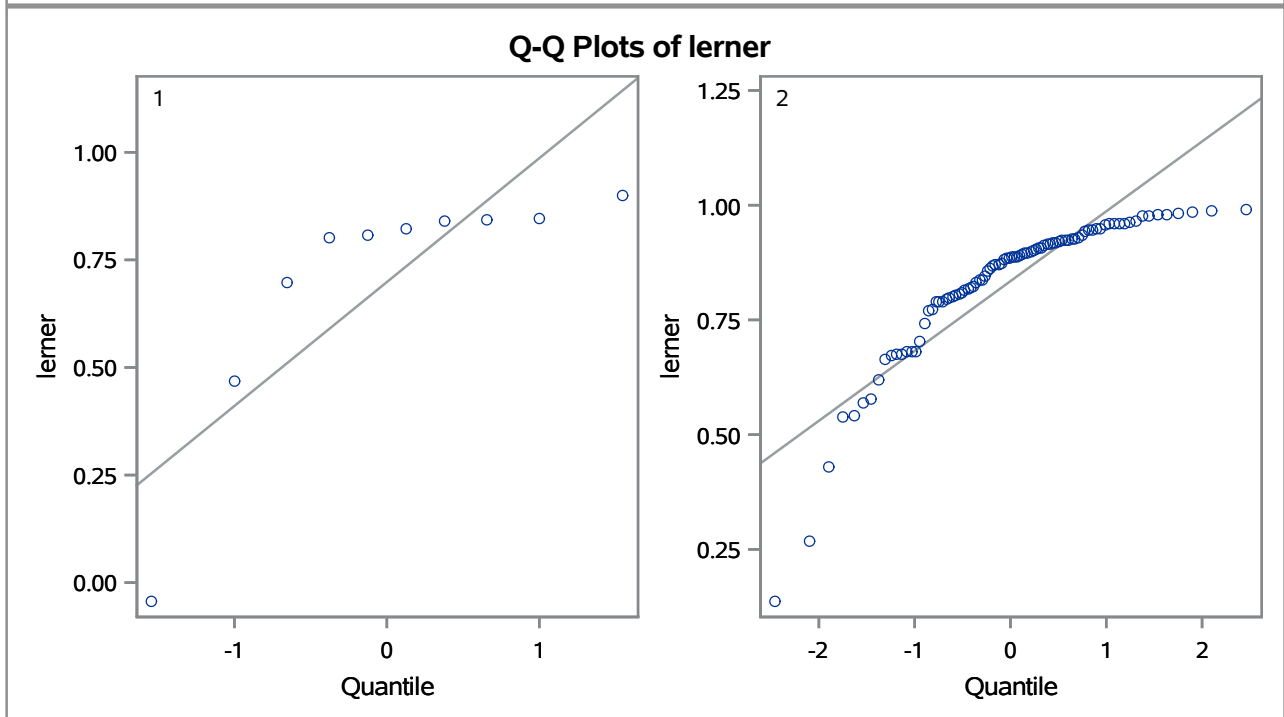
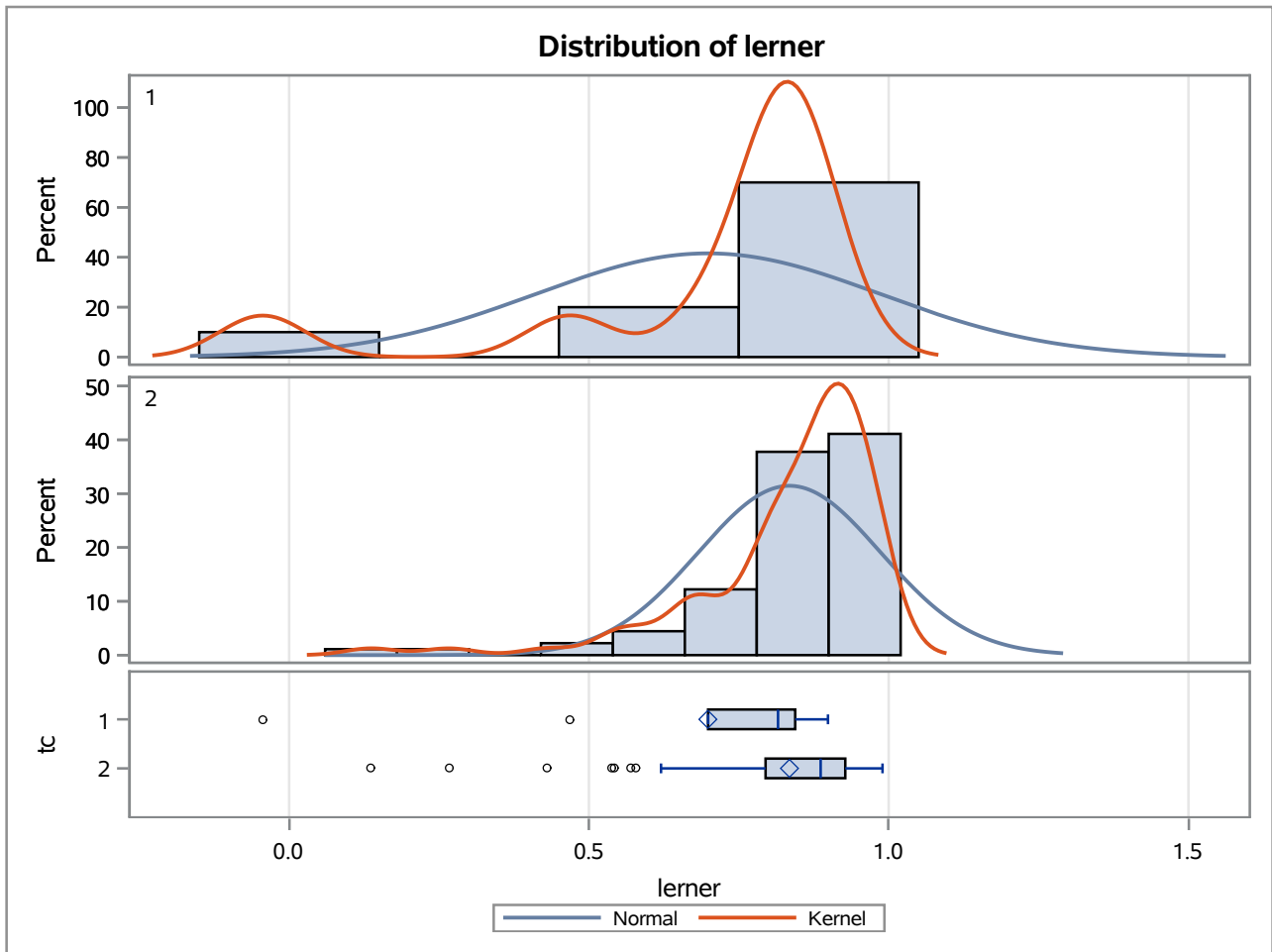
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	98	-1.96	0.0526
Satterthwaite	Unequal	11.546	-1.23	0.2436

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	89	13.31	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN15



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP15

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8821	350.7	0.00995	0.5464	0.9003
2		86	0.9033	195.4	0.00752	0.0869	0.9964
Diff (1-2)	Pooled		-0.0212	215.1	0.0103		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0212		0.0125		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8821	0.8596	0.9046	350.7	241.2	640.2
2		0.9033	0.8883	0.9182	195.4	169.9	229.9
Diff (1-2)	Pooled	-0.0212	-0.0416	-0.00079	215.1	188.3	251.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0212	-0.0471	0.00468			

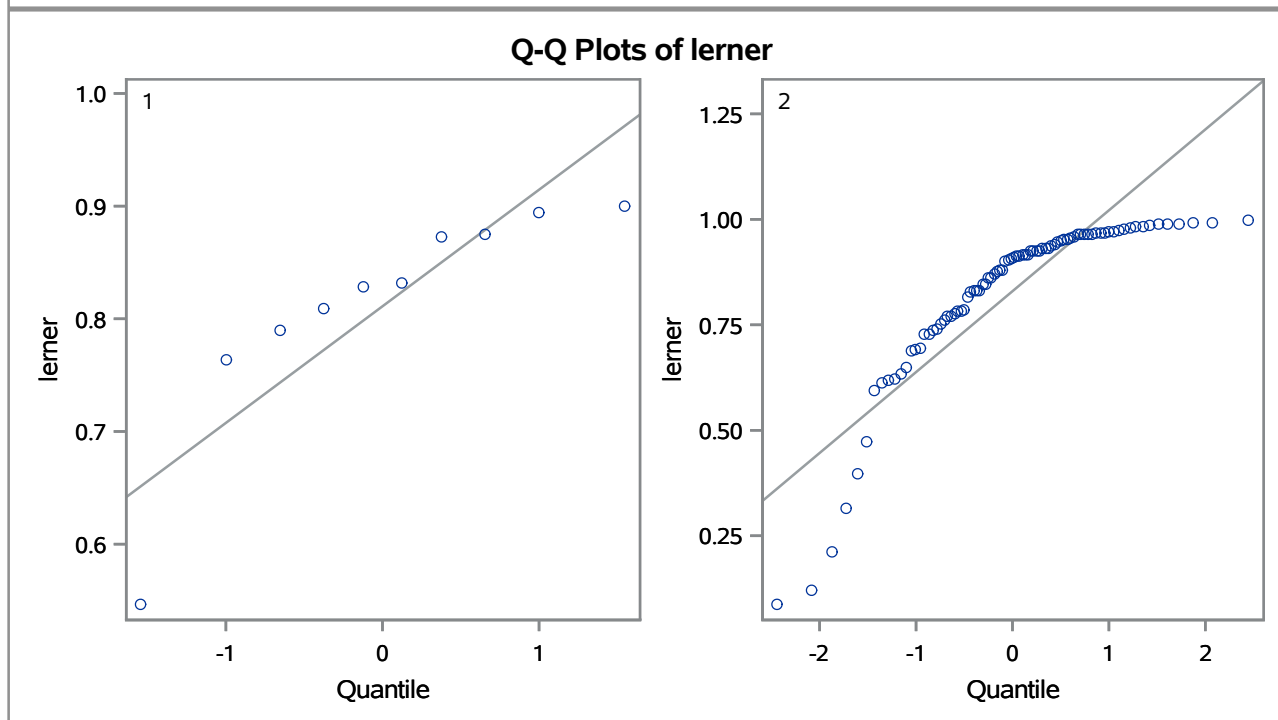
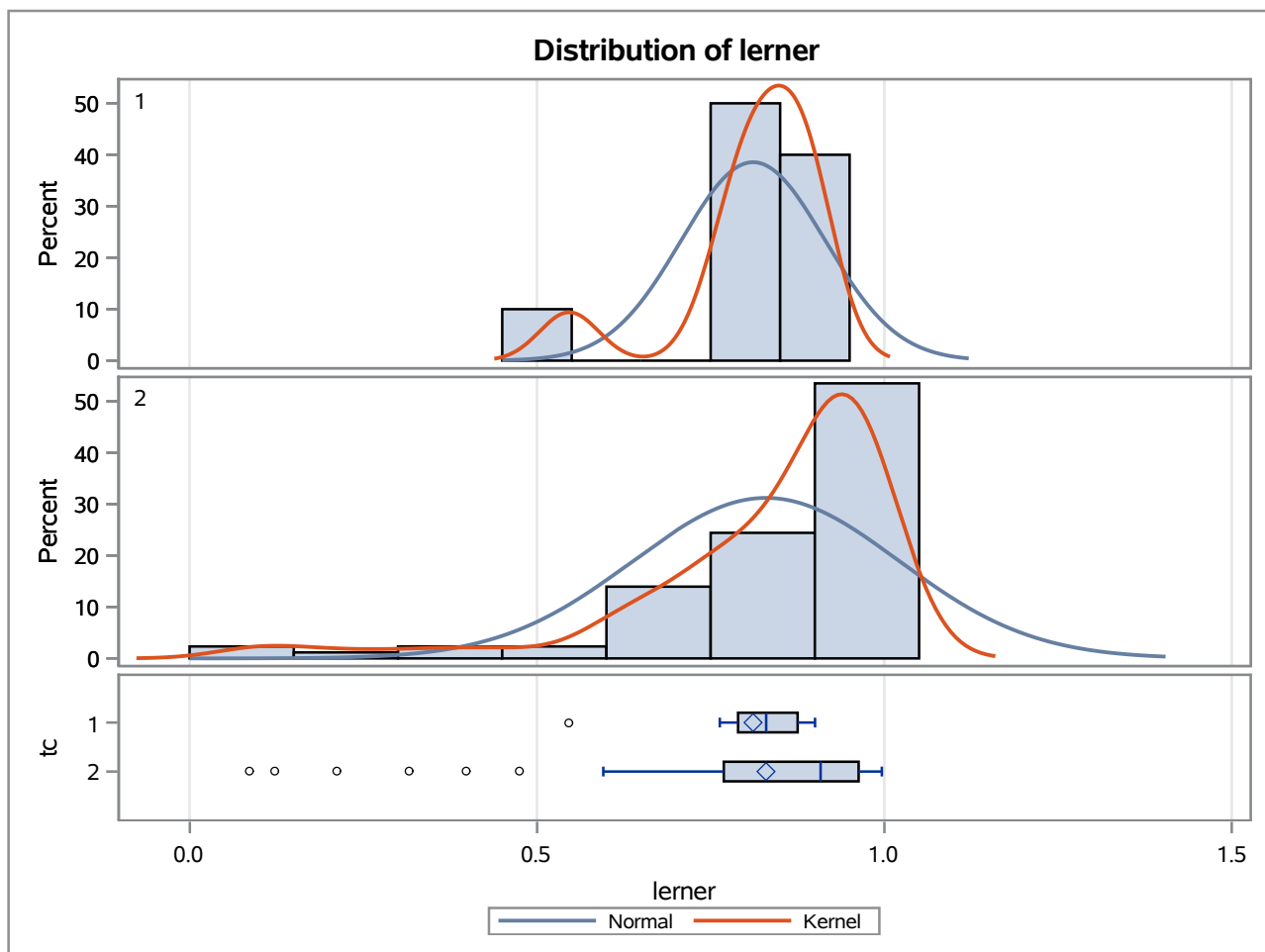
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	94	-2.06	0.0420
Satterthwaite	Unequal	21.487	-1.70	0.1033

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	85	3.22	0.0042

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP15



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC15

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		9	0.8692	597.7	0.0168	0.3136	0.9091
2		91	0.9048	187.3	0.00723	-0.00062	0.9985
Diff (1-2)	Pooled		-0.0356	247.8	0.0118		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0356		0.0183		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8692	0.8304	0.9080	597.7	403.7	1145.1
2		0.9048	0.8904	0.9192	187.3	163.5	219.4
Diff (1-2)	Pooled	-0.0356	-0.0591	-0.0121	247.8	217.4	288.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0356	-0.0758	0.00459			

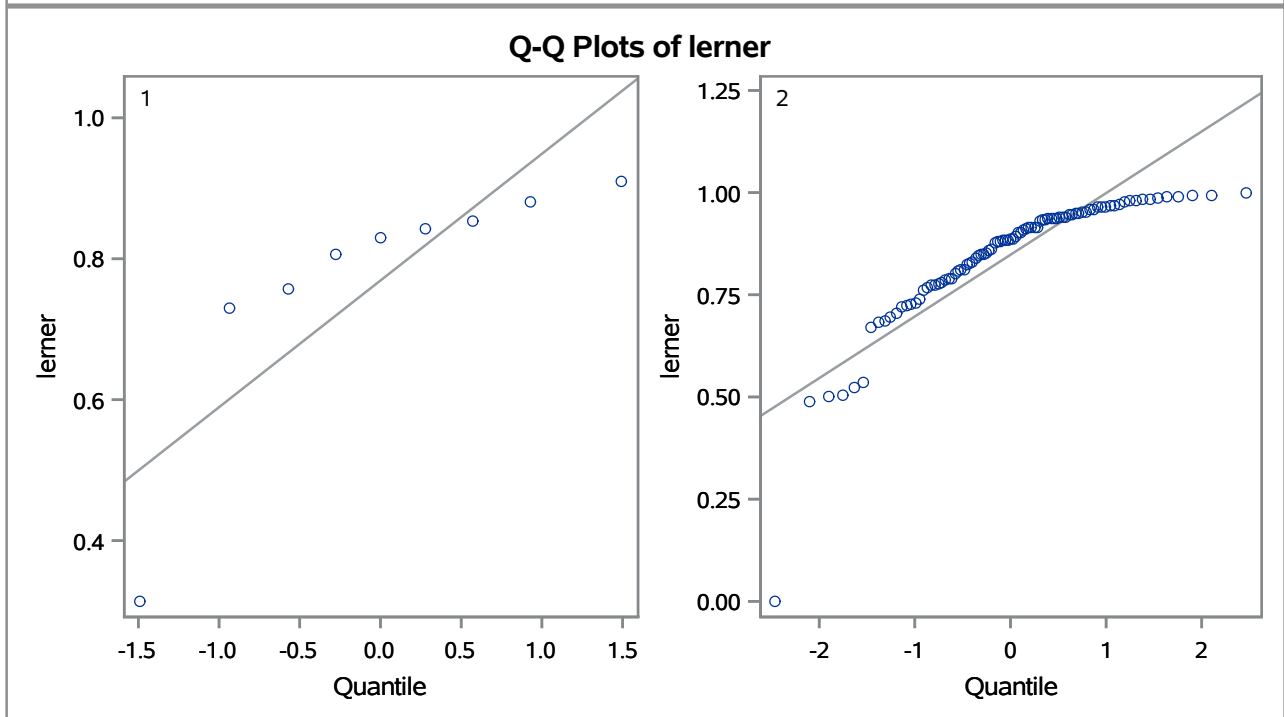
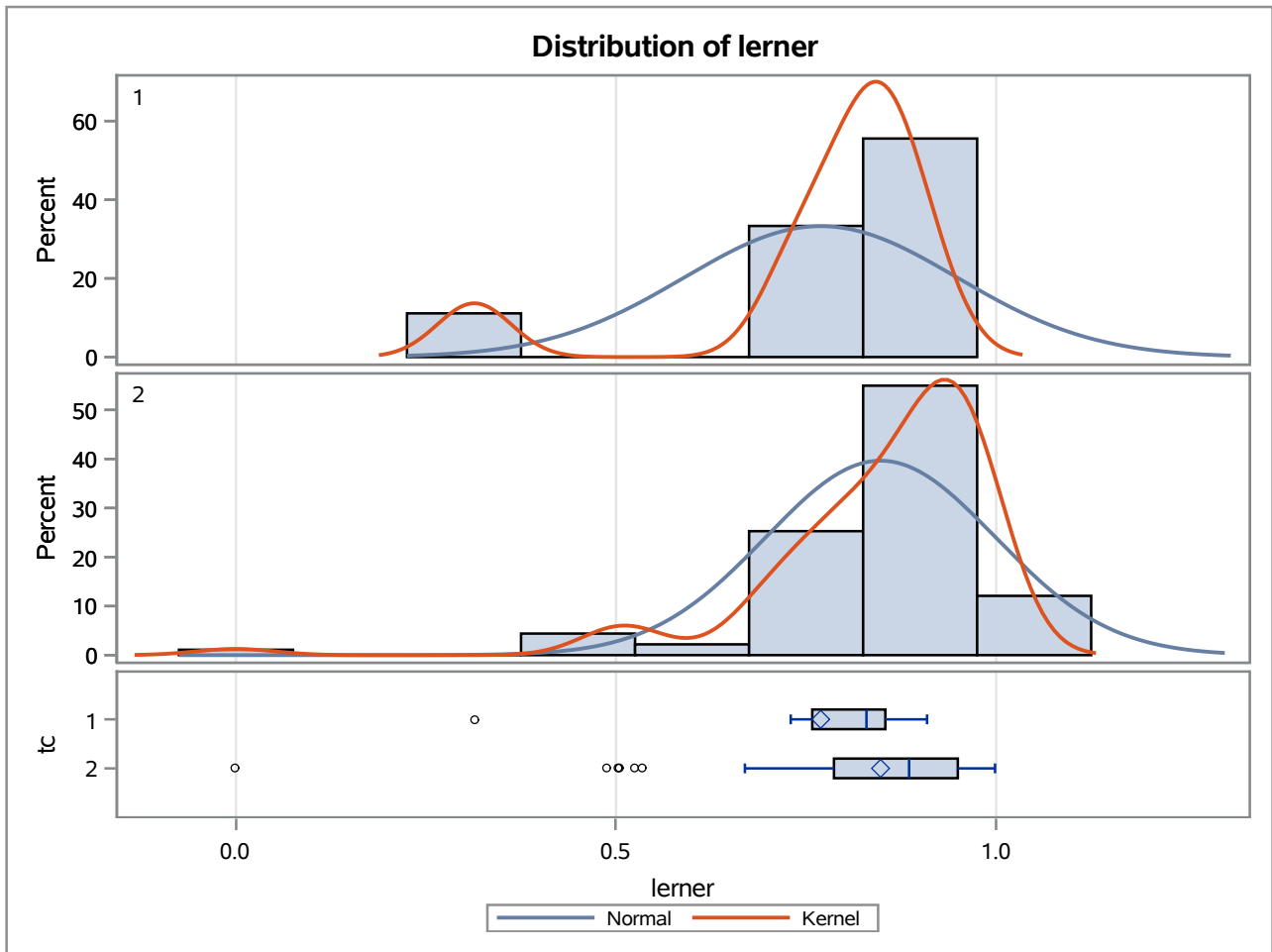
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	98	-3.01	0.0033
Satterthwaite	Unequal	11.198	-1.95	0.0773

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	8	90	10.18	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC15



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR16

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8526	562.7	0.0158	0.3003	0.8798
2		91	0.8882	184.5	0.00723	-0.3763	0.9930
Diff (1-2)	Pooled		-0.0356	244.4	0.0118		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0356		0.0174		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8526	0.8168	0.8885	562.7	387.1	1027.4
2		0.8882	0.8738	0.9026	184.5	161.1	216.1
Diff (1-2)	Pooled	-0.0356	-0.0590	-0.0122	244.4	214.6	283.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0356	-0.0732	0.00203			

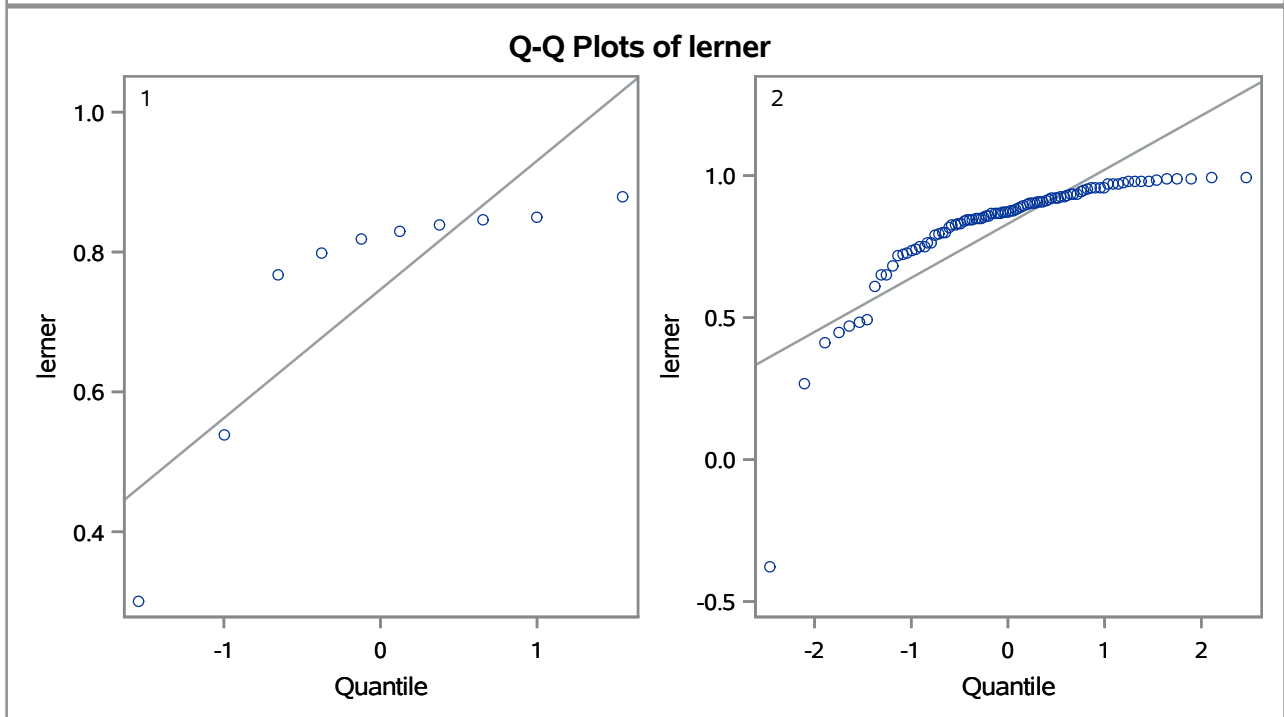
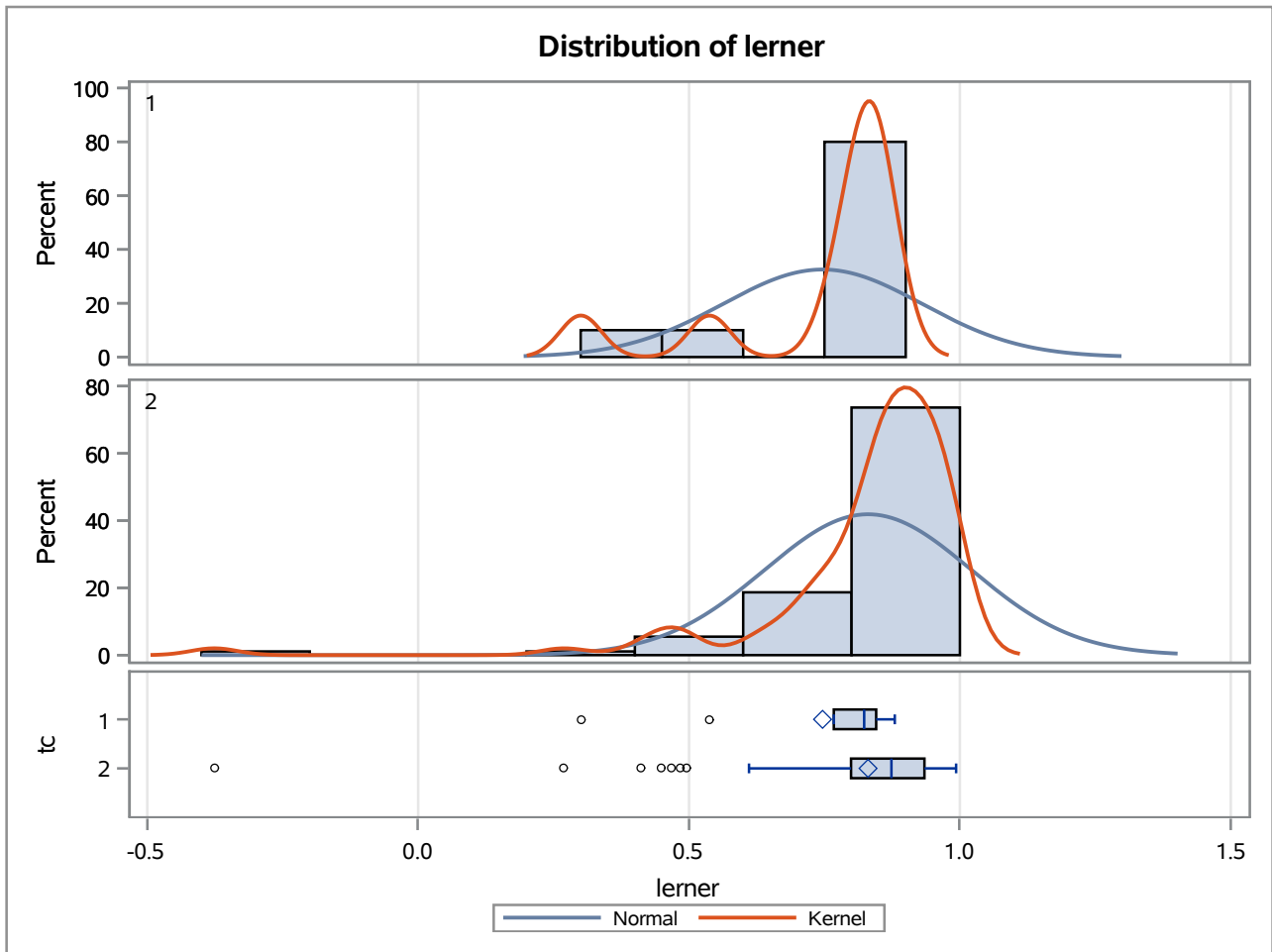
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	99	-3.02	0.0032
Satterthwaite	Unequal	13.08	-2.04	0.0618

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	90	9.30	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR16



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN16

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8741	590.2	0.0166	0.2681	0.8954
2		94	0.8907	180.2	0.00713	0.1056	0.9927
Diff (1-2)	Pooled		-0.0165	245.7	0.0119		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0165		0.0181		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8741	0.8365	0.9117	590.2	405.9	1077.4
2		0.8907	0.8765	0.9048	180.2	157.6	210.5
Diff (1-2)	Pooled	-0.0165	-0.0402	0.00712	245.7	216.1	284.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0165	-0.0558	0.0227			

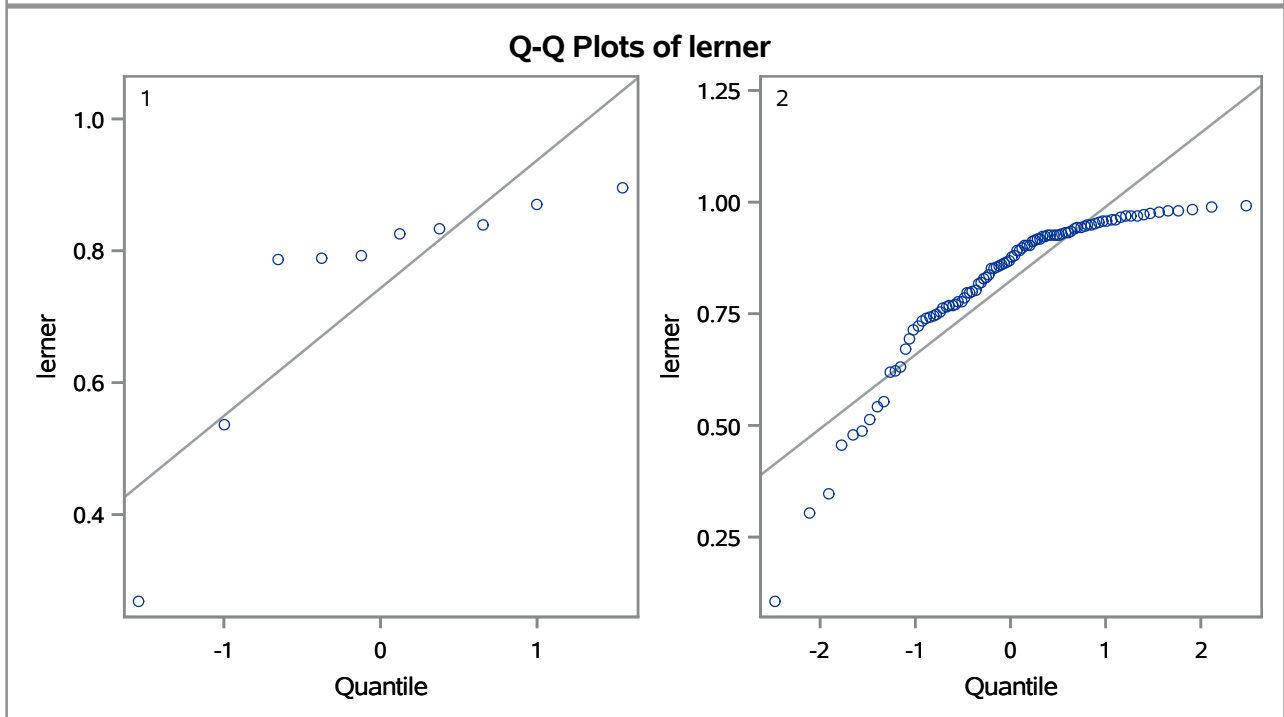
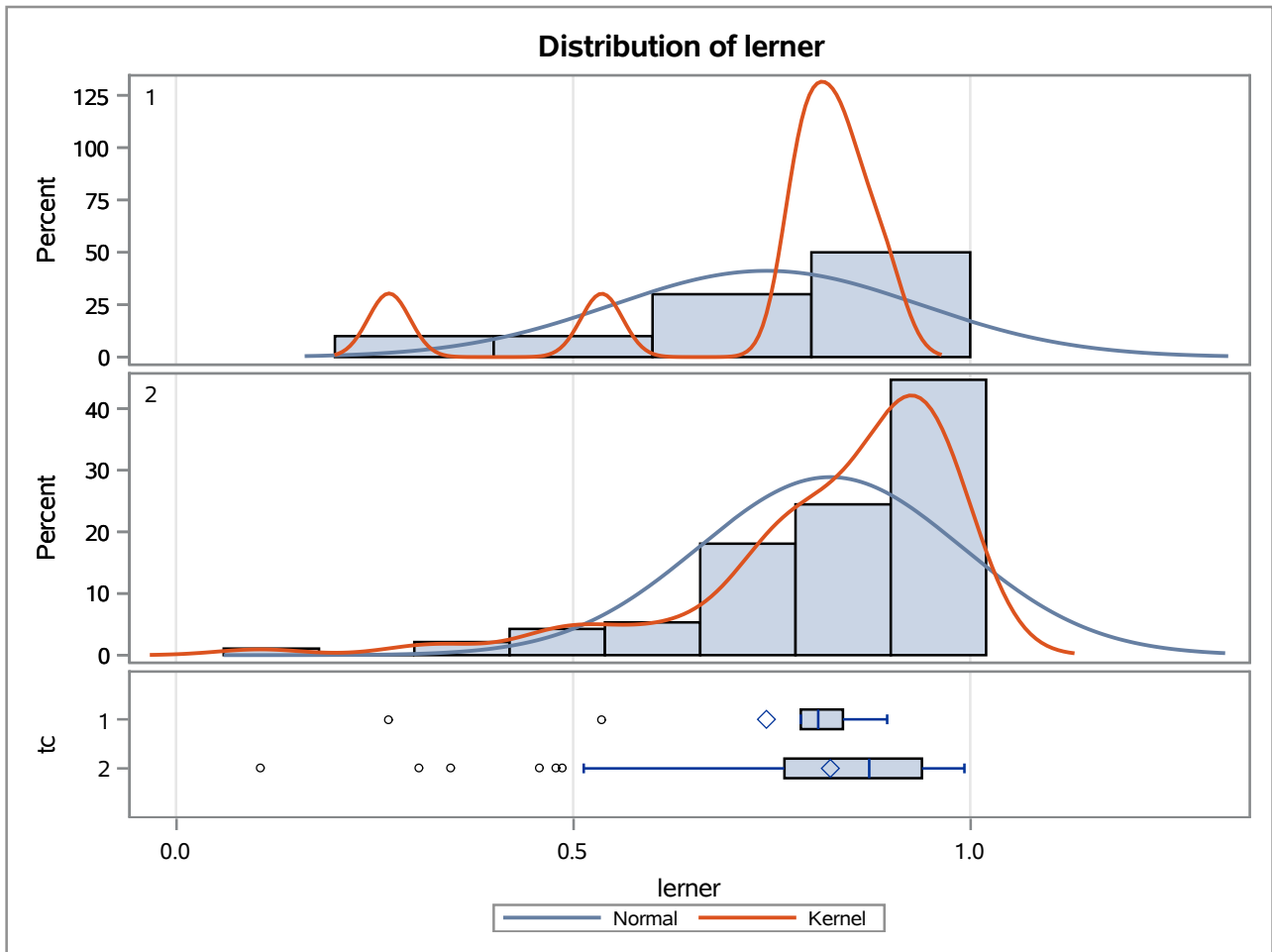
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	102	-1.39	0.1686
Satterthwaite	Unequal	12.574	-0.91	0.3777

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	93	10.72	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN16



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP16

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8749	599.0	0.0169	0.3034	0.9122
2		97	0.9044	174.3	0.00672	0.4423	0.9908
Diff (1-2)	Pooled		-0.0295	241.9	0.0116		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0295		0.0182		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8749	0.8366	0.9131	599.0	412.0	1093.5
2		0.9044	0.8911	0.9177	174.3	152.7	203.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.0295	-0.0525	-0.00662	241.9	213.1	279.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0295	-0.0692	0.0101			

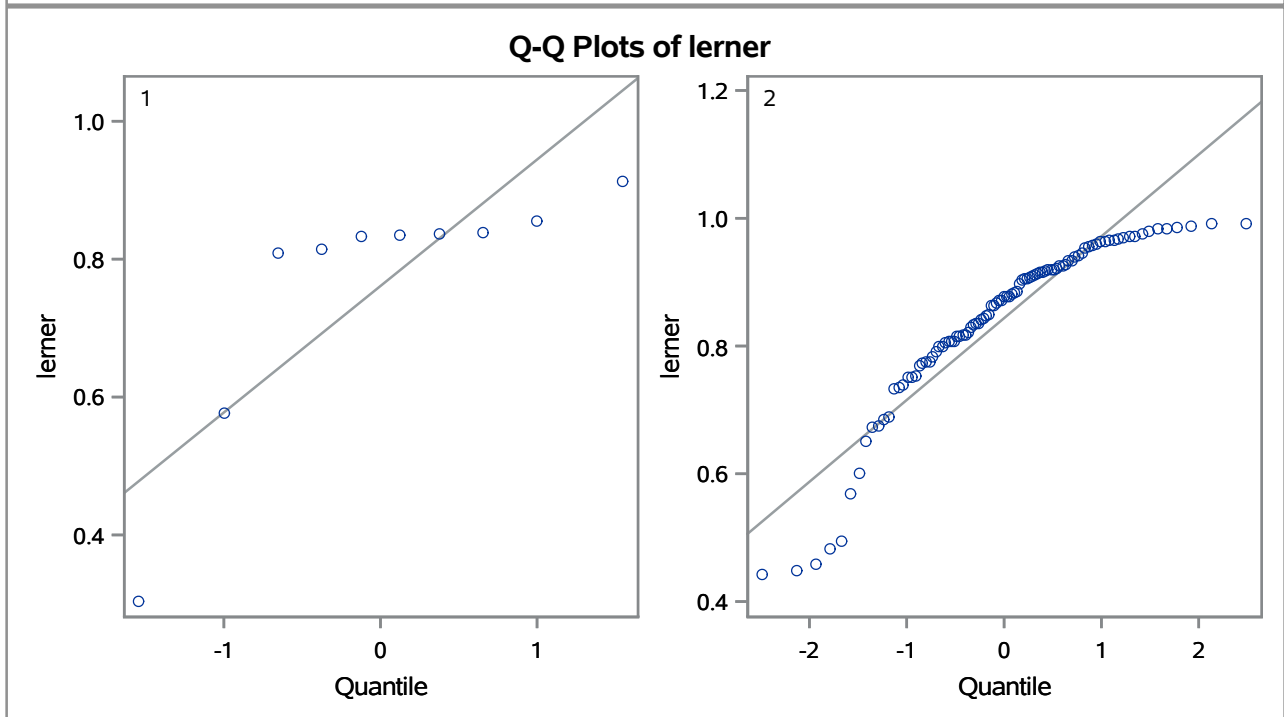
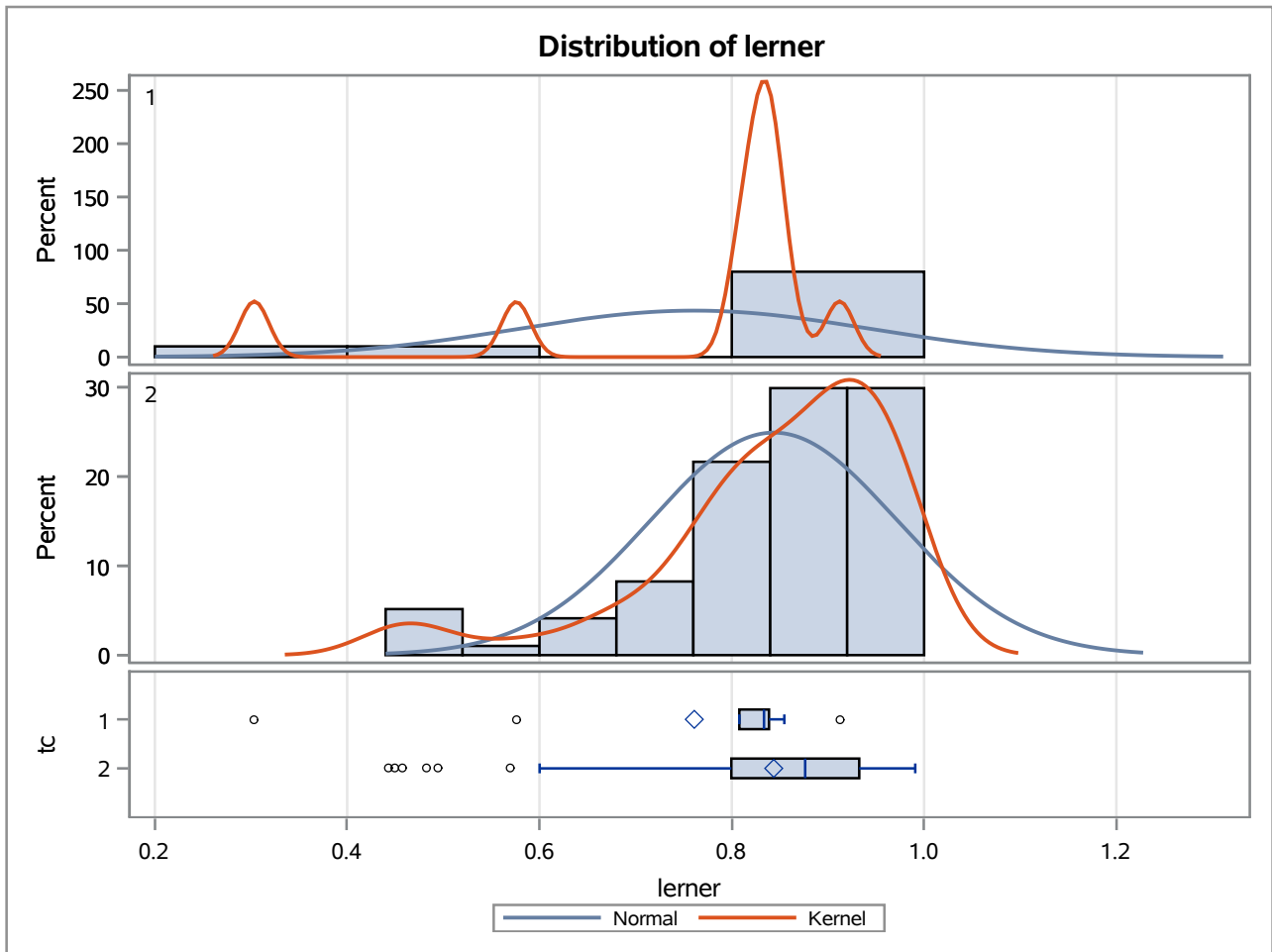
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	105	-2.56	0.0120
Satterthwaite	Unequal	12.032	-1.62	0.1306

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	96	11.81	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP16



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC16

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8649	582.2	0.0165	0.5029	0.9103
2		98	0.9019	188.0	0.00725	0.1333	0.9926
Diff (1-2)	Pooled		-0.0370	247.2	0.0118		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0370		0.0180		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8649	0.8276	0.9022	582.2	400.5	1062.9
2		0.9019	0.8875	0.9163	188.0	164.8	218.7
Diff (1-2)	Pooled	-0.0370	-0.0605	-0.0135	247.2	217.9	285.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0370	-0.0760	0.00197			

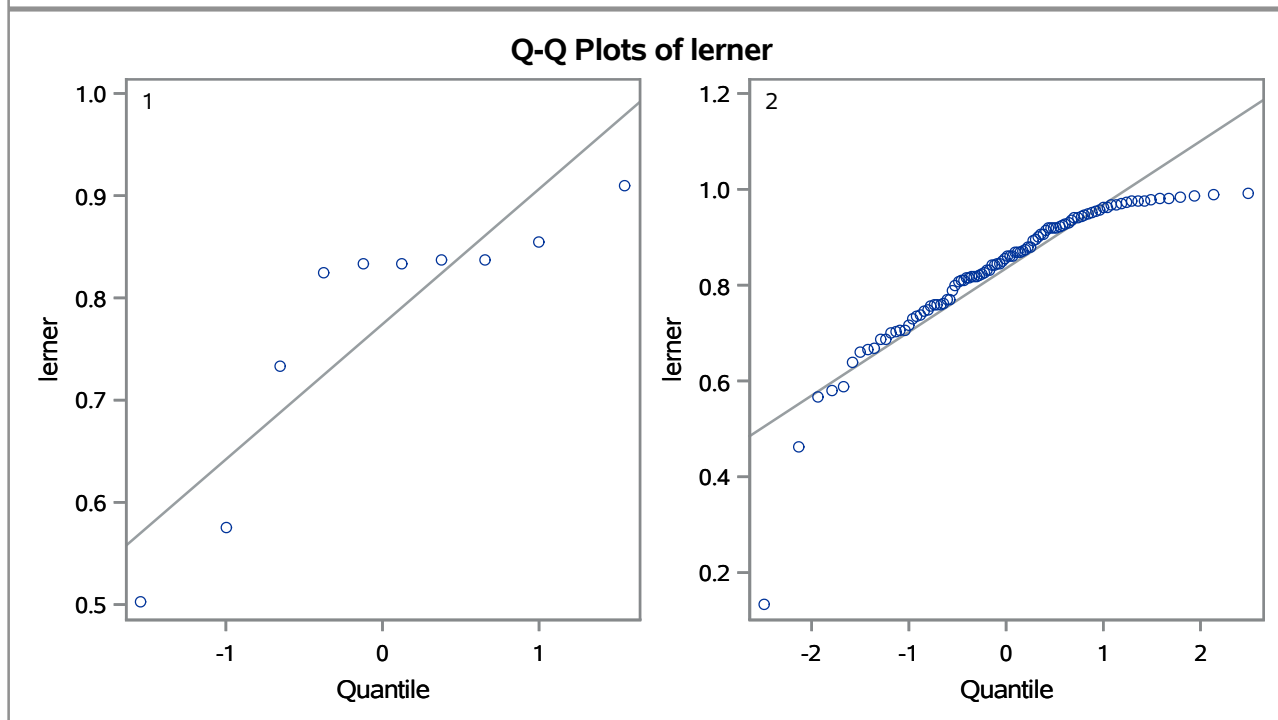
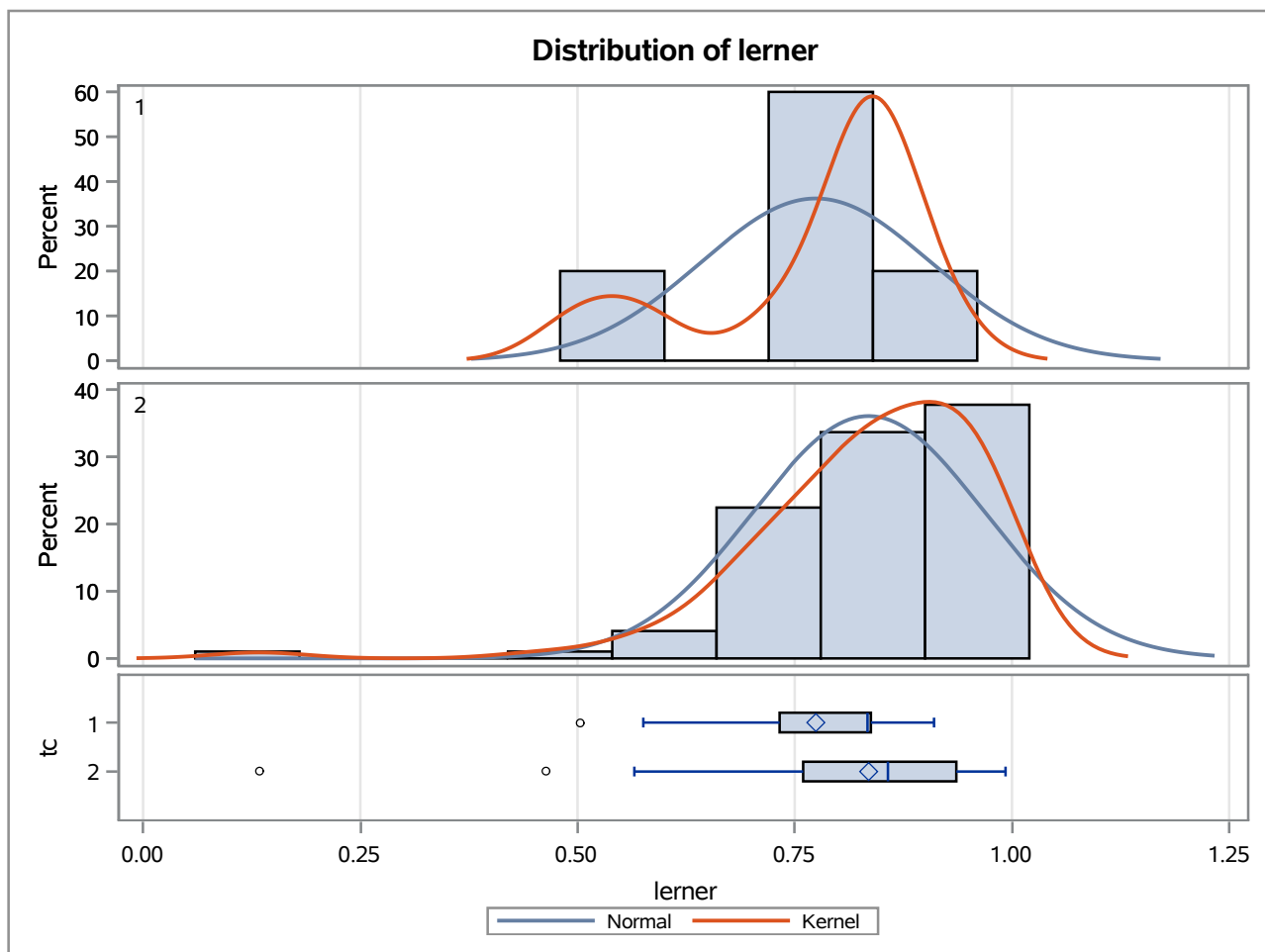
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	106	-3.13	0.0023
Satterthwaite	Unequal	12.778	-2.05	0.0609

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	97	9.59	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC16



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR17

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8553	703.3	0.0199	0.2408	0.9015
2		95	0.8877	209.4	0.00812	-0.7473	0.9923
Diff (1-2)	Pooled		-0.0324	288.5	0.0139		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0324		0.0215		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8553	0.8102	0.9004	703.3	483.8	1284.0
2		0.8877	0.8716	0.9038	209.4	183.3	244.3
Diff (1-2)	Pooled	-0.0324	-0.0599	-0.00490	288.5	253.9	334.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0324	-0.0792	0.0144			

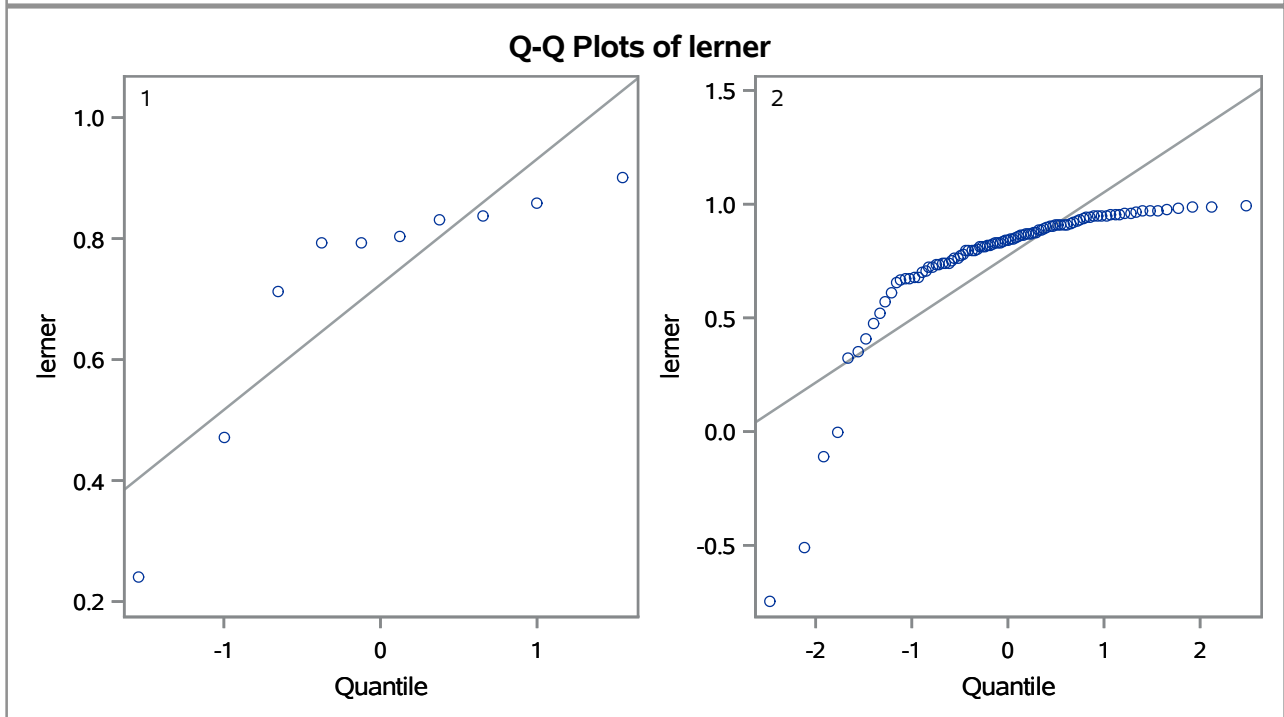
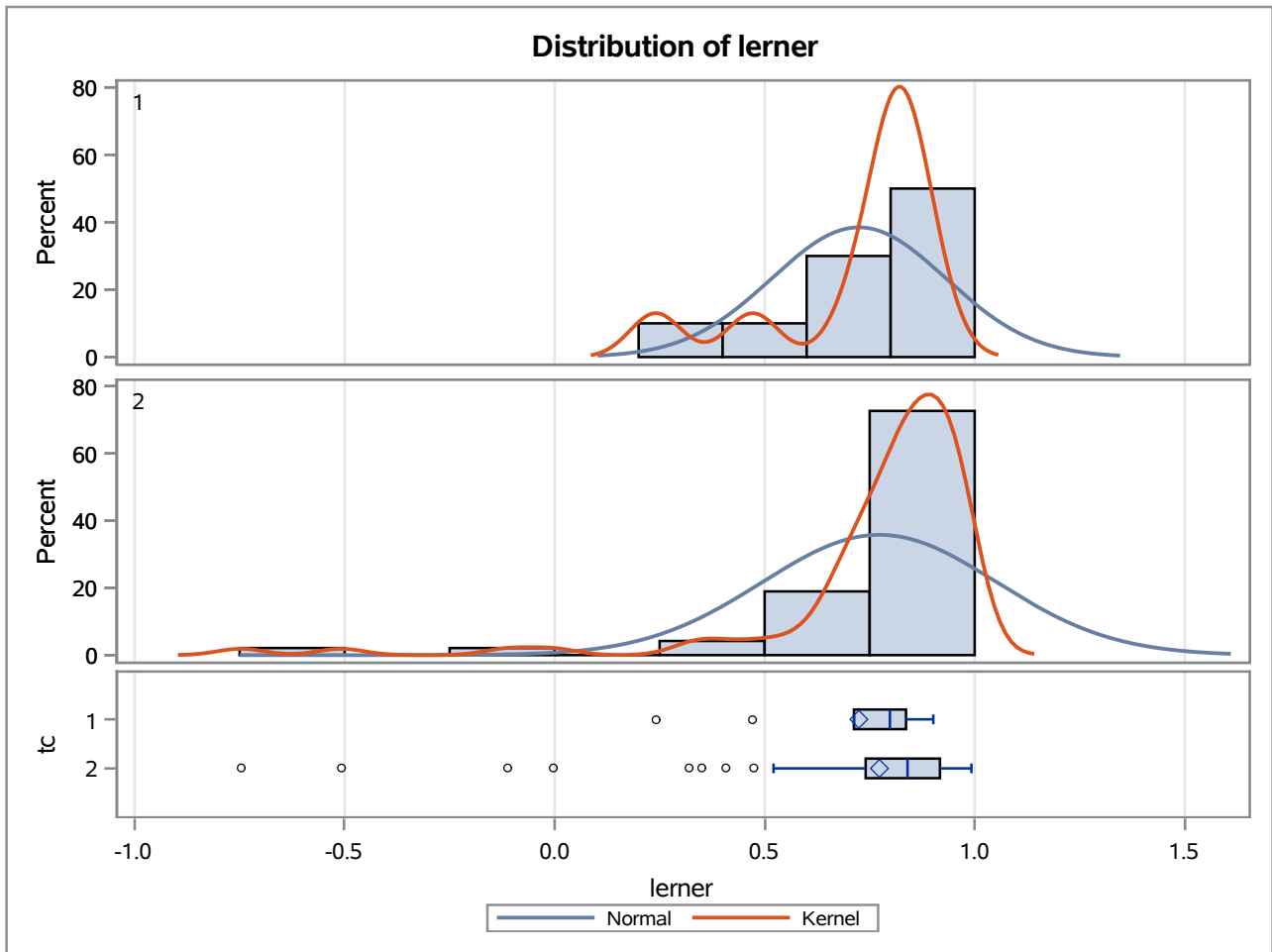
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	103	-2.34	0.0214
Satterthwaite	Unequal	12.203	-1.50	0.1579

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	94	11.28	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR17



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN17

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8413	690.4	0.0195	0.2546	0.8941
2		99	0.8847	212.5	0.00825	-0.7052	0.9948
Diff (1-2)	Pooled		-0.0435	285.4	0.0137		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0435		0.0212		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8413	0.7970	0.8855	690.4	474.9	1260.4
2		0.8847	0.8684	0.9011	212.5	186.4	247.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.0435	-0.0707	-0.0163	285.4	251.7	329.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0435	-0.0895	0.00255			

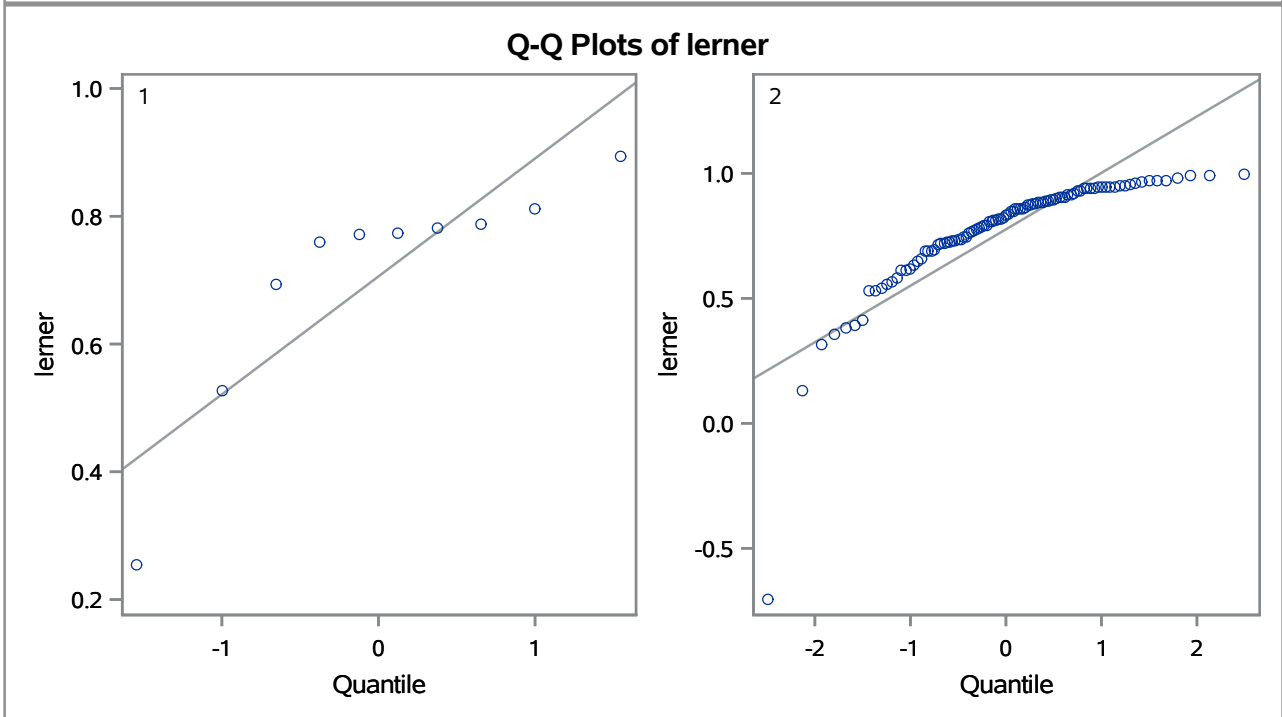
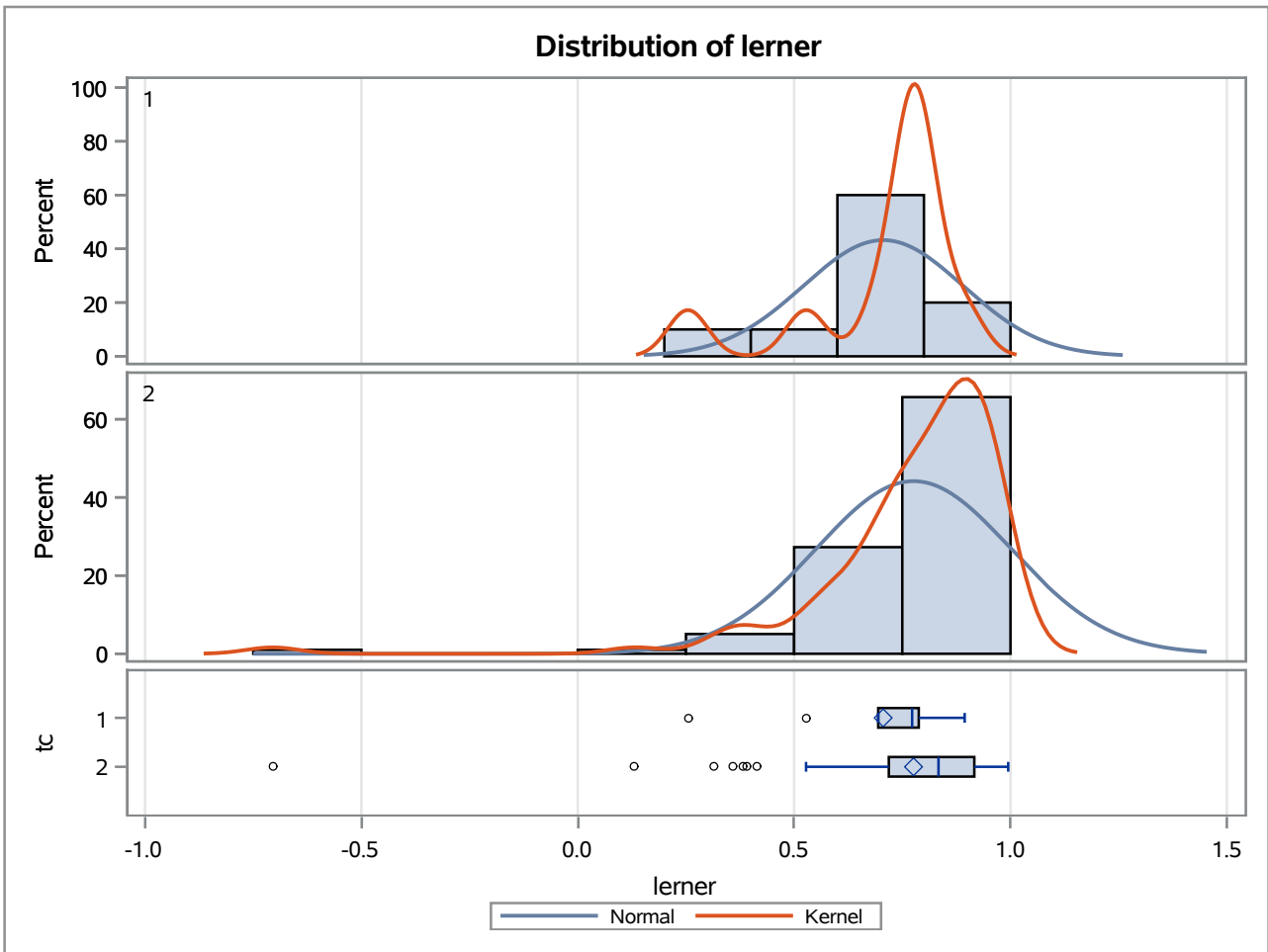
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	107	-3.17	0.0020
Satterthwaite	Unequal	12.459	-2.05	0.0620

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	98	10.56	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN17



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP17

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8095	915.0	0.0261	-0.0461	0.8791
2		102	0.8603	137.6	0.00544	-0.7427	0.9945
Diff (1-2)	Pooled		-0.0508	293.1	0.0143		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0508		0.0267		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8095	0.7505	0.8685	915.0	629.4	1670.5
2		0.8603	0.8495	0.8711	137.6	120.9	159.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.0508	-0.0792	-0.0225	293.1	258.9	337.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0508	-0.1104	0.00871			

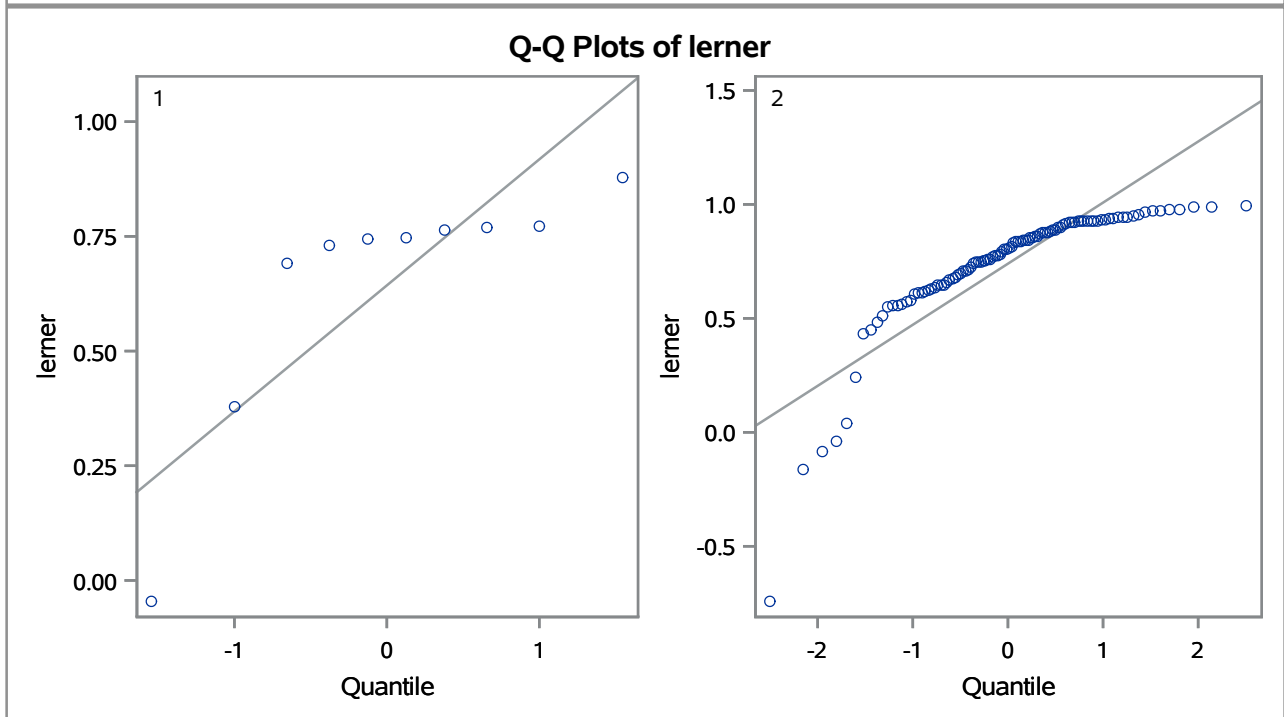
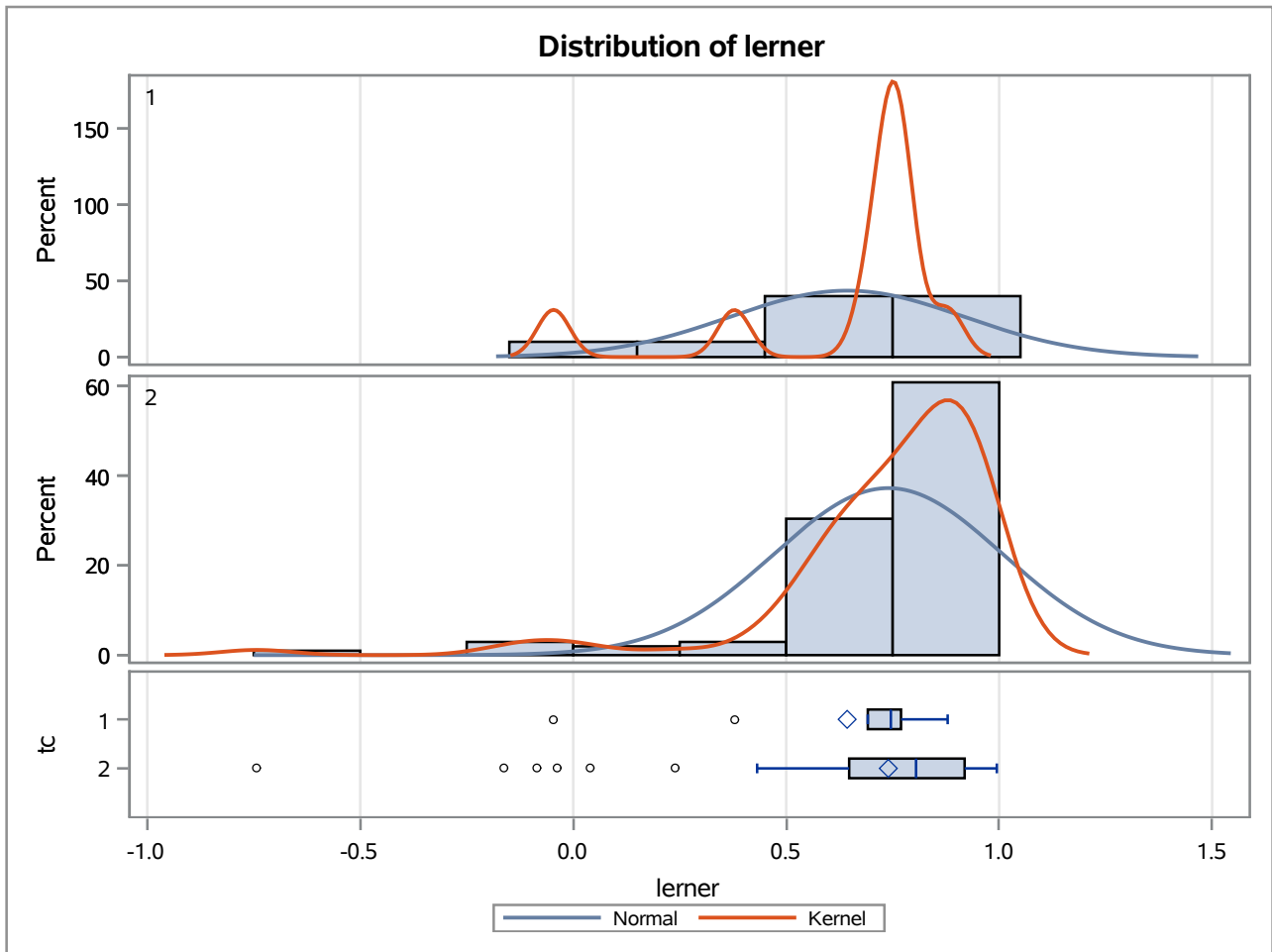
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	110	-3.56	0.0006
Satterthwaite	Unequal	9.7993	-1.91	0.0861

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	101	44.24	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP17



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC17

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8091	982.4	0.0281	-0.3388	0.8693
2		101	0.8651	157.5	0.00617	0.0437	0.9972
Diff (1-2)	Pooled		-0.0560	320.1	0.0155		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0560		0.0288		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8091	0.7456	0.8726	982.4	675.7	1793.5
2		0.8651	0.8529	0.8774	157.5	138.4	182.8
Diff (1-2)	Pooled	-0.0560	-0.0868	-0.0252	320.1	282.6	369.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0560	-0.1202	0.00815			

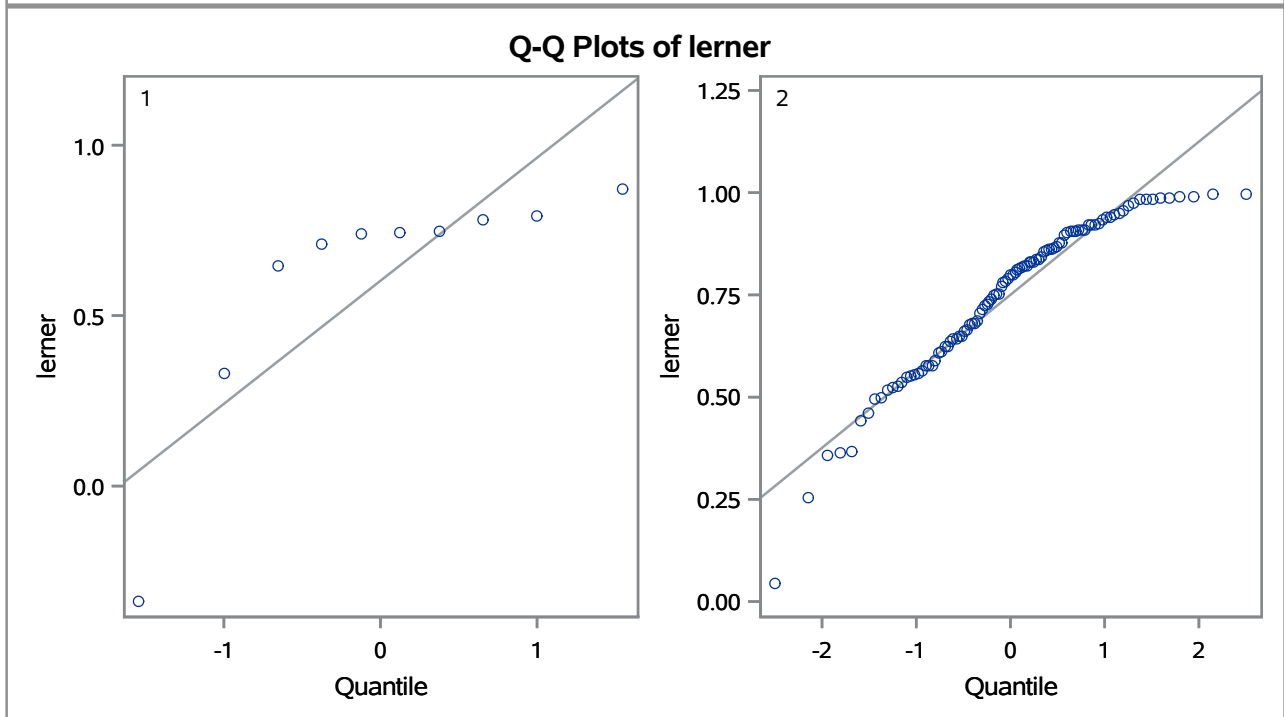
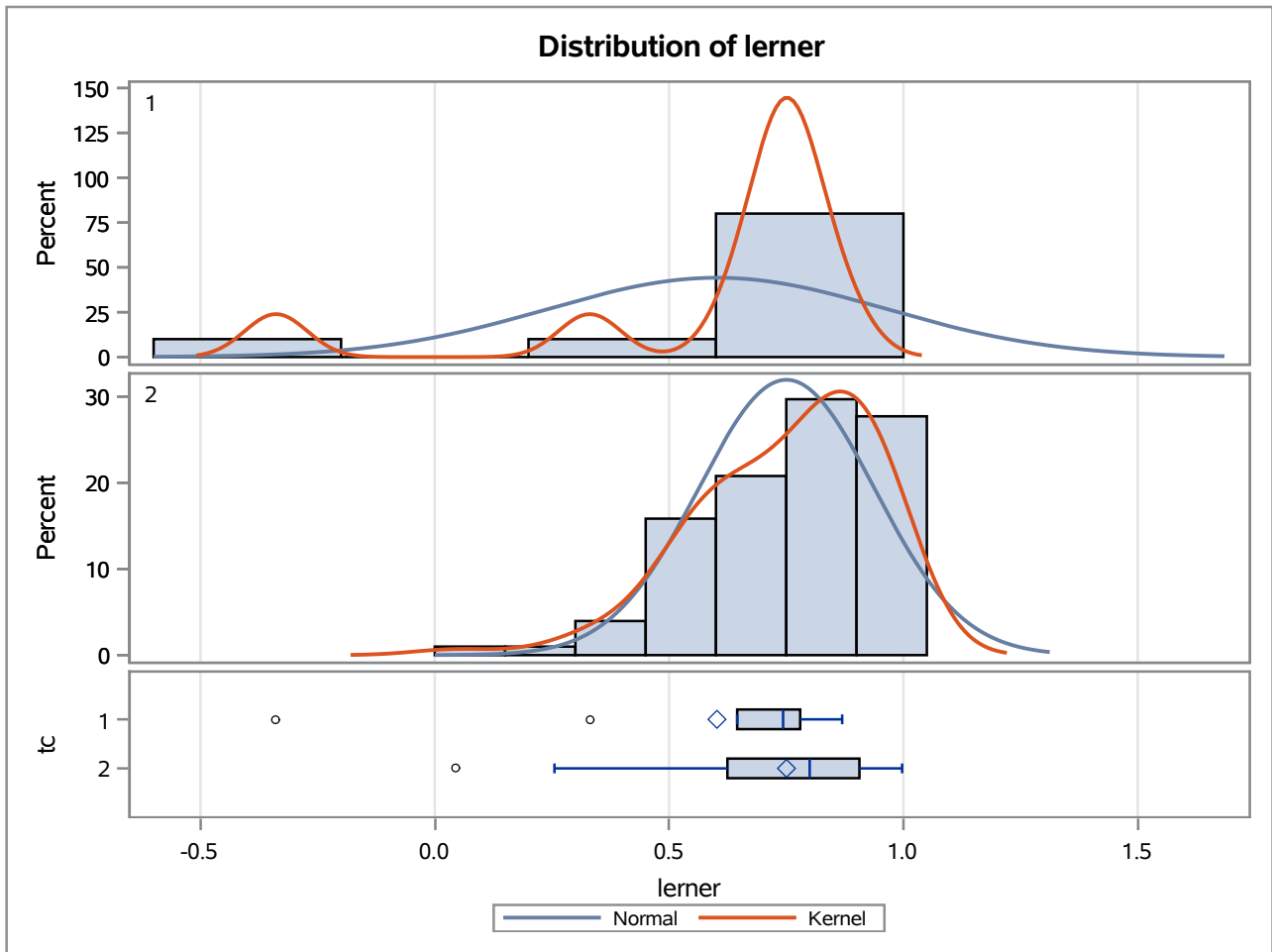
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	109	-3.61	0.0005
Satterthwaite	Unequal	9.8883	-1.95	0.0803

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	100	38.91	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC17



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR18

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7743	1286.2	0.0369	-0.7697	0.8545
2		101	0.8383	173.3	0.00676	-0.4494	0.9999
Diff (1-2)	Pooled		-0.0640	405.1	0.0196		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0640		0.0375		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7743	0.6908	0.8577	1286.2	884.7	2348.1
2		0.8383	0.8249	0.8517	173.3	152.2	201.1
Diff (1-2)	Pooled	-0.0640	-0.1028	-0.0251	405.1	357.8	467.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0640	-0.1480	0.0200			

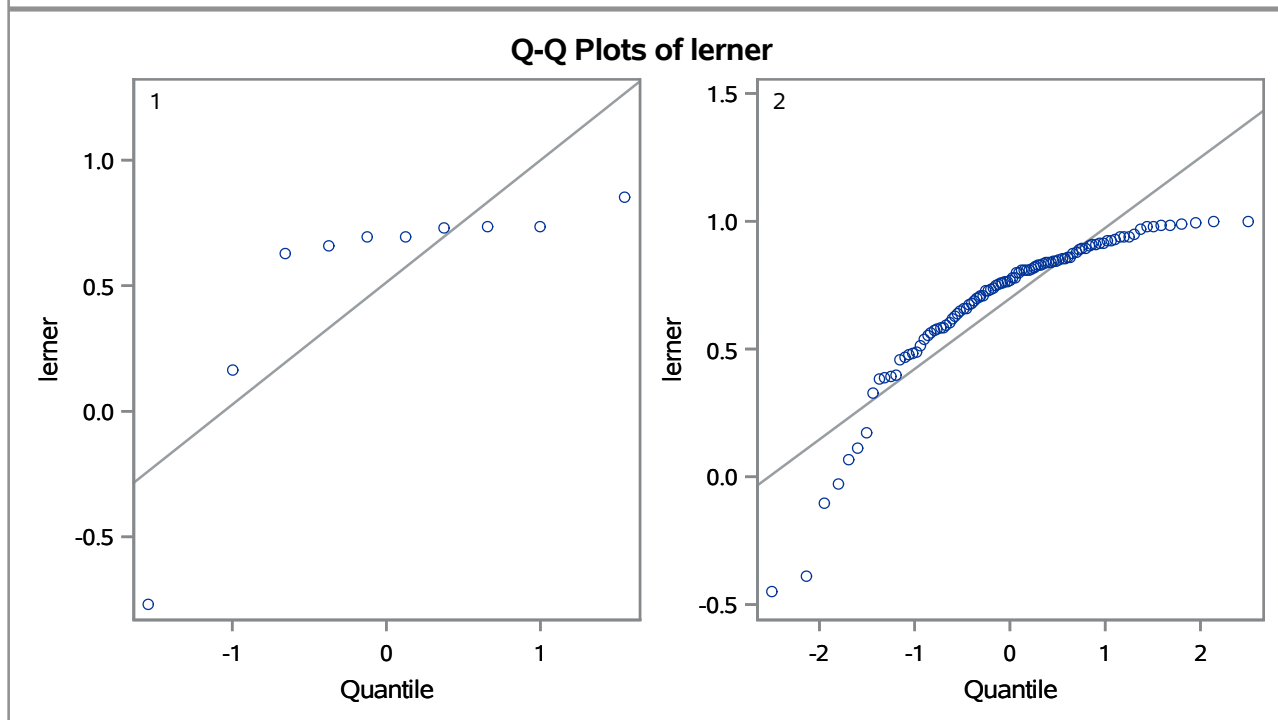
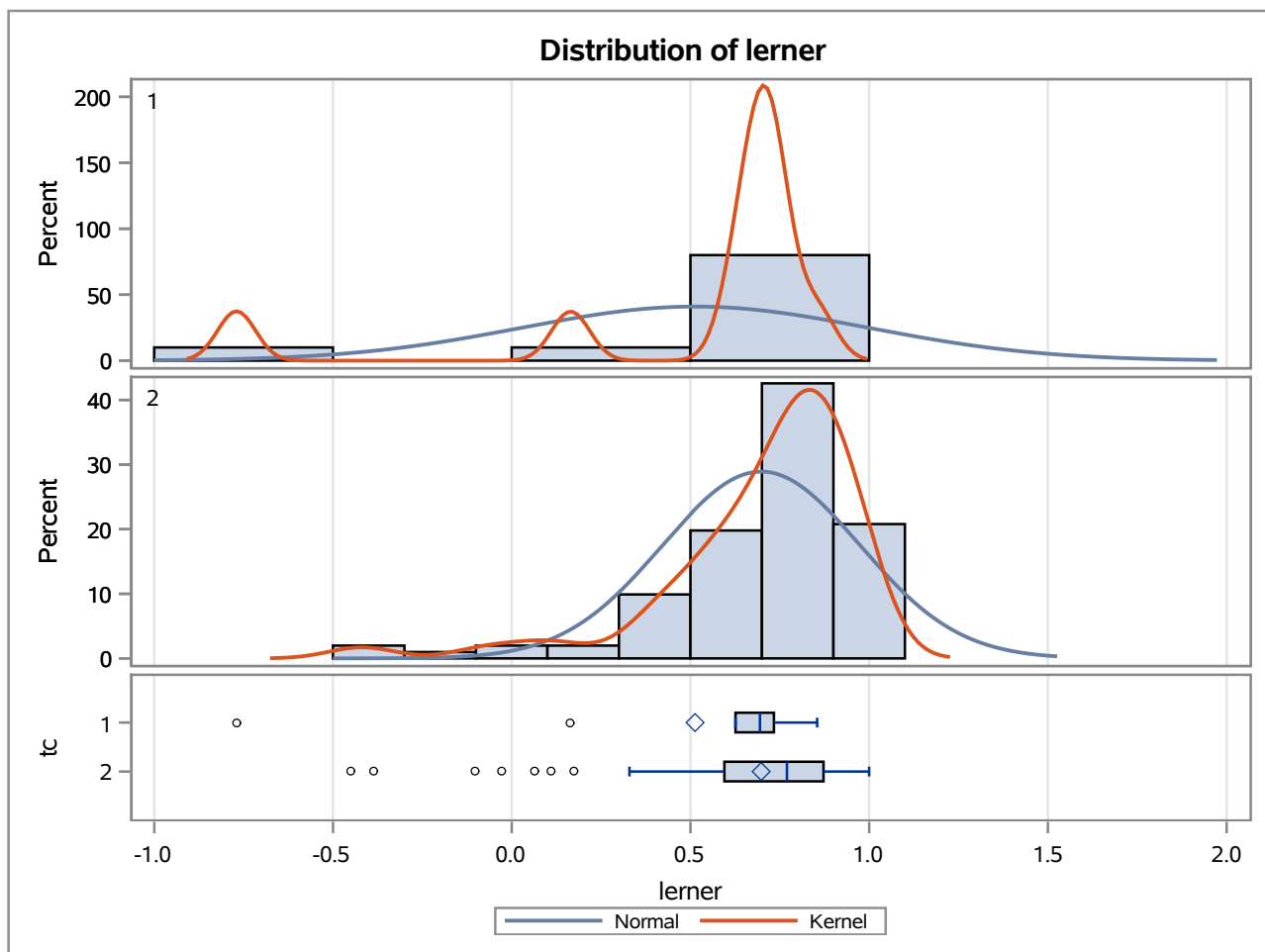
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	109	-3.26	0.0015
Satterthwaite	Unequal	9.6129	-1.71	0.1201

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	100	55.10	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR18



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN18

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7574	891.9	0.0255	-0.3041	0.8236
2		101	0.8413	170.6	0.00658	-0.4042	0.9996
Diff (1-2)	Pooled		-0.0839	304.0	0.0146		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0839		0.0264		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7574	0.6996	0.8152	891.9	613.5	1628.3
2		0.8413	0.8283	0.8544	170.6	149.9	198.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.0839	-0.1129	-0.0550	304.0	268.4	350.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0839	-0.1425	-0.0253			

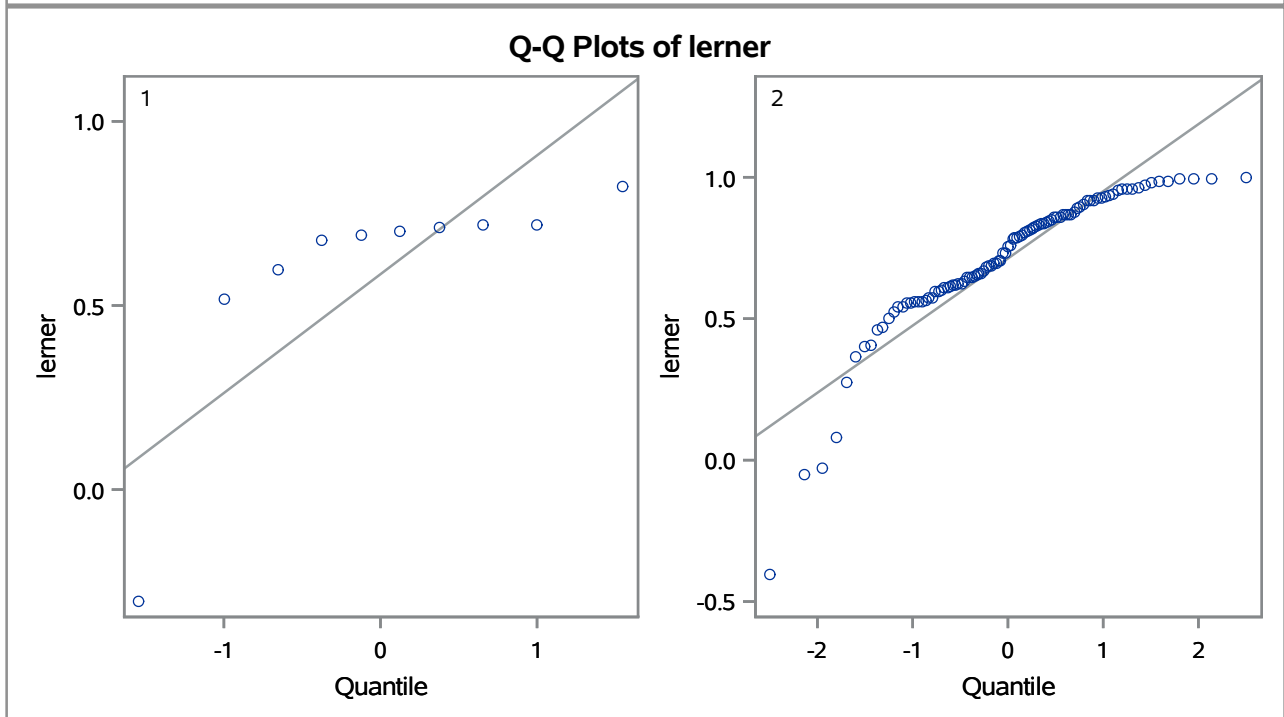
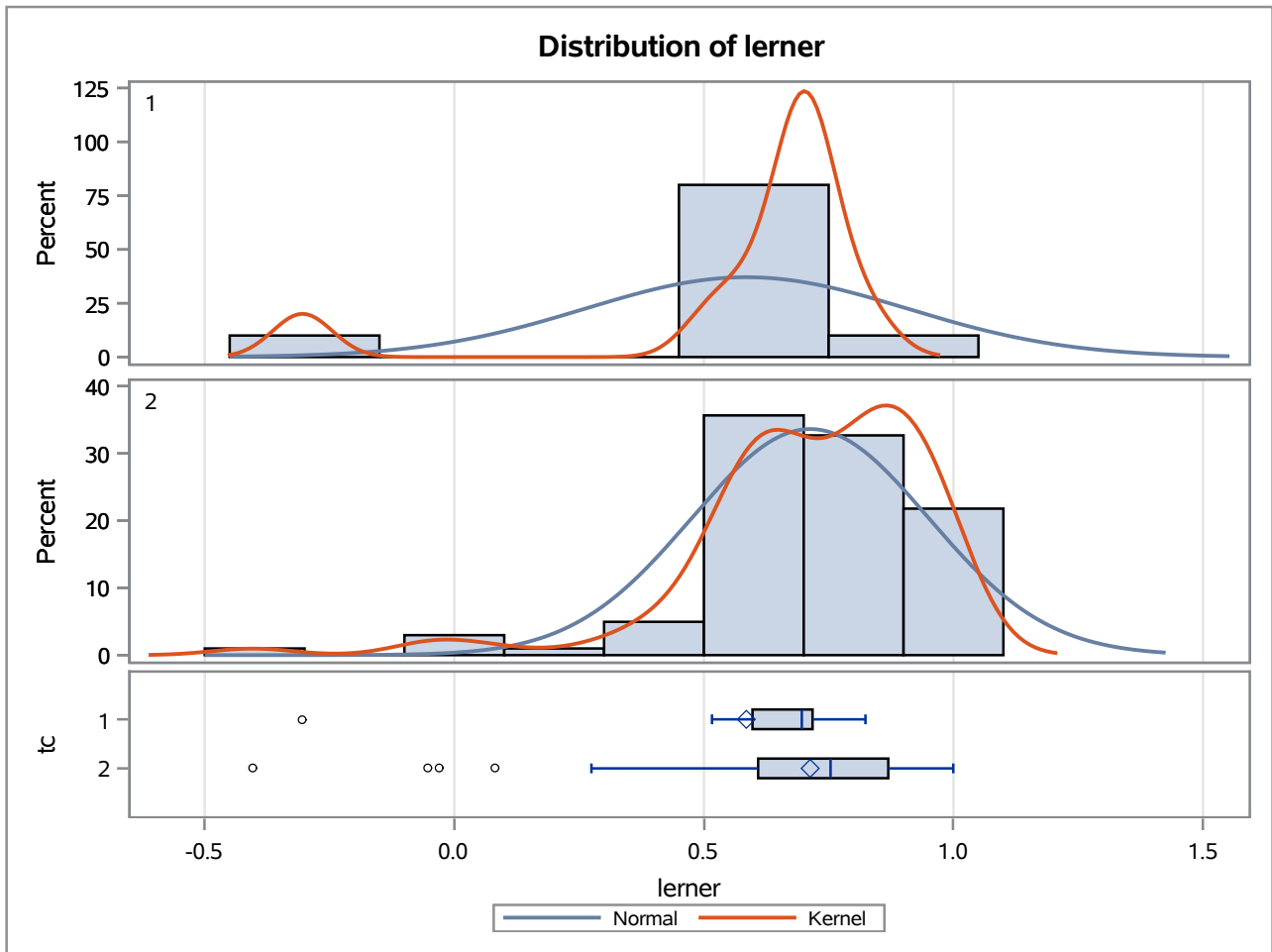
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	109	-5.75	<.0001
Satterthwaite	Unequal	10.23	-3.18	0.0095

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	100	27.33	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN18



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP18

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7480	1057.9	0.0303	-0.4104	0.8246
2		102	0.8435	167.1	0.00639	-0.8334	0.9995
Diff (1-2)	Pooled		-0.0955	342.3	0.0164		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0955		0.0310		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7480	0.6794	0.8166	1057.9	727.7	1931.3
2		0.8435	0.8309	0.8562	167.1	146.9	193.8
Diff (1-2)	Pooled	-0.0955	-0.1279	-0.0631	342.3	302.5	394.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0955	-0.1647	-0.0263			

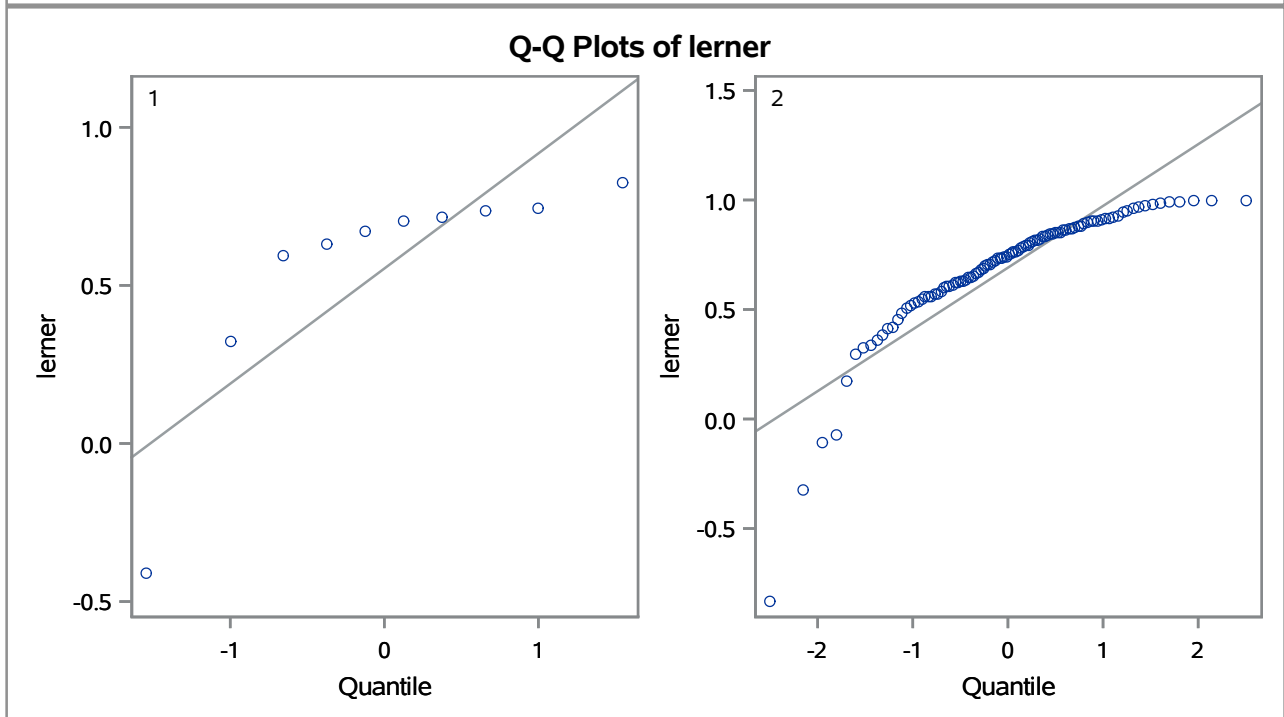
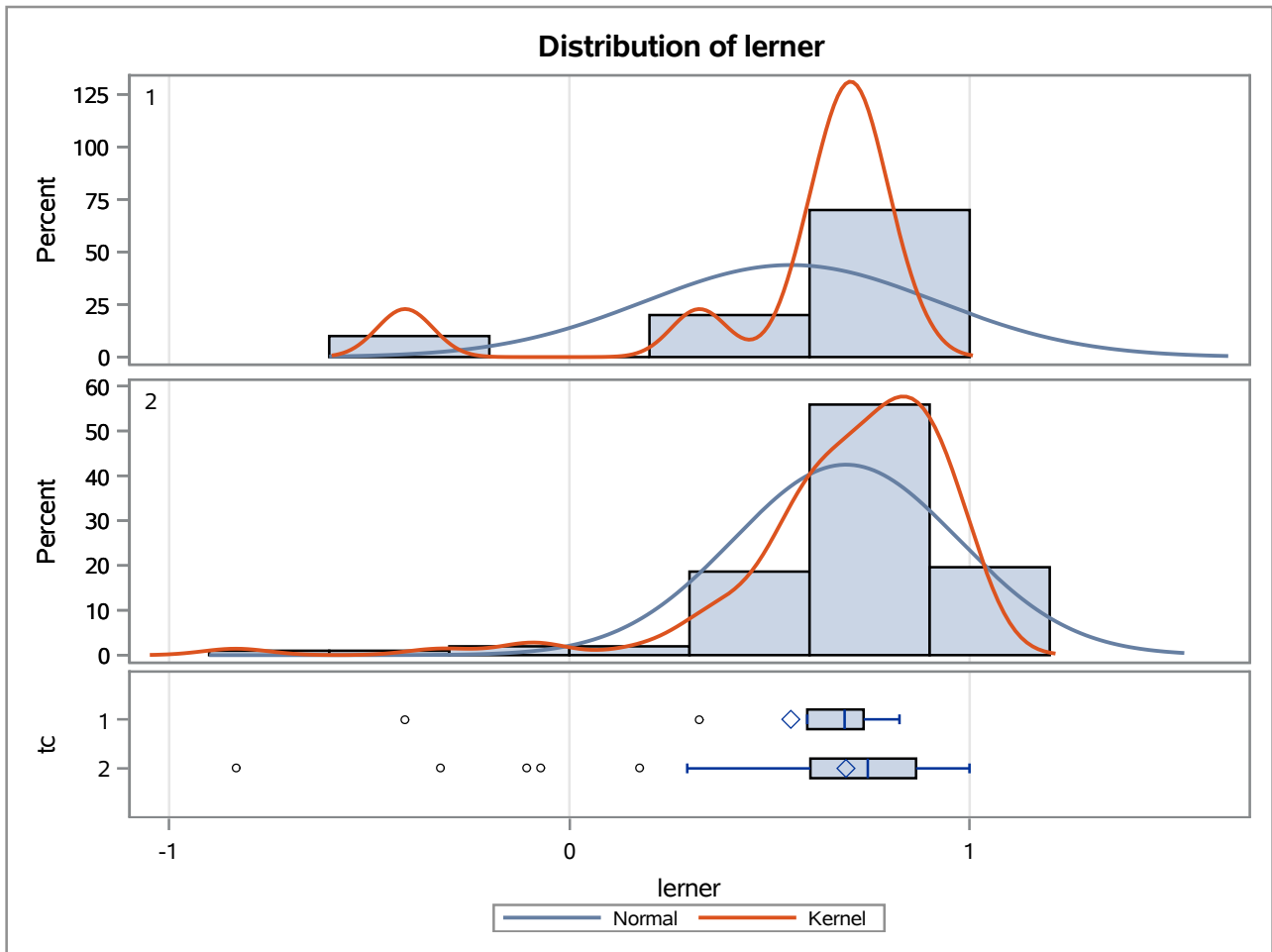
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	110	-5.84	<.0001
Satterthwaite	Unequal	9.8145	-3.08	0.0118

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	101	40.10	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP18



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC18

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		8	0.7456	1502.4	0.0432	-0.5750	0.8437
2		105	0.8170	175.9	0.00669	-0.5553	0.9996
Diff (1-2)	Pooled		-0.0714	413.9	0.0197		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0714		0.0437		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7456	0.6435	0.8476	1502.4	993.3	3057.7
2		0.8170	0.8037	0.8303	175.9	154.9	203.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.0714	-0.1105	-0.0324	413.9	365.9	476.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0714	-0.1737	0.0309			

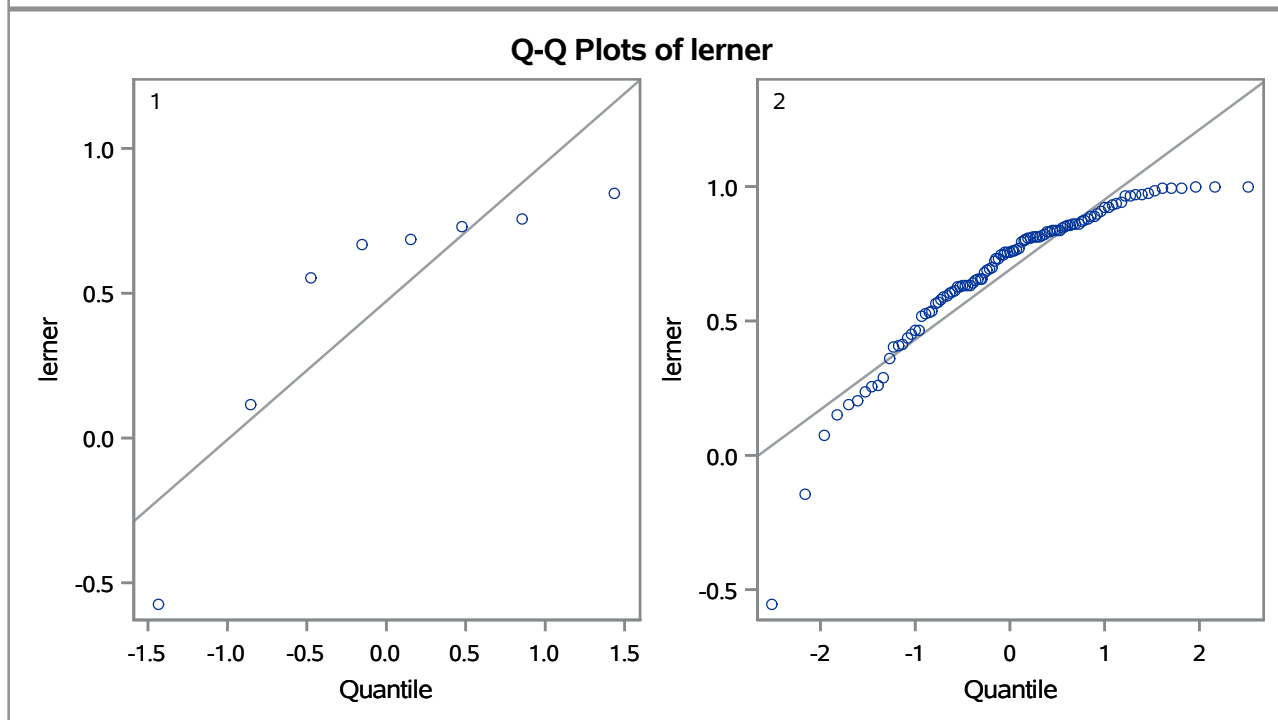
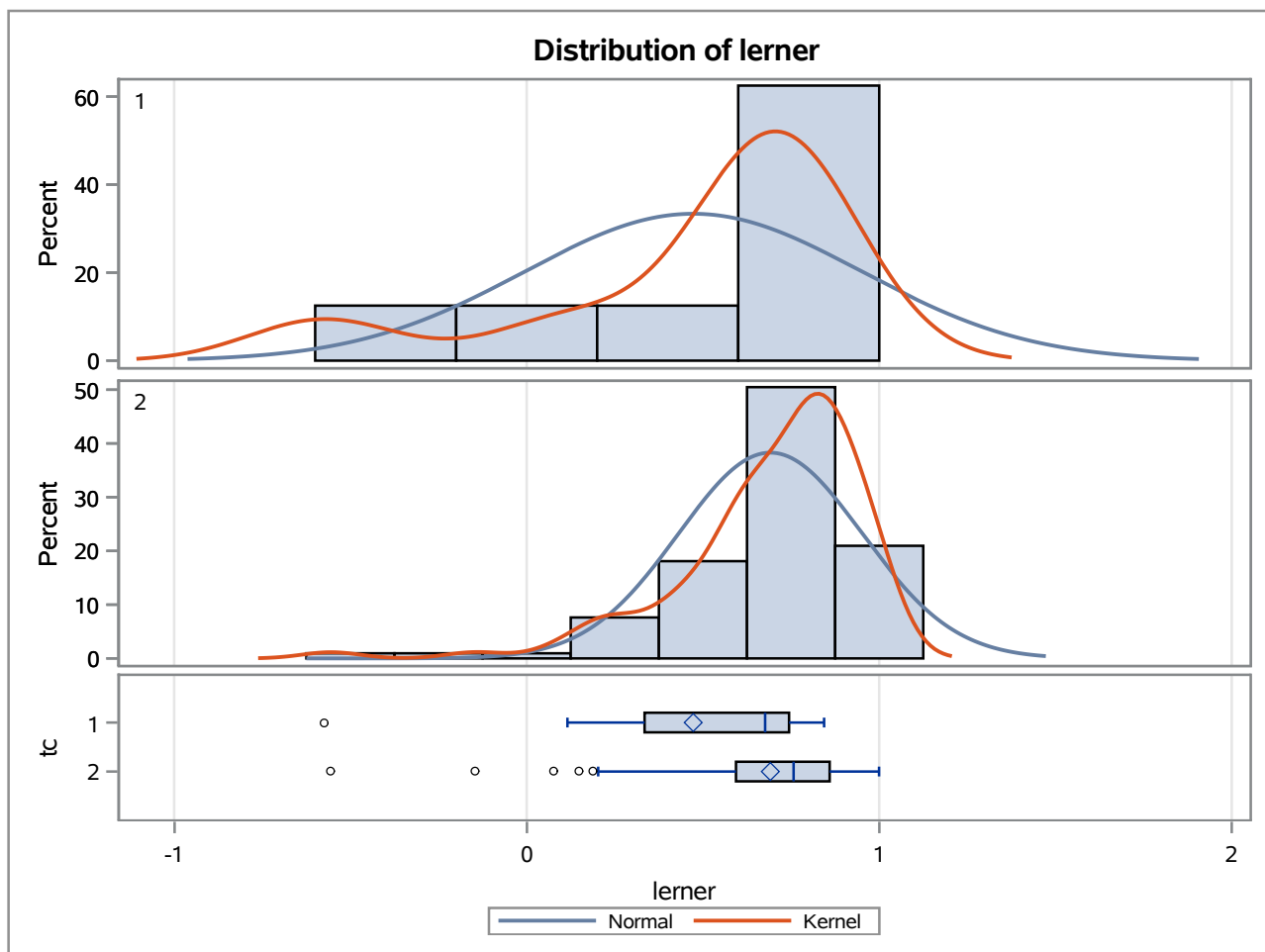
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	111	-3.62	0.0004
Satterthwaite	Unequal	7.3399	-1.64	0.1439

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	7	104	72.92	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC18



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR19

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		8	0.7389	1264.6	0.0365	-0.1196	0.8392
2		103	0.8293	183.0	0.00685	-0.9339	0.9997
Diff (1-2)	Pooled		-0.0905	366.1	0.0173		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0905		0.0372		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7389	0.6524	0.8253	1264.6	836.1	2573.8
2		0.8293	0.8158	0.8429	183.0	161.0	212.1
Diff (1-2)	Pooled	-0.0905	-0.1248	-0.0562	366.1	323.3	422.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0905	-0.1772	-0.00374			

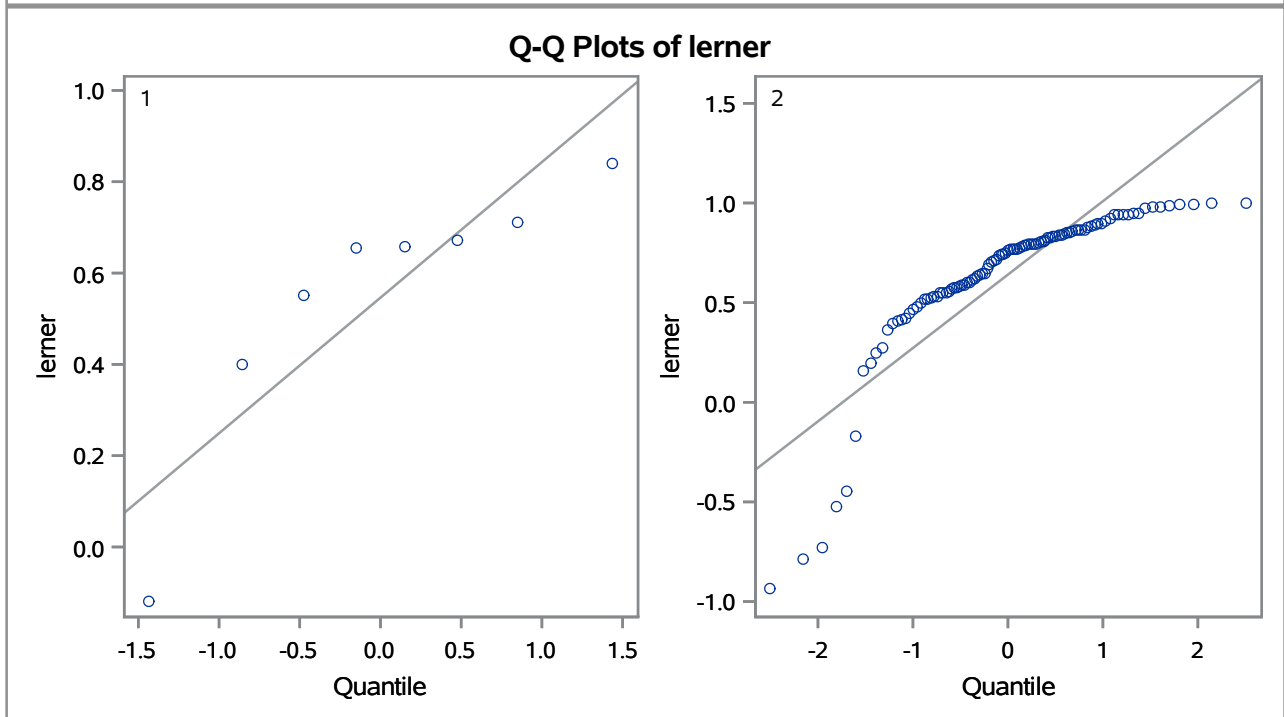
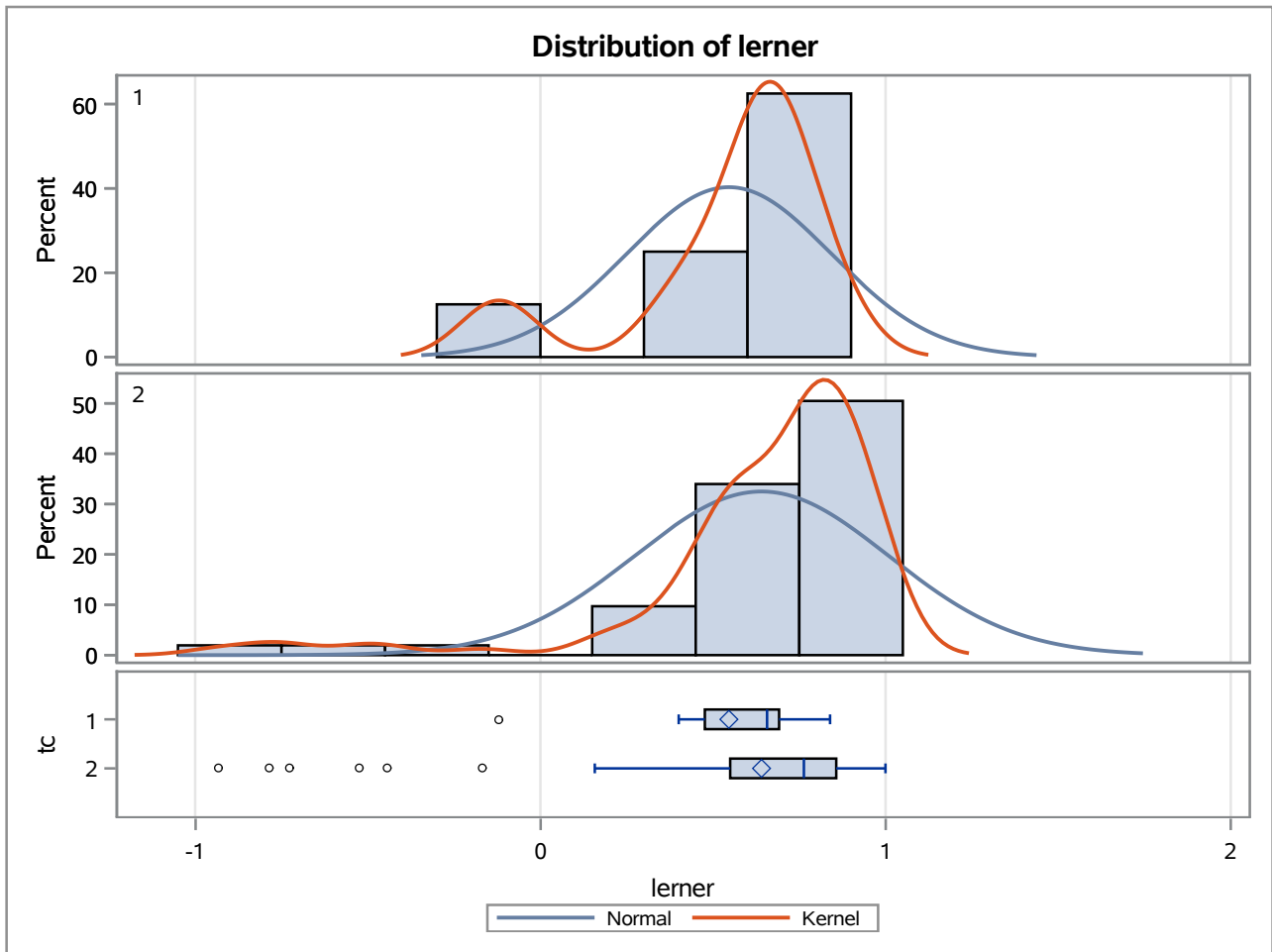
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	109	-5.23	<.0001
Satterthwaite	Unequal	7.5002	-2.43	0.0429

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	7	102	47.74	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR19



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN19

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7371	1397.0	0.0403	-0.7386	0.8706
2		102	0.8374	147.6	0.00545	-0.9547	0.9998
Diff (1-2)	Pooled		-0.1003	423.9	0.0199		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1003		0.0407		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7371	0.6459	0.8283	1397.0	960.9	2550.3
2		0.8374	0.8266	0.8482	147.6	129.8	171.2
Diff (1-2)	Pooled	-0.1003	-0.1396	-0.0609	423.9	374.5	488.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1003	-0.1918	-0.00876			

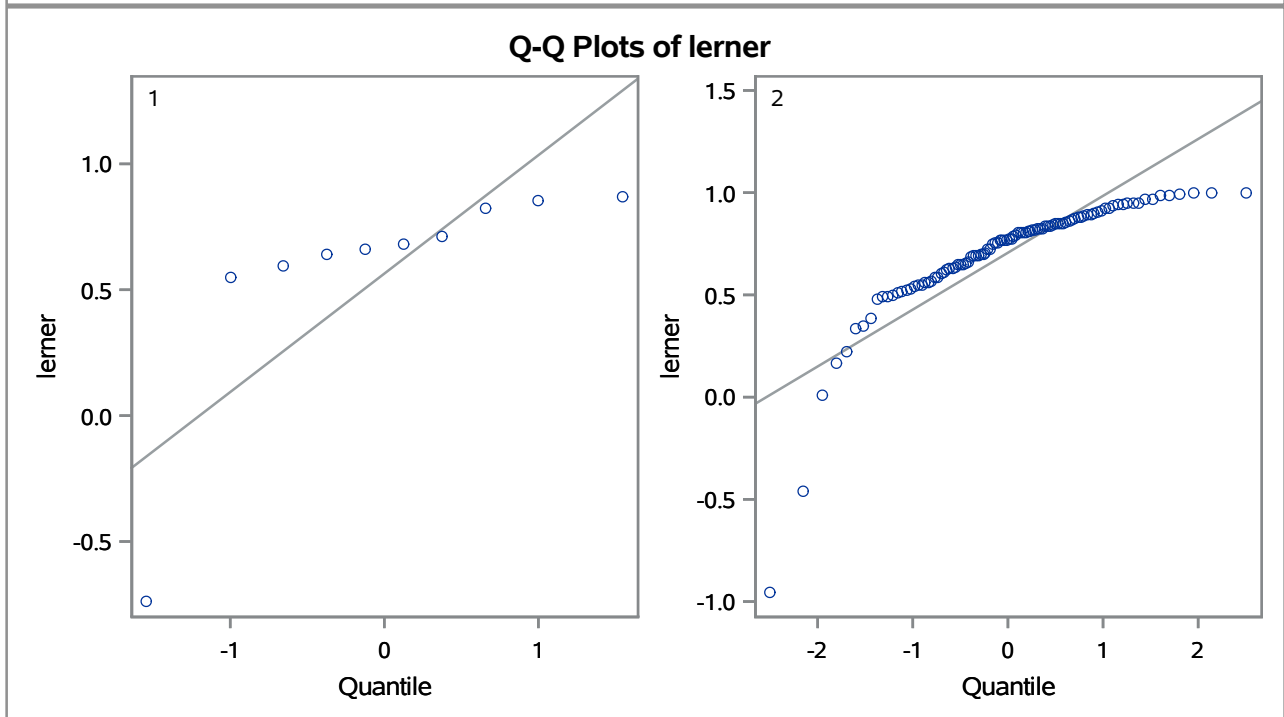
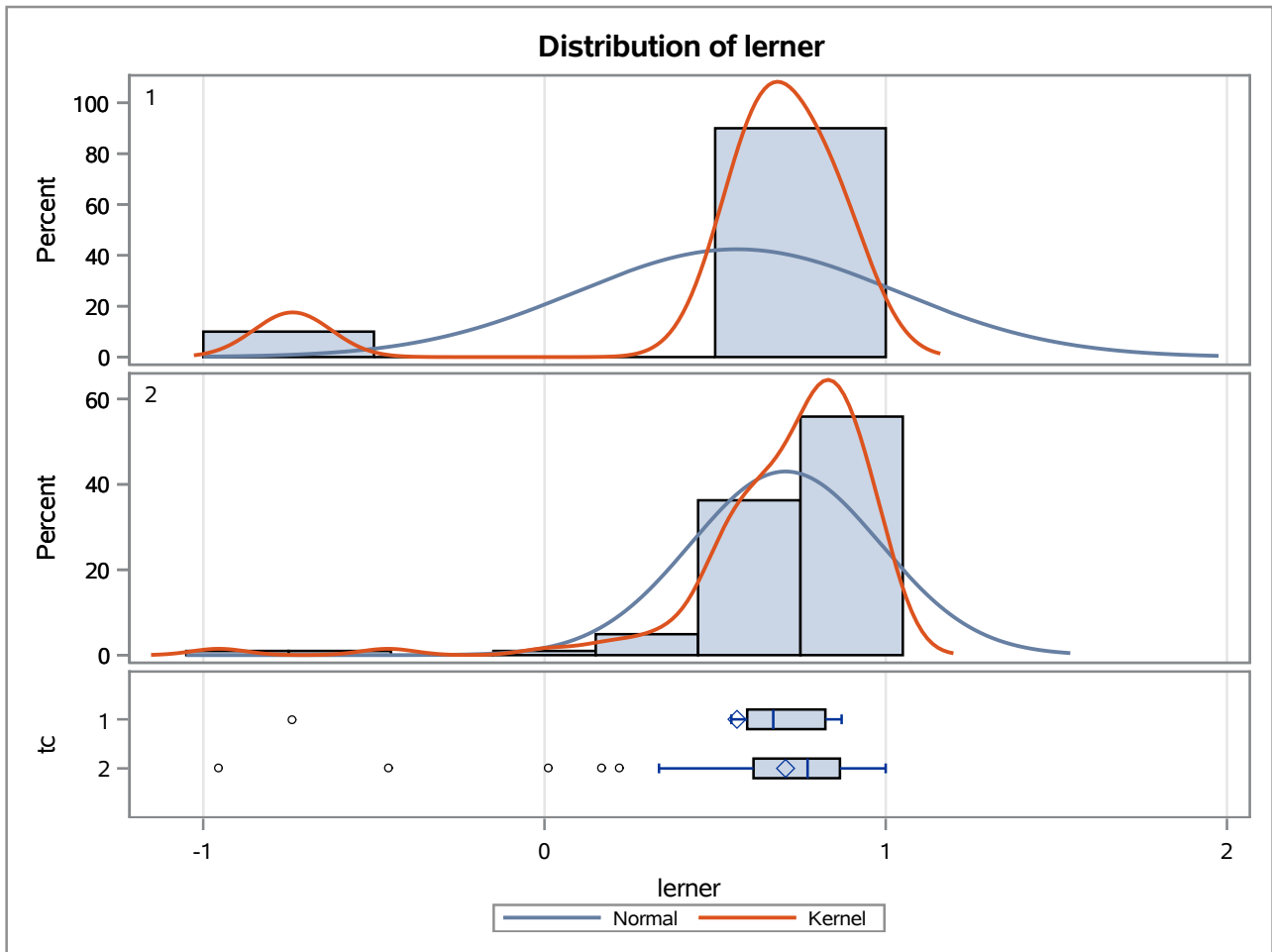
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	110	-5.05	<.0001
Satterthwaite	Unequal	9.3311	-2.47	0.0350

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	101	89.56	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN19



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP19

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.6849	1482.4	0.0427	-0.3074	0.8235
2		100	0.8365	156.2	0.00565	-0.8722	0.9998
Diff (1-2)	Pooled		-0.1516	453.3	0.0210		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1516		0.0431		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6849	0.5882	0.7816	1482.4	1019.7	2706.3
2		0.8365	0.8253	0.8477	156.2	137.2	181.5
Diff (1-2)	Pooled	-0.1516	-0.1931	-0.1100	453.3	400.1	523.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1516	-0.2486	-0.0545			

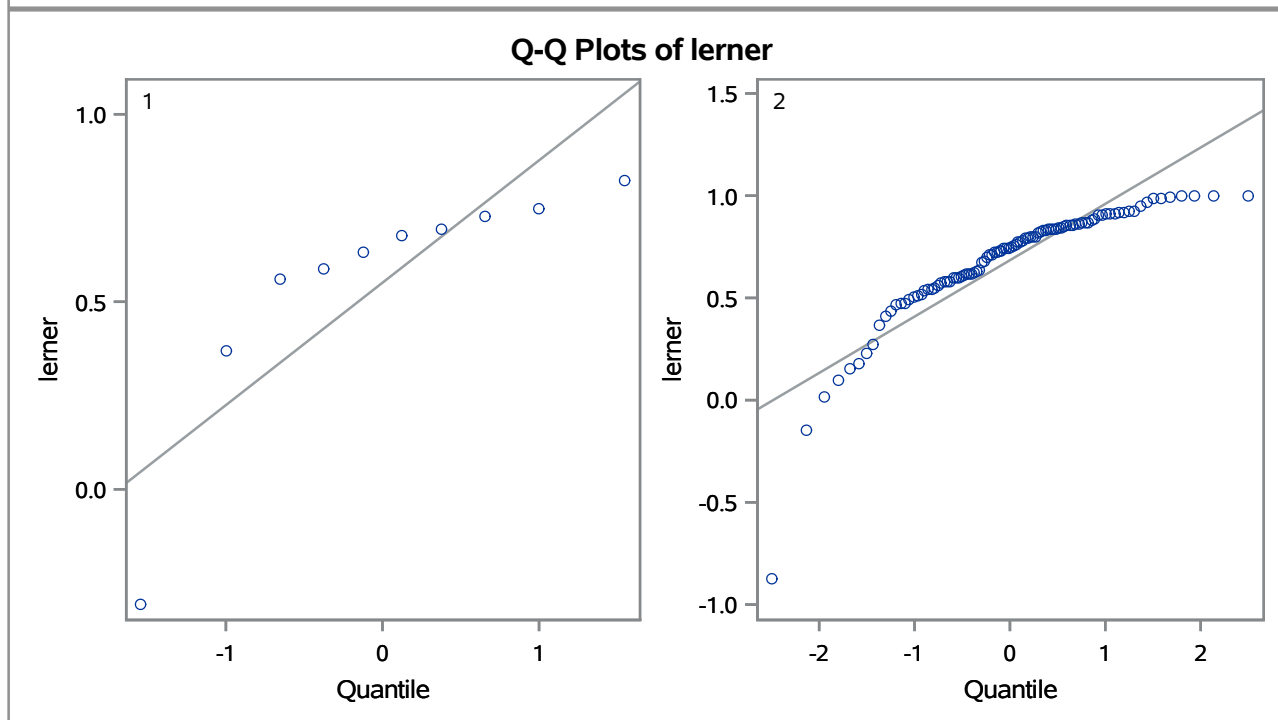
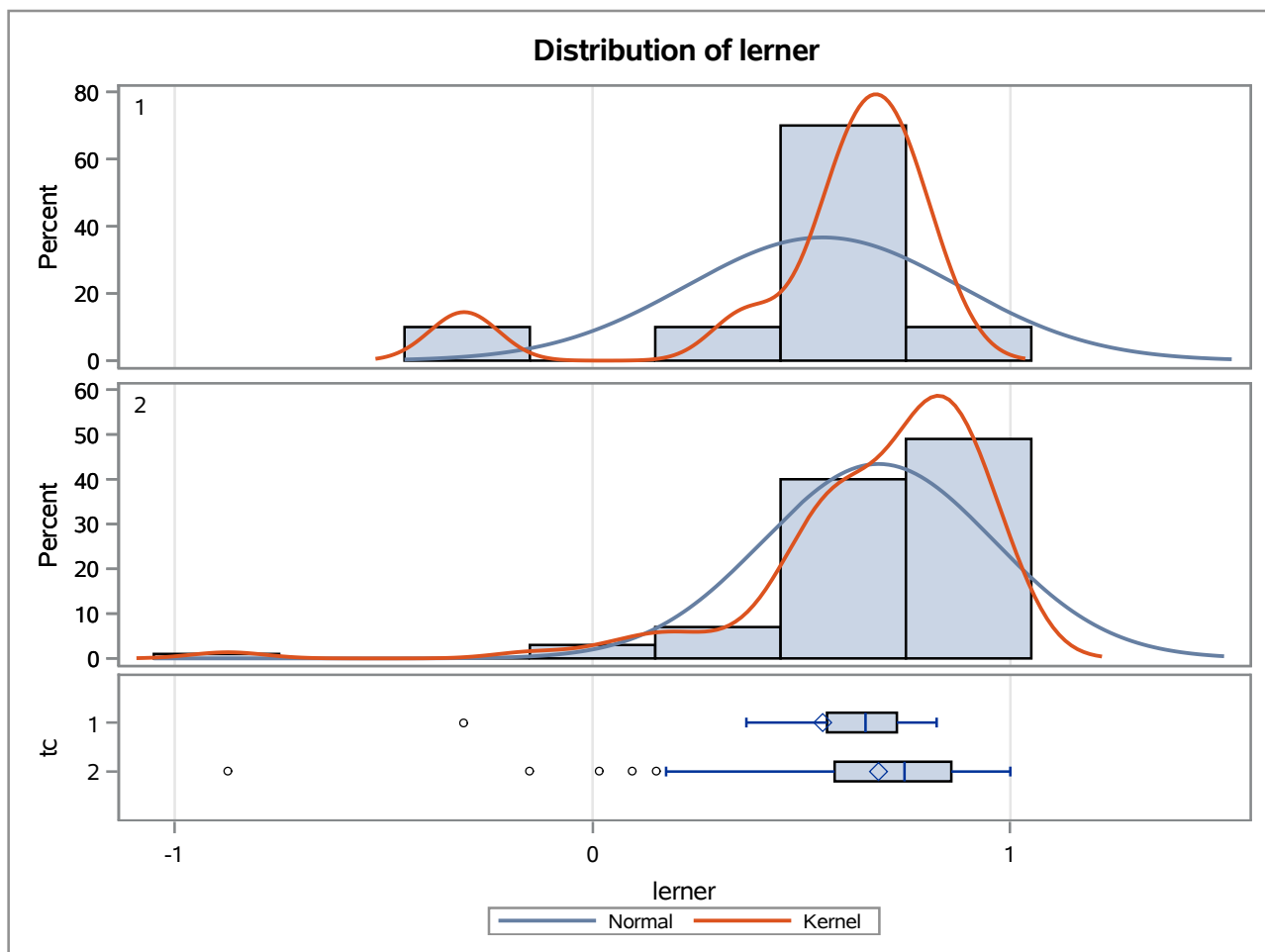
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	108	-7.23	<.0001
Satterthwaite	Unequal	9.3169	-3.52	0.0062

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	99	90.04	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP19



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR00

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		23	0.6465	197.8	0.0202	0.4593	0.9015
3		56	0.8359	89.9744	0.0141	0.0550	0.9991
Diff (1-2)	Pooled		-0.1894	130.2	0.0244		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1894		0.0246		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6465	0.6046	0.6884	197.8	153.0	280.0
3		0.8359	0.8076	0.8641	89.9744	75.8551	110.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.1894	-0.2379	-0.1408	130.2	112.5	154.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1894	-0.2390	-0.1397			

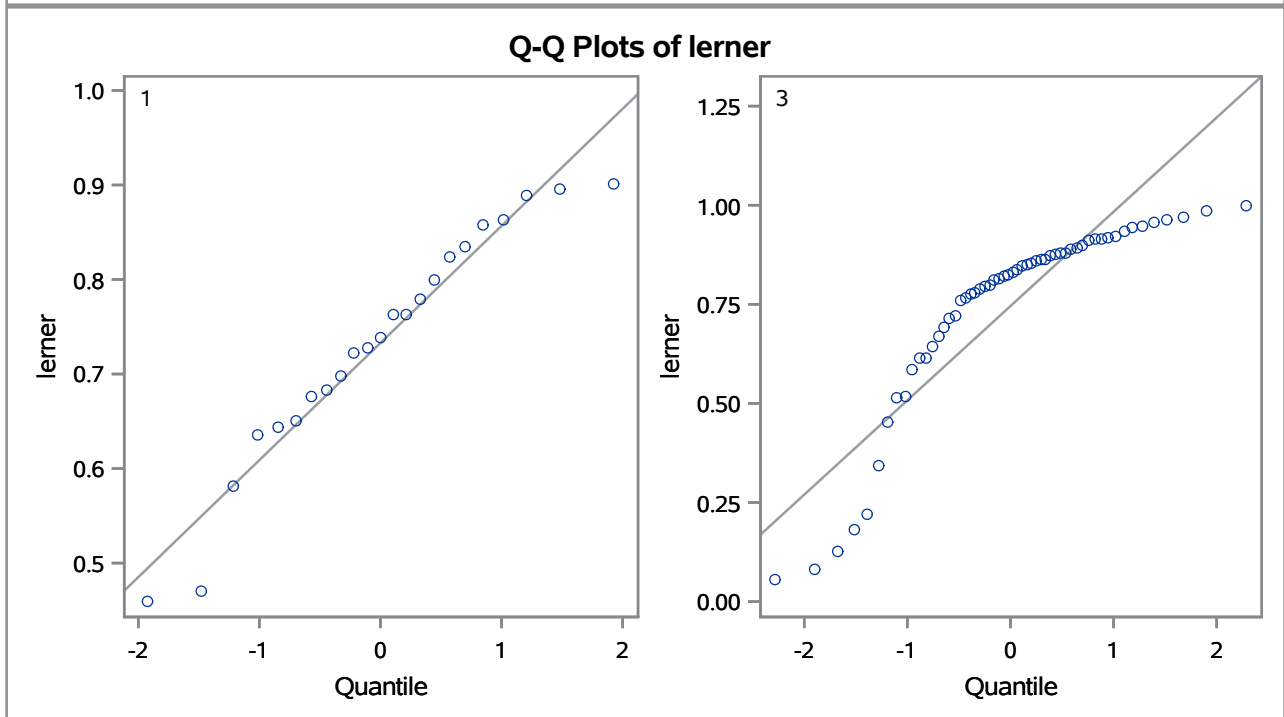
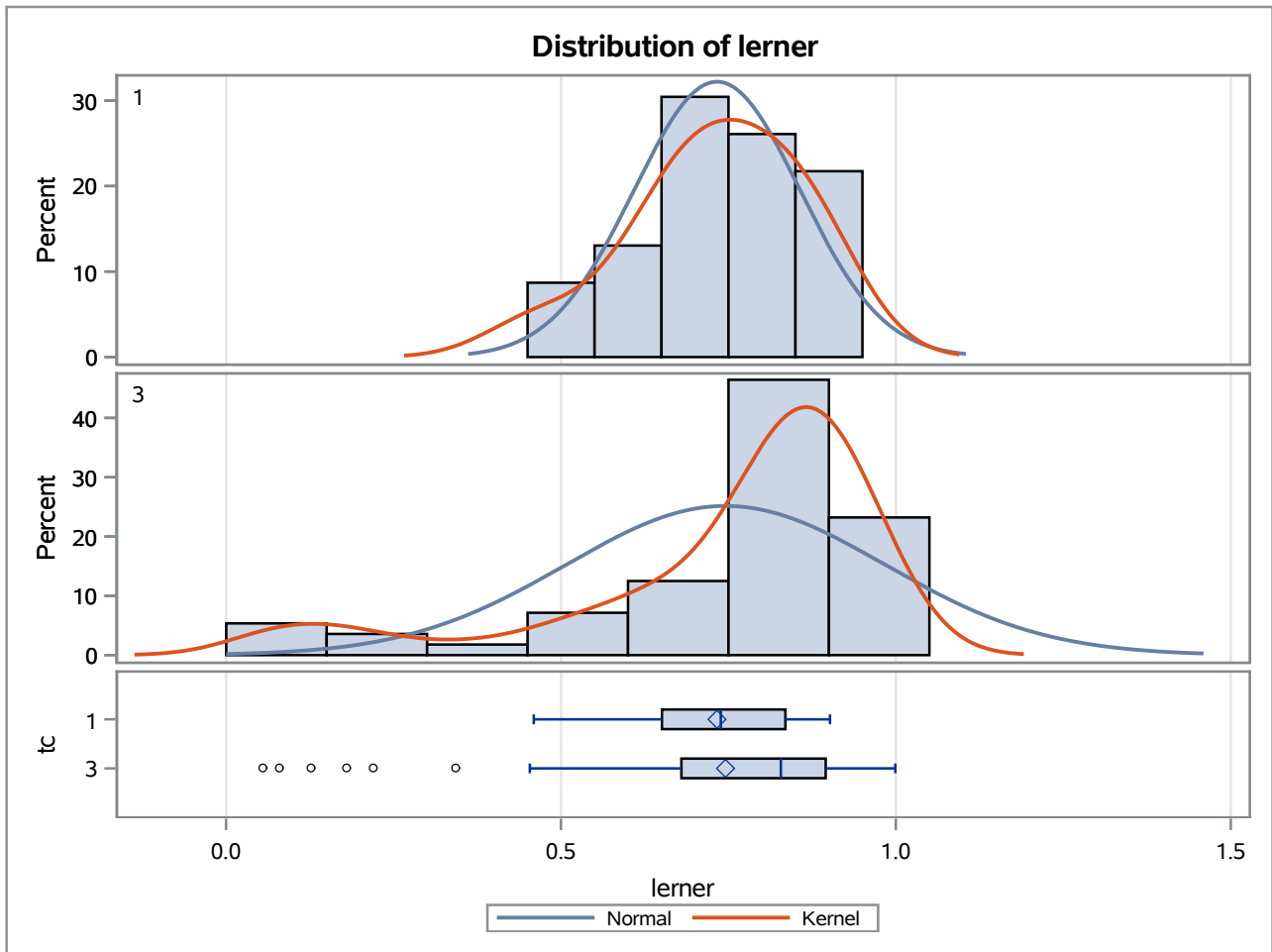
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	77	-7.77	<.0001
Satterthwaite	Unequal	44.478	-7.68	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	22	55	4.83	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR00



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN00

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		21	0.6714	165.2	0.0171	0.5350	0.9498
3		51	0.8777	61.7911	0.00940	-0.1943	0.9960
Diff (1-2)	Pooled		-0.2063	102.6	0.0189		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.2063		0.0195		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6714	0.6358	0.7071	165.2	126.4	238.5
3		0.8777	0.8588	0.8966	61.7911	51.7012	76.8111
Diff (1-2)	Pooled	-0.2063	-0.2439	-0.1687	102.6	88.0417	122.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.2063	-0.2460	-0.1666			

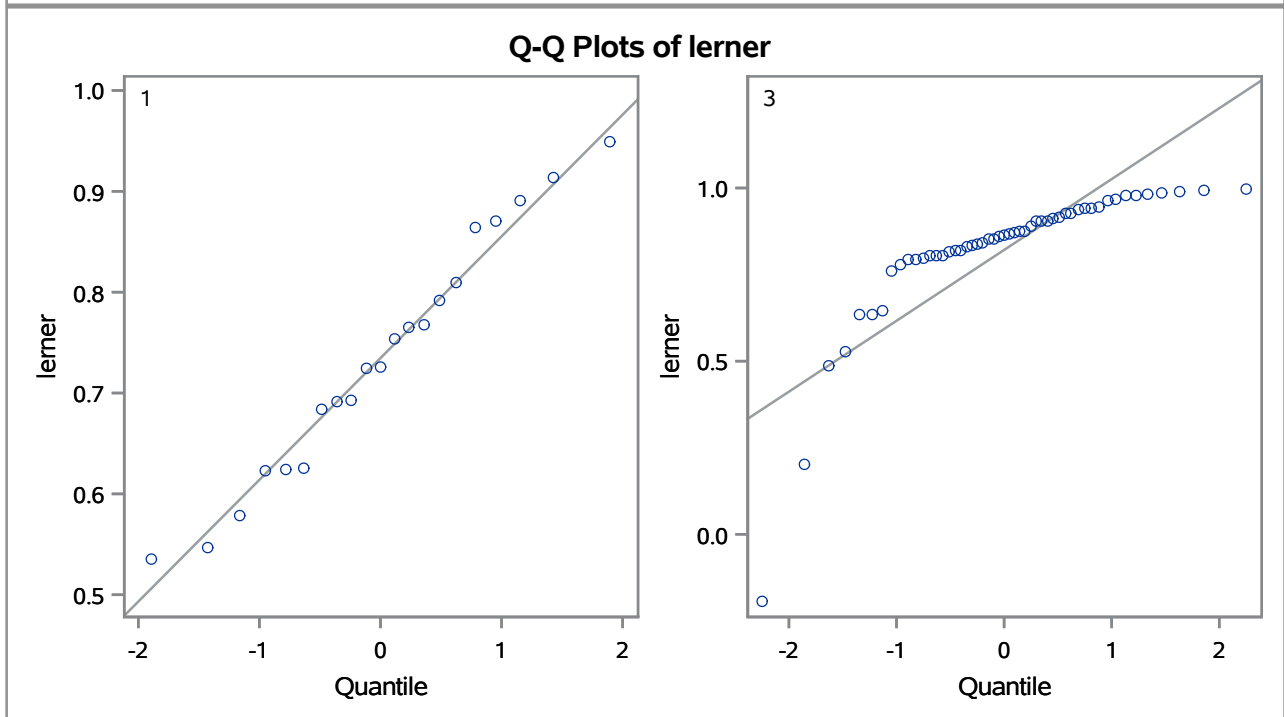
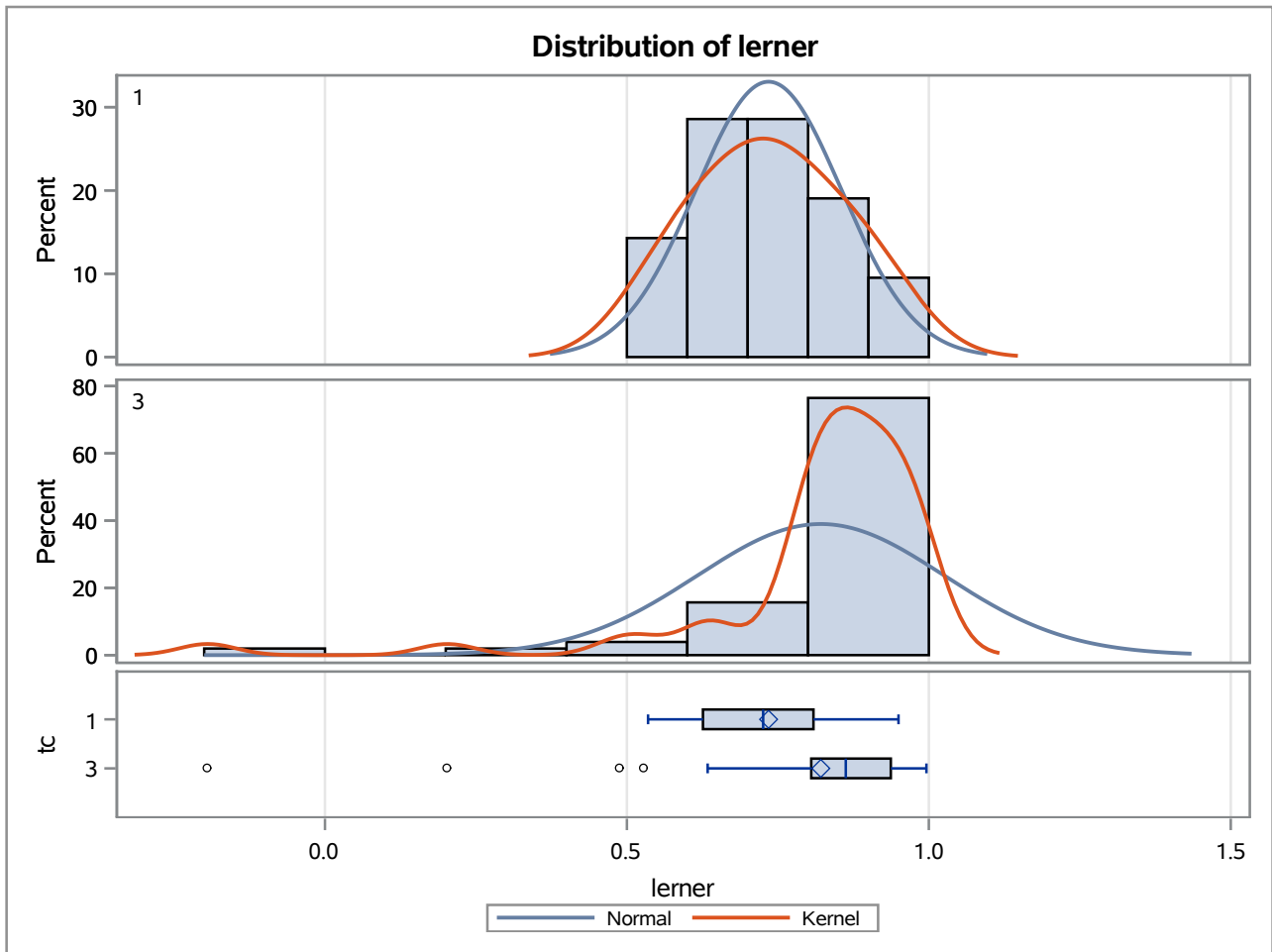
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	70	-10.93	<.0001
Satterthwaite	Unequal	32.731	-10.58	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	20	50	7.15	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN00



The TTEST Procedure**Variable: lerner**

trimestre=SEP00

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		21	0.6584	216.3	0.0222	0.4009	0.9022
3		51	0.8671	71.6730	0.0103	-0.2200	0.9984
Diff (1-2)	Pooled		-0.2087	130.5	0.0231		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.2087		0.0245		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6584	0.6122	0.7047	216.3	165.5	312.4
3		0.8671	0.8463	0.8879	71.6730	59.9695	89.0951
Diff (1-2)	Pooled	-0.2087	-0.2547	-0.1626	130.5	112.0	156.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.2087	-0.2587	-0.1586			

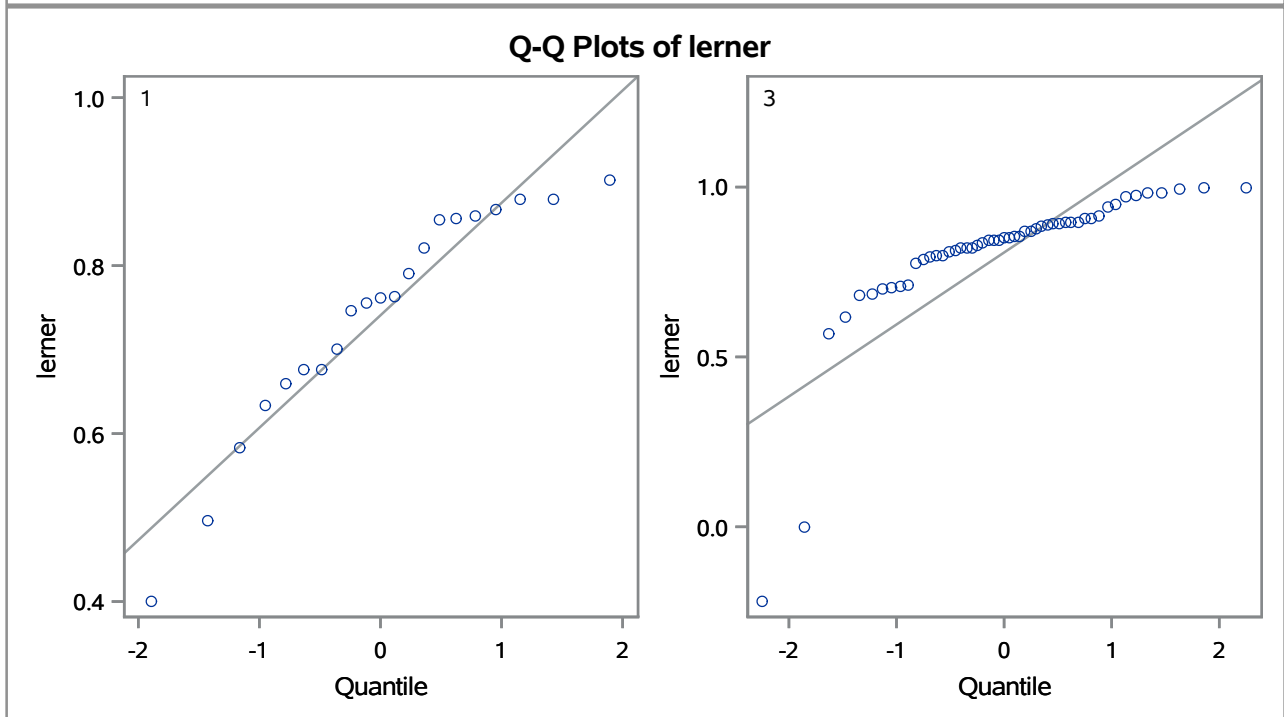
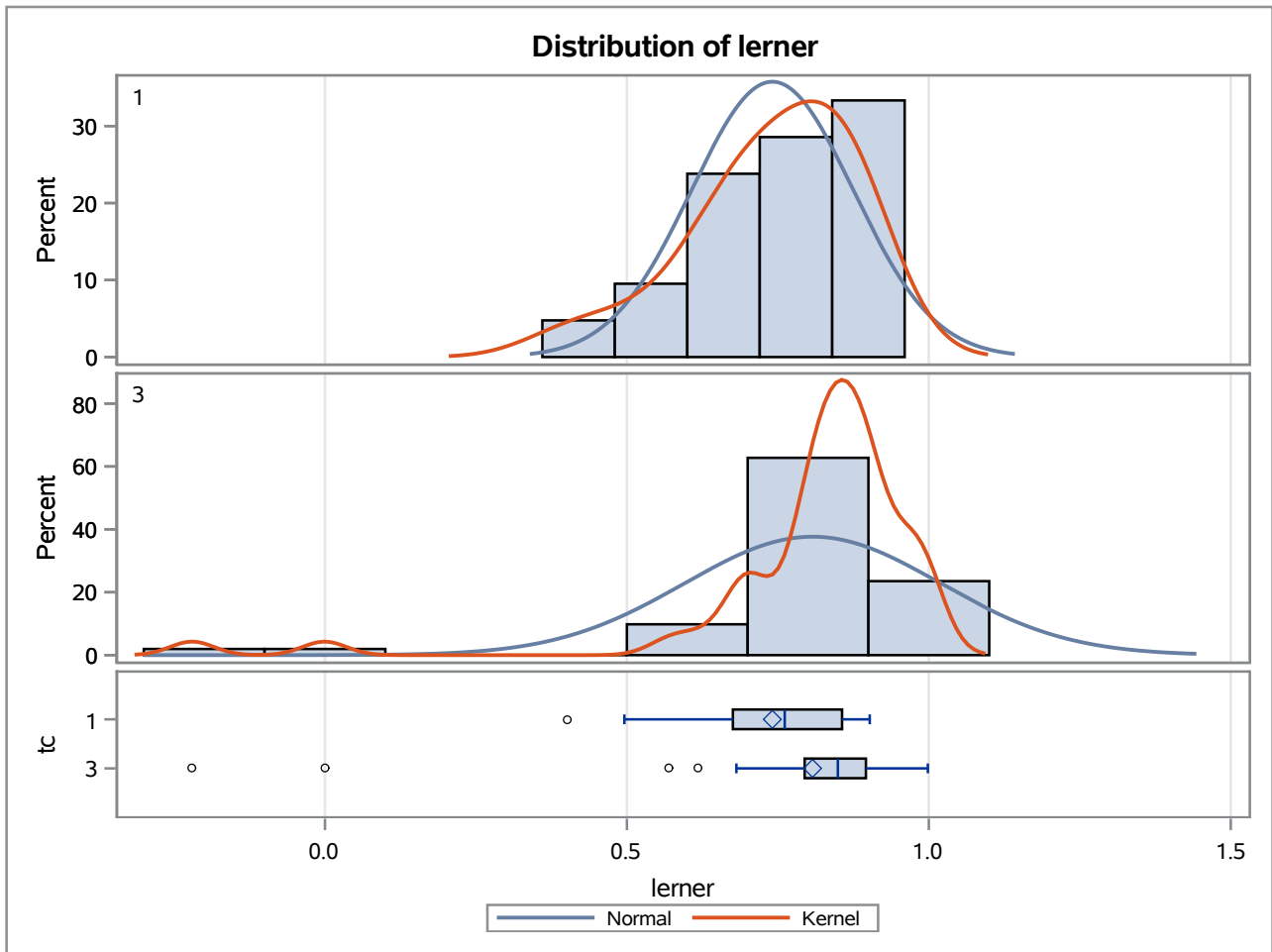
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	70	-9.04	<.0001
Satterthwaite	Unequal	29.091	-8.53	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	20	50	9.11	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP00



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC00

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		19	0.7277	103.7	0.0110	0.2845	0.8481
3		51	0.8379	169.9	0.0229	0.1645	0.9992
Diff (1-2)	Pooled		-0.1102	155.2	0.0266		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1102		0.0254		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7277	0.7046	0.7507	103.7	78.3249	153.3
3		0.8379	0.7920	0.8838	169.9	142.2	211.2
Diff (1-2)	Pooled	-0.1102	-0.1632	-0.0572	155.2	132.9	186.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1102	-0.1608	-0.0596			

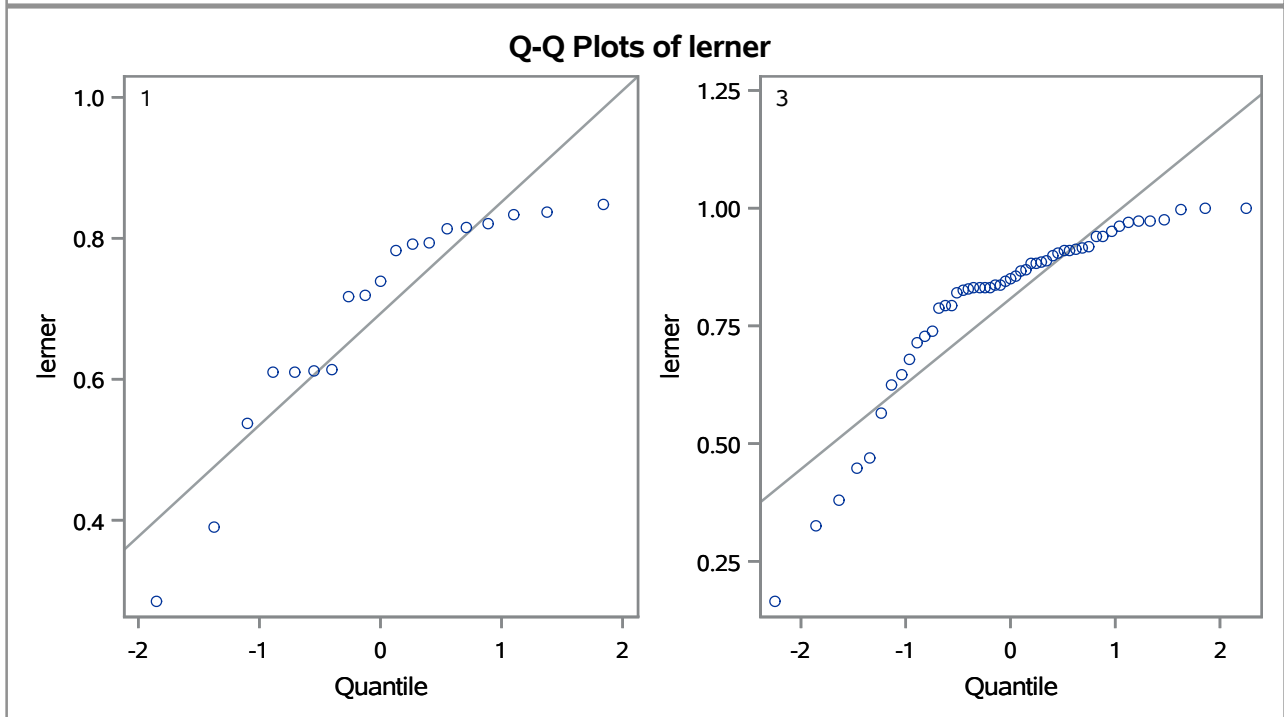
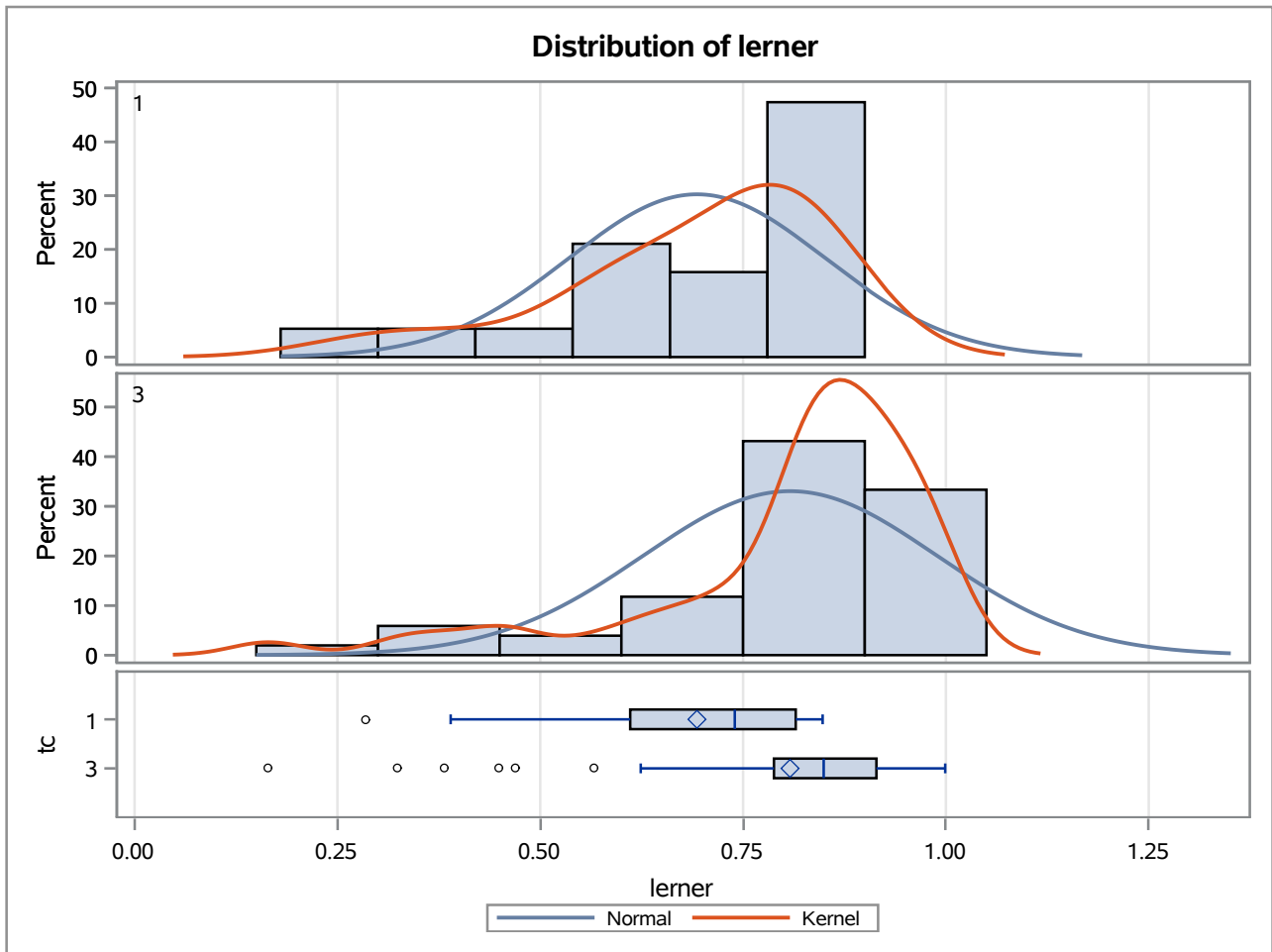
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	68	-4.15	<.0001
Satterthwaite	Unequal	65.968	-4.35	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	50	18	2.69	0.0243

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC00



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR01

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		21	0.6885	199.4	0.0206	0.4709	0.9190
3		55	0.8883	76.4565	0.00969	0.2659	0.9998
Diff (1-2)	Pooled		-0.1997	122.5	0.0200		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1997		0.0227		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6885	0.6457	0.7314	199.4	152.6	288.0
3		0.8883	0.8688	0.9077	76.4565	64.3660	94.1823
Diff (1-2)	Pooled	-0.1997	-0.2396	-0.1598	122.5	105.6	146.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1997	-0.2462	-0.1533			

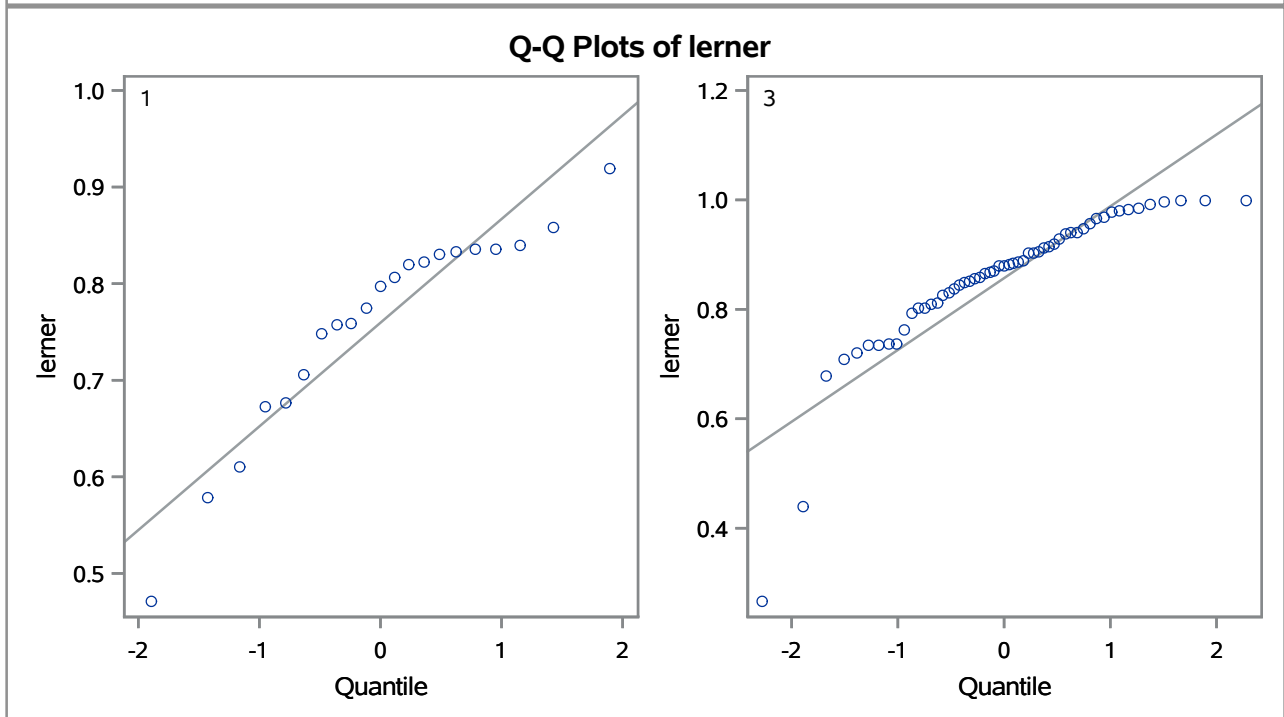
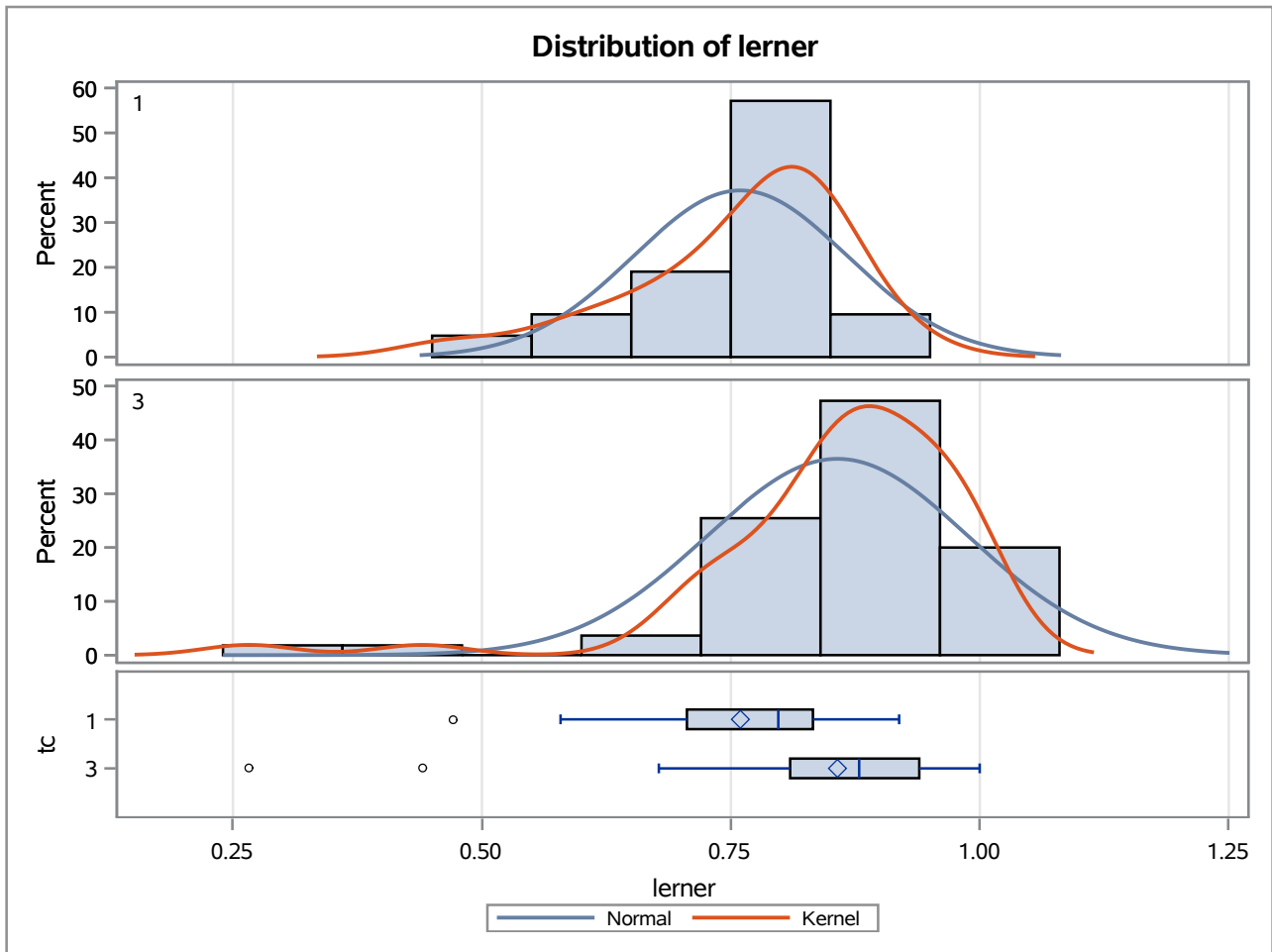
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	74	-9.98	<.0001
Satterthwaite	Unequal	29.343	-8.79	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	20	54	6.80	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR01



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN01

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		20	0.7001	160.2	0.0193	0.6136	0.9121
3		54	0.8853	91.1744	0.0114	-0.4987	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		-0.1852	113.5	0.0197		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1852		0.0224		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7001	0.6598	0.7405	160.2	121.8	234.0
3		0.8853	0.8624	0.9082	91.1744	76.6434	112.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.1852	-0.2245	-0.1459	113.5	97.6392	135.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1852	-0.2307	-0.1396			

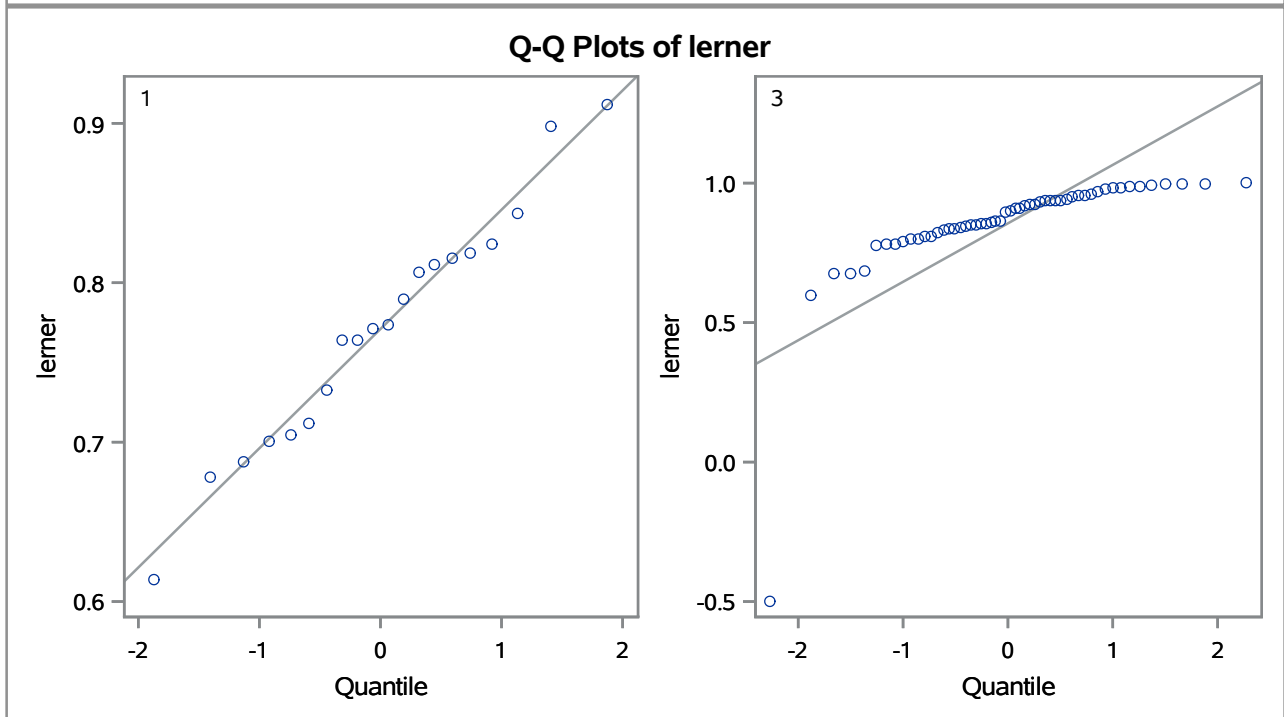
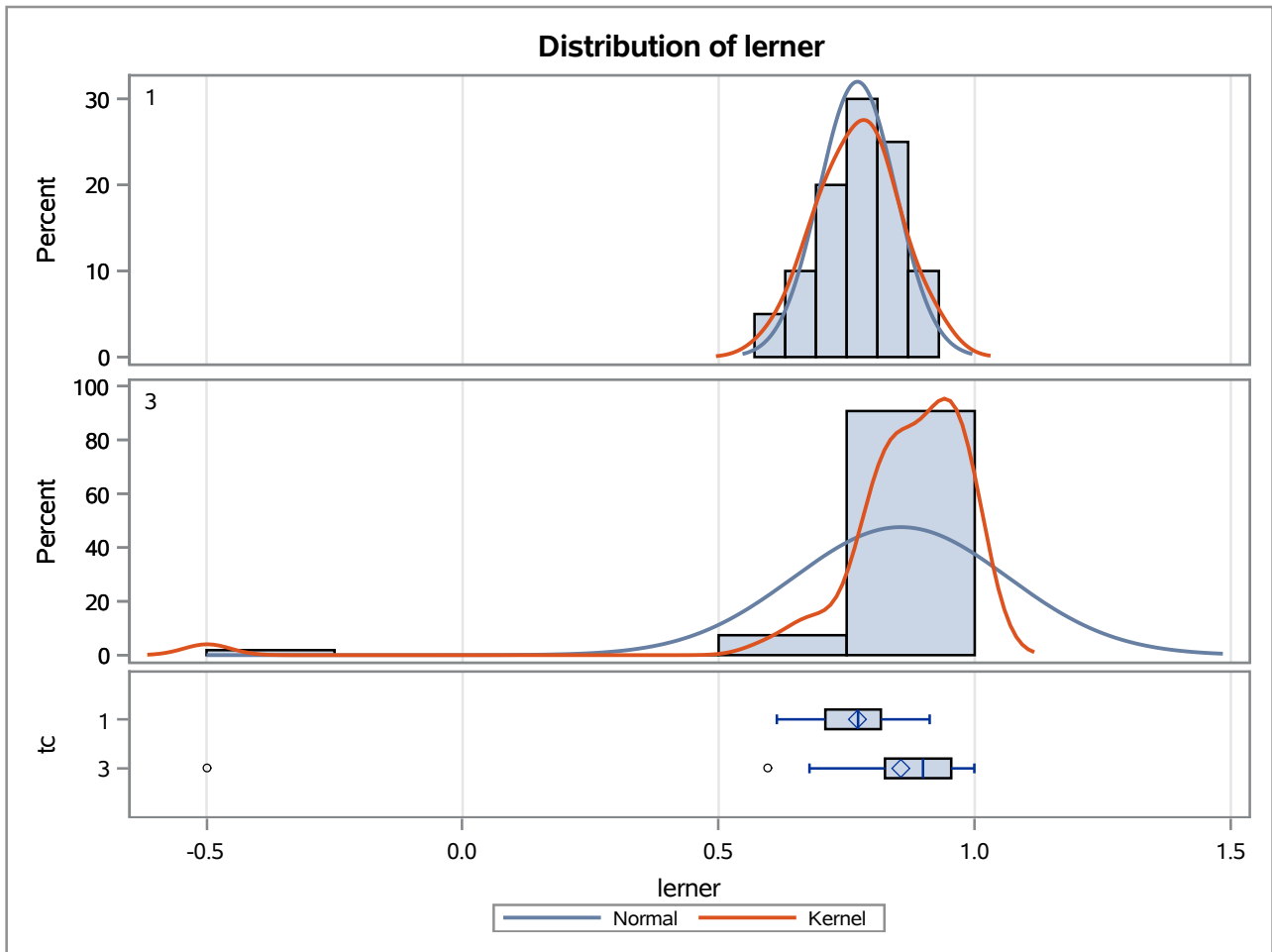
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	72	-9.39	<.0001
Satterthwaite	Unequal	33.233	-8.27	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	19	53	3.09	0.0013

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN01



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP01

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		20	0.7143	291.3	0.0373	0.4489	0.9204
3		55	0.9215	58.8684	0.00685	0.5877	0.9997
Diff (1-2)	Pooled		-0.2073	157.0	0.0271		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.2073		0.0379		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7143	0.6363	0.7923	291.3	221.5	425.4
3		0.9215	0.9078	0.9353	58.8684	49.5592	72.5166
Diff (1-2)	Pooled	-0.2073	-0.2614	-0.1531	157.0	135.1	187.3
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.2073	-0.2862	-0.1283			

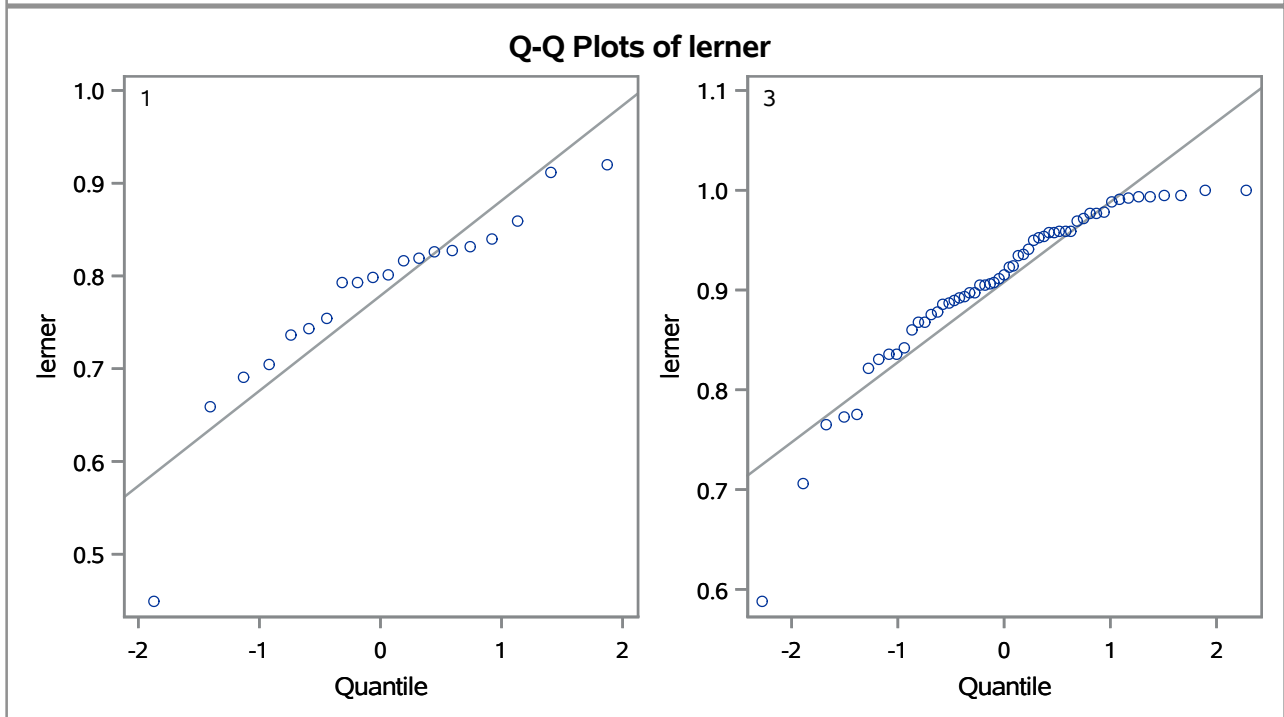
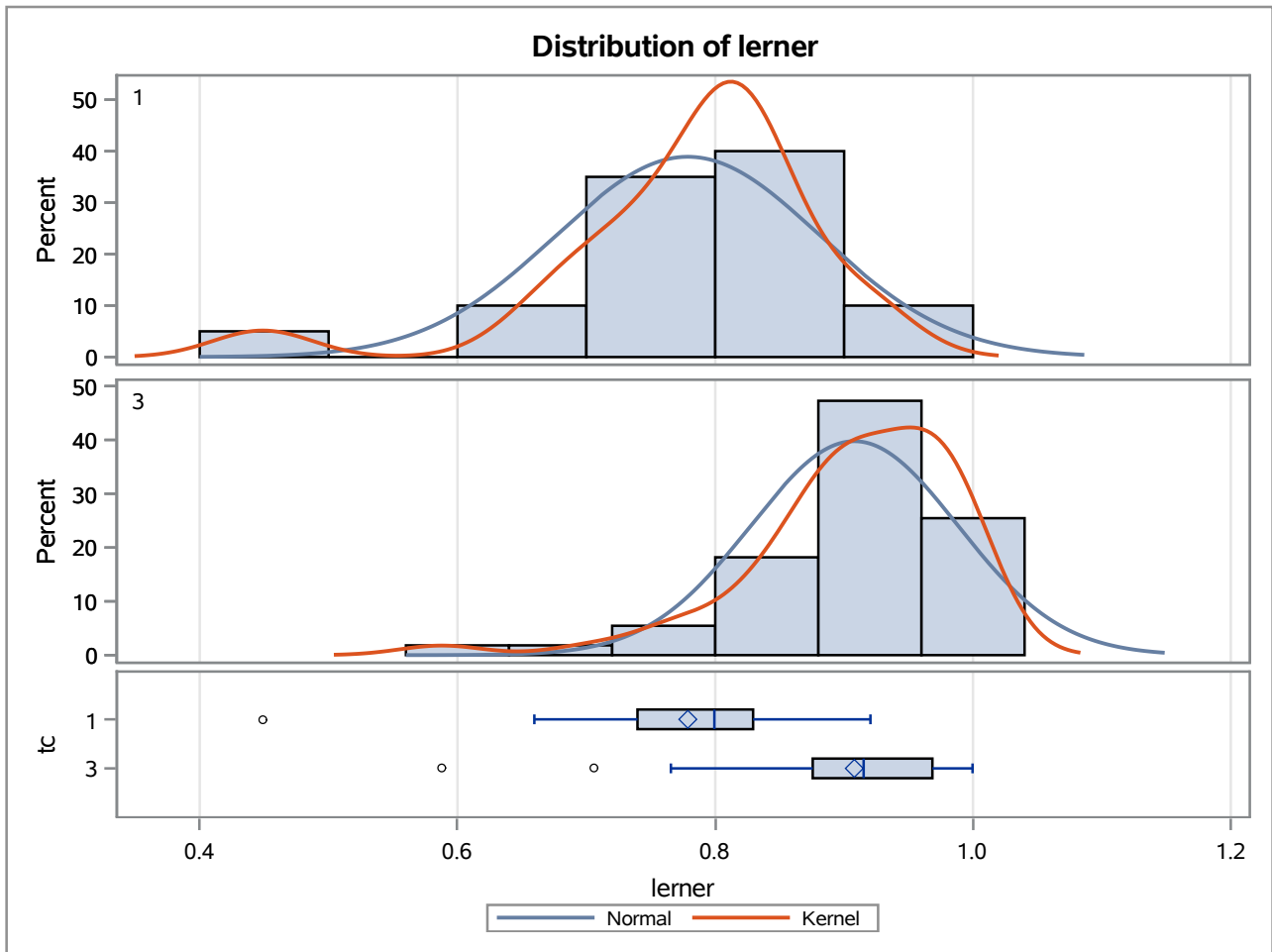
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	73	-7.63	<.0001
Satterthwaite	Unequal	20.295	-5.47	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	19	54	24.48	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP01



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC01

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.7288	352.2	0.0465	0.4407	0.9196
3		33	0.8738	66.3667	0.0102	0.3528	0.9982
Diff (1-2)	Pooled		-0.1450	210.5	0.0426		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1450		0.0476		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7288	0.6303	0.8273	352.2	262.3	536.1
3		0.8738	0.8530	0.8945	66.3667	53.3714	87.7827
Diff (1-2)	Pooled	-0.1450	-0.2306	-0.0593	210.5	175.5	262.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1450	-0.2451	-0.0448			

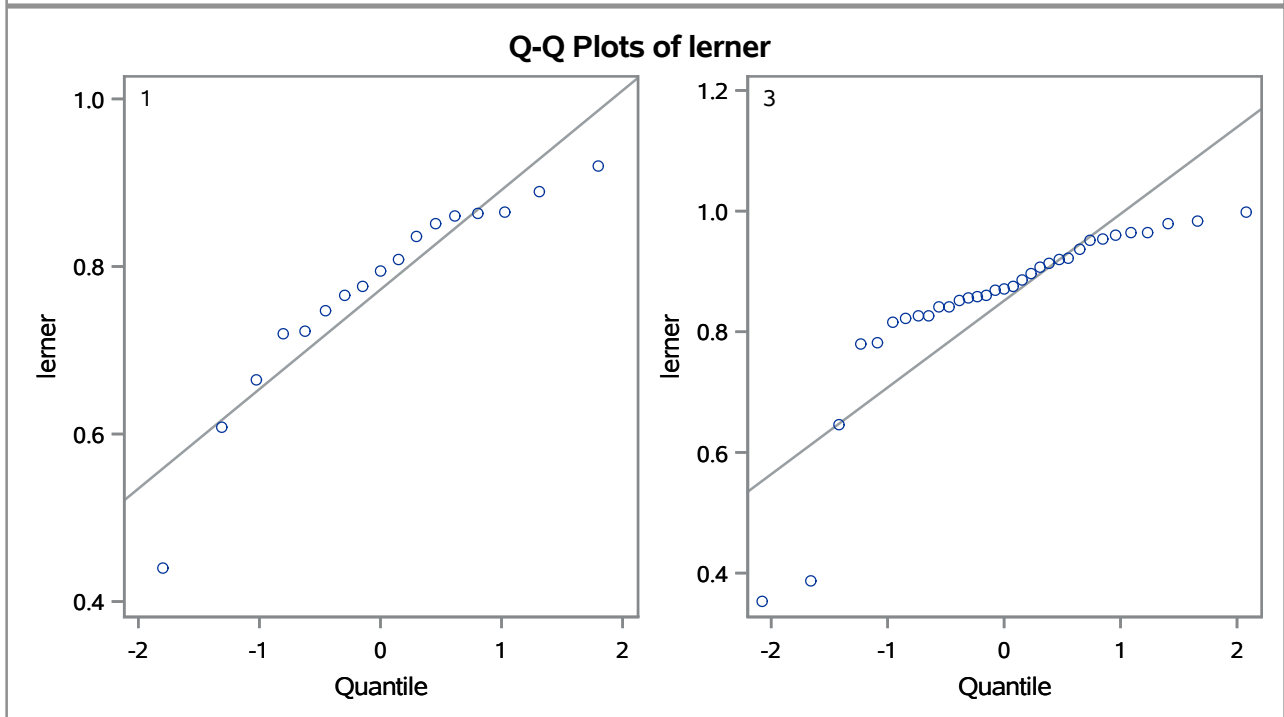
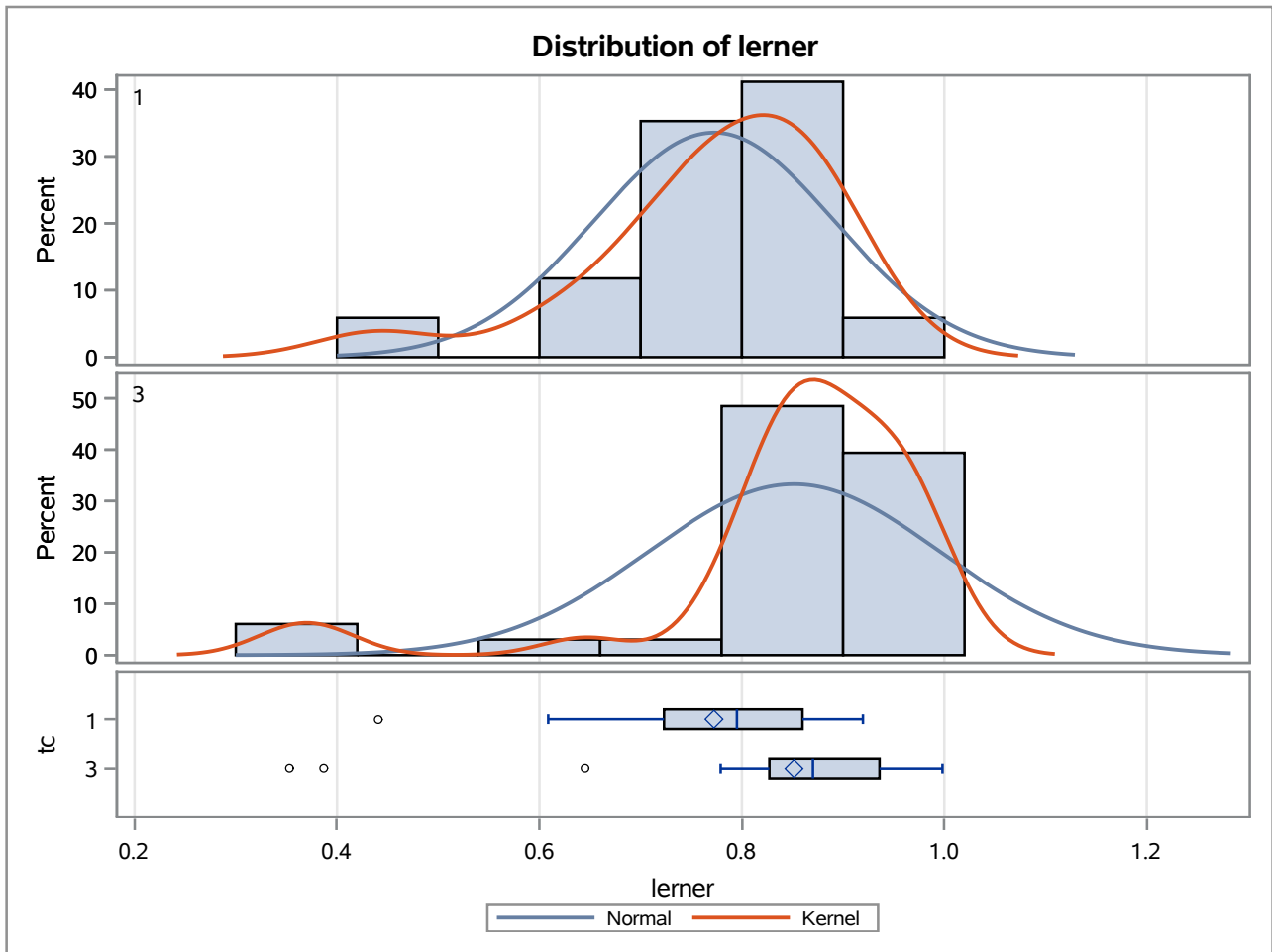
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	48	-3.40	0.0013
Satterthwaite	Unequal	17.554	-3.05	0.0071

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	32	28.17	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC01



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR02

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.7458	266.1	0.0331	0.4603	0.8721
3		54	0.8762	96.0420	0.0117	-0.3377	0.9859
Diff (1-2)	Pooled		-0.1303	153.3	0.0267		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1303		0.0351		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7458	0.6756	0.8161	266.1	198.2	405.0
3		0.8762	0.8527	0.8996	96.0420	80.7352	118.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.1303	-0.1836	-0.0770	153.3	131.5	184.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1303	-0.2036	-0.0571			

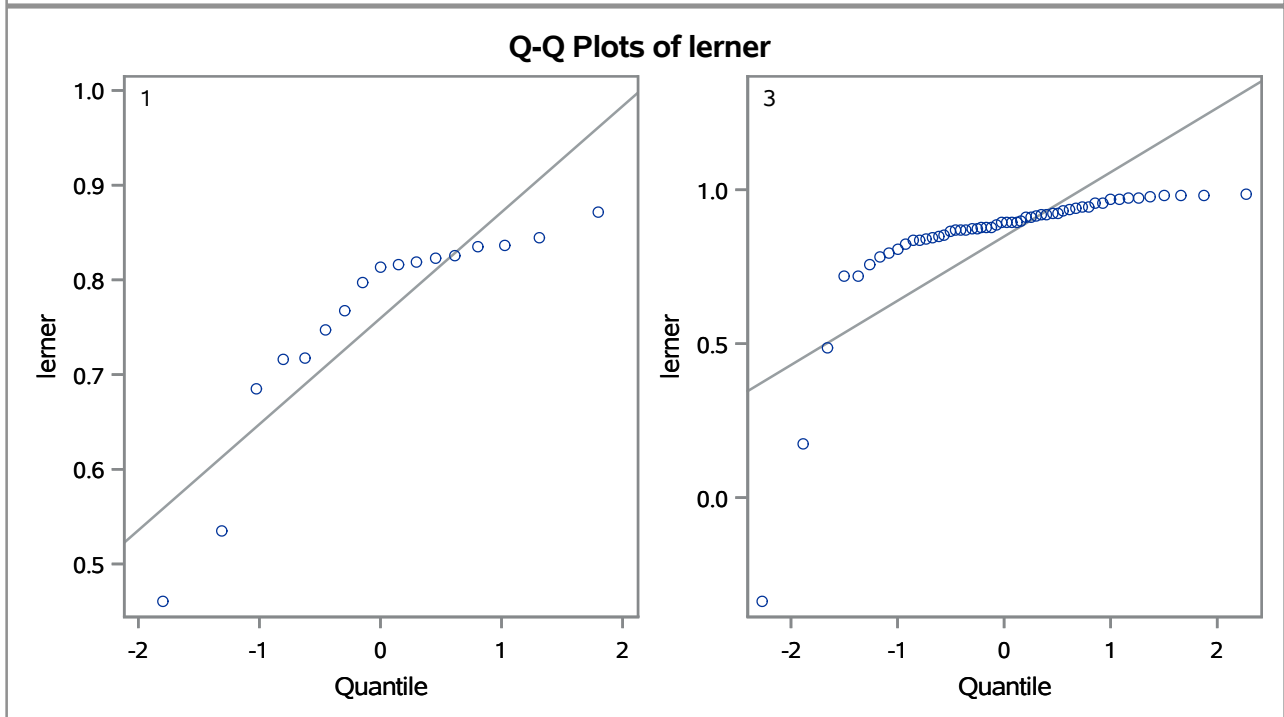
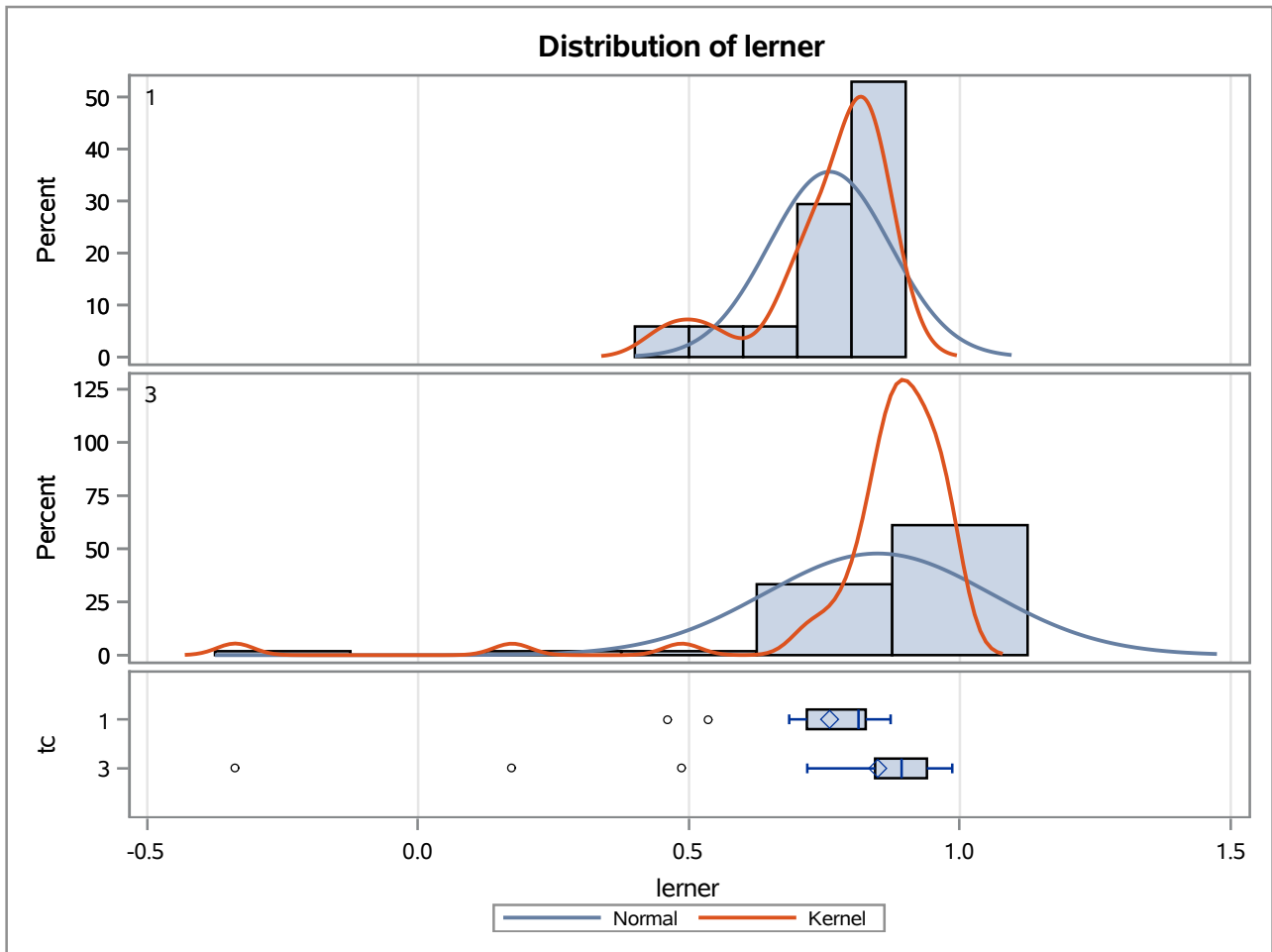
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	69	-4.88	<.0001
Satterthwaite	Unequal	20.145	-3.71	0.0014

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	53	7.68	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR02



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN02

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.6969	337.4	0.0409	0.4296	0.8809
3		55	0.8919	77.1970	0.00927	0.3983	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		-0.1950	175.0	0.0299		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1950		0.0420		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6969	0.6101	0.7837	337.4	251.3	513.5
3		0.8919	0.8733	0.9104	77.1970	64.9894	95.0945
Diff (1-2)	Pooled	-0.1950	-0.2546	-0.1354	175.0	150.2	209.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1950	-0.2833	-0.1067			

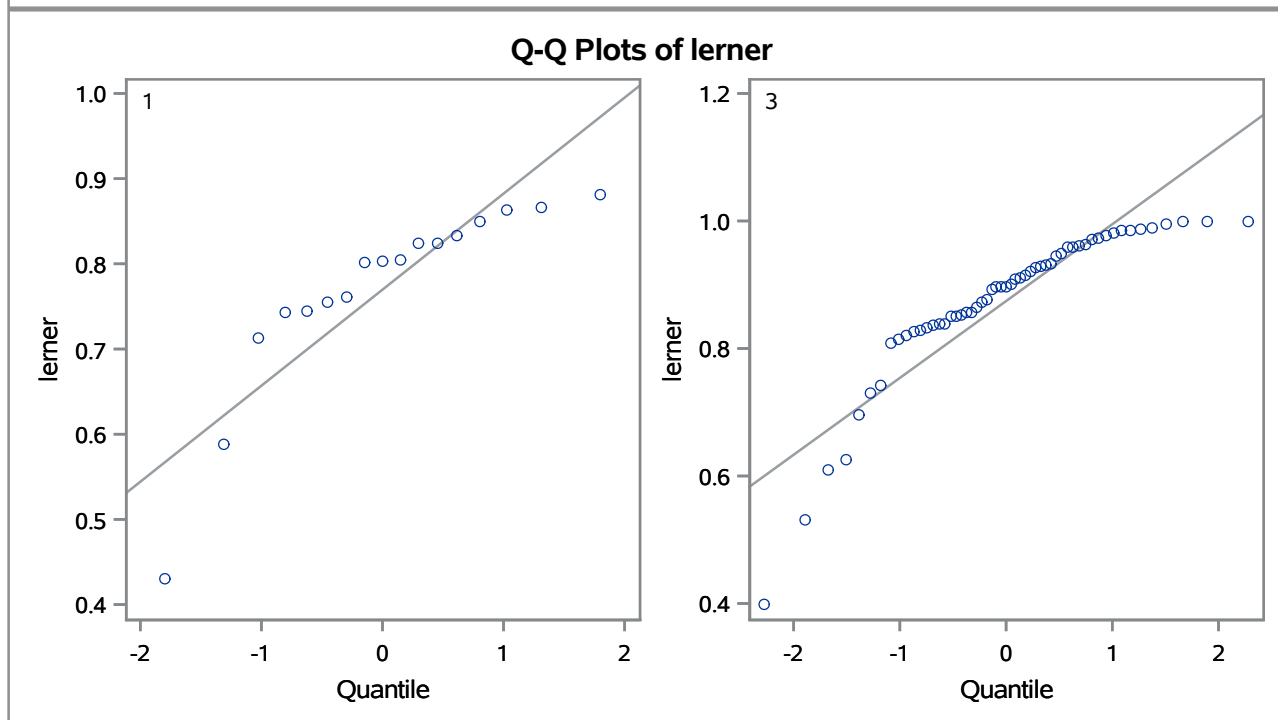
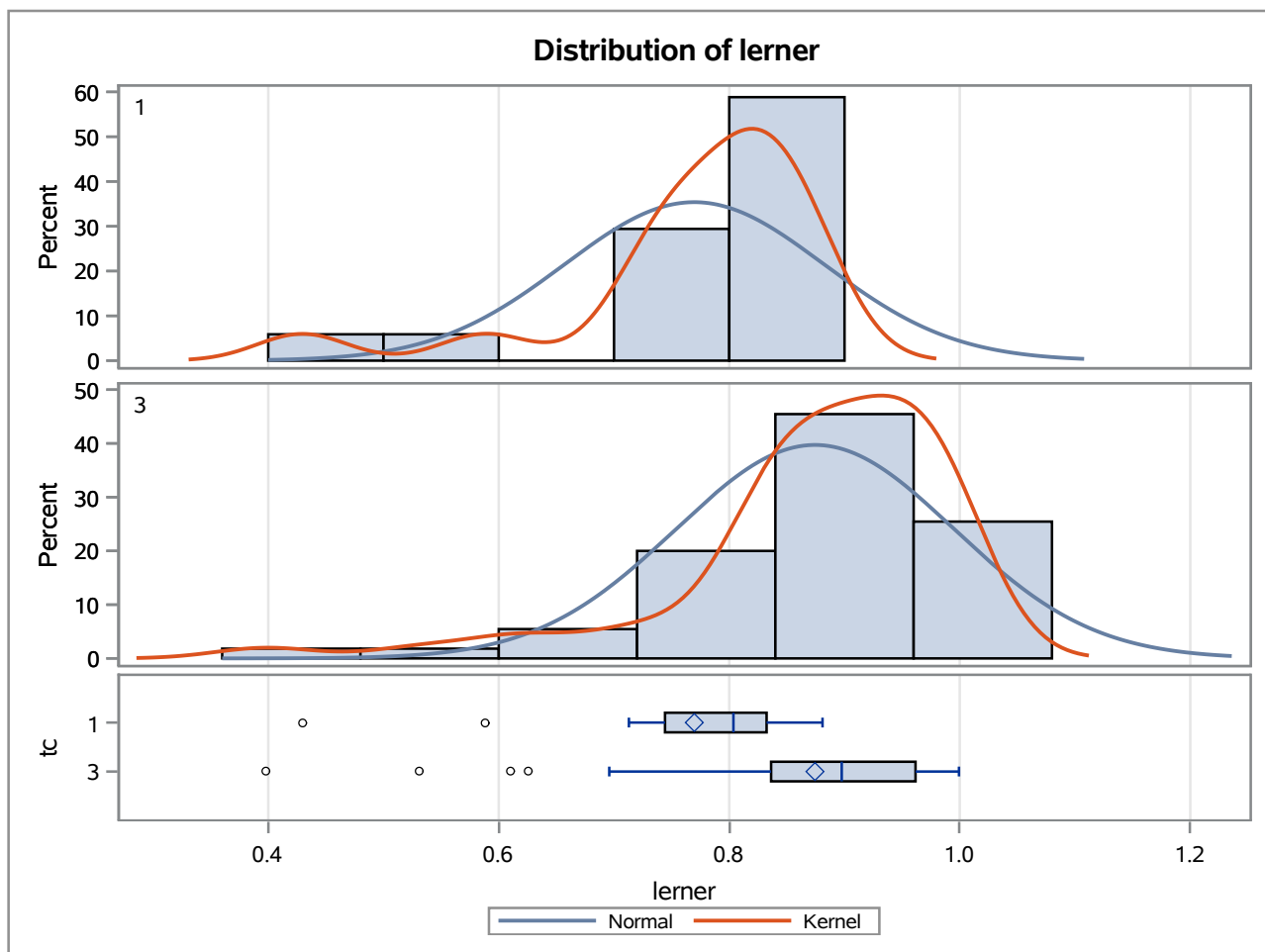
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	70	-6.53	<.0001
Satterthwaite	Unequal	17.67	-4.64	0.0002

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	54	19.10	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN02



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP02

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.7059	230.1	0.0274	-0.7472	0.9638
3		55	0.8835	107.2	0.0124	0.3916	0.9995
Diff (1-2)	Pooled		-0.1776	144.8	0.0240		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1776		0.0300		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7059	0.6479	0.7639	230.1	171.4	350.2
3		0.8835	0.8586	0.9084	107.2	90.2172	132.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.1776	-0.2256	-0.1297	144.8	124.3	173.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1776	-0.2398	-0.1155			

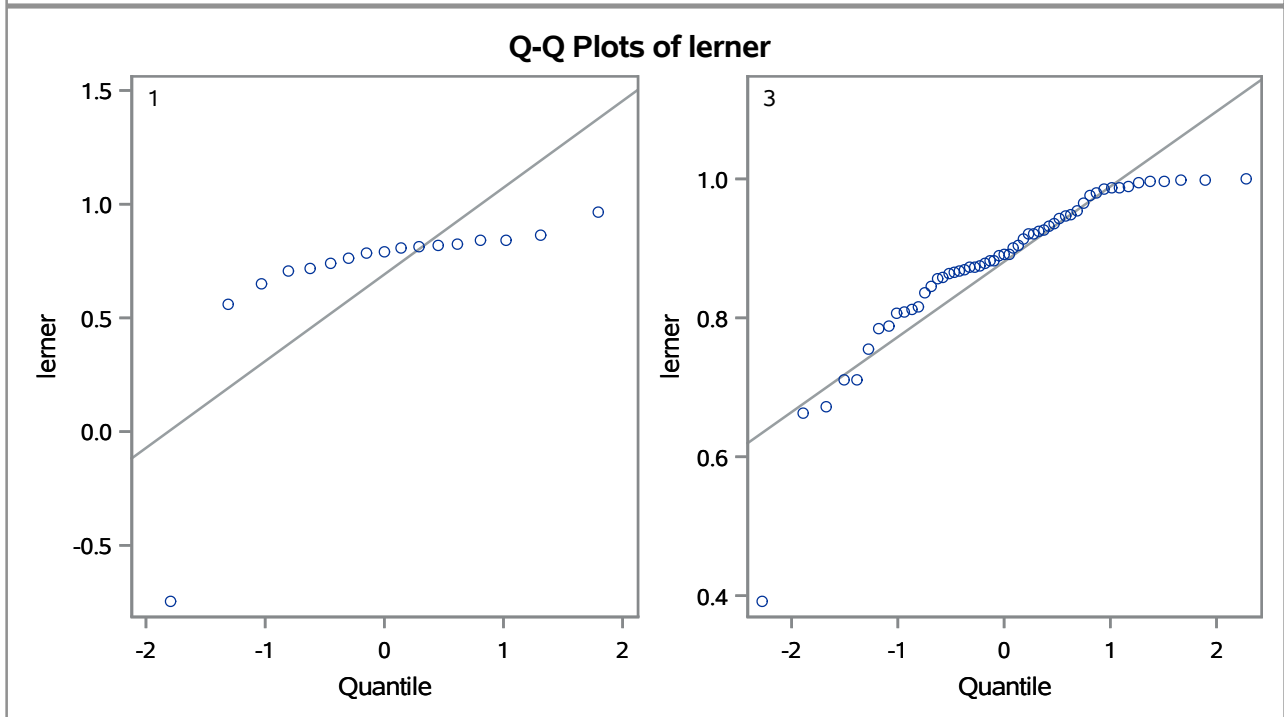
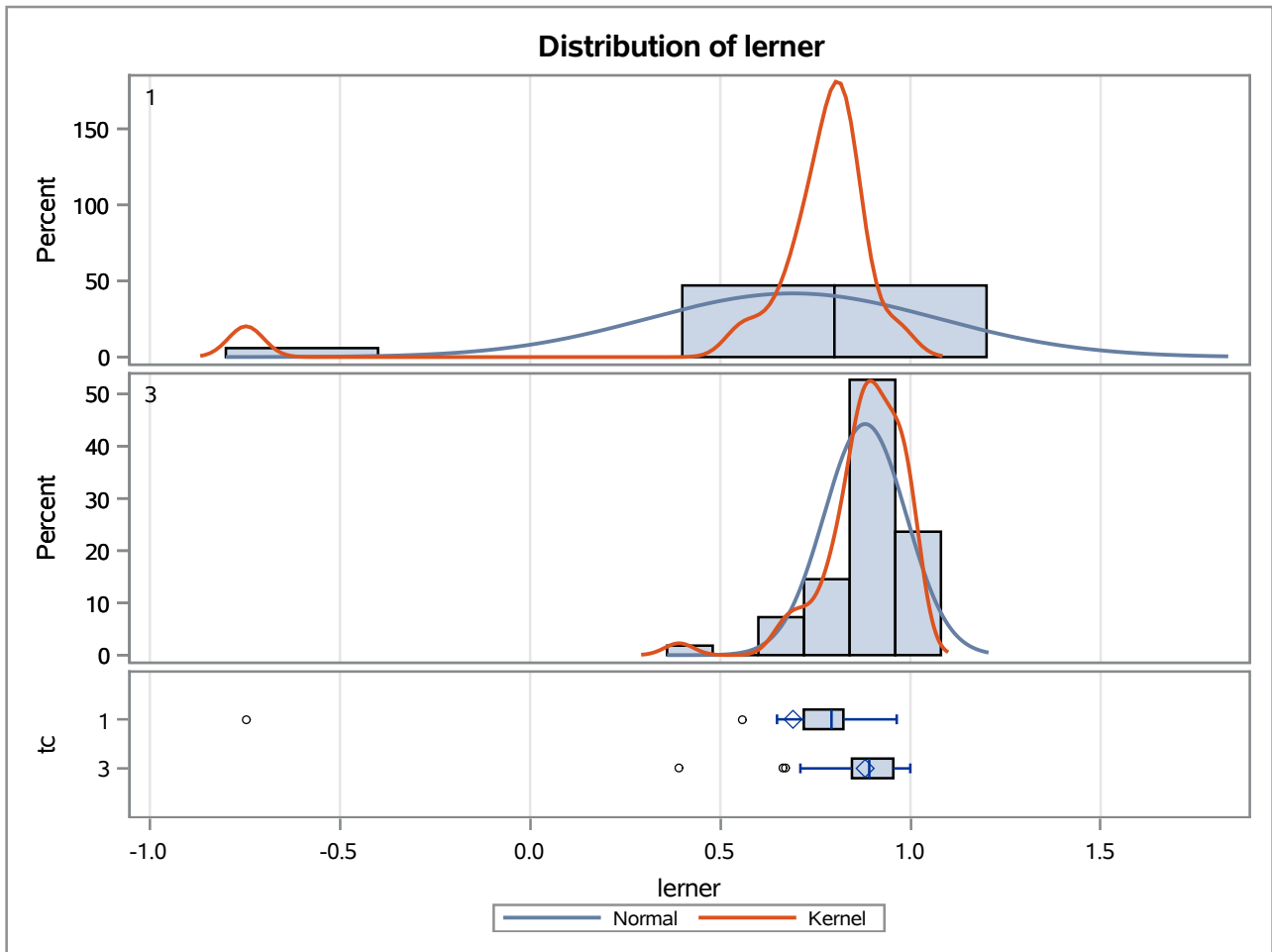
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	70	-7.39	<.0001
Satterthwaite	Unequal	22.976	-5.91	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	54	4.61	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP02



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC02

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.7724	309.2	0.0359	0.3876	0.9166
3		39	0.7461	306.0	0.0389	-0.0537	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		0.0264	306.9	0.0529		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0264		0.0529		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7724	0.6963	0.8486	309.2	230.3	470.5
3		0.7461	0.6673	0.8248	306.0	250.1	394.3
Diff (1-2)	Pooled	0.0264	-0.0796	0.1323	306.9	258.4	378.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0264	-0.0801	0.1328			

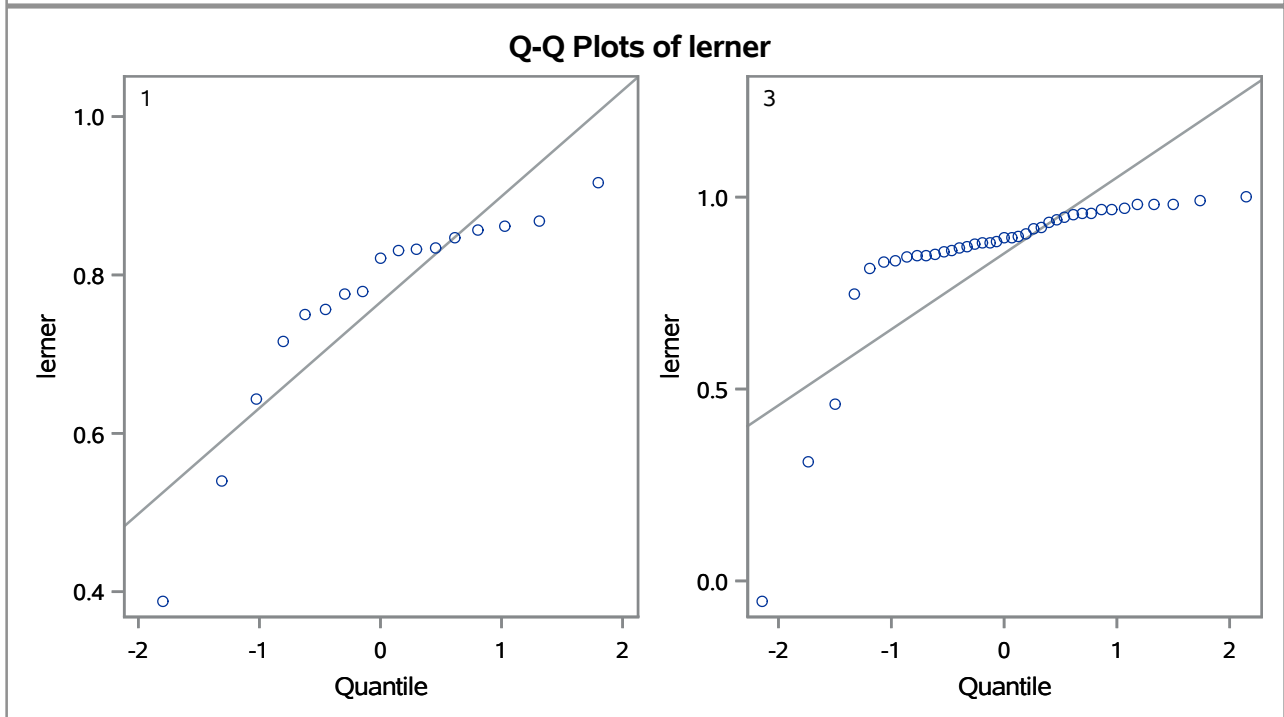
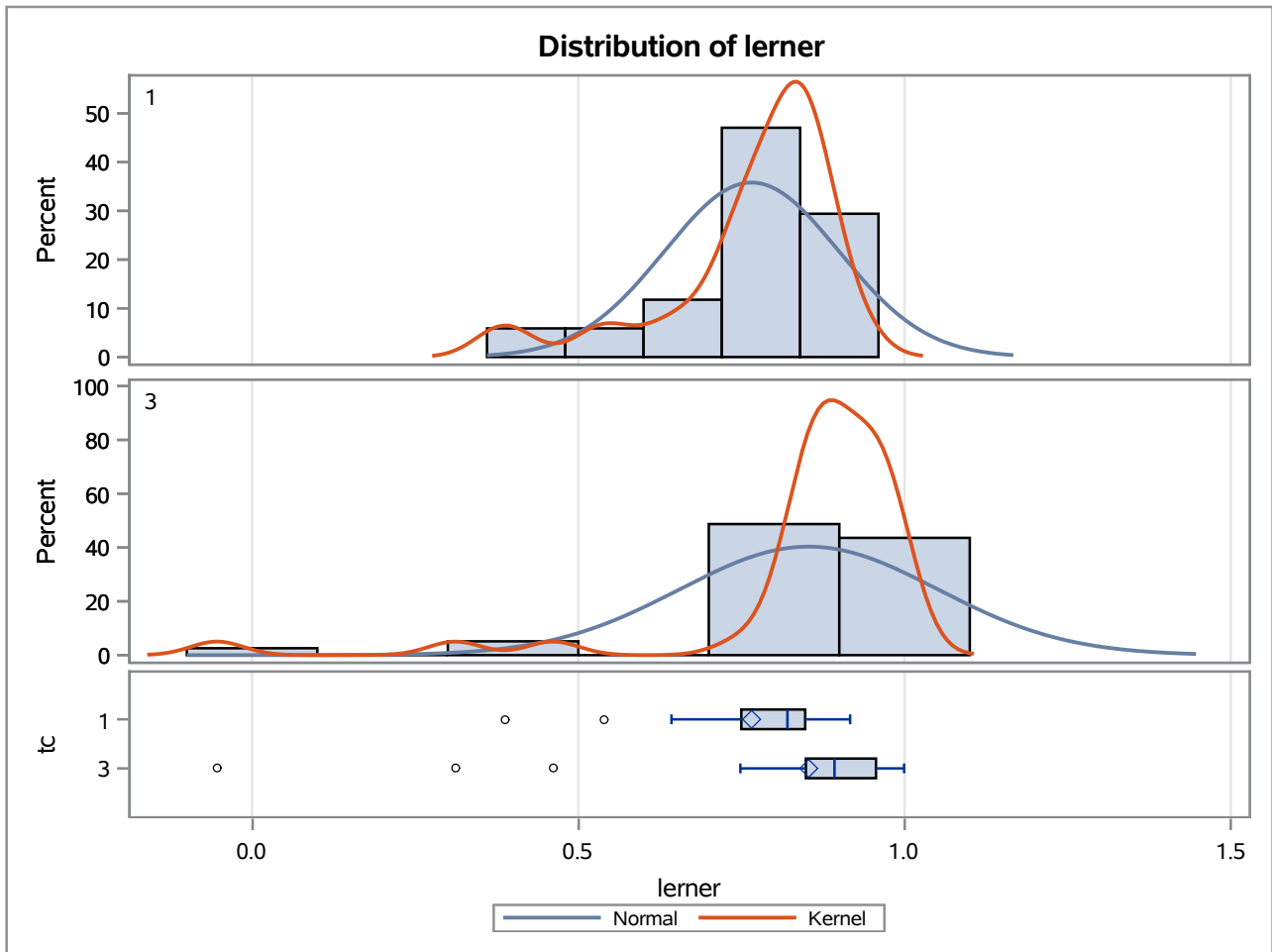
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	54	0.50	0.6200
Satterthwaite	Unequal	47.846	0.50	0.6208

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	38	1.02	0.9153

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC02



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR03

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.8046	183.8	0.0209	0.4478	0.9056
3		55	0.8273	263.8	0.0314	-0.3880	0.9980
Diff (1-2)	Pooled		-0.0227	247.8	0.0408		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0227		0.0377		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8046	0.7603	0.8488	183.8	136.9	279.7
3		0.8273	0.7643	0.8902	263.8	222.1	325.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.0227	-0.1040	0.0586	247.8	212.7	296.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0227	-0.0979	0.0525			

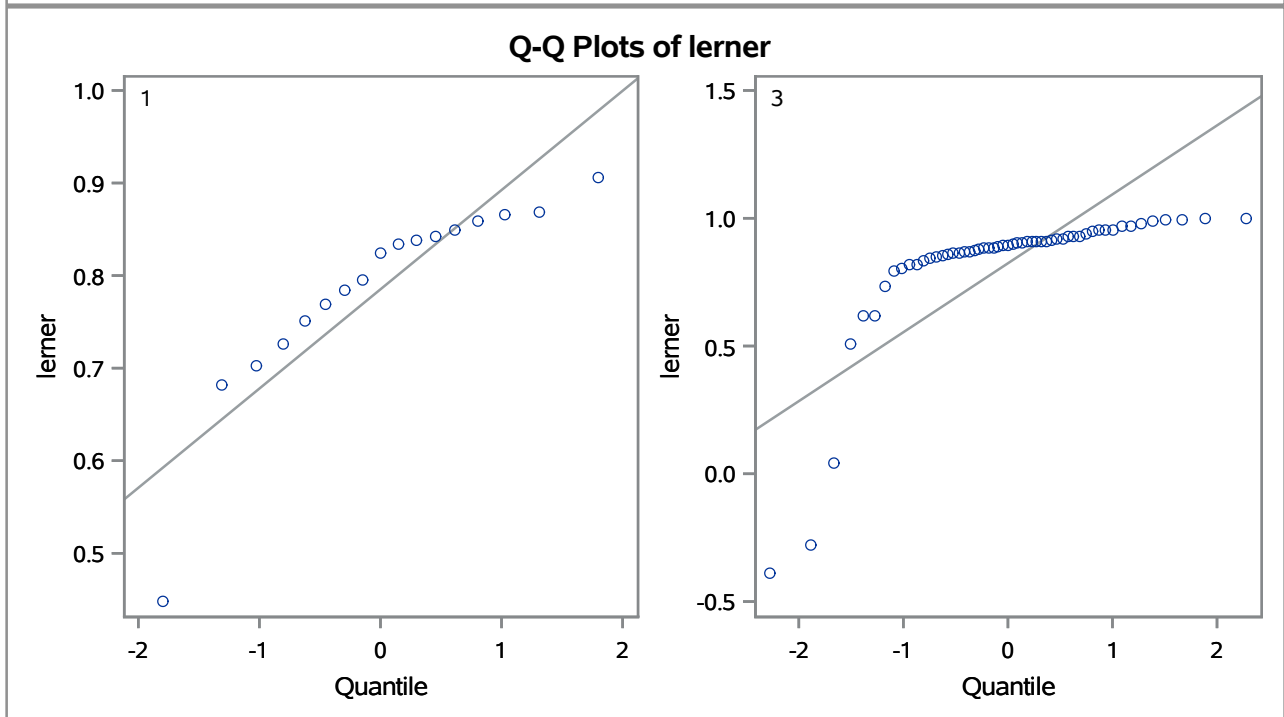
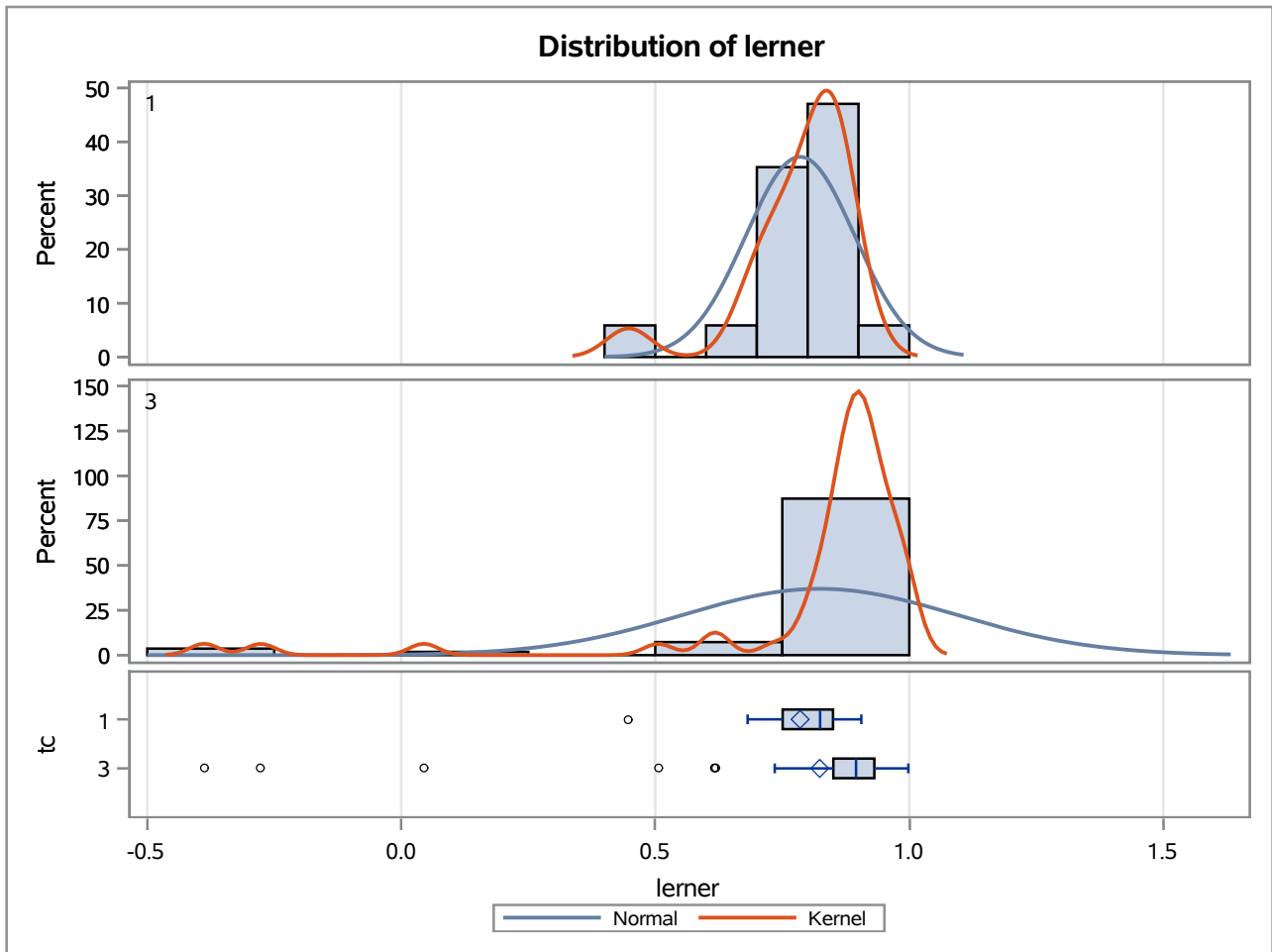
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	70	-0.56	0.5792
Satterthwaite	Unequal	67.678	-0.60	0.5489

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	54	16	2.06	0.1122

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR03



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN03

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.7964	226.8	0.0250	0.2655	0.9028
3		50	0.8448	234.1	0.0290	-0.9477	0.9998
Diff (1-2)	Pooled		-0.0485	232.3	0.0386		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0485		0.0383		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7964	0.7434	0.8493	226.8	168.9	345.1
3		0.8448	0.7864	0.9032	234.1	195.6	291.8
Diff (1-2)	Pooled	-0.0485	-0.1254	0.0285	232.3	198.4	280.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0485	-0.1252	0.0283			

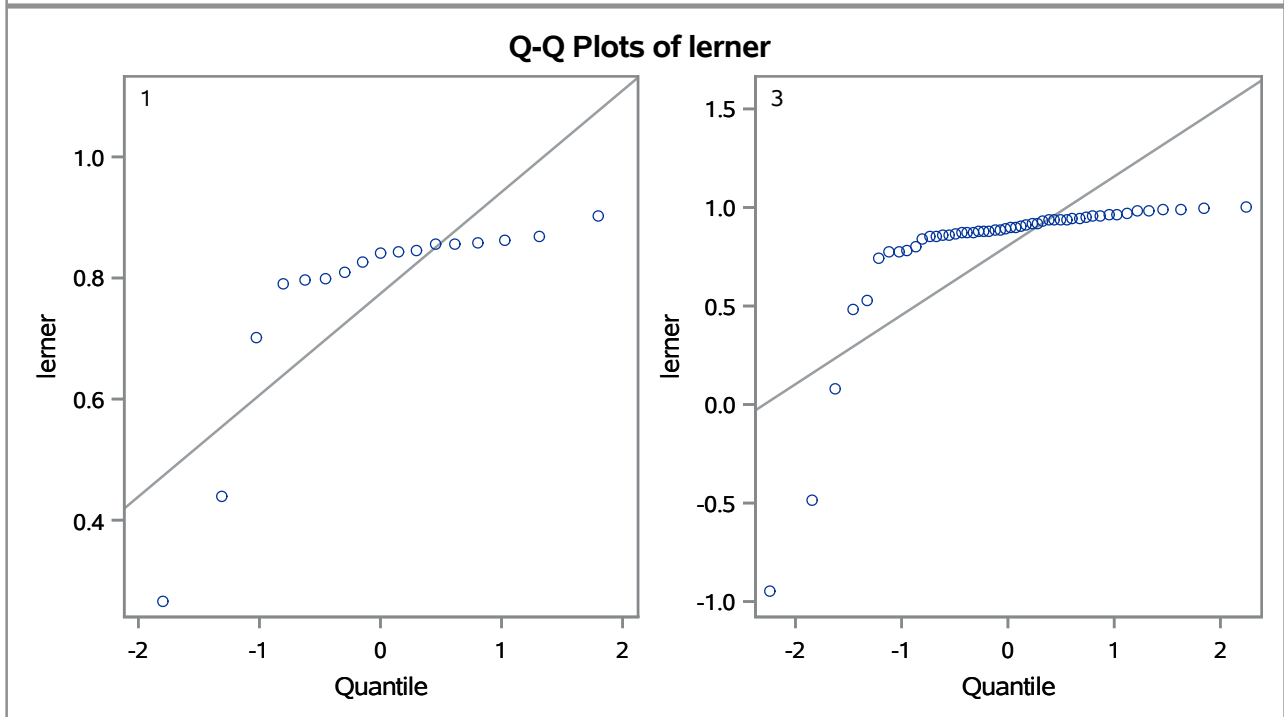
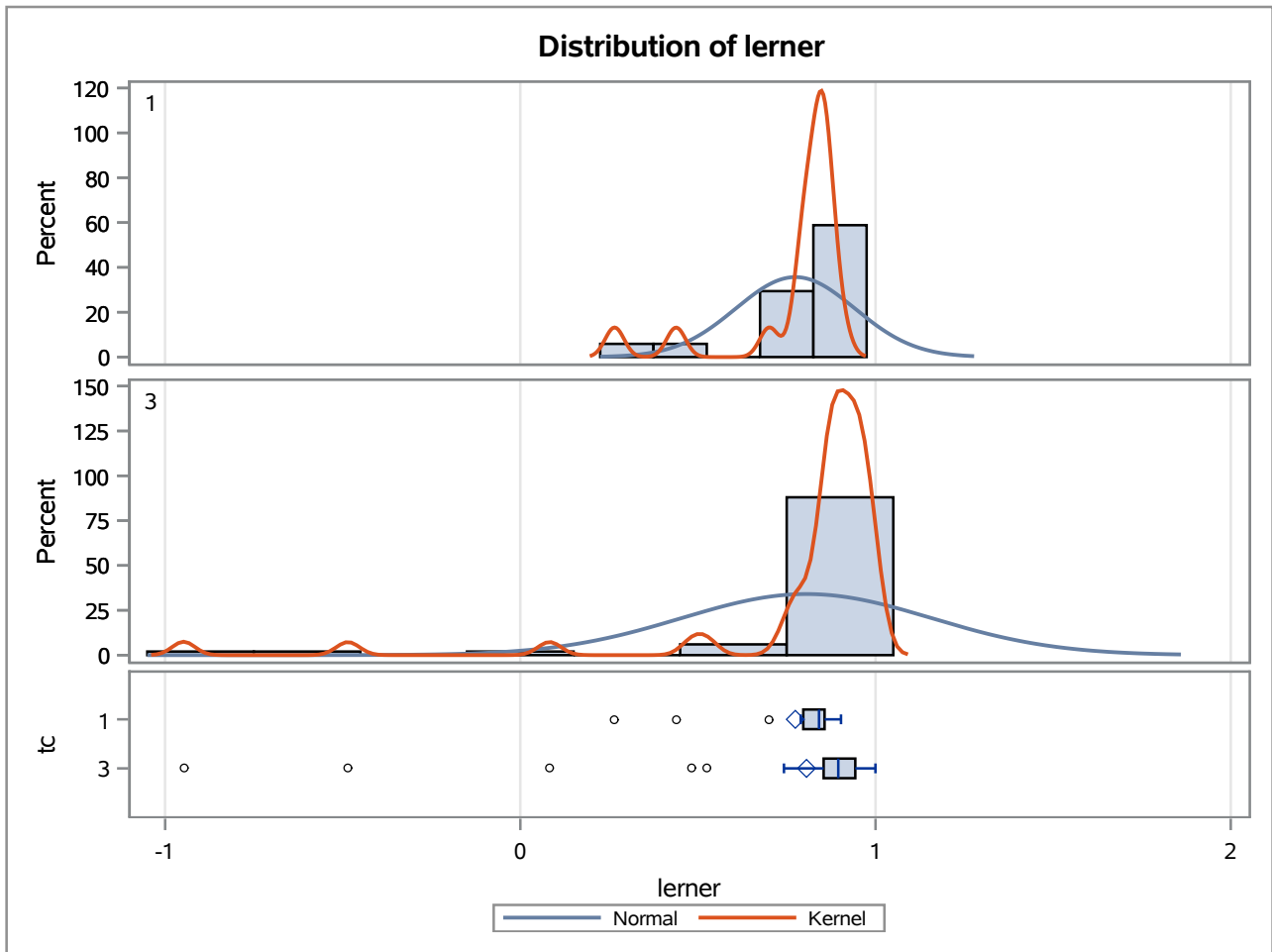
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	65	-1.26	0.2133
Satterthwaite	Unequal	55.423	-1.26	0.2113

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	49	16	1.07	0.9315

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN03



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP03

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.8093	163.5	0.0176	0.3968	0.9092
3		54	0.8688	199.4	0.0241	-0.6360	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0595	191.7	0.0310		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0595		0.0299		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8093	0.7720	0.8466	163.5	121.8	248.8
3		0.8688	0.8204	0.9173	199.4	167.6	246.2
Diff (1-2)	Pooled	-0.0595	-0.1214	0.00244	191.7	164.4	230.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0595	-0.1192	0.000179			

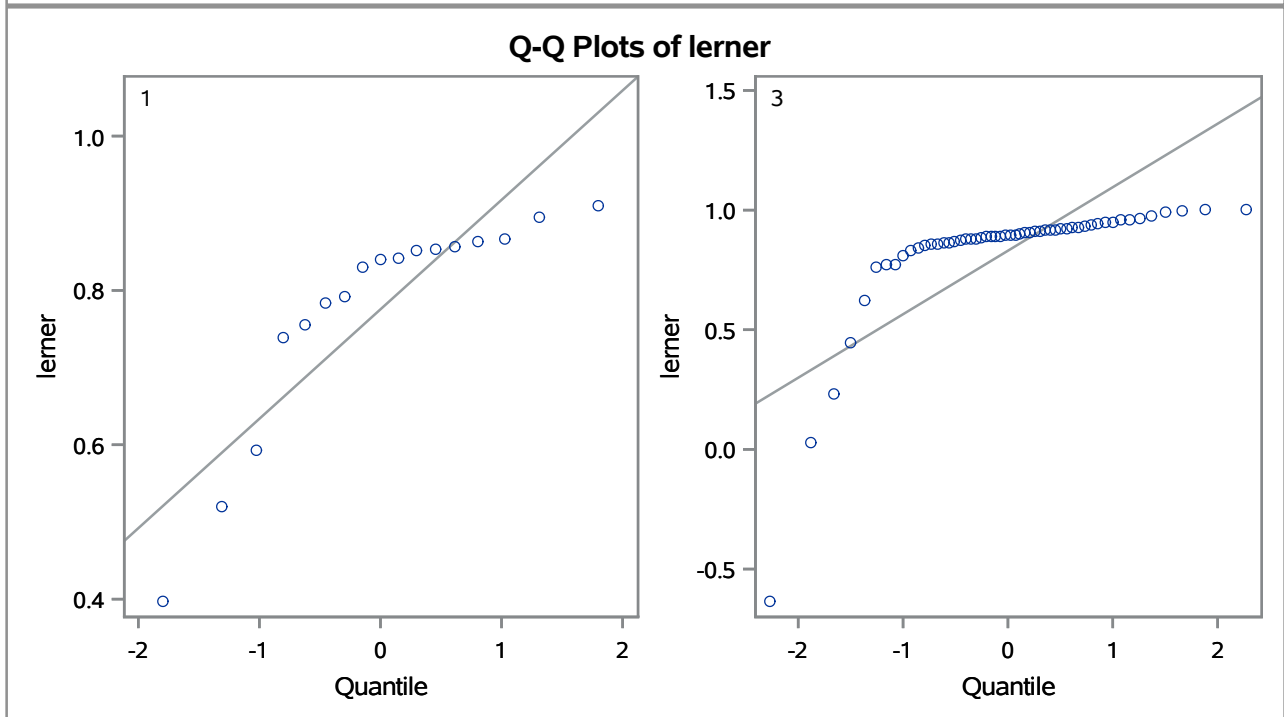
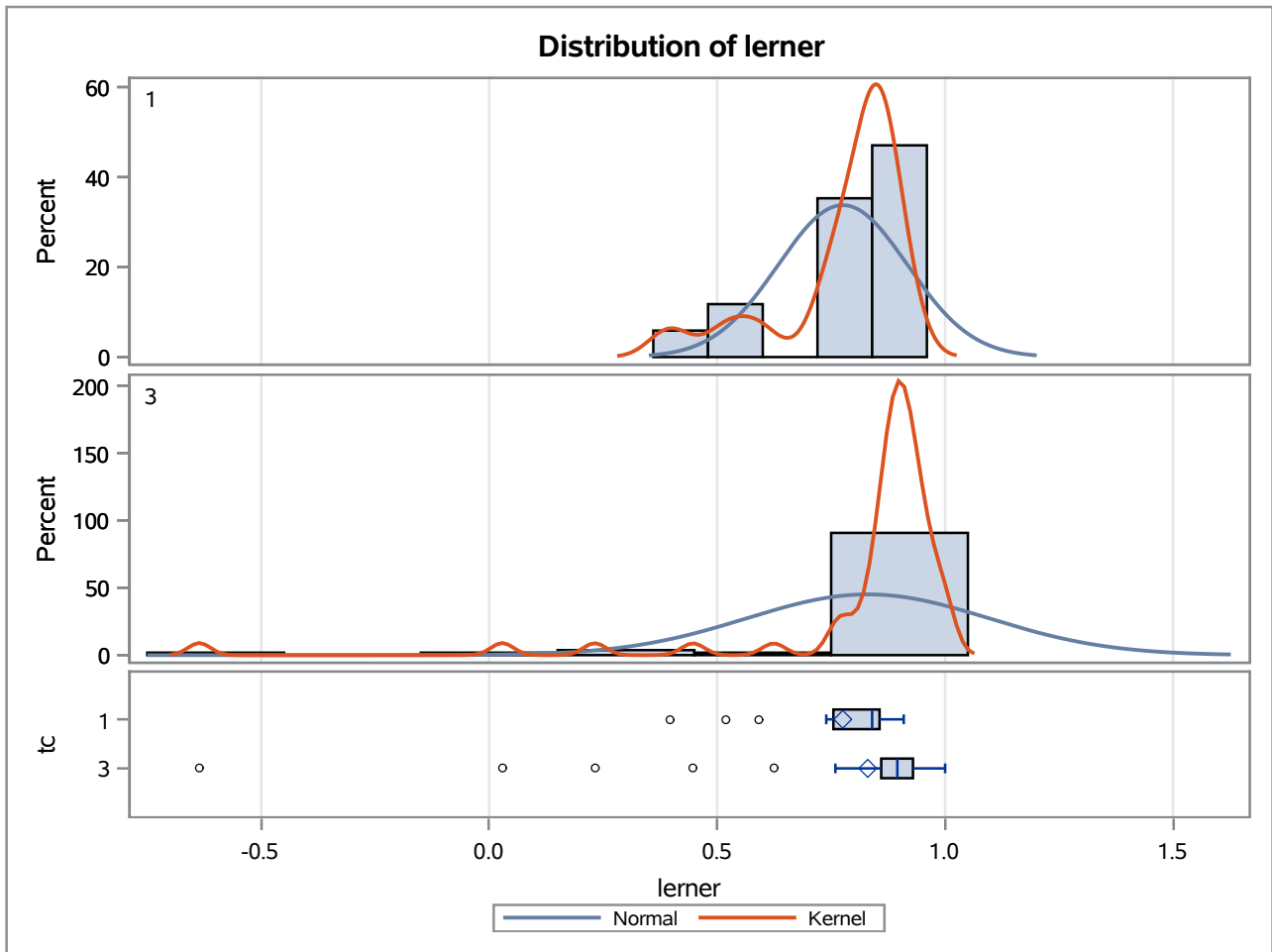
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	69	-1.92	0.0595
Satterthwaite	Unequal	64.253	-1.99	0.0507

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	53	16	1.49	0.3850

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP03



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC03

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		17	0.7738	187.2	0.0196	0.1771	0.9014
3		48	0.8530	145.0	0.0175	-0.2296	0.9944
Diff (1-2)	Pooled		-0.0792	156.8	0.0250		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0792		0.0262		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7738	0.7324	0.8153	187.2	139.4	284.9
3		0.8530	0.8178	0.8882	145.0	120.7	181.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.0792	-0.1292	-0.0292	156.8	133.6	189.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0792	-0.1321	-0.0262			

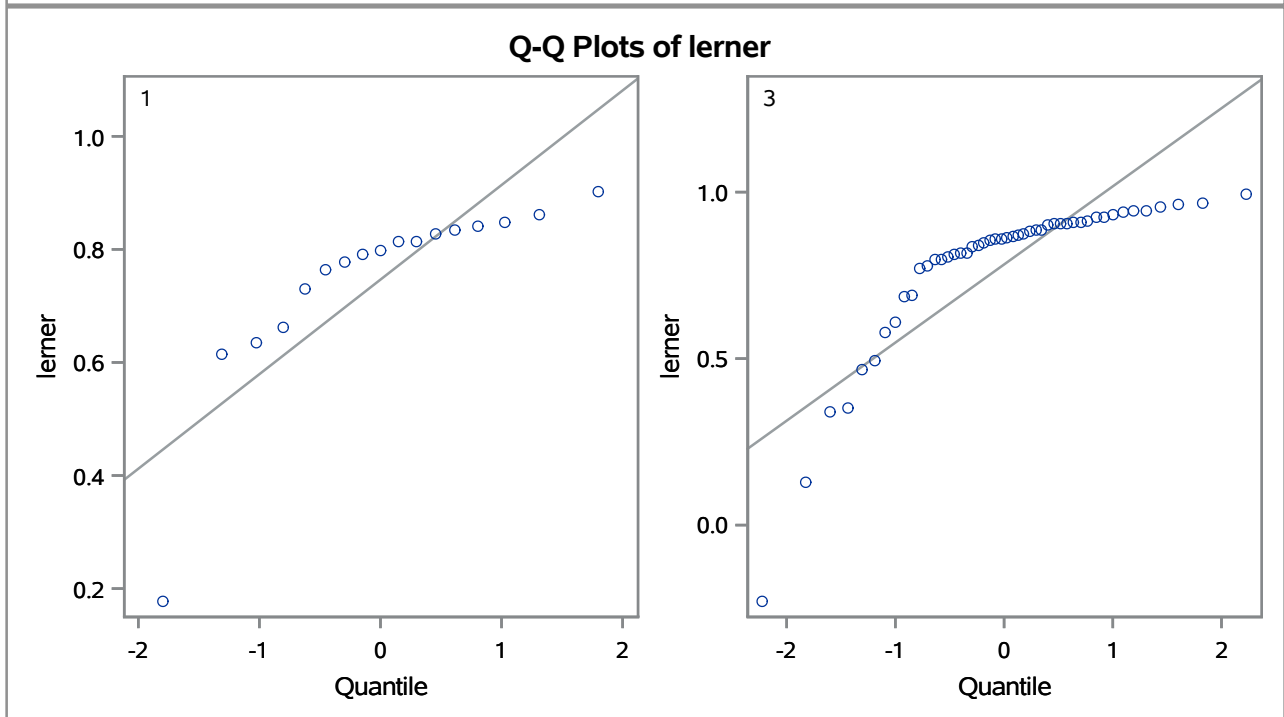
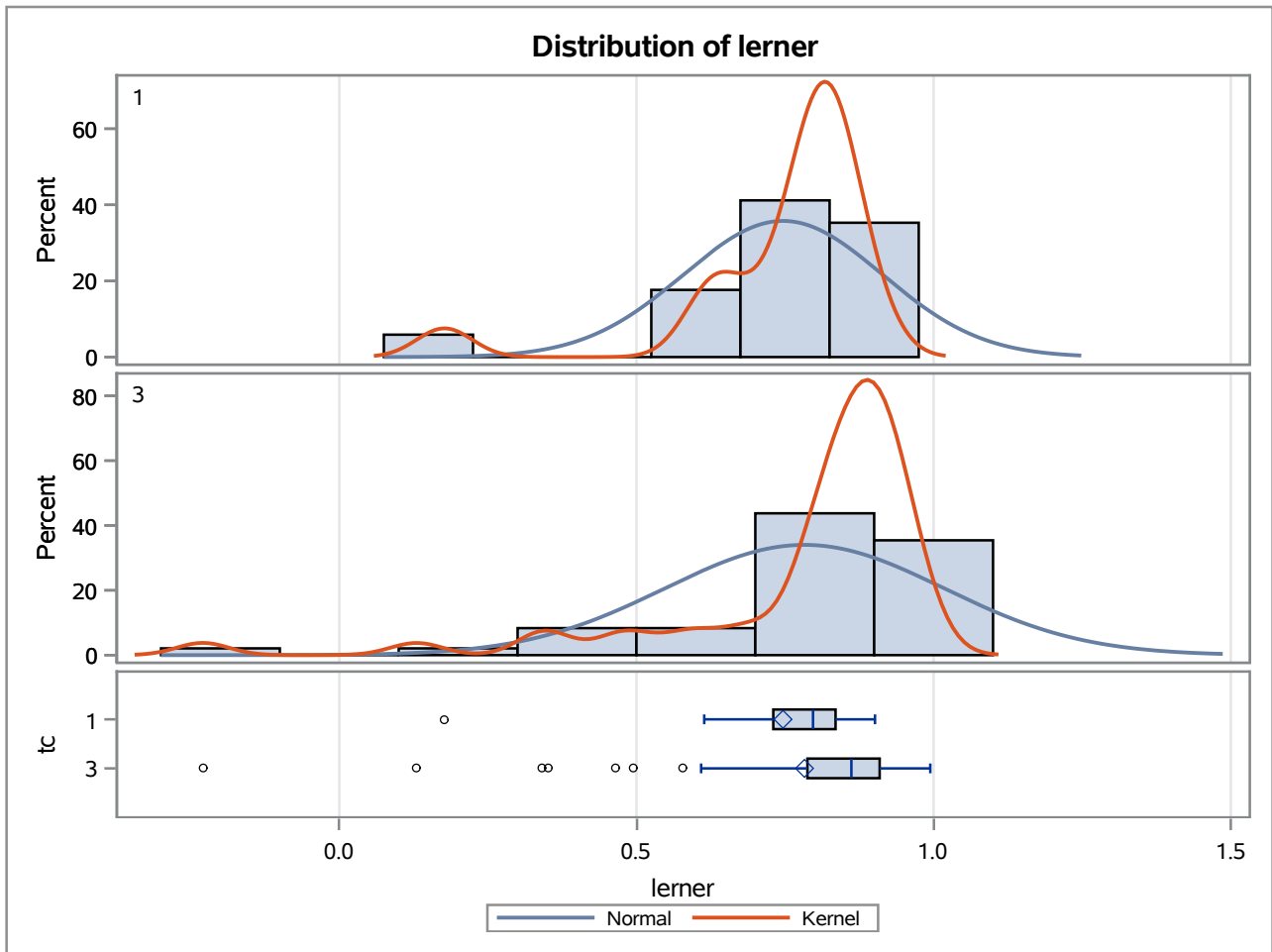
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	63	-3.16	0.0024
Satterthwaite	Unequal	42.552	-3.02	0.0043

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	47	1.67	0.1764

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC03



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR04

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7820	256.9	0.0267	0.1924	0.8488
3		49	0.8327	169.8	0.0199	-0.1779	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0507	194.1	0.0304		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0507		0.0333		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7820	0.7251	0.8388	256.9	189.8	397.7
3		0.8327	0.7927	0.8726	169.8	141.6	212.2
Diff (1-2)	Pooled	-0.0507	-0.1114	0.0100	194.1	165.4	235.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0507	-0.1184	0.0170			

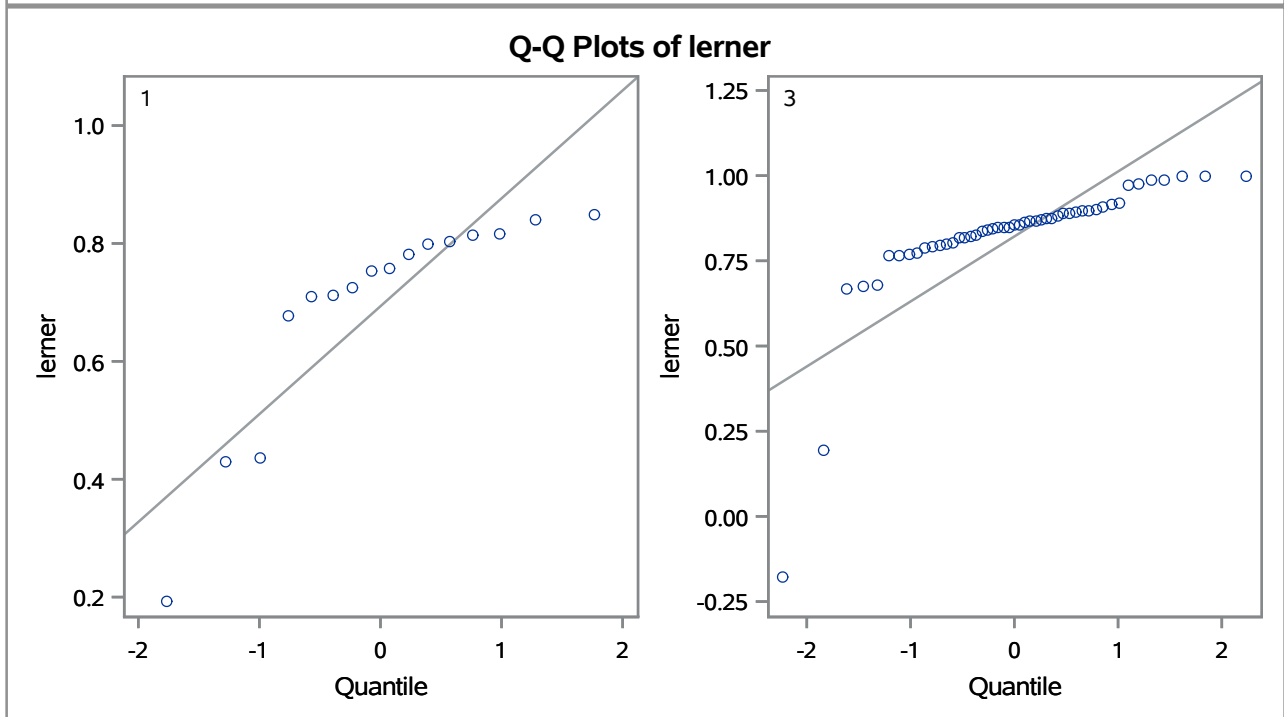
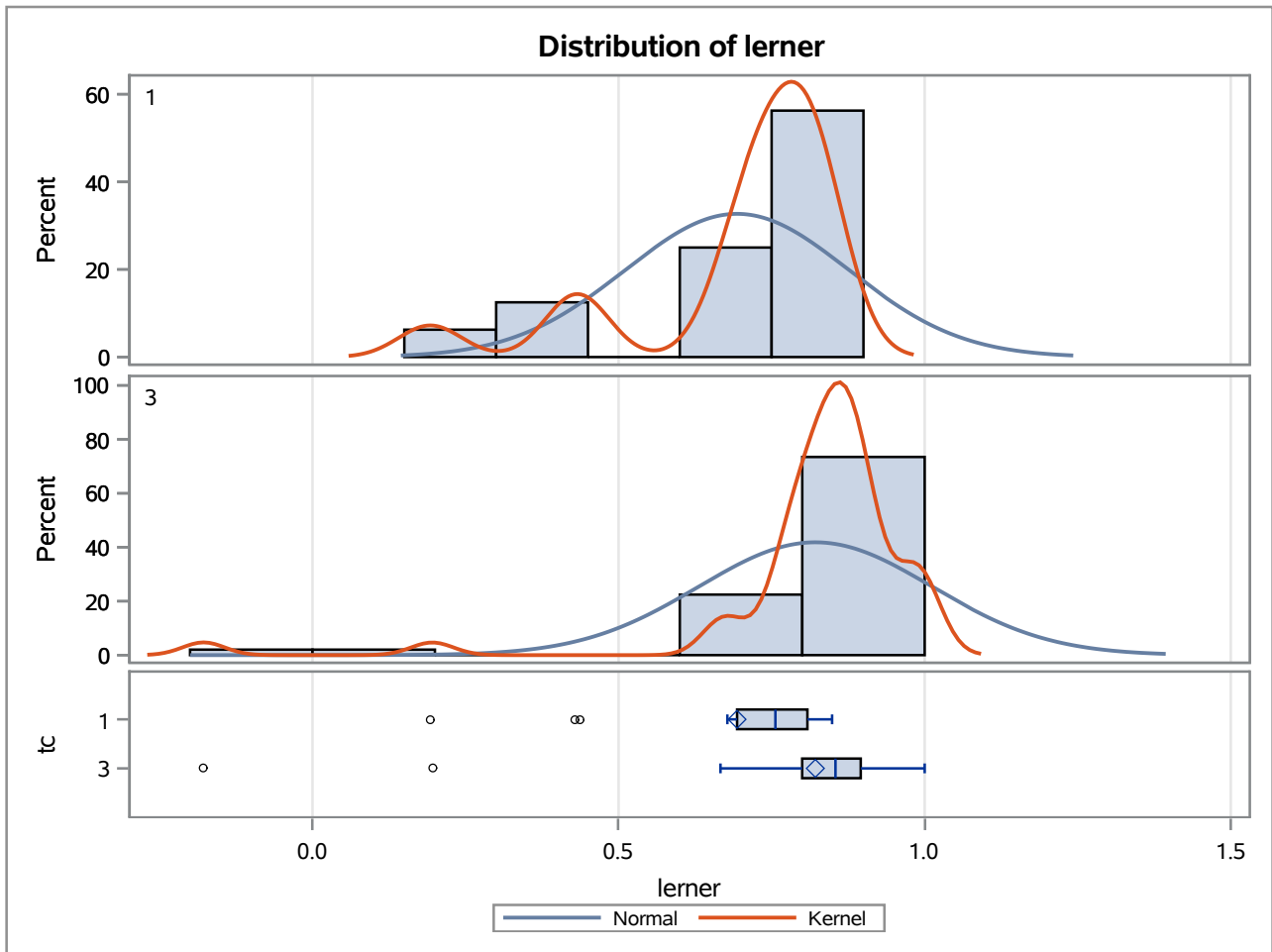
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	63	-1.67	0.1003
Satterthwaite	Unequal	33.099	-1.52	0.1372

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	48	2.29	0.0307

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR04



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN04

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7697	182.9	0.0186	0.2047	0.8436
3		50	0.8322	94.4111	0.0106	0.2758	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0625	121.1	0.0183		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0625		0.0214		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7697	0.7299	0.8094	182.9	135.1	283.0
3		0.8322	0.8109	0.8534	94.4111	78.8648	117.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.0625	-0.0992	-0.0259	121.1	103.3	146.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0625	-0.1066	-0.0184			

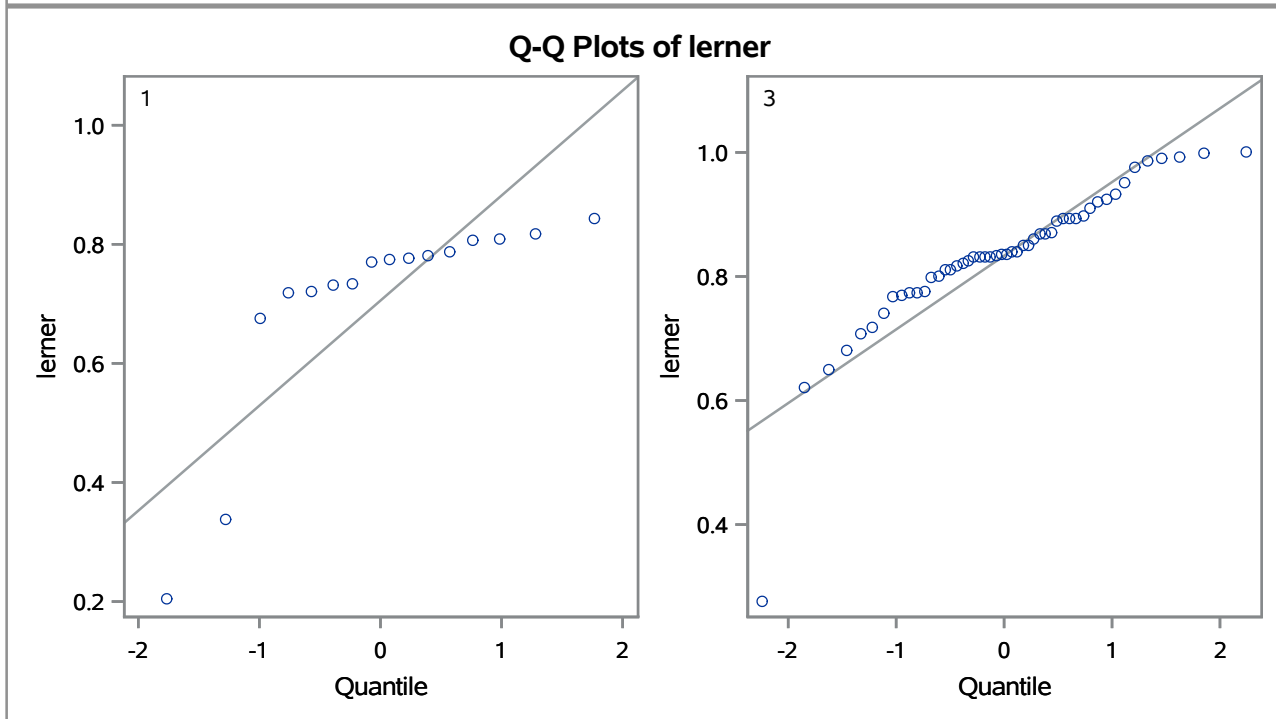
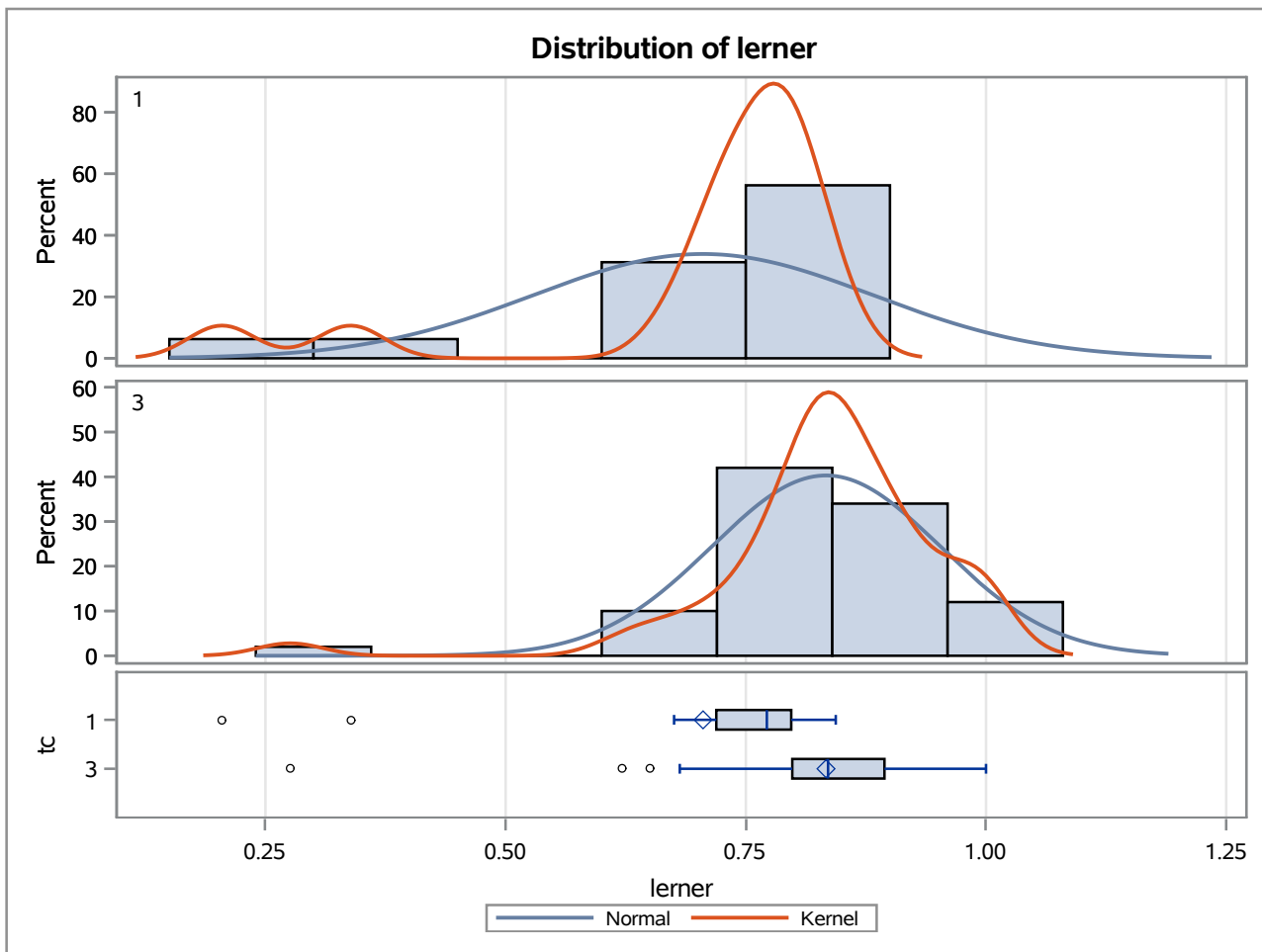
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	64	-3.41	0.0011
Satterthwaite	Unequal	25.433	-2.92	0.0073

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	49	3.75	0.0004

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN04



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP04

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7498	201.7	0.0202	-0.1174	0.8257
3		50	0.8199	121.7	0.0132	-0.1568	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0700	144.5	0.0213		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0700		0.0241		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7498	0.7068	0.7929	201.7	149.0	312.2
3		0.8199	0.7933	0.8464	121.7	101.7	151.7
Diff (1-2)	Pooled	-0.0700	-0.1126	-0.0274	144.5	123.2	174.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0700	-0.1194	-0.0207			

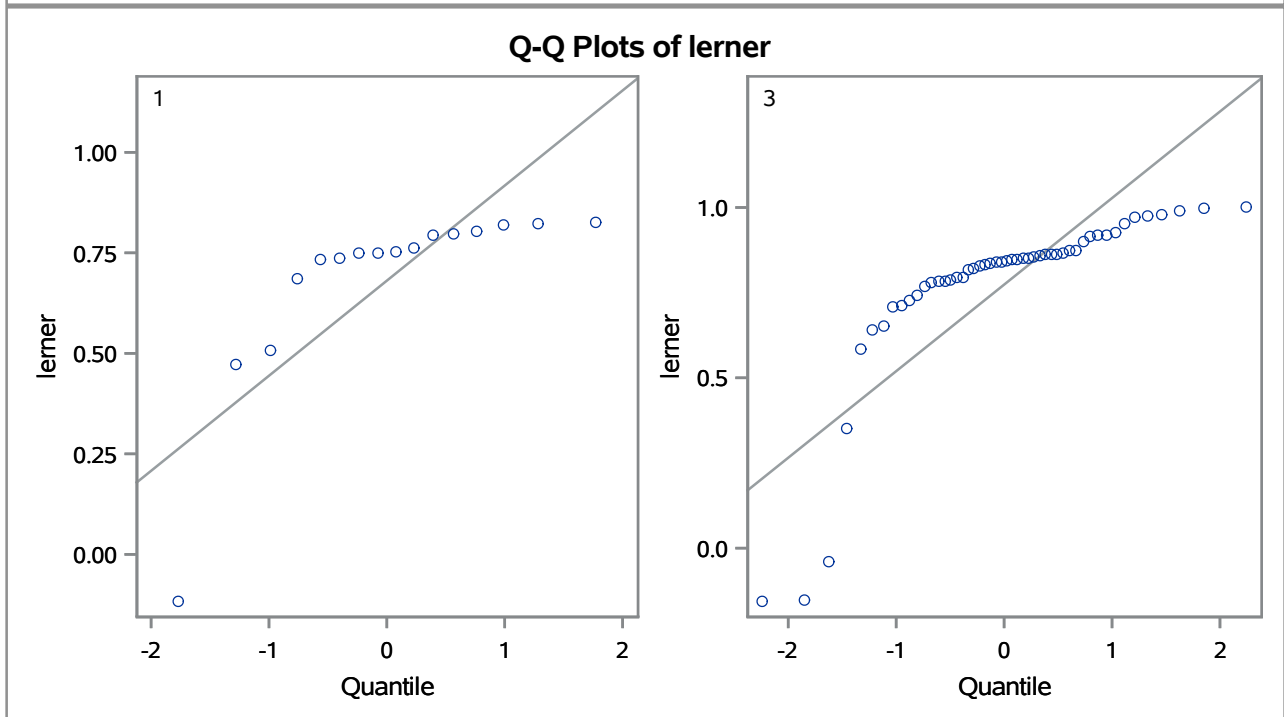
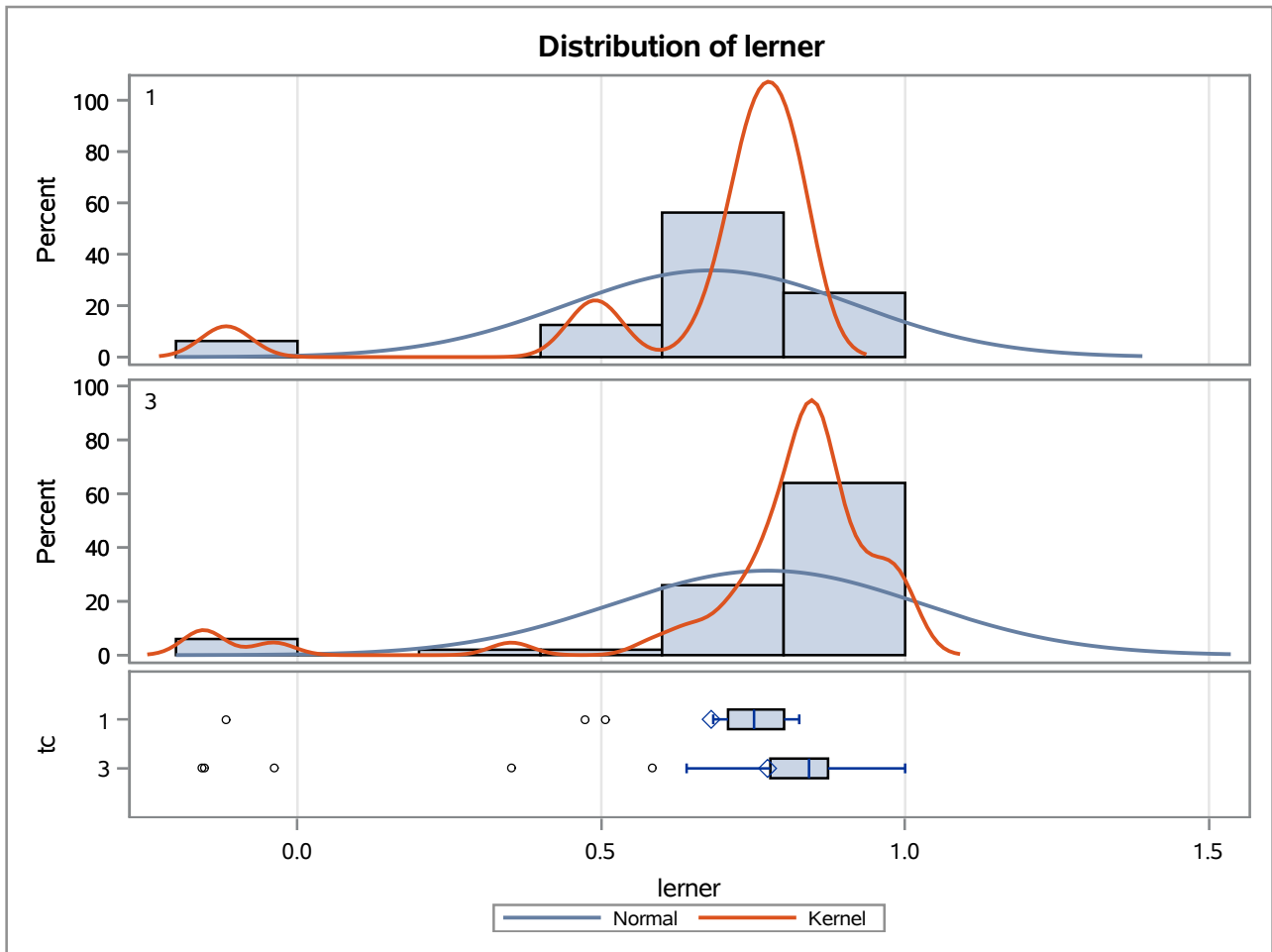
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	64	-3.28	0.0017
Satterthwaite	Unequal	28.927	-2.90	0.0070

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	49	2.75	0.0079

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP04



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC04

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7271	274.4	0.0264	0.2205	0.8318
3		49	0.8231	172.7	0.0183	-0.4589	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0960	201.6	0.0288		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0960		0.0321		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7271	0.6707	0.7834	274.4	202.7	424.7
3		0.8231	0.7863	0.8598	172.7	144.0	215.7
Diff (1-2)	Pooled	-0.0960	-0.1536	-0.0383	201.6	171.7	244.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0960	-0.1616	-0.0304			

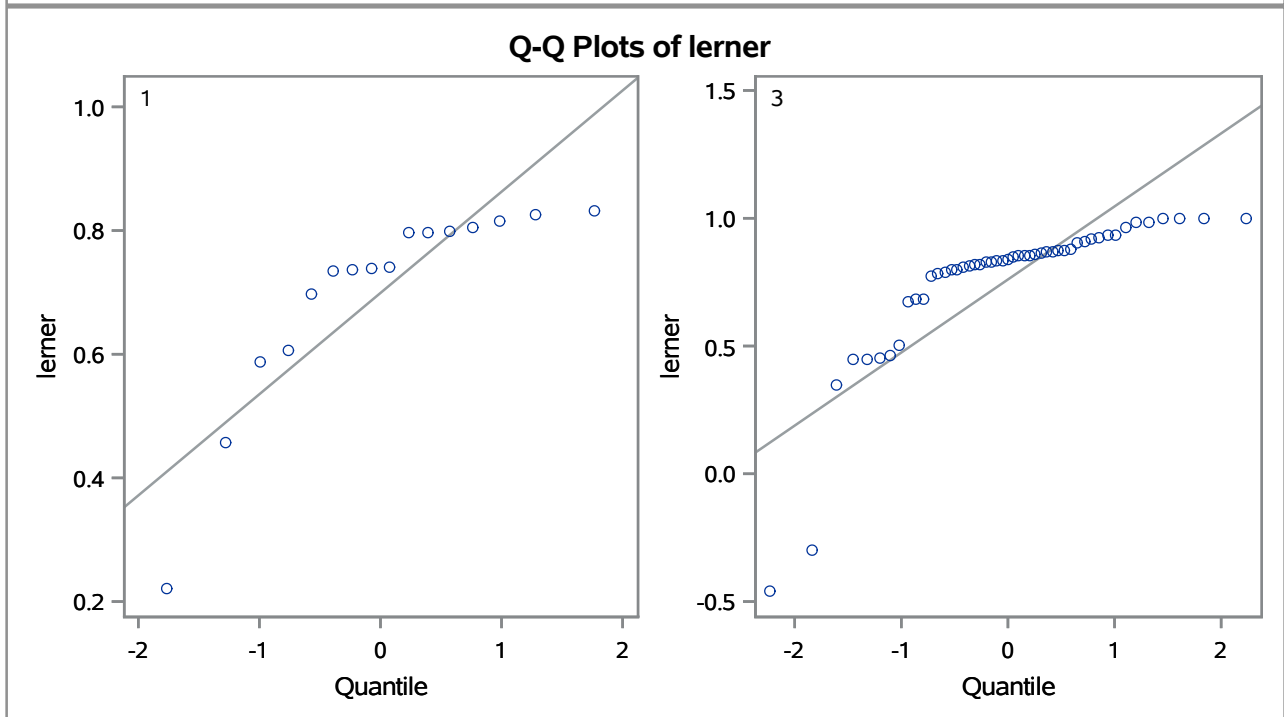
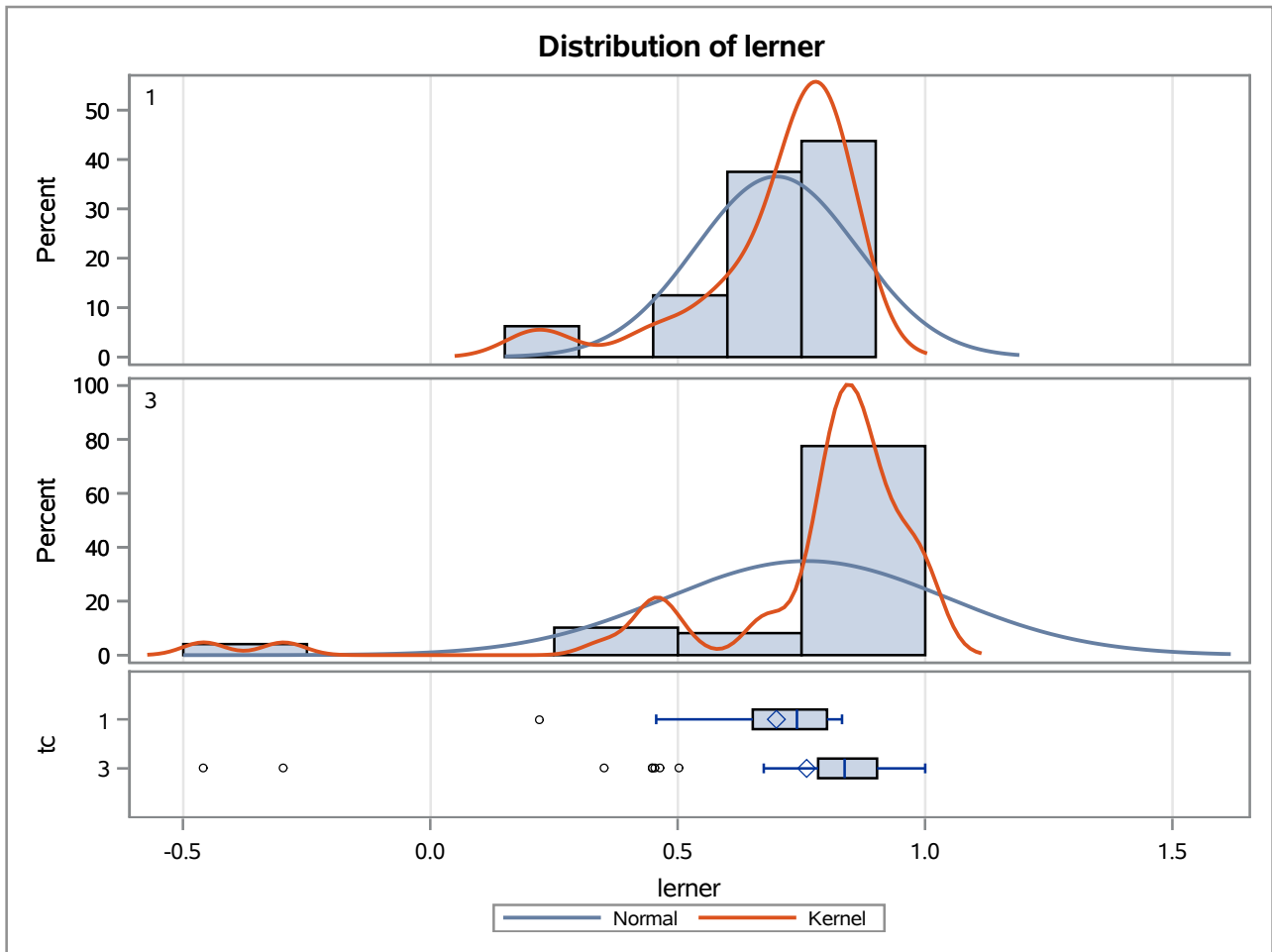
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	63	-3.33	0.0015
Satterthwaite	Unequal	30.55	-2.99	0.0055

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	48	2.52	0.0154

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC04



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR05

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7499	350.3	0.0329	0.3612	0.8431
3		55	0.8480	98.6802	0.0101	-0.6750	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0981	185.2	0.0257		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0981		0.0344		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7499	0.6798	0.8201	350.3	258.8	542.2
3		0.8480	0.8278	0.8683	98.6802	83.0753	121.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.0981	-0.1494	-0.0468	185.2	158.8	222.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0981	-0.1705	-0.0258			

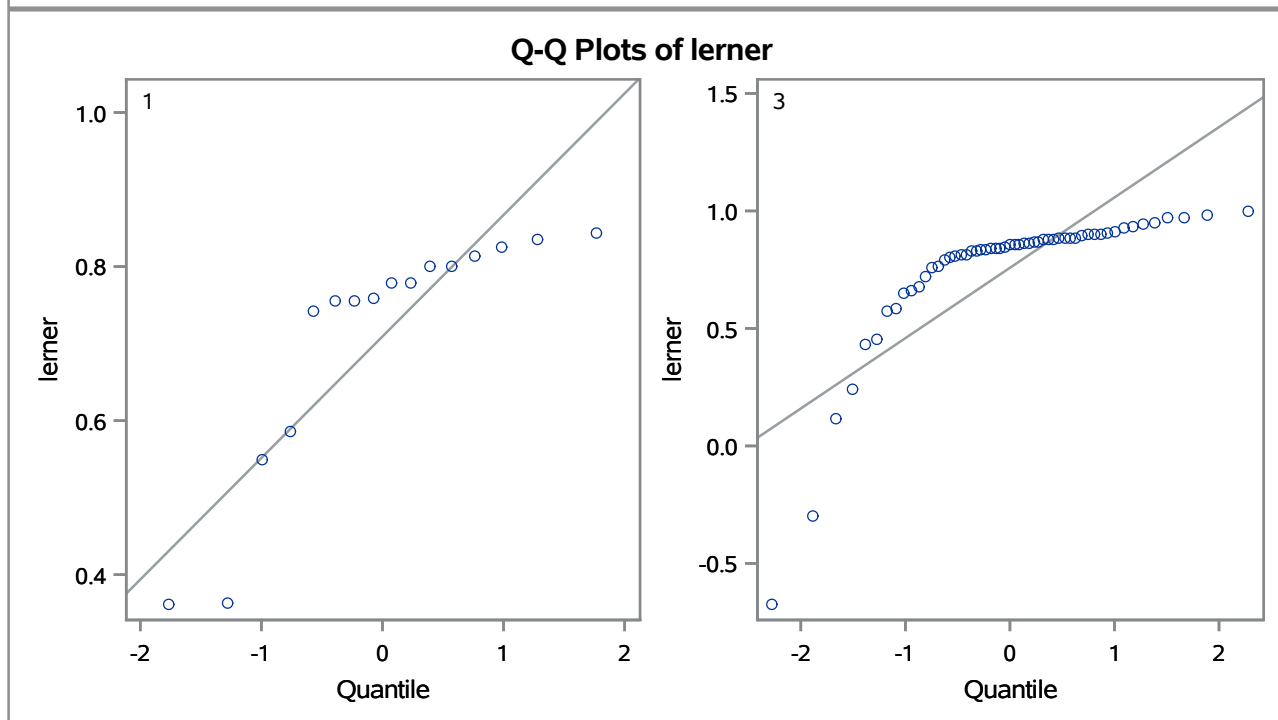
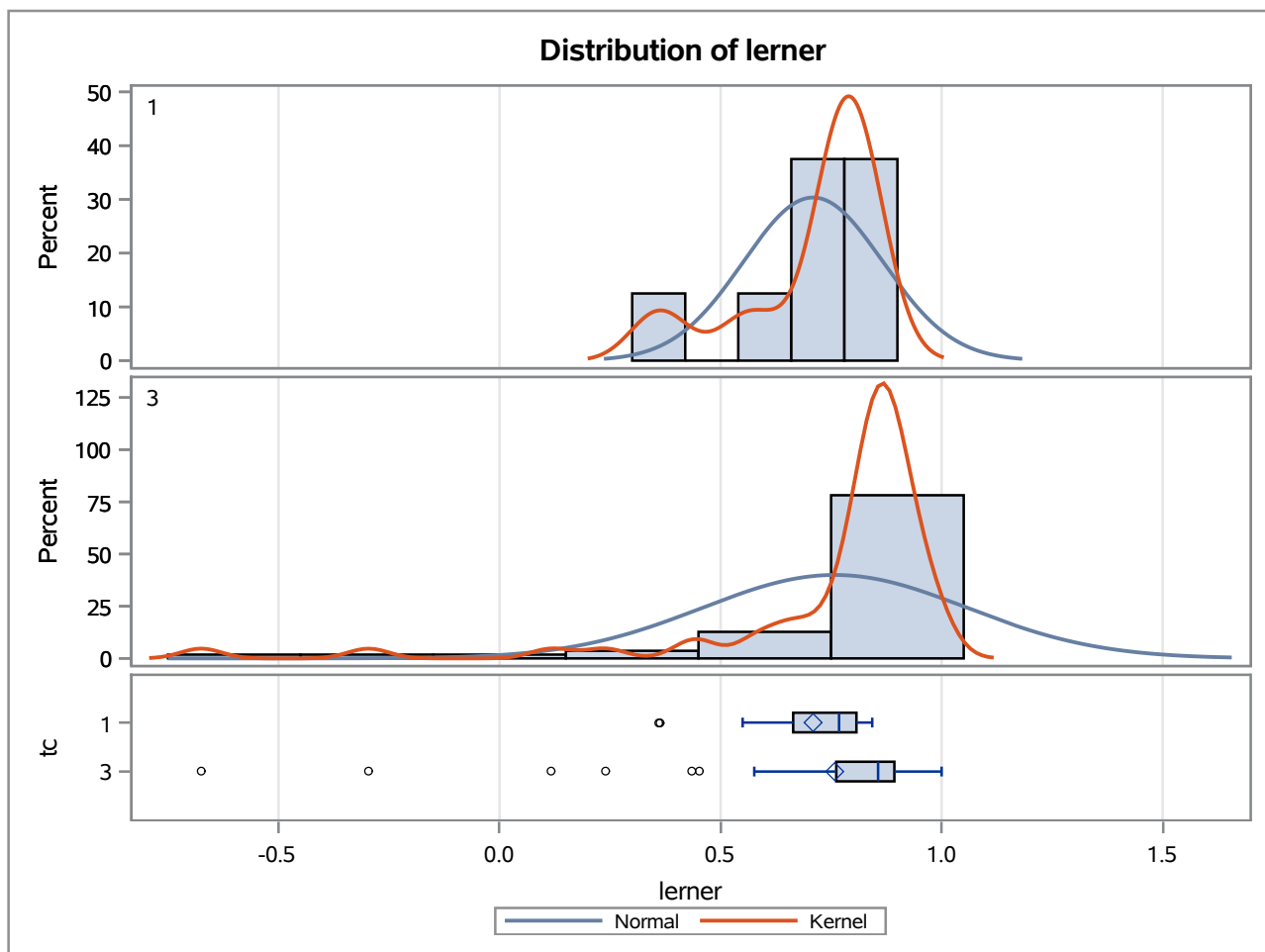
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	69	-3.82	0.0003
Satterthwaite	Unequal	17.909	-2.85	0.0107

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	54	12.60	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR05



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN05

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7418	182.2	0.0167	0.3568	0.8493
3		42	0.8459	70.8779	0.00714	0.4491	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.1040	112.1	0.0153		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1040		0.0182		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7418	0.7062	0.7775	182.2	134.6	281.9
3		0.8459	0.8314	0.8603	70.8779	58.3187	90.3811
Diff (1-2)	Pooled	-0.1040	-0.1346	-0.0734	112.1	94.6432	137.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1040	-0.1419	-0.0662			

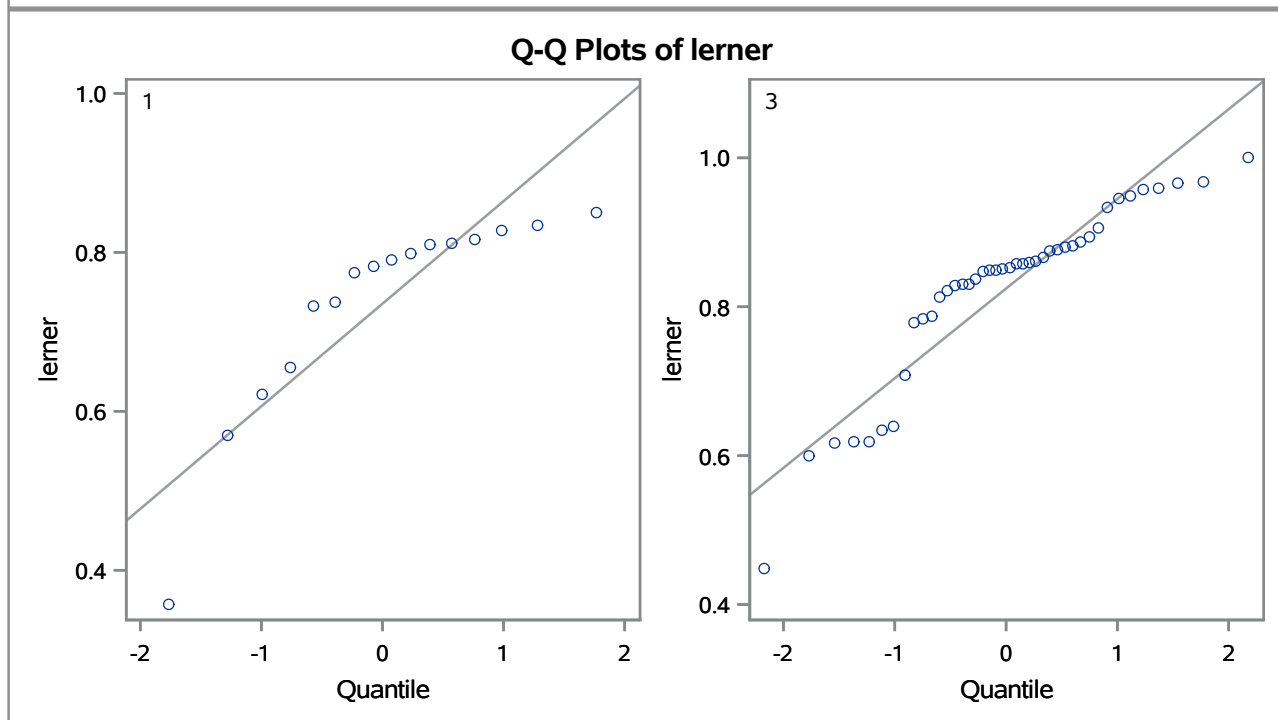
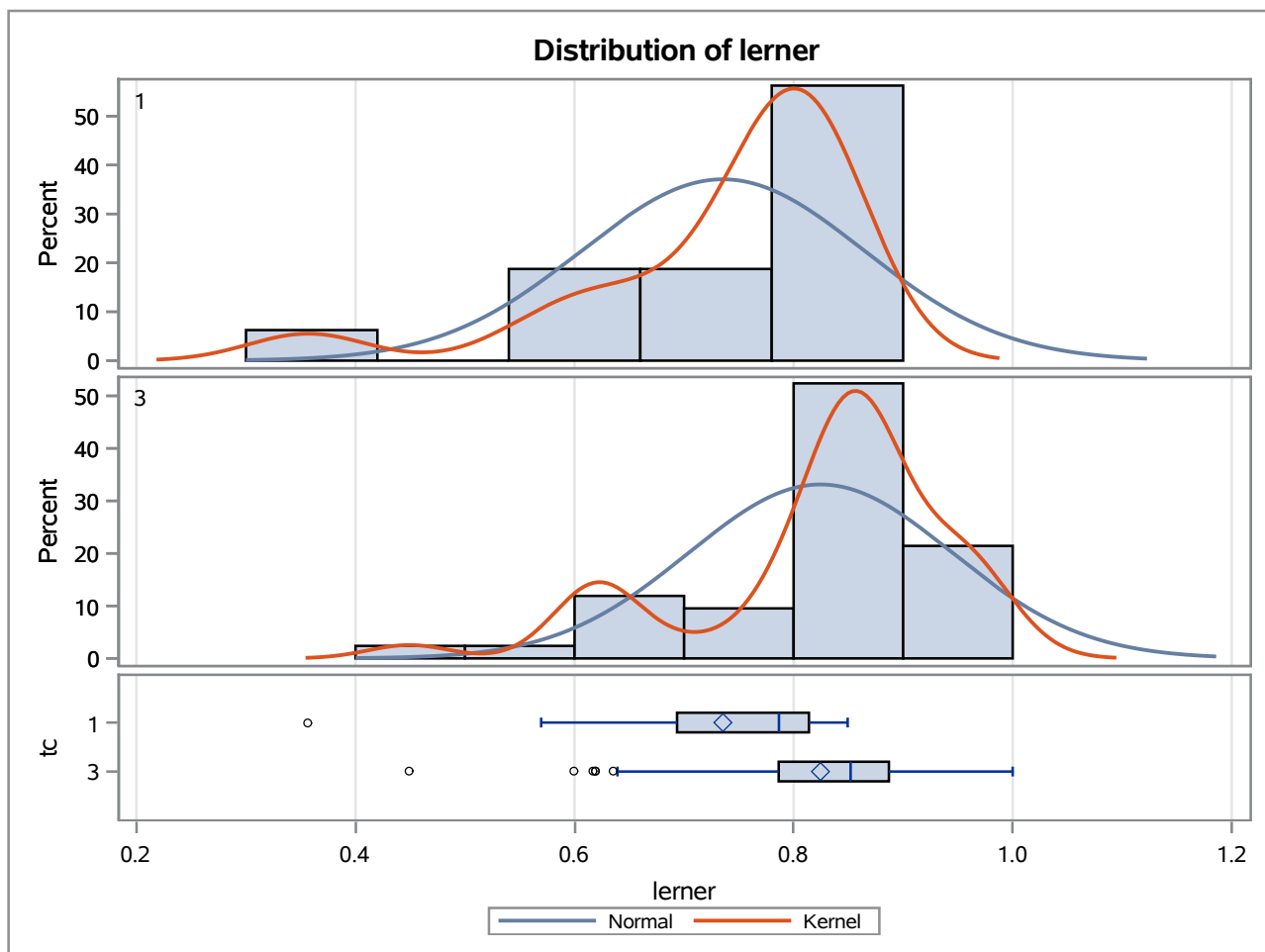
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	56	-6.81	<.0001
Satterthwaite	Unequal	20.714	-5.72	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	41	6.61	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN05



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP05

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7628	180.5	0.0165	0.4077	0.8785
3		51	0.8502	133.9	0.0129	-0.1000	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0874	146.0	0.0194		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0874		0.0209		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7628	0.7277	0.7979	180.5	133.3	279.4
3		0.8502	0.8242	0.8762	133.9	112.0	166.5
Diff (1-2)	Pooled	-0.0874	-0.1262	-0.0487	146.0	124.6	176.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0874	-0.1299	-0.0449			

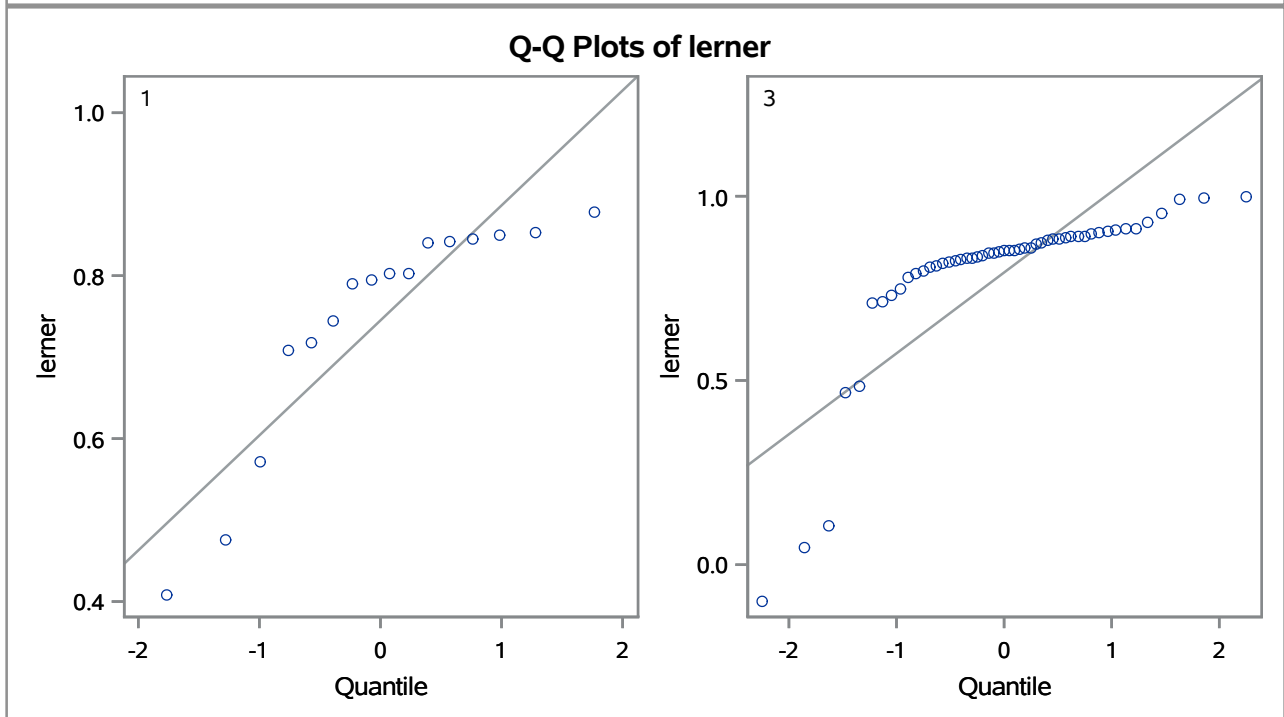
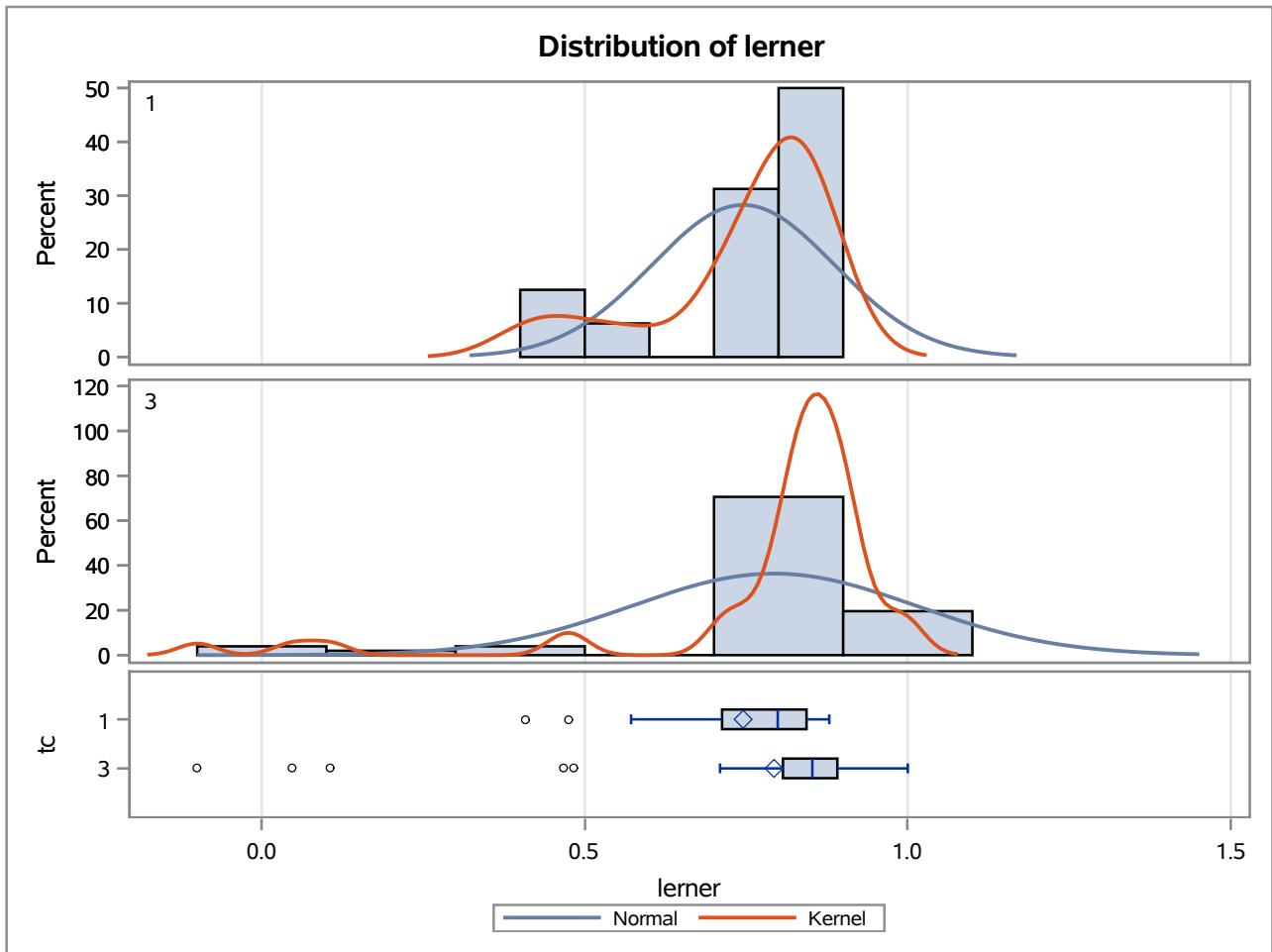
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	65	-4.51	<.0001
Satterthwaite	Unequal	35.267	-4.17	0.0002

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	50	1.82	0.1169

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP05



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC05

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		16	0.7820	253.8	0.0224	0.2180	0.8545
3		53	0.8687	73.4794	0.00686	-0.7622	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0867	136.4	0.0175		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0867		0.0234		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7820	0.7342	0.8298	253.8	187.5	392.8
3		0.8687	0.8550	0.8825	73.4794	61.6751	90.9141
Diff (1-2)	Pooled	-0.0867	-0.1217	-0.0517	136.4	116.7	164.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0867	-0.1360	-0.0374			

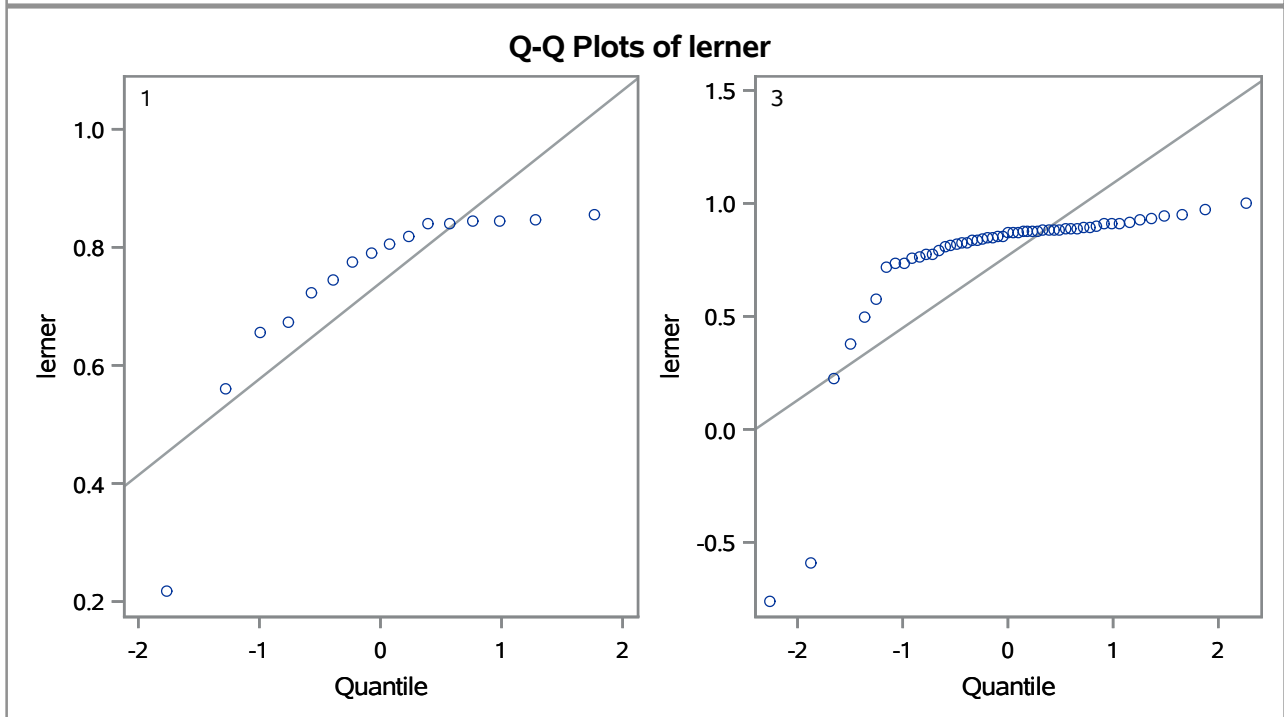
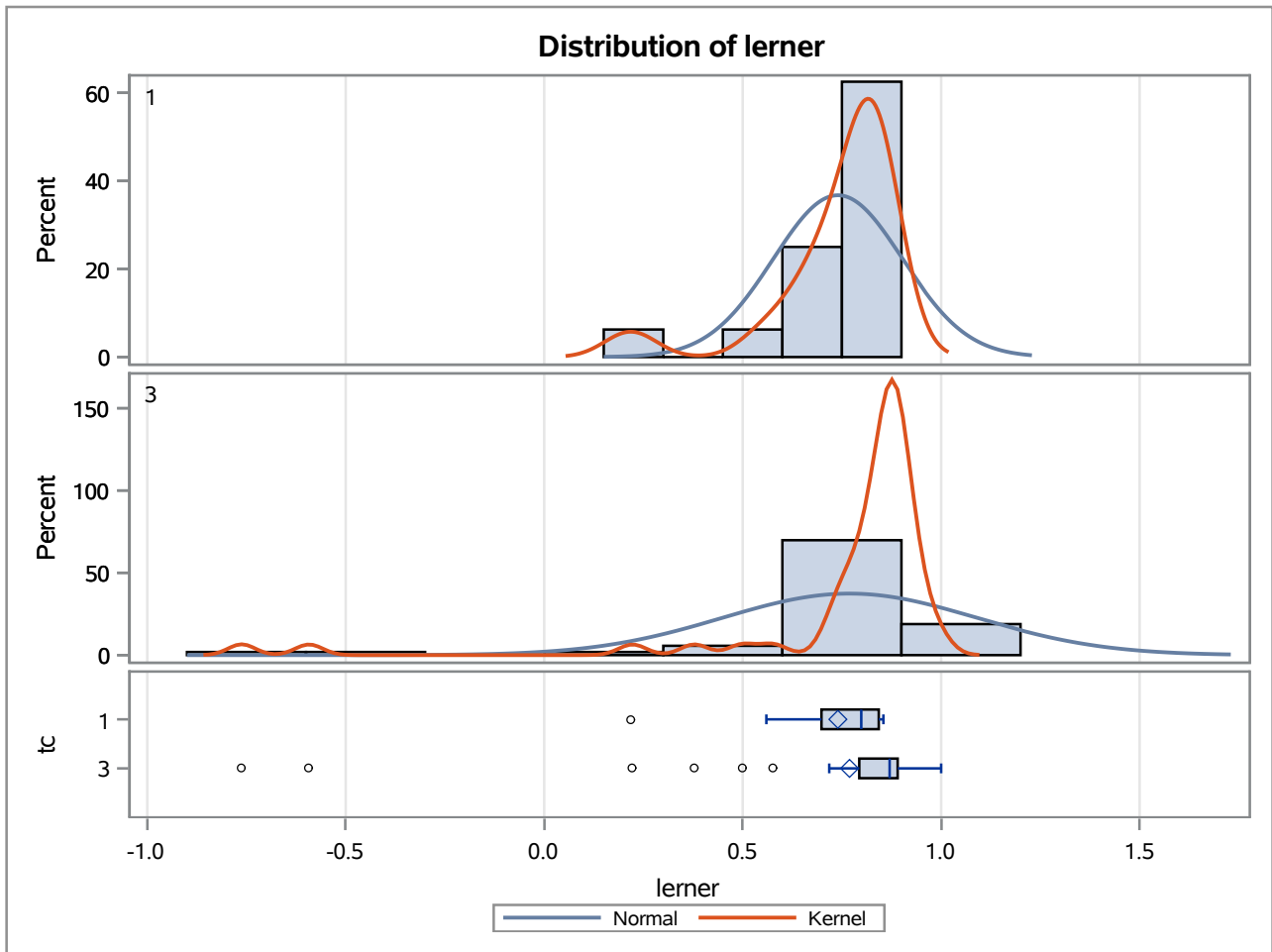
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	67	-4.95	<.0001
Satterthwaite	Unequal	17.892	-3.70	0.0017

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	52	11.93	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC05



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR06

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		15	0.7769	354.1	0.0307	0.2340	0.8575
3		57	0.8462	108.8	0.00998	-0.1872	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0693	185.9	0.0235		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0693		0.0323		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7769	0.7111	0.8428	354.1	259.2	558.4
3		0.8462	0.8262	0.8662	108.8	91.8516	133.5
Diff (1-2)	Pooled	-0.0693	-0.1160	-0.0225	185.9	159.5	222.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0693	-0.1373	-0.00117			

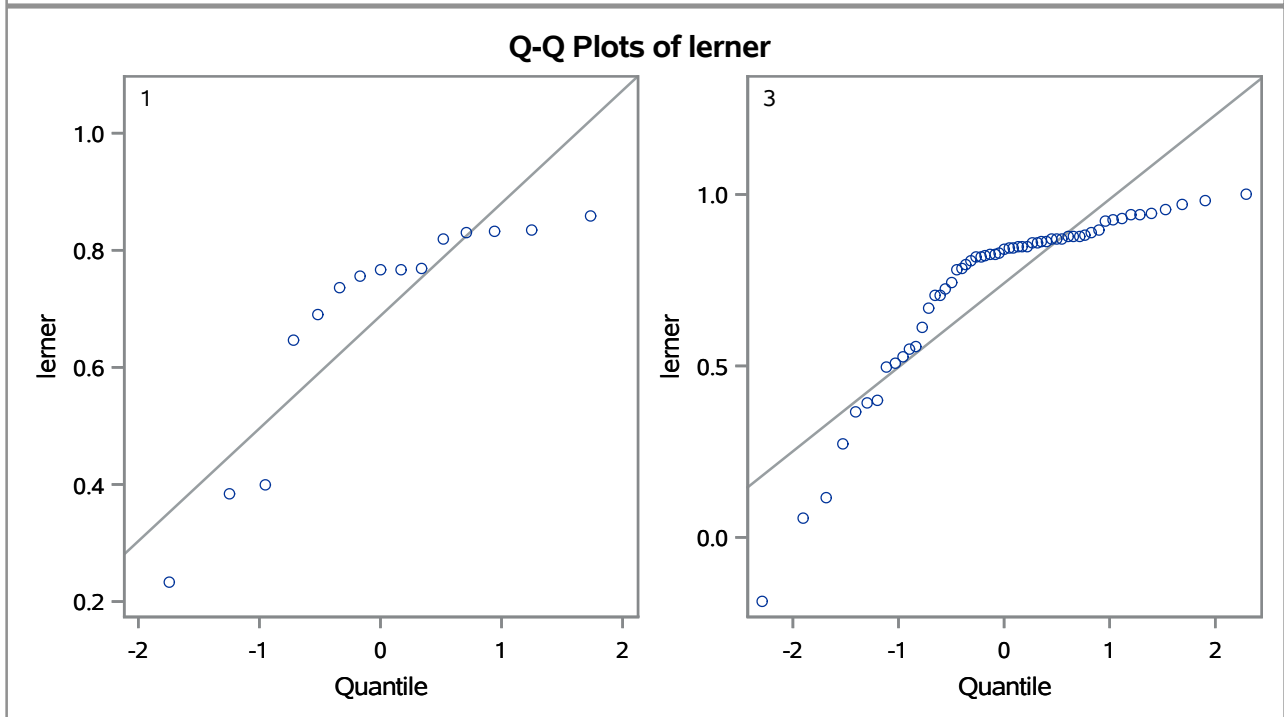
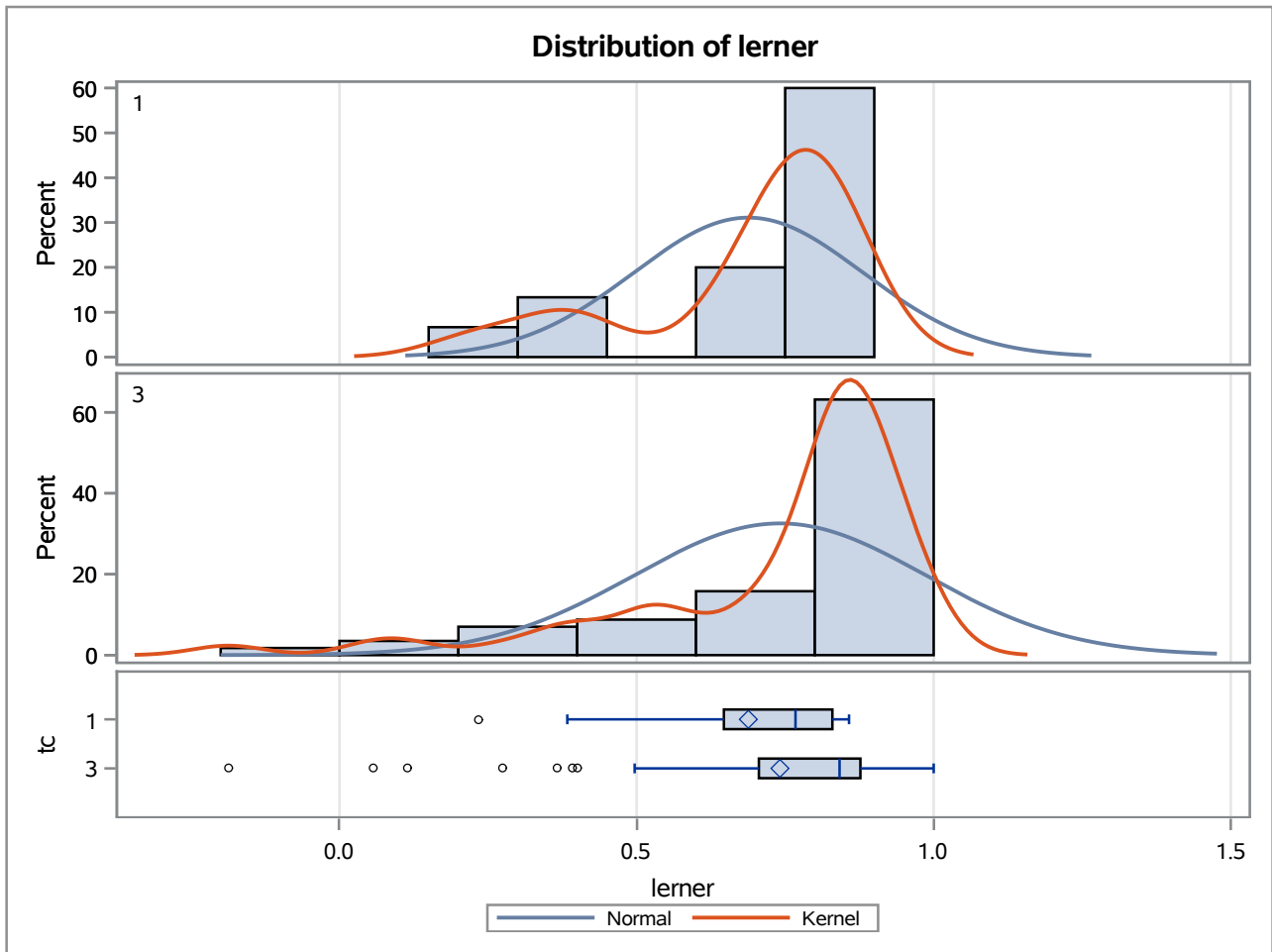
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	70	-2.95	0.0043
Satterthwaite	Unequal	17.065	-2.15	0.0466

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	14	56	10.59	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR06



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN06

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		15	0.7817	302.4	0.0255	0.3949	0.8460
3		50	0.8501	91.7216	0.00832	0.1797	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0684	163.9	0.0203		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0684		0.0268		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7817	0.7272	0.8363	302.4	221.4	477.0
3		0.8501	0.8334	0.8668	91.7216	76.6182	114.3
Diff (1-2)	Pooled	-0.0684	-0.1089	-0.0278	163.9	139.6	198.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0684	-0.1248	-0.0119			

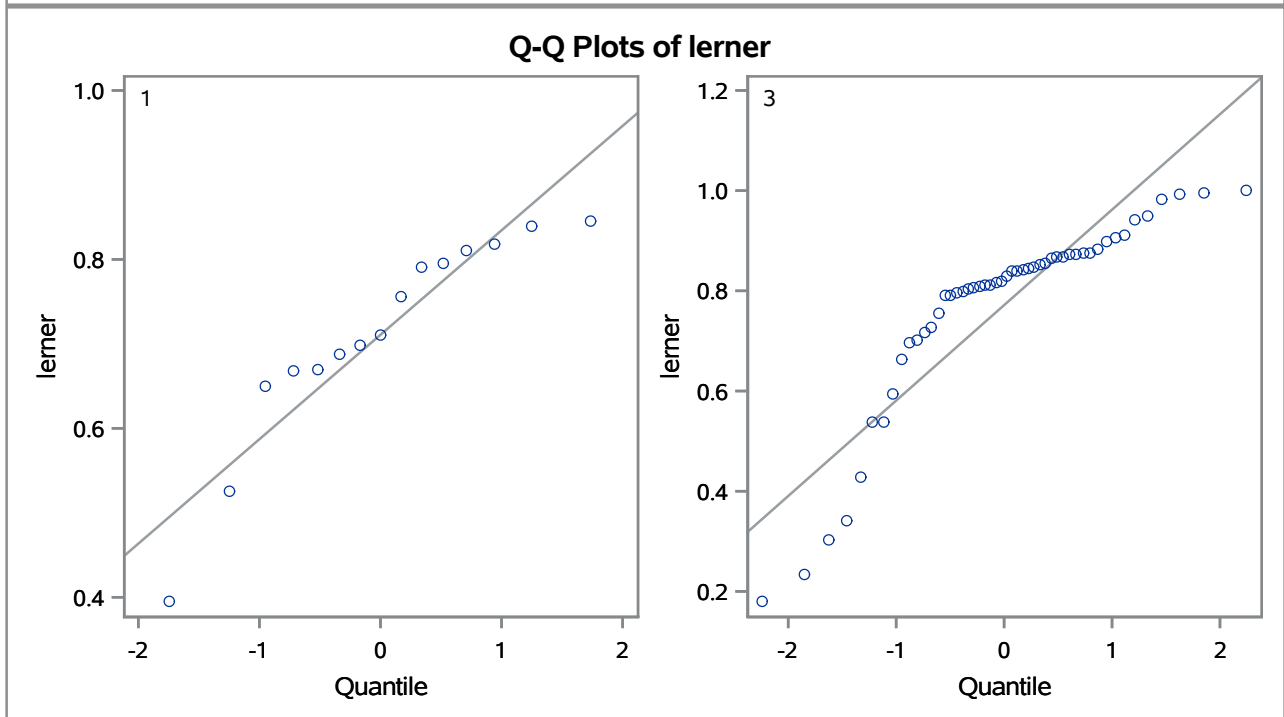
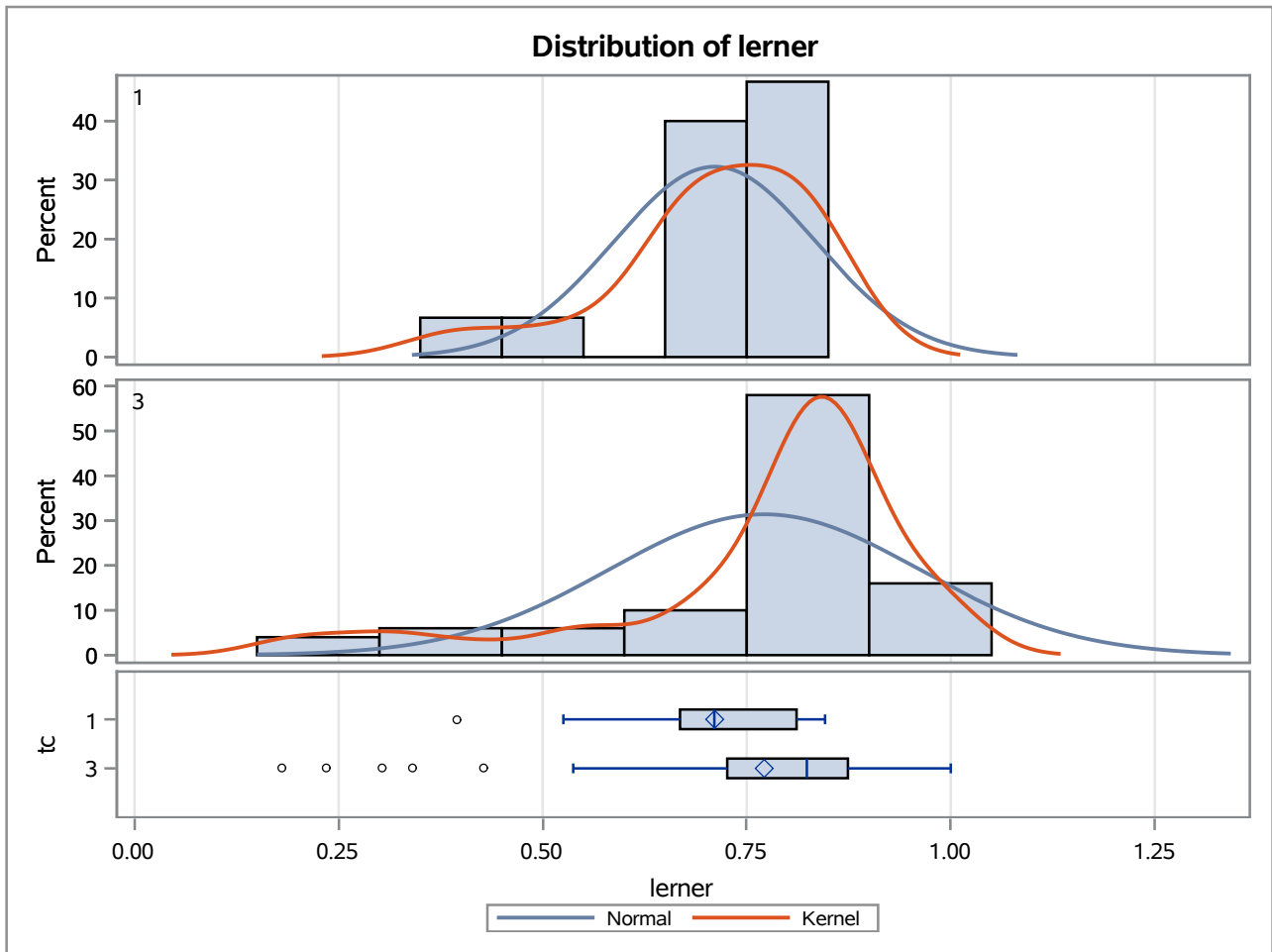
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	63	-3.37	0.0013
Satterthwaite	Unequal	17.098	-2.55	0.0205

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	14	49	10.87	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN06



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP06

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		15	0.7621	328.8	0.0270	-0.5445	0.8450
3		49	0.8477	153.0	0.0138	-0.9932	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0856	206.2	0.0251		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0856		0.0303		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7621	0.7042	0.8201	328.8	240.7	518.5
3		0.8477	0.8201	0.8754	153.0	127.5	191.1
Diff (1-2)	Pooled	-0.0856	-0.1358	-0.0354	206.2	175.4	250.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0856	-0.1485	-0.0227			

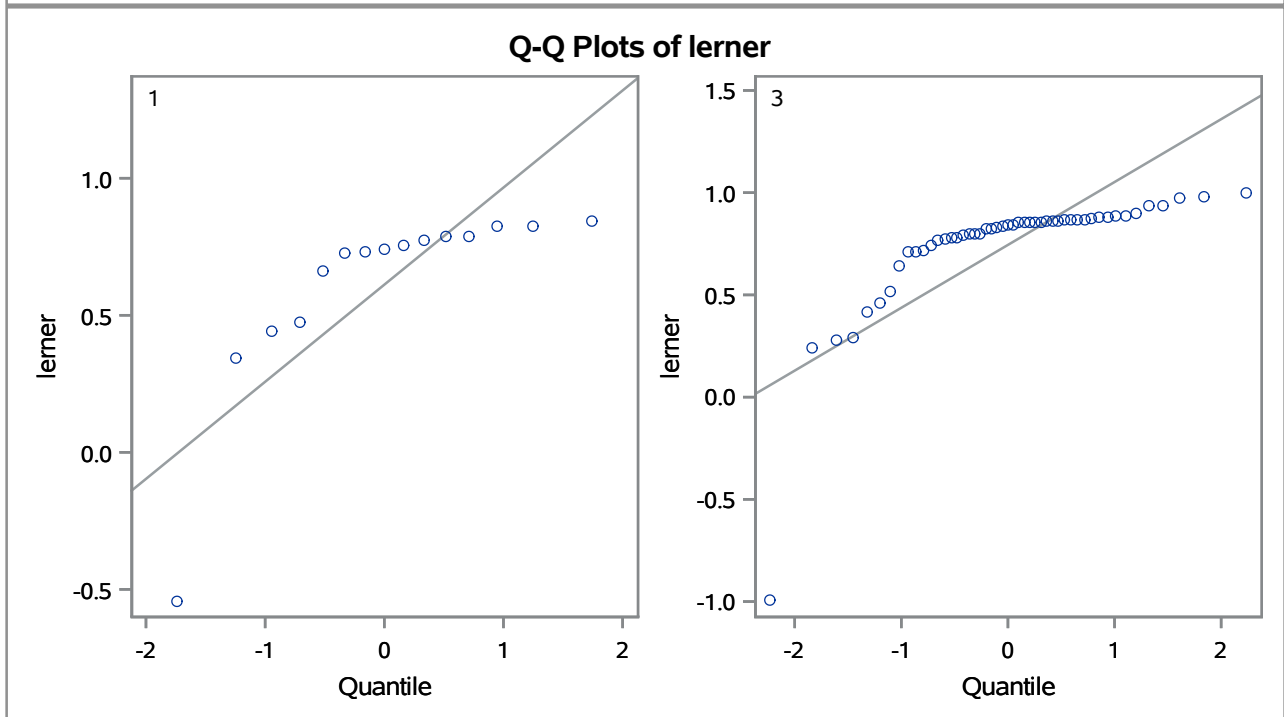
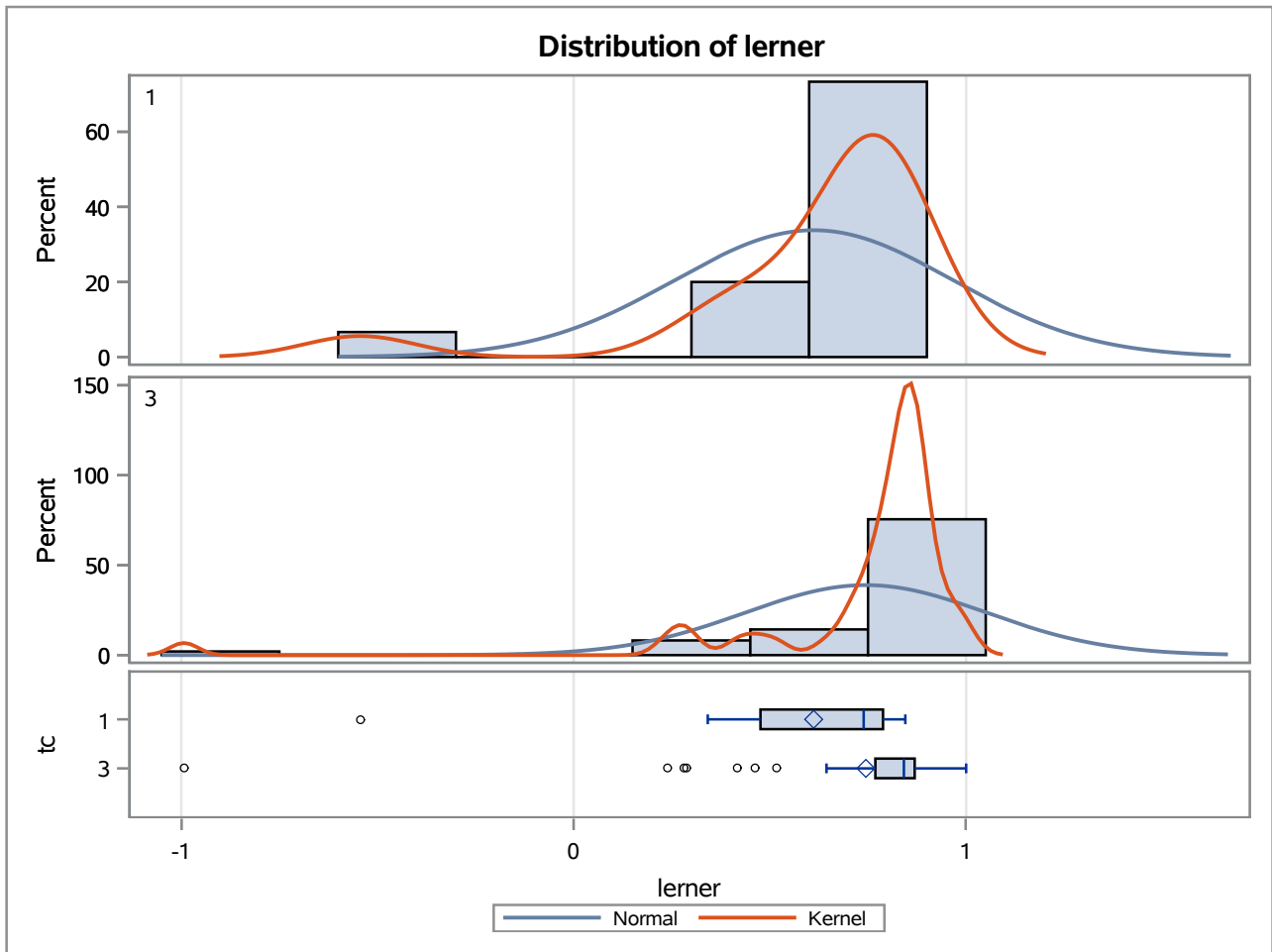
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	62	-3.41	0.0012
Satterthwaite	Unequal	21.771	-2.82	0.0099

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	14	48	4.62	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP06



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC06

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		14	0.7450	313.1	0.0245	0.2598	0.8347
3		48	0.8237	289.3	0.0251	-0.7598	0.9665
Diff (1-2)	Pooled		-0.0787	294.6	0.0344		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0787		0.0351		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7450	0.6920	0.7980	313.1	227.0	504.4
3		0.8237	0.7733	0.8741	289.3	240.8	362.4
Diff (1-2)	Pooled	-0.0787	-0.1476	-0.00989	294.6	250.0	358.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0787	-0.1495	-0.00794			

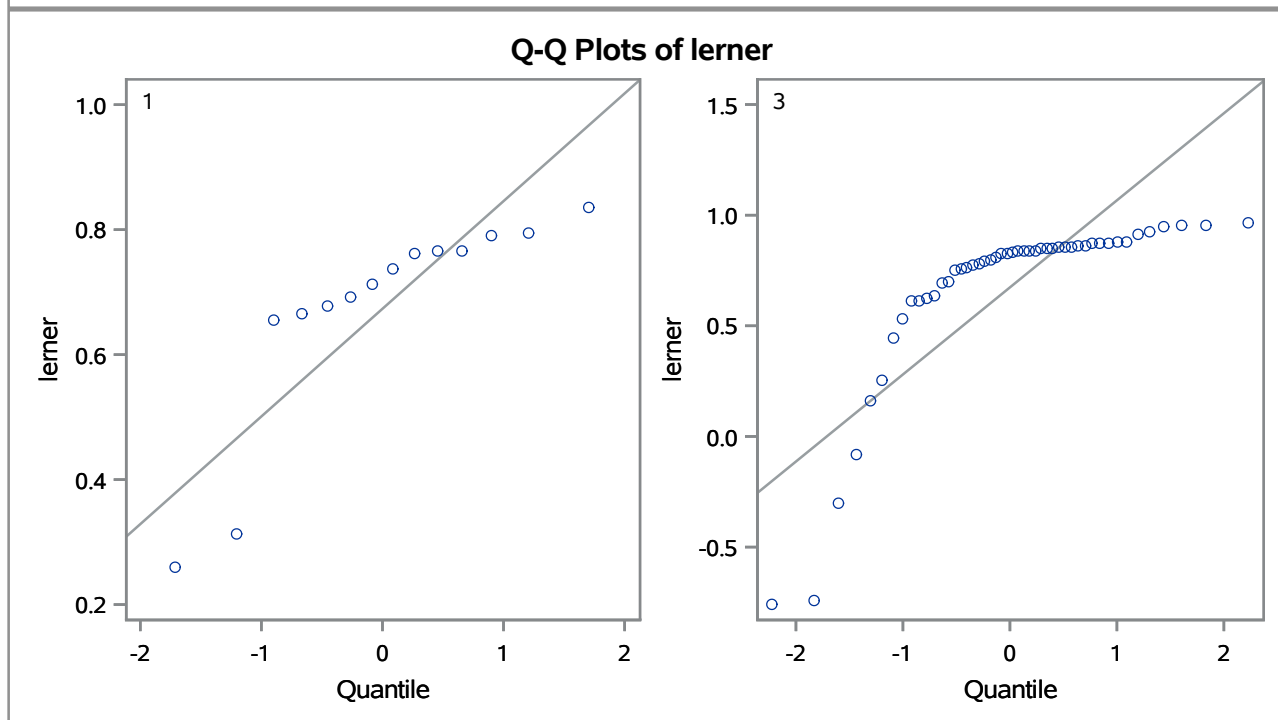
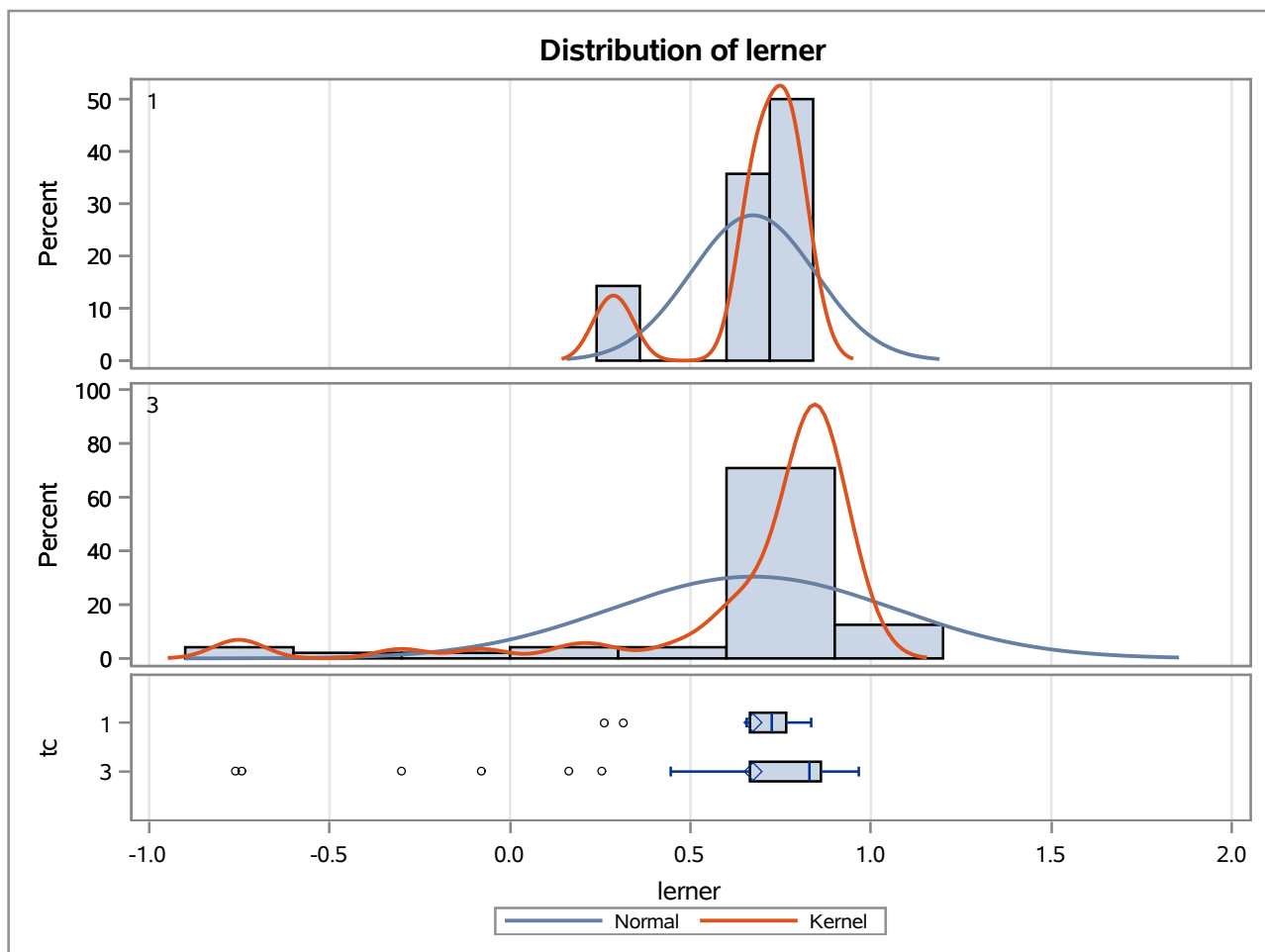
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	60	-2.29	0.0257
Satterthwaite	Unequal	41.691	-2.24	0.0301

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	13	47	1.17	0.6581

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC06



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR07

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		14	0.7599	364.7	0.0279	-0.0223	0.9107
3		51	0.8363	134.6	0.0115	-0.3699	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.0765	204.5	0.0234		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0765		0.0301		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7599	0.6997	0.8201	364.7	264.4	587.6
3		0.8363	0.8133	0.8594	134.6	112.6	167.3
Diff (1-2)	Pooled	-0.0765	-0.1232	-0.0297	204.5	174.2	247.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0765	-0.1398	-0.0131			

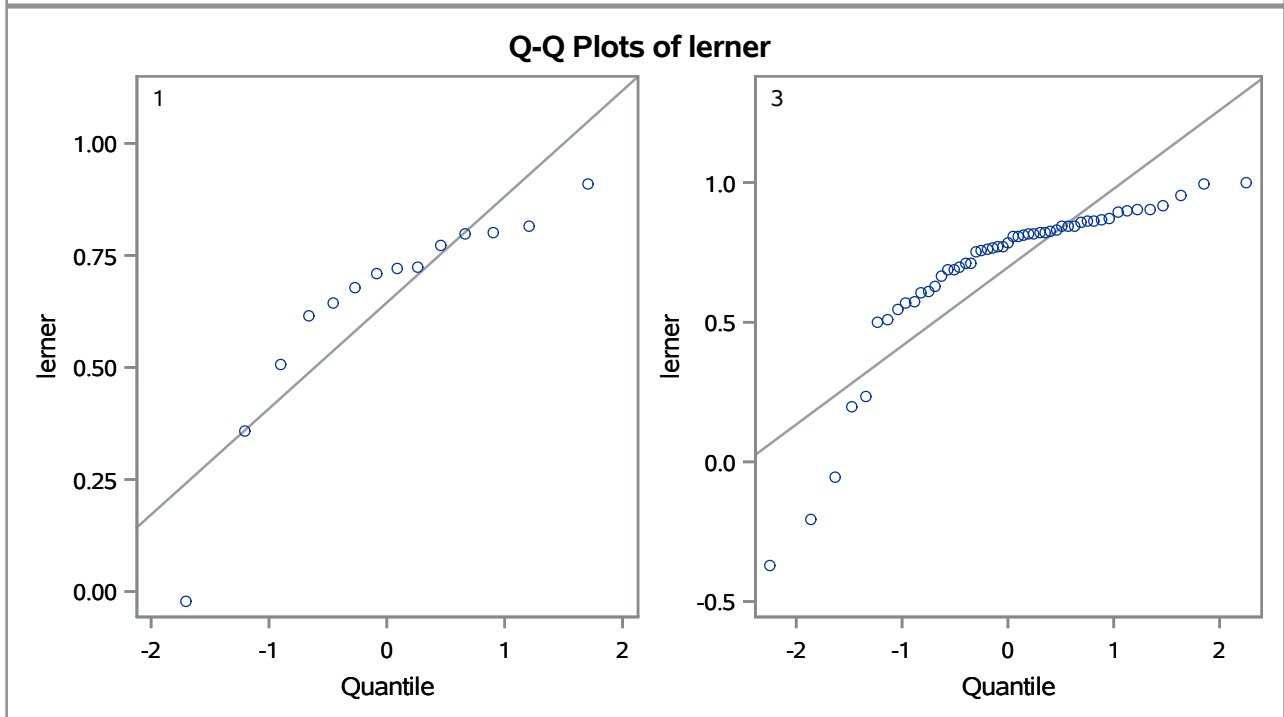
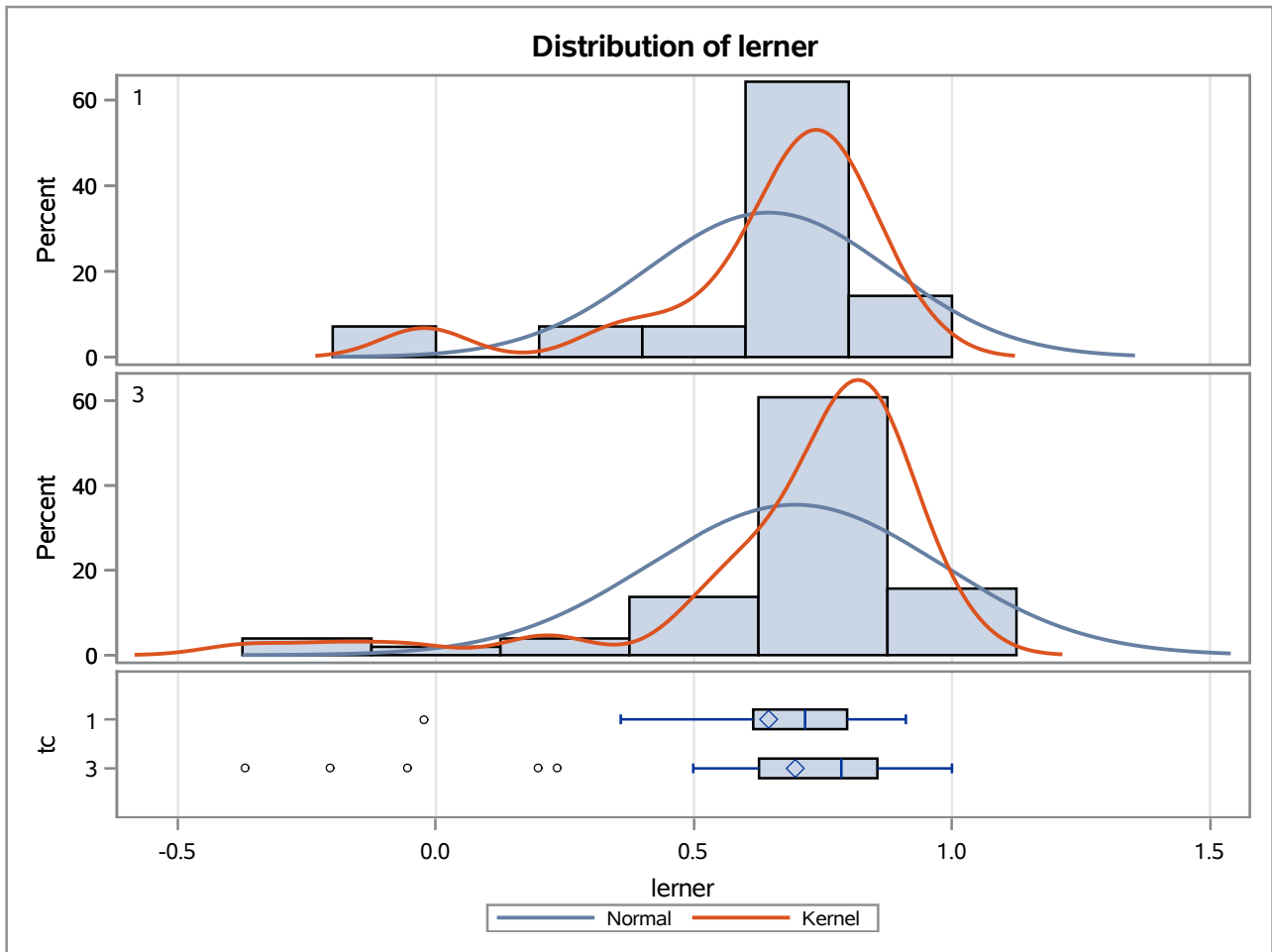
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	63	-3.27	0.0017
Satterthwaite	Unequal	17.639	-2.54	0.0208

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	13	50	7.34	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR07



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN07

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		15	0.7076	391.6	0.0292	0.1358	0.8308
3		51	0.8224	148.0	0.0122	0.1392	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.1148	225.1	0.0251		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1148		0.0317		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7076	0.6450	0.7702	391.6	286.7	617.7
3		0.8224	0.7978	0.8470	148.0	123.8	184.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.1148	-0.1649	-0.0647	225.1	192.0	272.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1148	-0.1810	-0.0485			

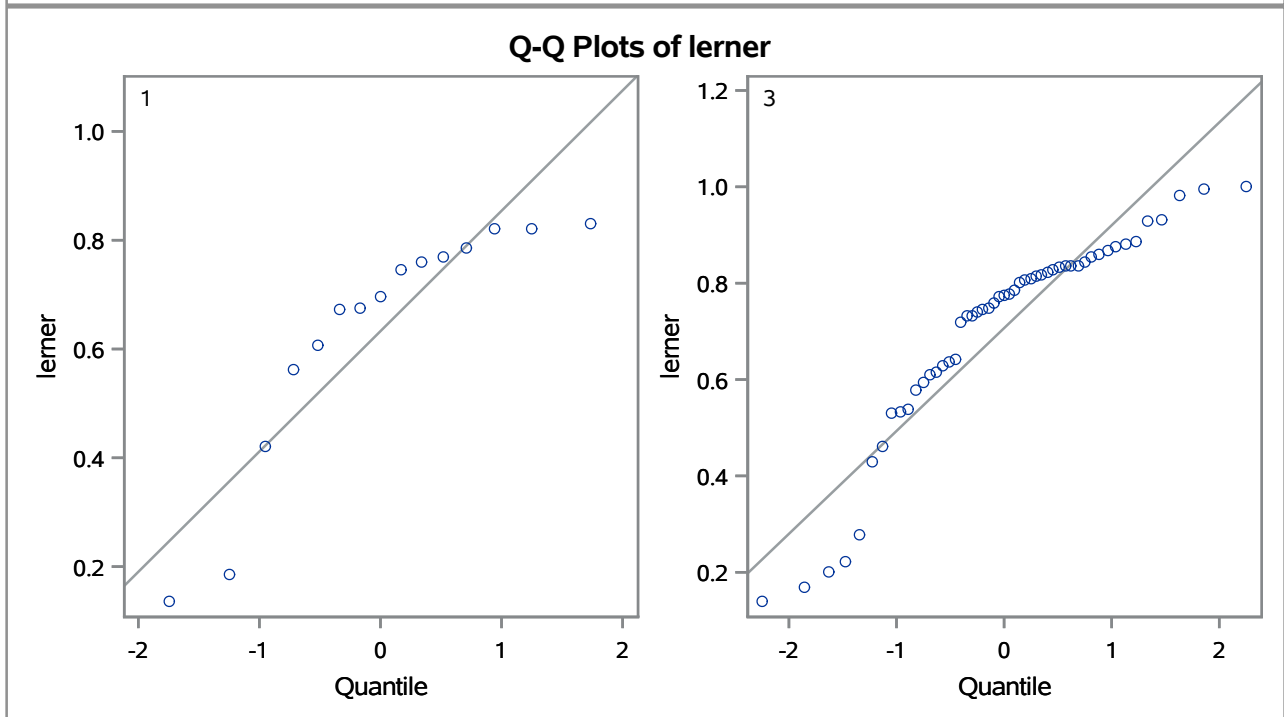
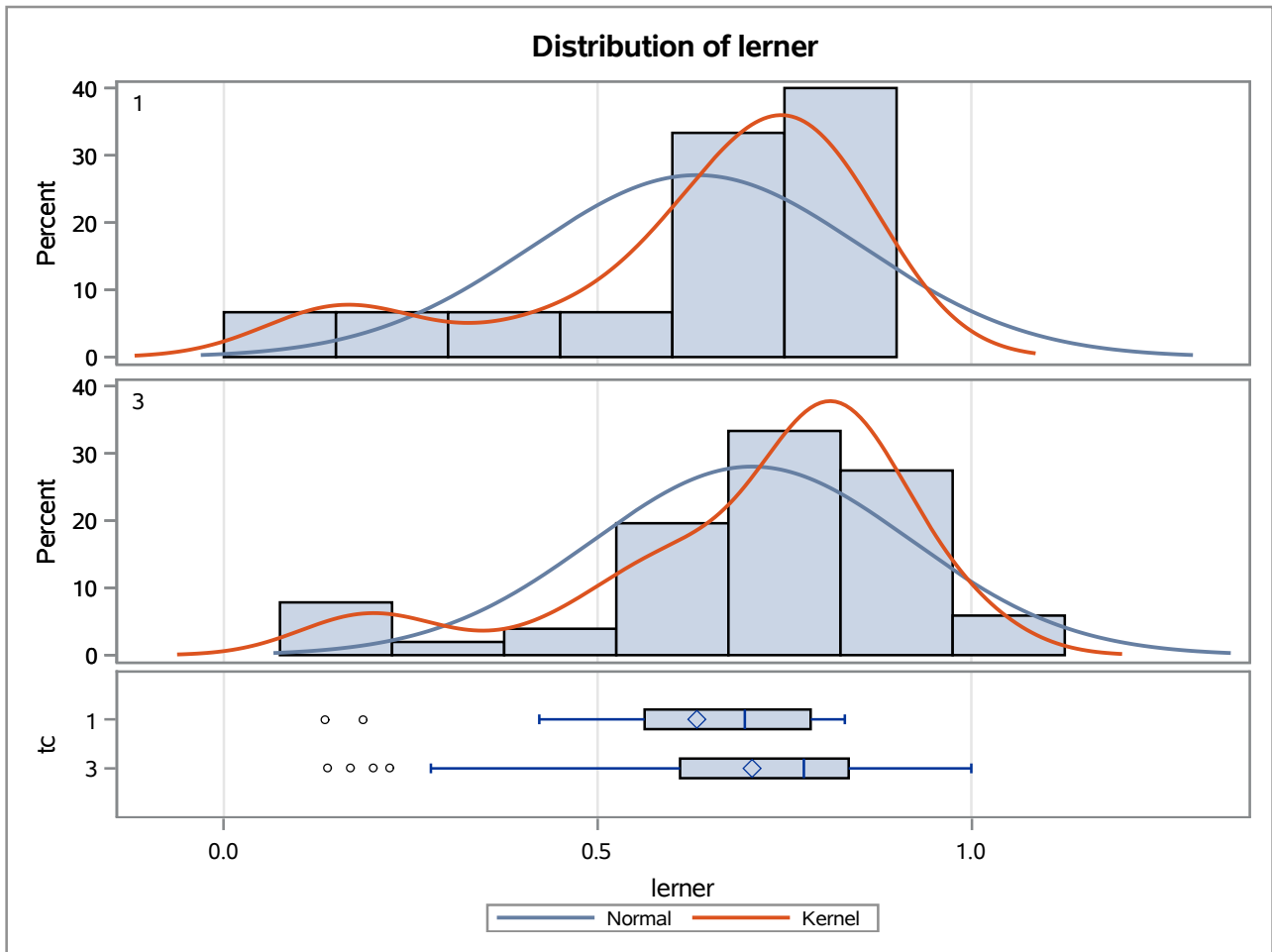
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	64	-4.58	<.0001
Satterthwaite	Unequal	19.196	-3.62	0.0018

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	14	50	7.00	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN07



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP07

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		14	0.7286	375.2	0.0275	0.1566	0.8240
3		48	0.8263	149.6	0.0120	-0.8372	0.9987
Diff (1-2)	Pooled		-0.0977	219.2	0.0238		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0977		0.0300		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7286	0.6693	0.7880	375.2	272.0	604.5
3		0.8263	0.8022	0.8504	149.6	124.6	187.4
Diff (1-2)	Pooled	-0.0977	-0.1452	-0.0501	219.2	186.0	266.8
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0977	-0.1606	-0.0348			

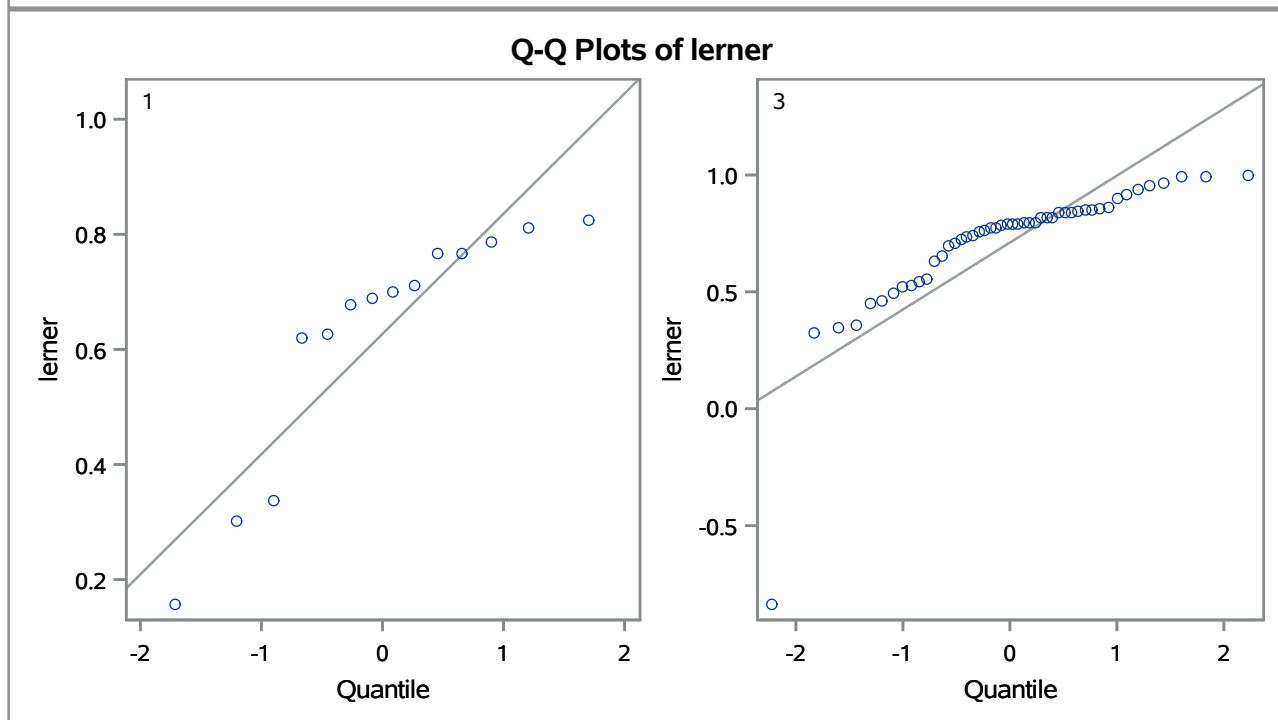
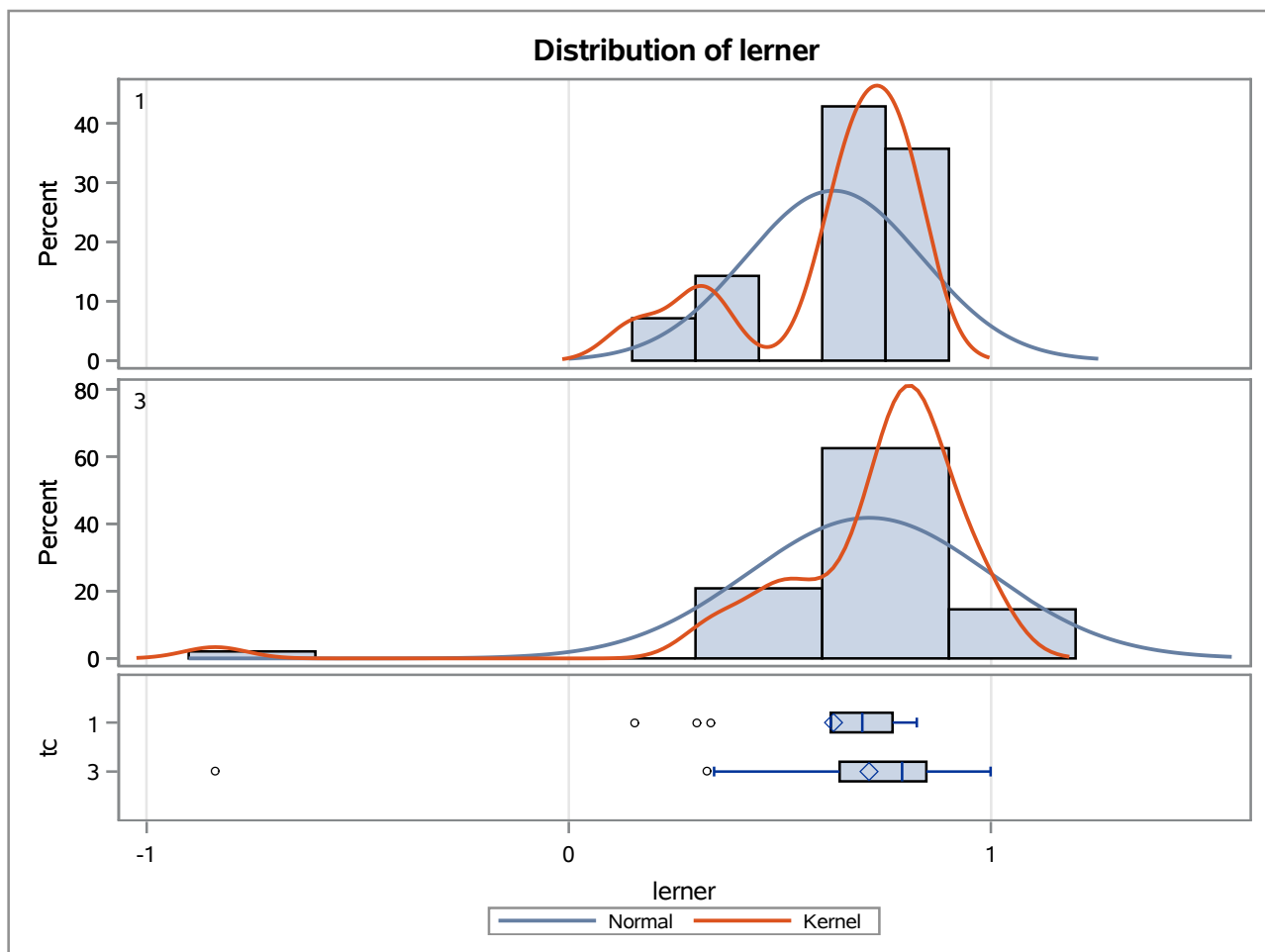
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	60	-4.11	0.0001
Satterthwaite	Unequal	18.237	-3.26	0.0043

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	13	47	6.29	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP07



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC07

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		14	0.7114	298.2	0.0209	0.3104	0.7977
3		46	0.7991	179.7	0.0142	-0.1444	0.9721
Diff (1-2)	Pooled		-0.0877	212.1	0.0224		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0877		0.0253		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7114	0.6661	0.7566	298.2	216.2	480.4
3		0.7991	0.7704	0.8277	179.7	149.1	226.3
Diff (1-2)	Pooled	-0.0877	-0.1326	-0.0428	212.1	179.6	259.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0877	-0.1397	-0.0357			

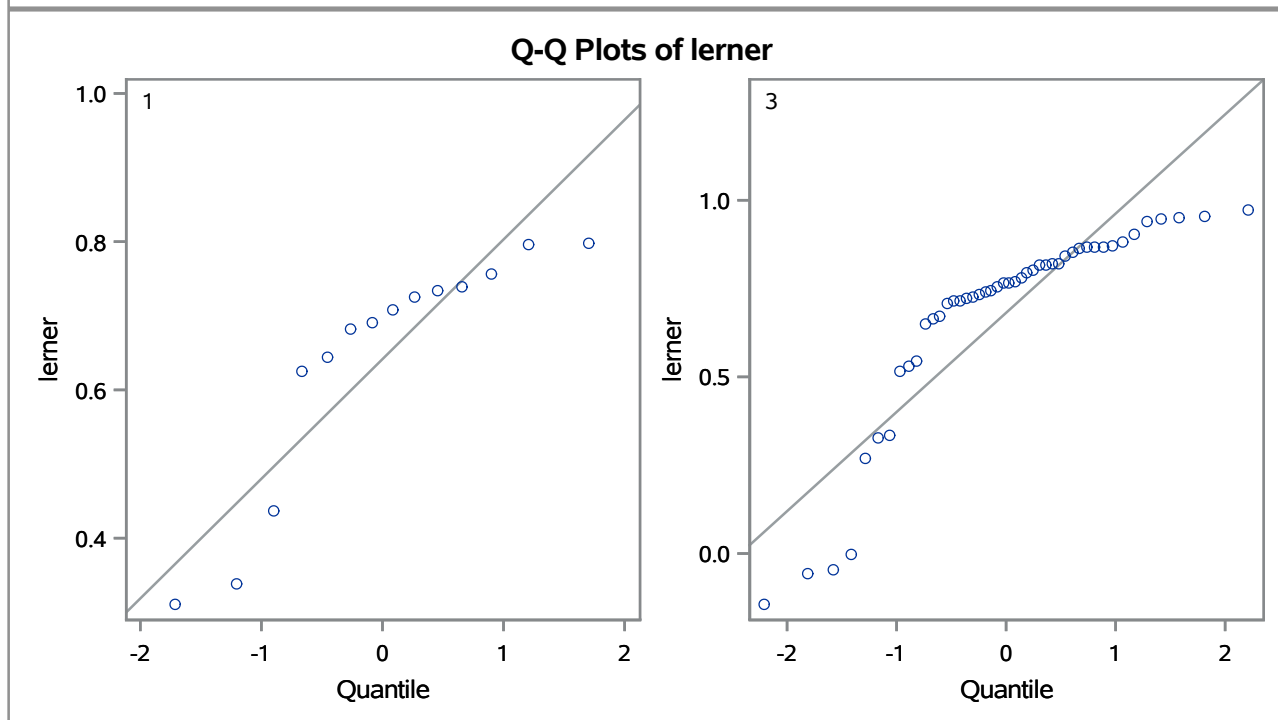
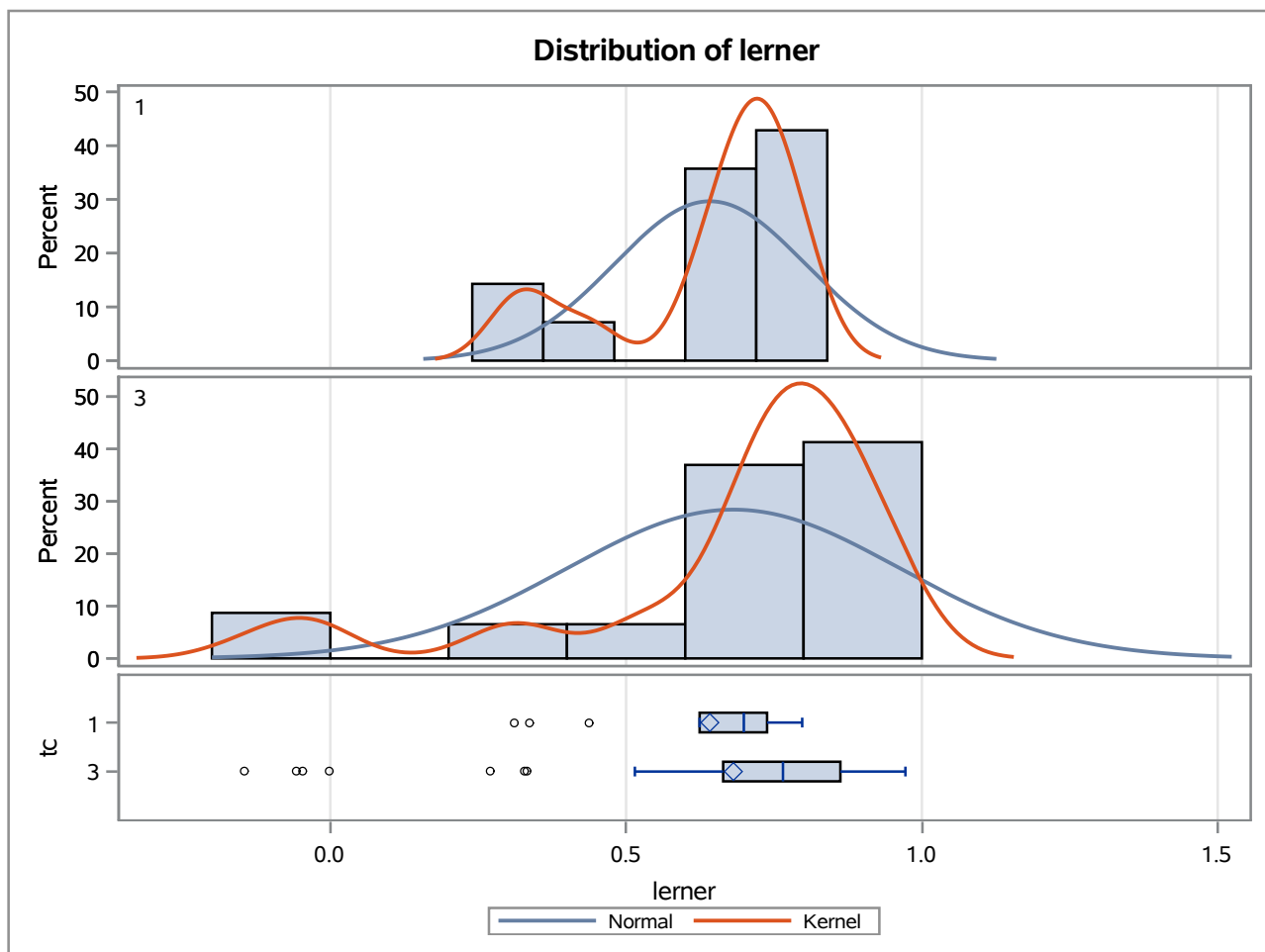
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	58	-3.91	0.0002
Satterthwaite	Unequal	26.112	-3.46	0.0018

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	13	45	2.75	0.0118

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC07



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR08

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		14	0.7266	540.0	0.0365	-0.1401	0.8068
3		52	0.8189	184.4	0.0140	-0.3996	0.9879
Diff (1-2)	Pooled		-0.0923	293.8	0.0299		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0923		0.0391		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7266	0.6478	0.8054	540.0	391.4	869.9
3		0.8189	0.7907	0.8471	184.4	154.5	228.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.0923	-0.1520	-0.0326	293.8	250.5	355.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0923	-0.1747	-0.00990			

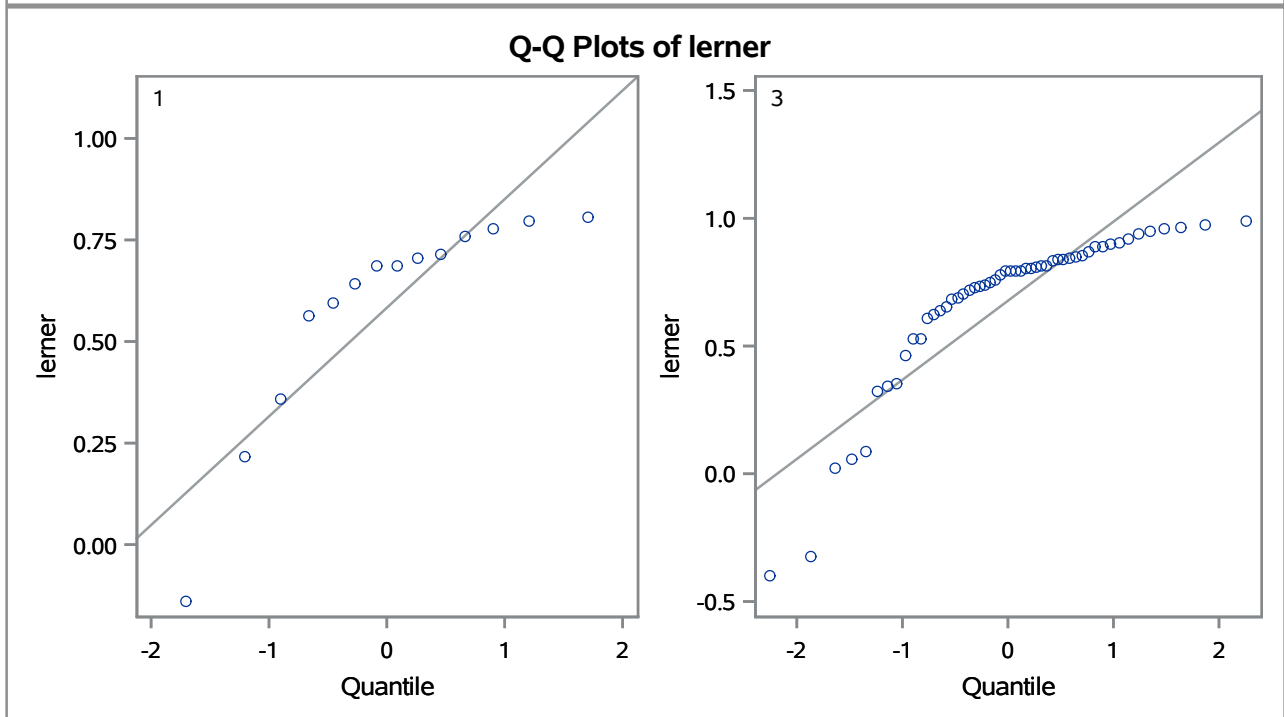
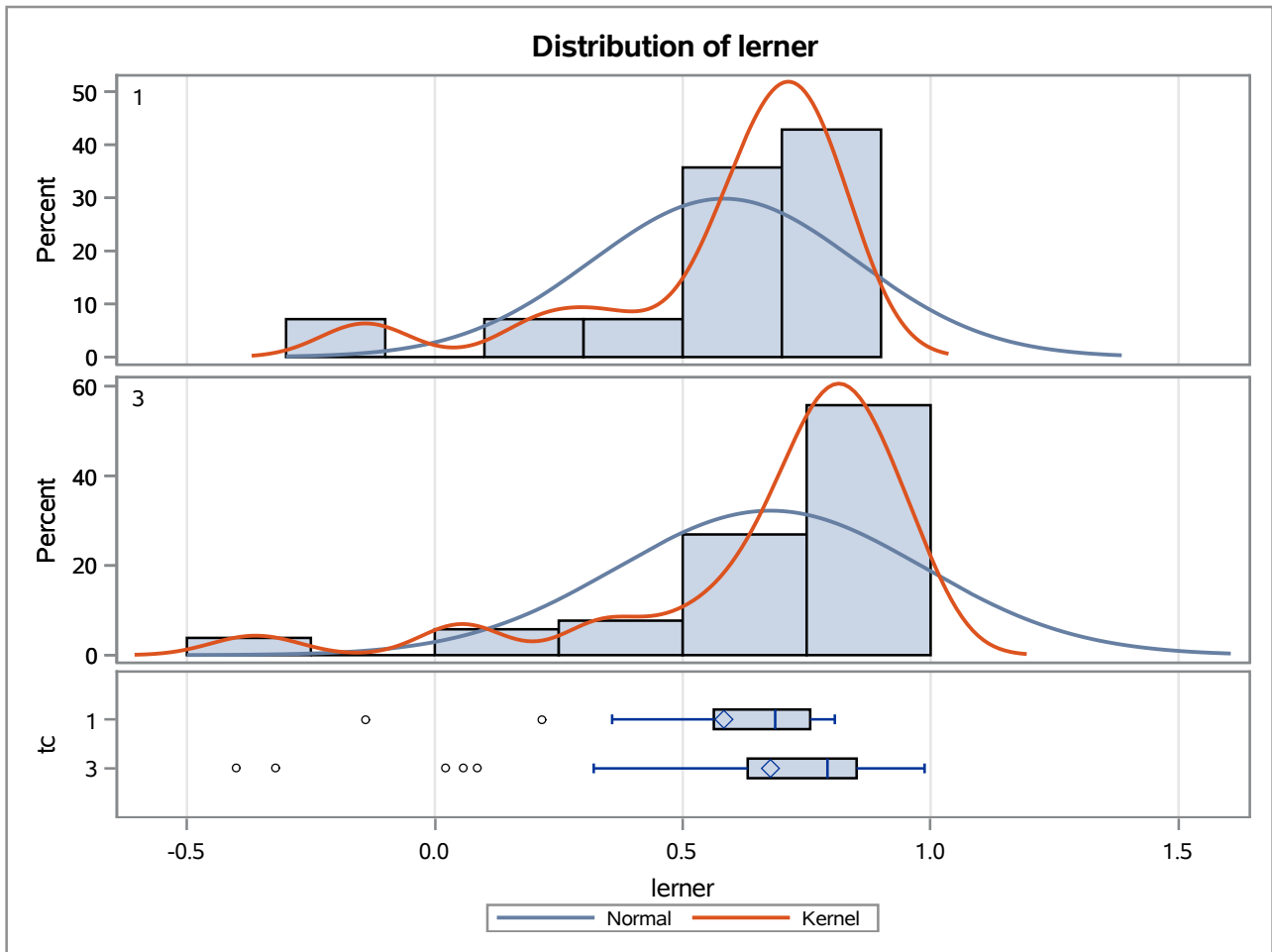
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	64	-3.09	0.0030
Satterthwaite	Unequal	17.042	-2.36	0.0303

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	13	51	8.58	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR08



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN08

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		15	0.7246	516.4	0.0331	-0.0919	0.8138
3		43	0.7907	351.9	0.0270	-0.8379	0.9519
Diff (1-2)	Pooled		-0.0661	399.4	0.0399		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0661		0.0427		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7246	0.6536	0.7955	516.4	378.1	814.4
3		0.7907	0.7362	0.8452	351.9	290.1	447.2
Diff (1-2)	Pooled	-0.0661	-0.1461	0.0139	399.4	337.2	490.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0661	-0.1529	0.0207			

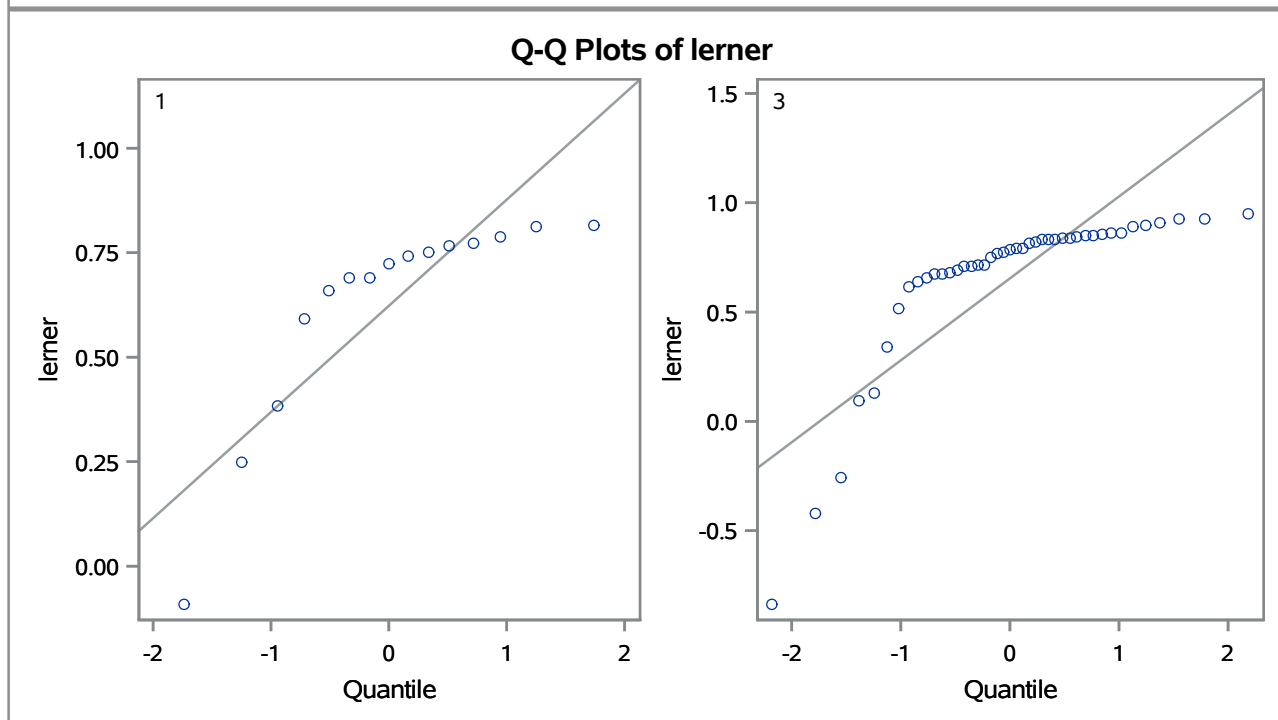
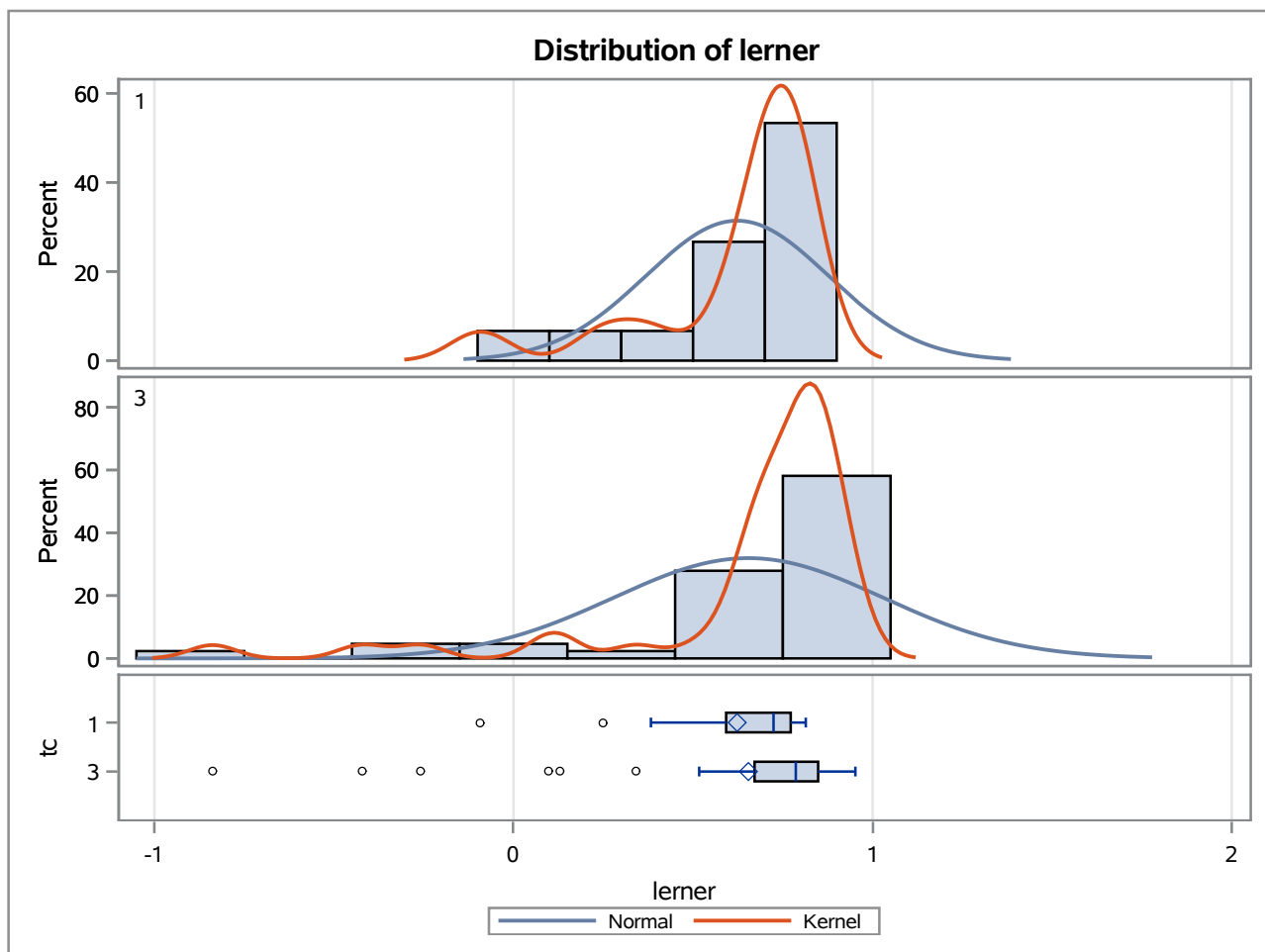
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	56	-1.66	0.1034
Satterthwaite	Unequal	33.88	-1.55	0.1309

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	14	42	2.15	0.0559

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN08



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP08

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		12	0.7387	434.4	0.0270	0.4059	0.8465
3		58	0.8452	211.2	0.0153	-0.9566	0.9915
Diff (1-2)	Pooled		-0.1065	260.6	0.0249		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1065		0.0311		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7387	0.6792	0.7982	434.4	307.7	737.6
3		0.8452	0.8144	0.8759	211.2	178.5	258.5
Diff (1-2)	Pooled	-0.1065	-0.1562	-0.0567	260.6	223.2	313.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1065	-0.1716	-0.0414			

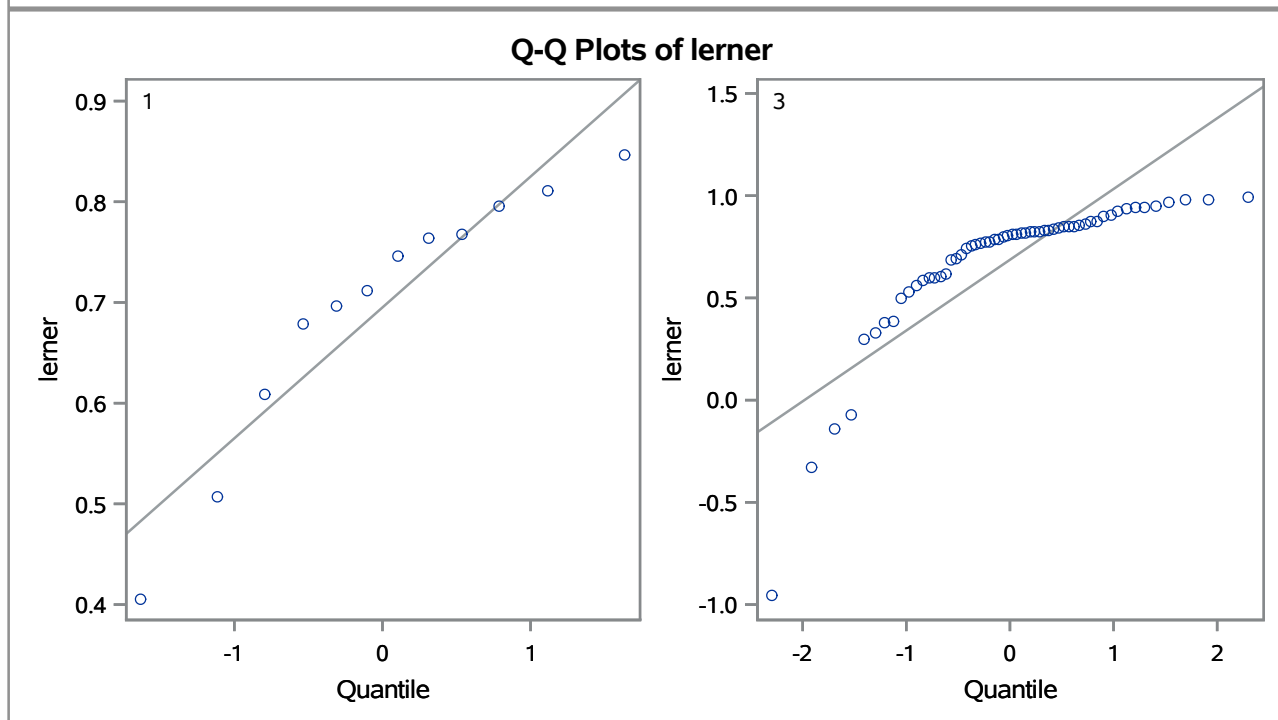
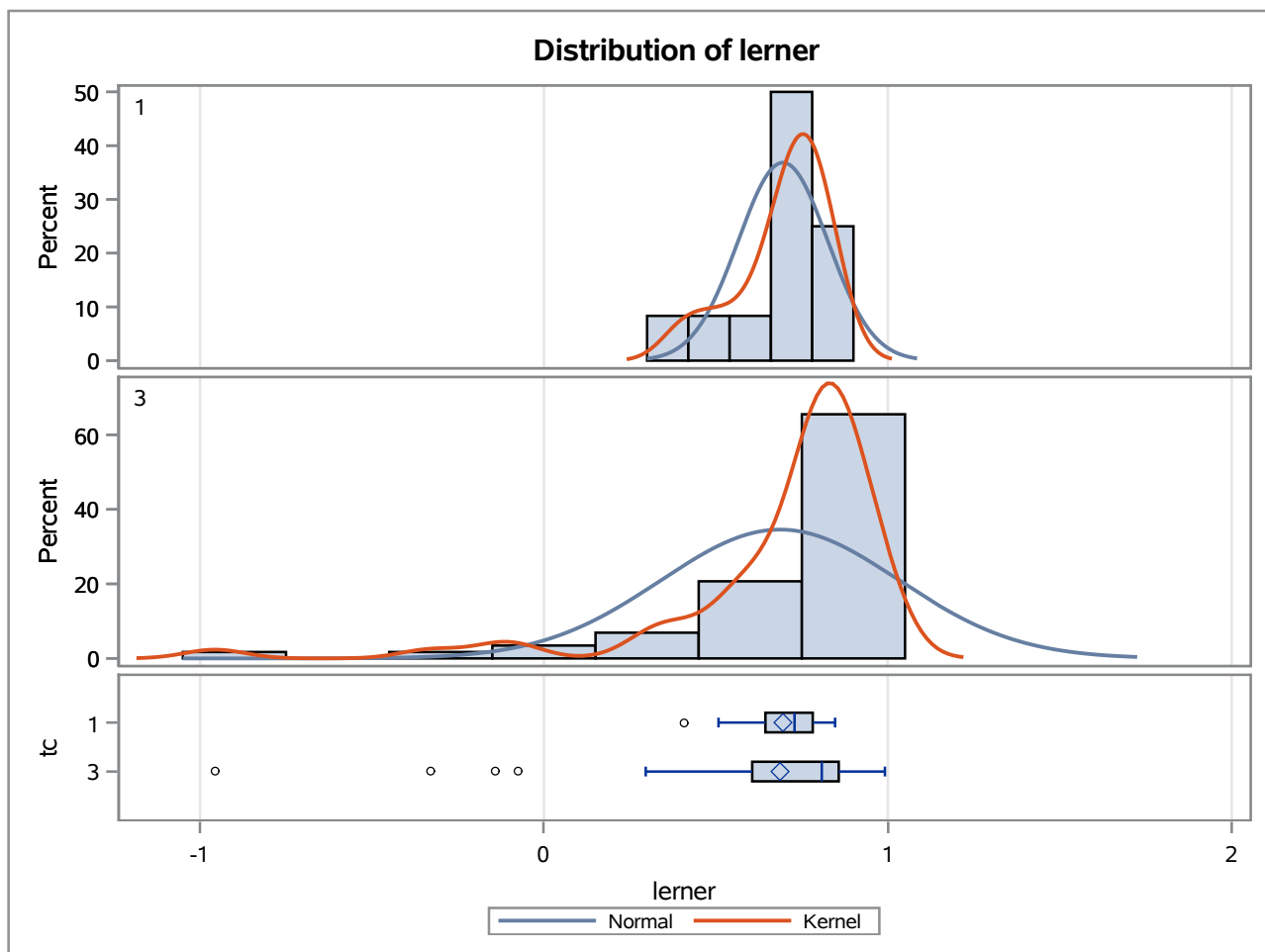
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	68	-4.27	<.0001
Satterthwaite	Unequal	18.855	-3.43	0.0029

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	11	57	4.23	0.0003

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP08



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC08

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		11	0.7605	275.9	0.0164	0.6666	0.9112
3		56	0.8792	143.0	0.0103	0.0524	0.9953
Diff (1-2)	Pooled		-0.1188	170.3	0.0159		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1188		0.0193		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7605	0.7241	0.7969	275.9	192.8	484.1
3		0.8792	0.8587	0.8998	143.0	120.5	175.8
Diff (1-2)	Pooled	-0.1188	-0.1504	-0.0871	170.3	145.4	205.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1188	-0.1592	-0.0783			

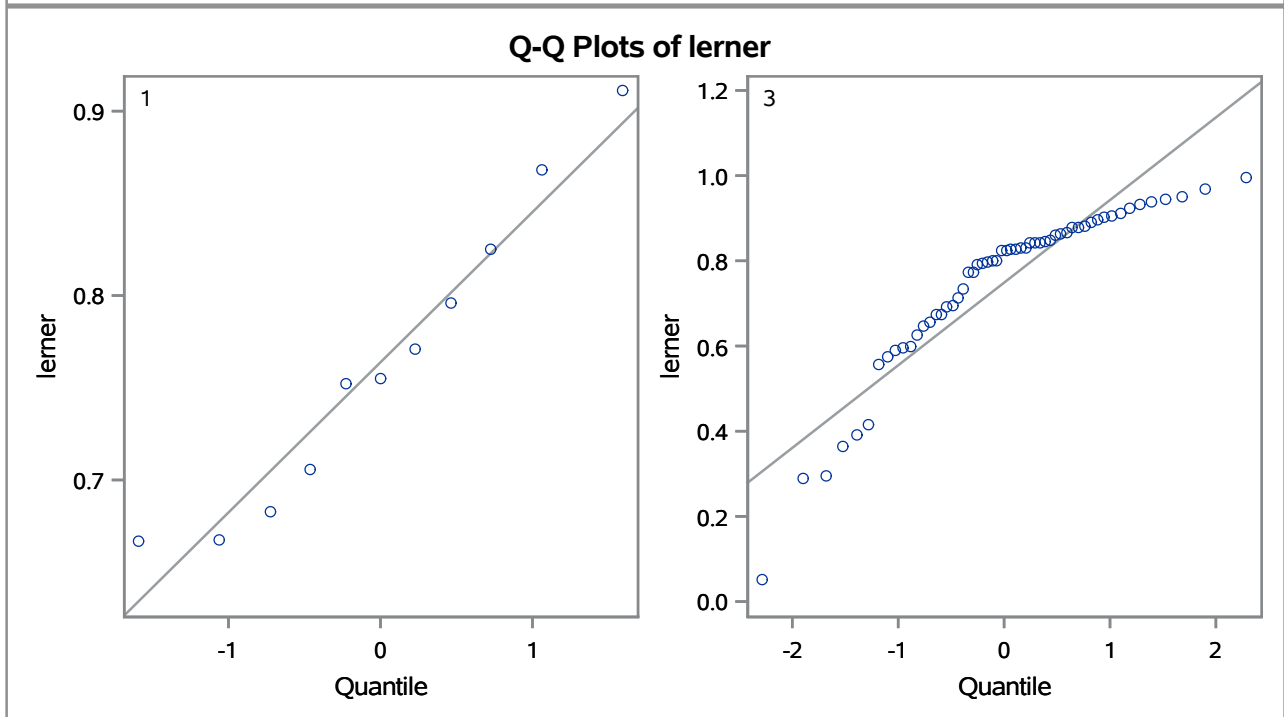
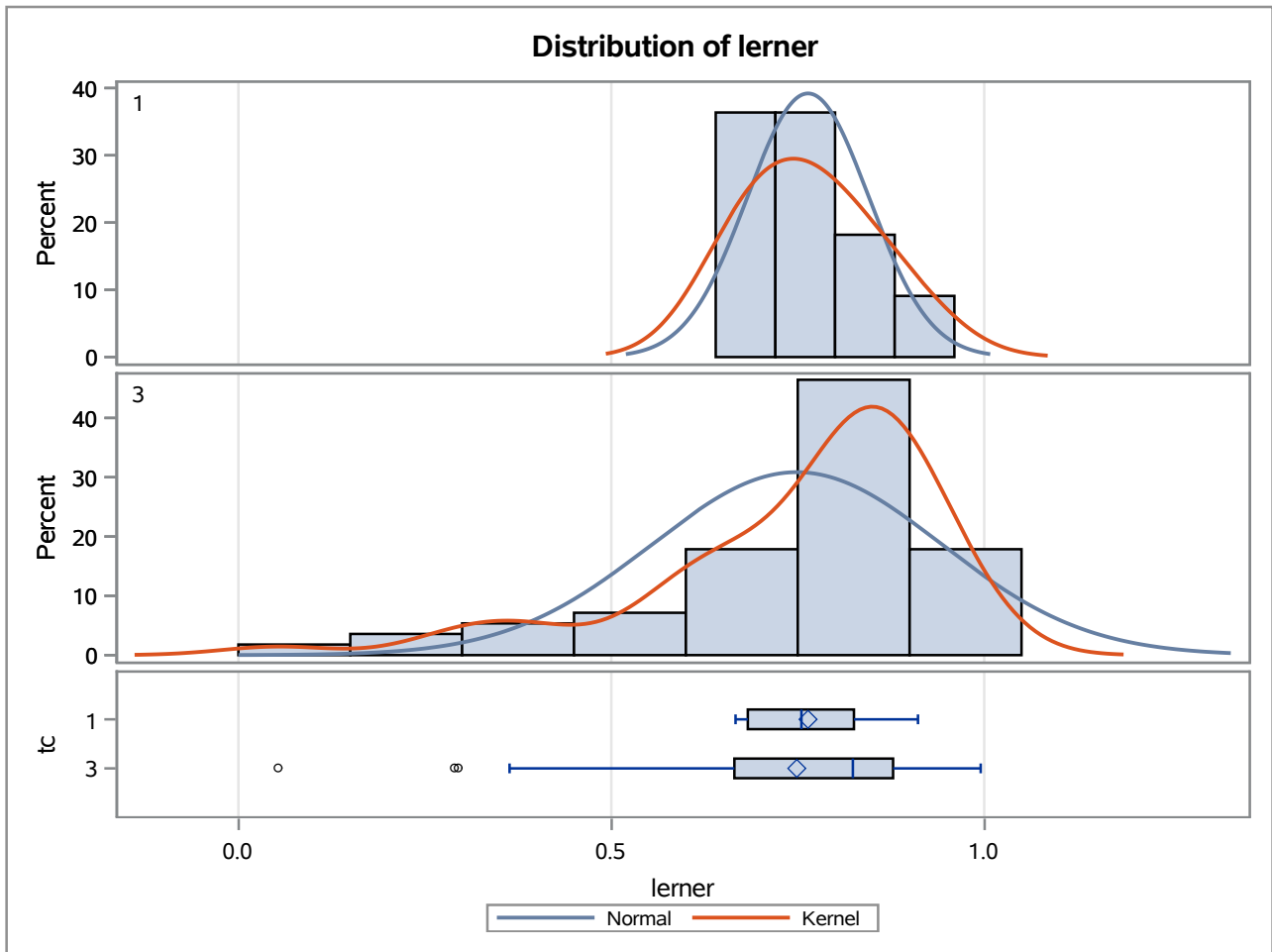
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	65	-7.49	<.0001
Satterthwaite	Unequal	18.892	-6.15	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	10	55	3.72	0.0015

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC08



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR09

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		11	0.7571	564.0	0.0327	0.4322	0.8353
3		62	0.8440	140.8	0.0102	0.1245	0.9952
Diff (1-2)	Pooled		-0.0869	248.7	0.0231		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0869		0.0343		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7571	0.6842	0.8299	564.0	394.1	989.8
3		0.8440	0.8235	0.8644	140.8	119.6	171.1
Diff (1-2)	Pooled	-0.0869	-0.1329	-0.0409	248.7	213.6	297.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0869	-0.1615	-0.0123			

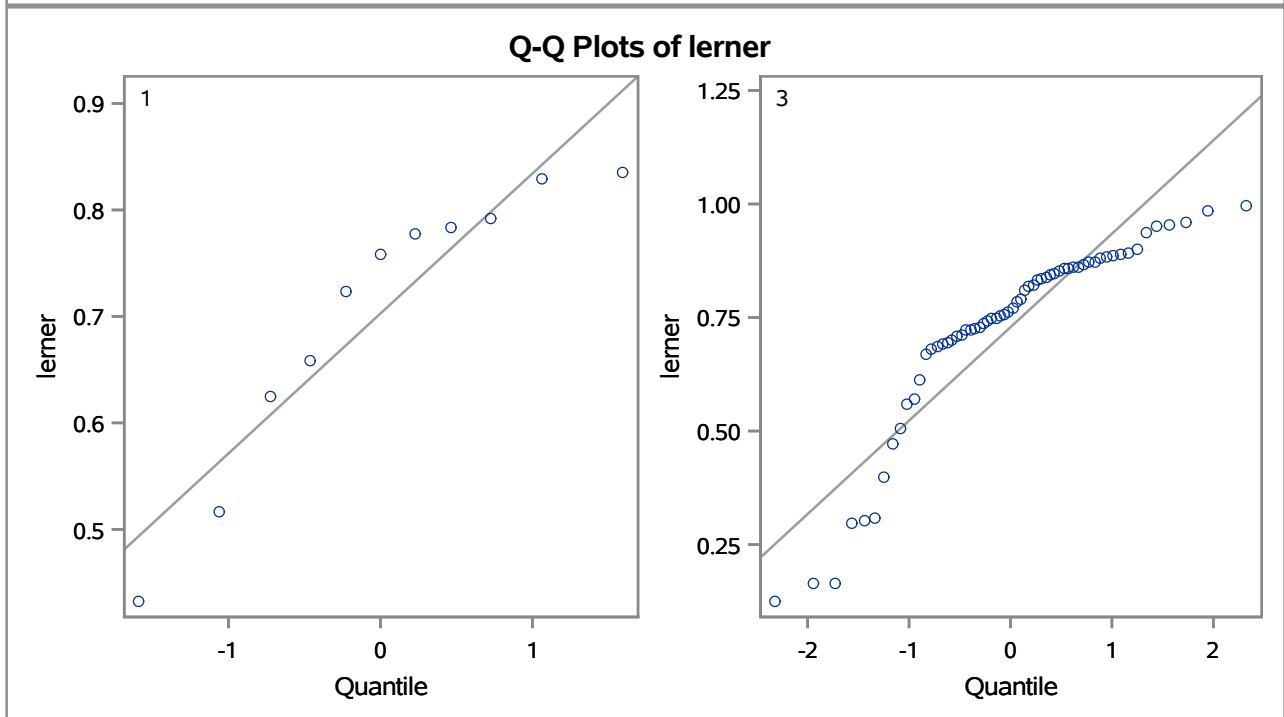
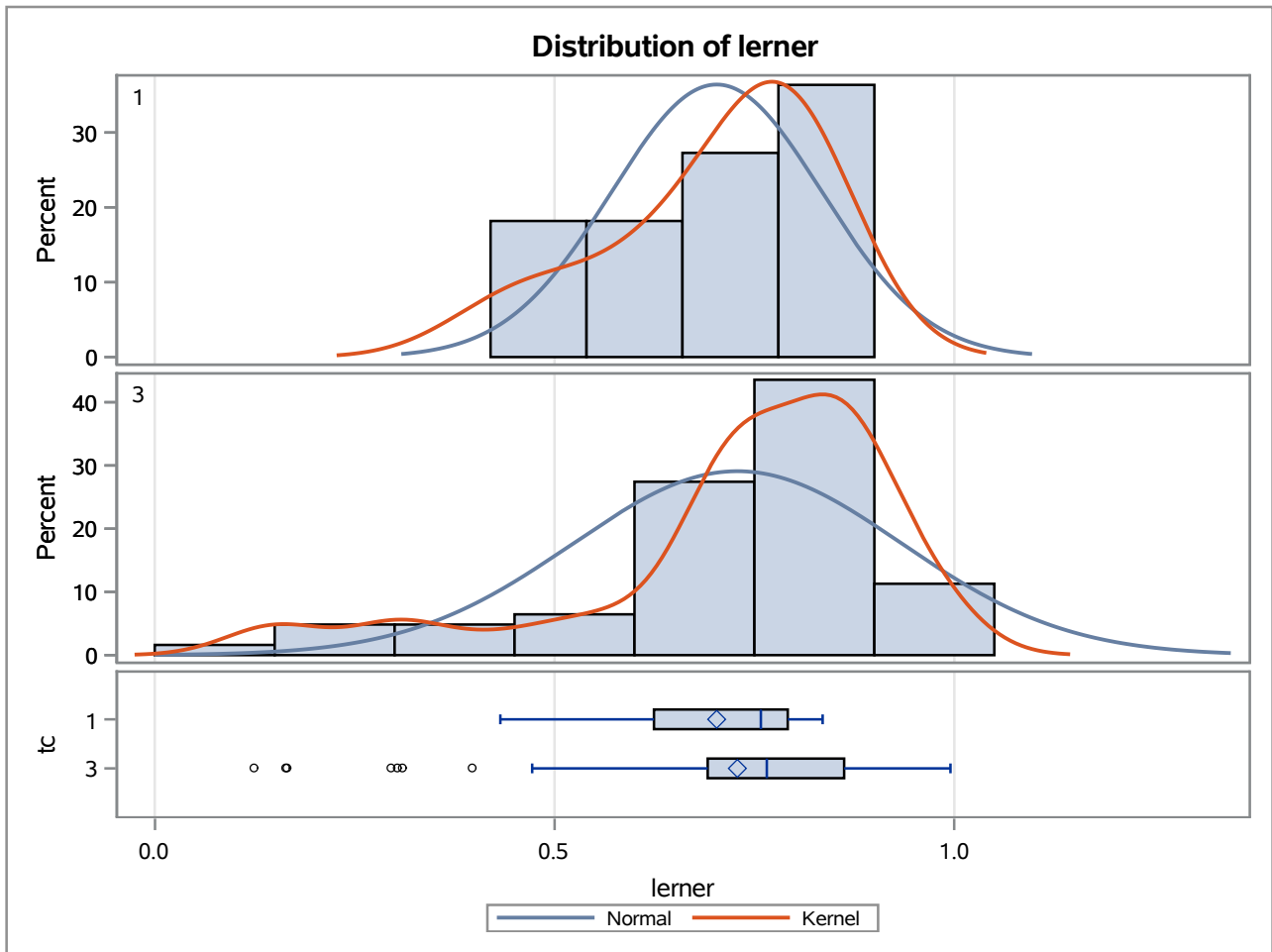
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	71	-3.76	0.0003
Satterthwaite	Unequal	12.025	-2.54	0.0261

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	10	61	16.05	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR09



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN09

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		11	0.7145	609.9	0.0341	0.3562	0.8163
3		59	0.8048	223.0	0.0164	-0.8782	0.9958
Diff (1-2)	Pooled		-0.0903	311.6	0.0288		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0903		0.0379		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7145	0.6384	0.7905	609.9	426.2	1070.4
3		0.8048	0.7720	0.8375	223.0	188.7	272.4
Diff (1-2)	Pooled	-0.0903	-0.1477	-0.0329	311.6	266.9	374.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0903	-0.1710	-0.00962			

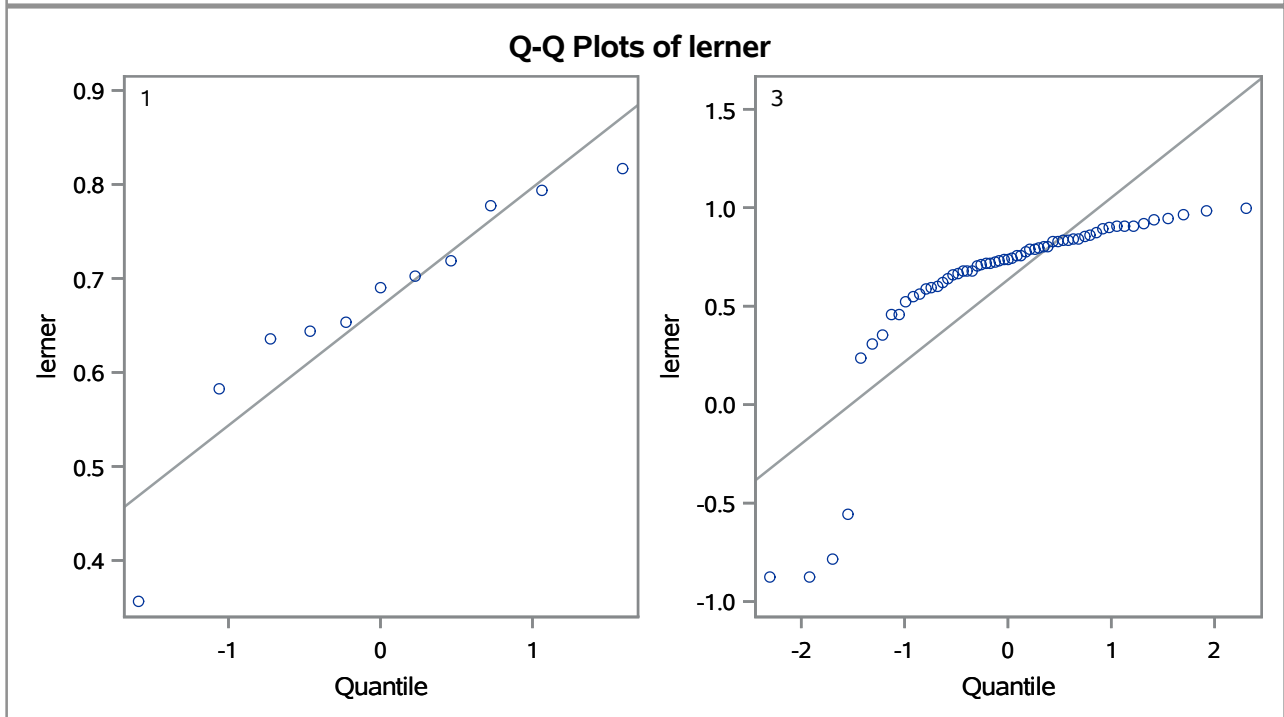
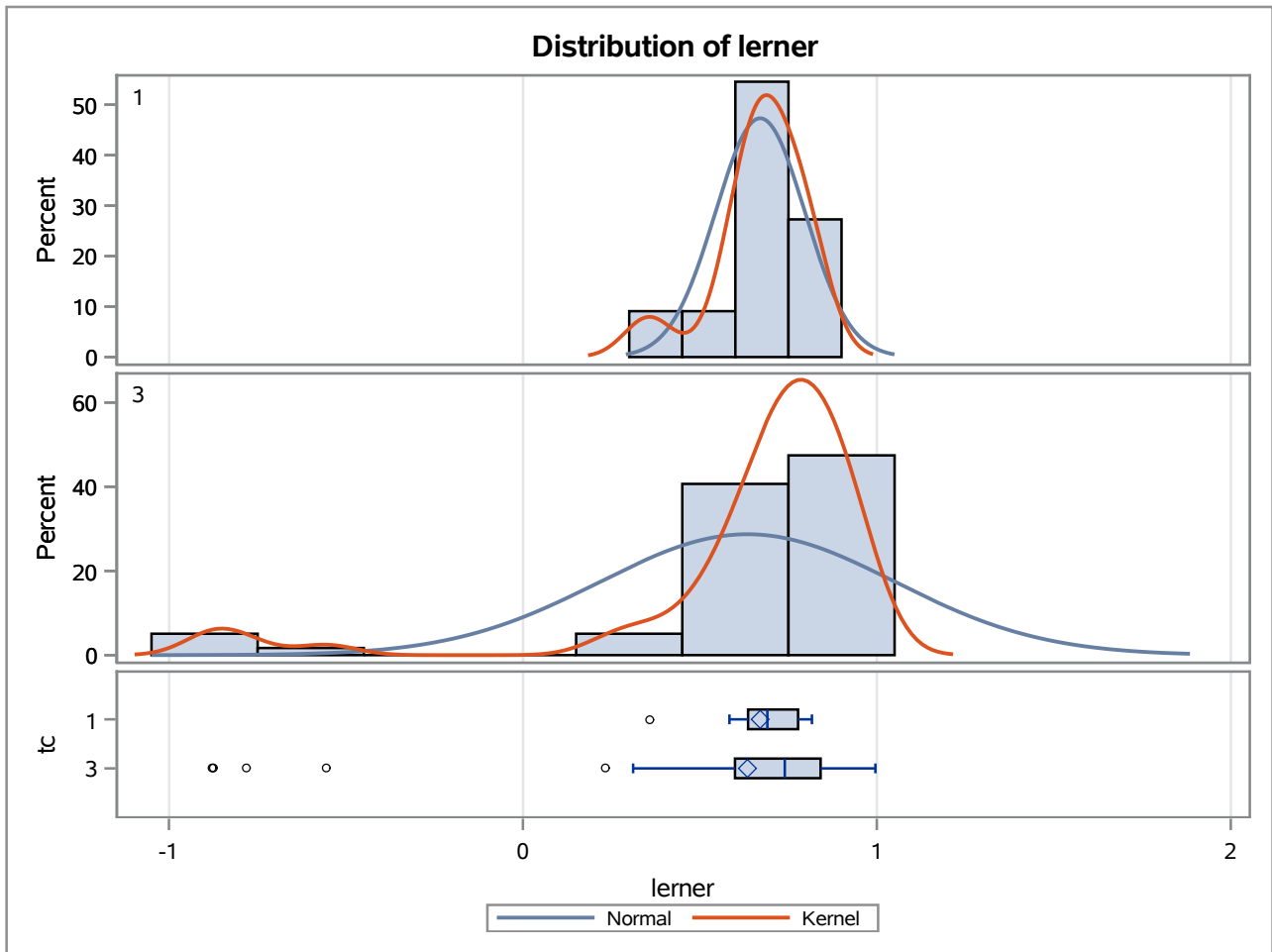
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	68	-3.14	0.0025
Satterthwaite	Unequal	14.994	-2.39	0.0307

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	10	58	7.48	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN09



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP09

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		12	0.7105	668.8	0.0360	0.1681	0.8262
3		63	0.7965	215.6	0.0158	-0.5550	0.9988
Diff (1-2)	Pooled		-0.0860	326.9	0.0297		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0860		0.0393		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7105	0.6313	0.7897	668.8	473.8	1135.5
3		0.7965	0.7648	0.8281	215.6	183.4	261.5
Diff (1-2)	Pooled	-0.0860	-0.1453	-0.0267	326.9	281.4	390.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0860	-0.1695	-0.00247			

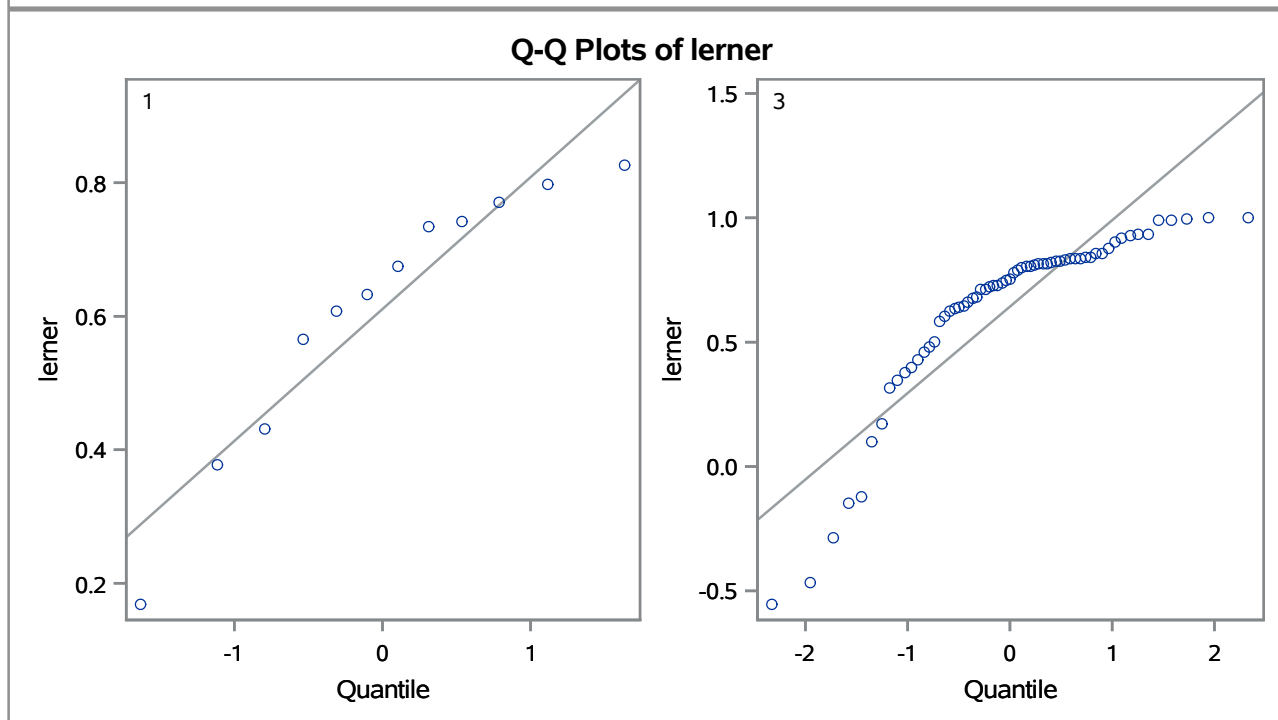
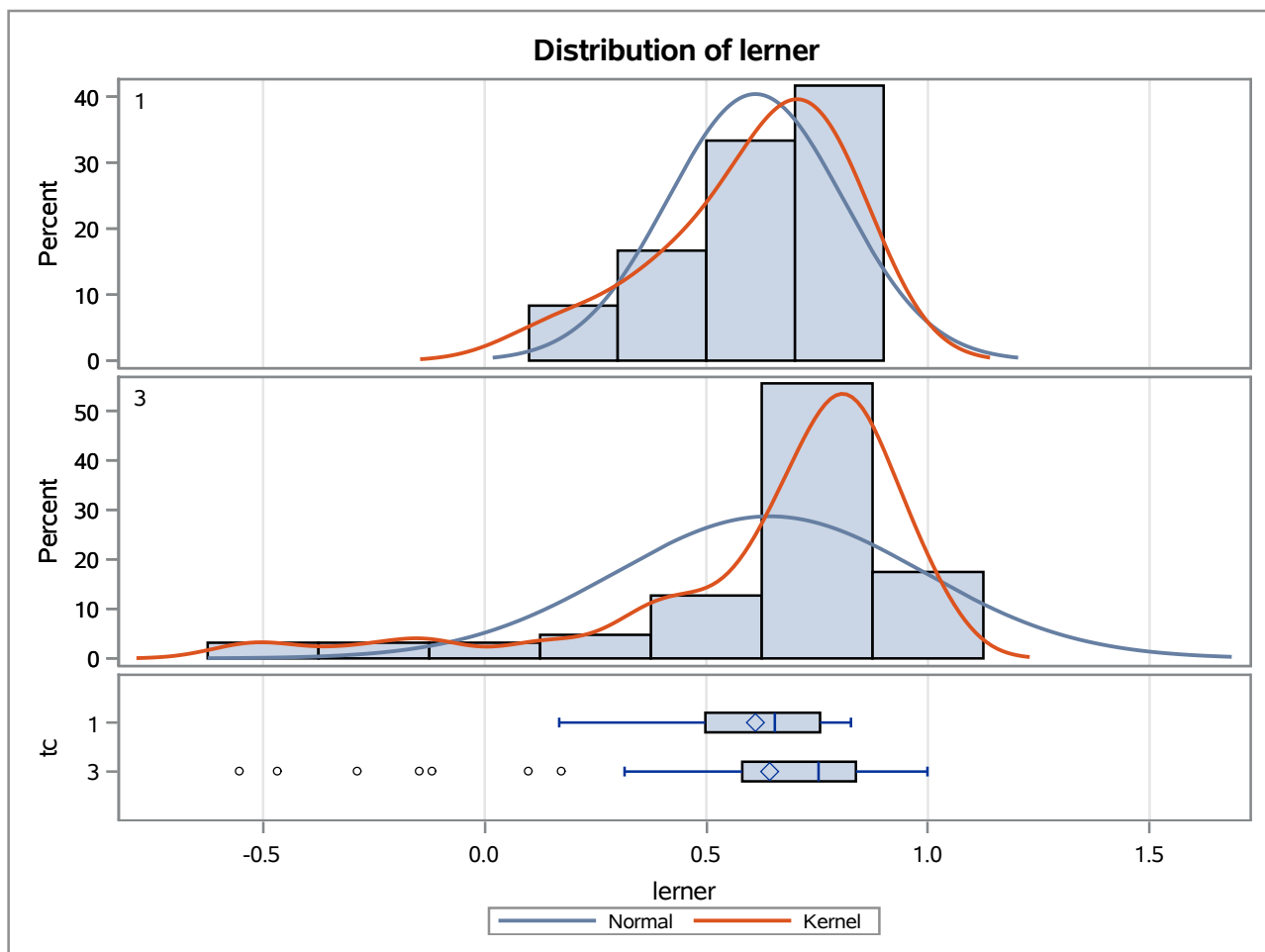
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	73	-2.89	0.0051
Satterthwaite	Unequal	15.561	-2.19	0.0443

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	11	62	9.63	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP09



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC09

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		11	0.6824	536.2	0.0278	0.3739	0.8837
3		61	0.7964	200.1	0.0148	-0.8460	0.9677
Diff (1-2)	Pooled		-0.1140	274.6	0.0248		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1140		0.0315		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6824	0.6205	0.7444	536.2	374.7	941.0
3		0.7964	0.7669	0.8260	200.1	169.9	243.7
Diff (1-2)	Pooled	-0.1140	-0.1634	-0.0646	274.6	235.7	329.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1140	-0.1807	-0.0473			

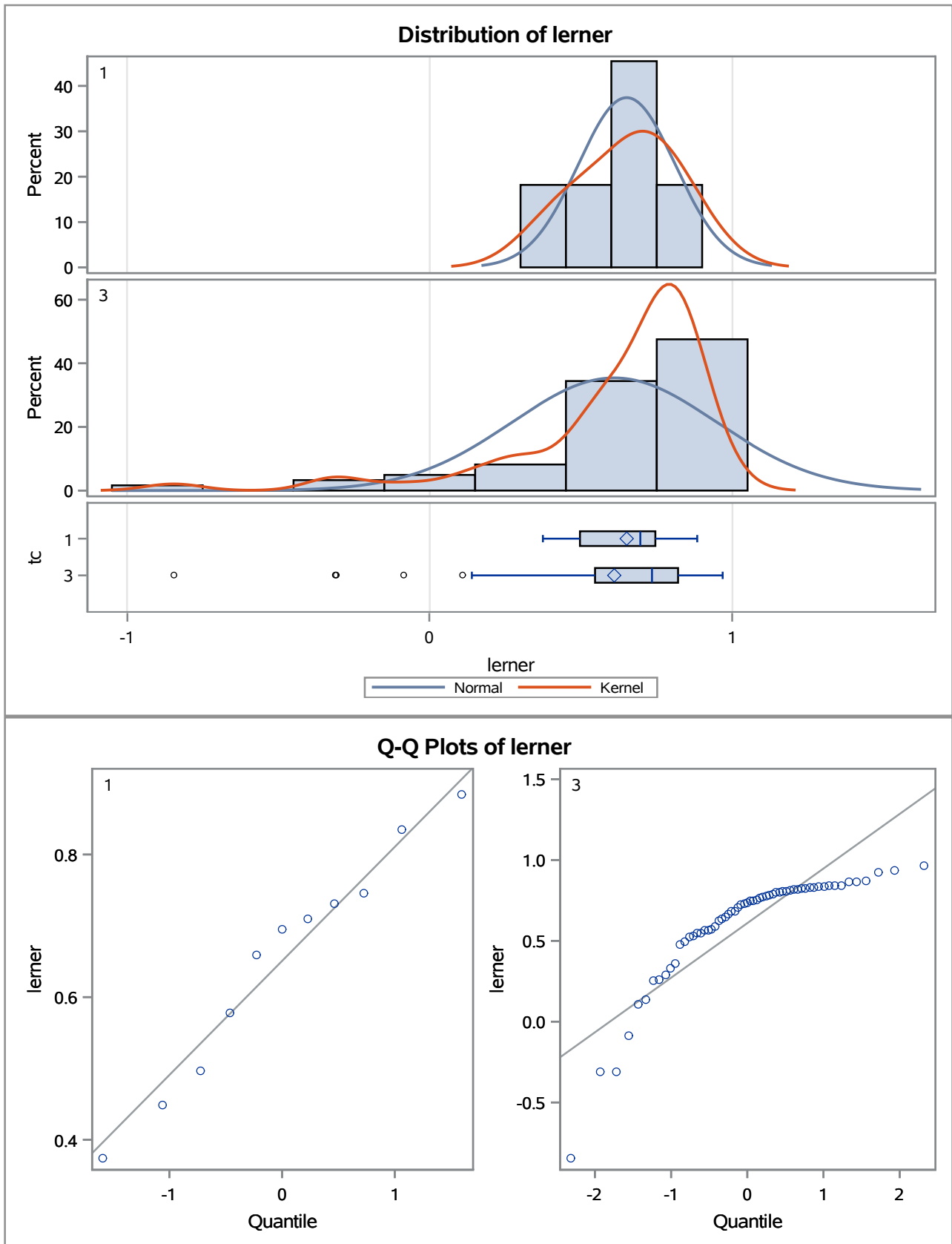
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	70	-4.60	<.0001
Satterthwaite	Unequal	16.216	-3.62	0.0023

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	10	60	7.18	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC09



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR10

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7050	833.3	0.0424	-0.1308	0.8047
3		102	0.8117	115.5	0.00836	-0.5447	0.9951
Diff (1-2)	Pooled		-0.1067	262.8	0.0232		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1067		0.0432		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7050	0.6092	0.8008	833.3	573.2	1521.3
3		0.8117	0.7951	0.8283	115.5	101.6	134.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.1067	-0.1528	-0.0606	262.8	232.2	302.8
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1067	-0.2033	-0.0101			

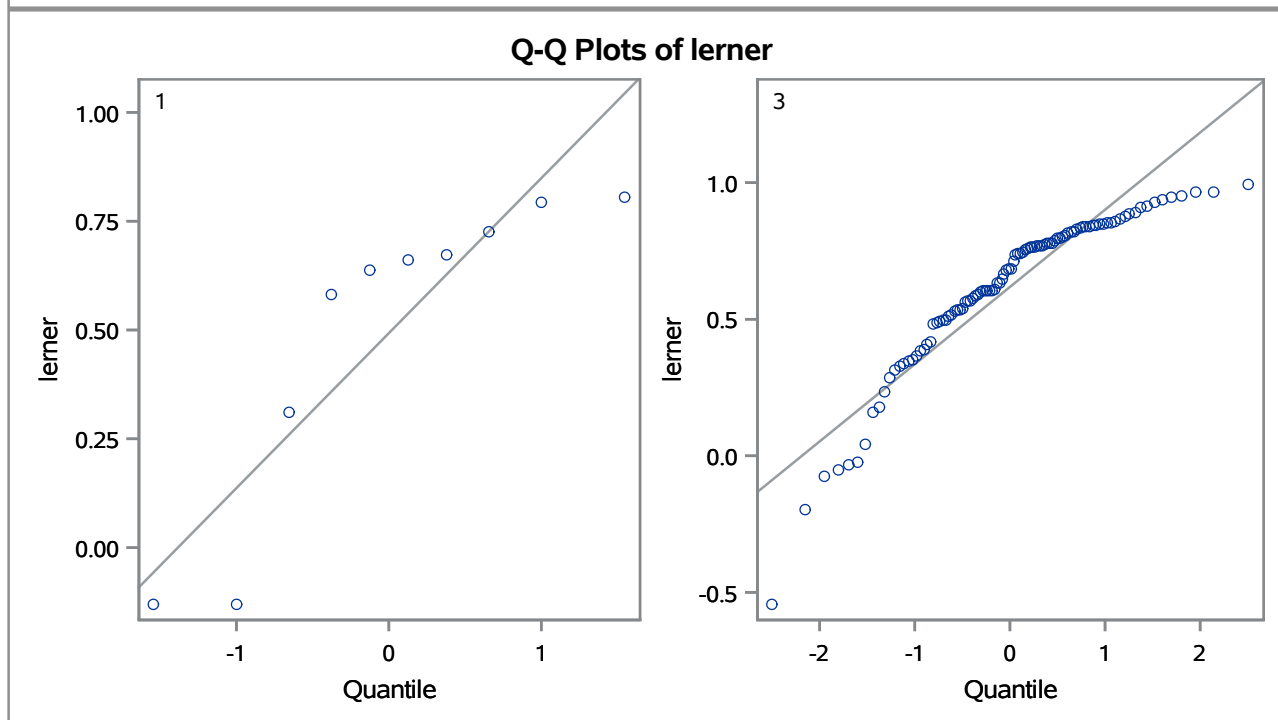
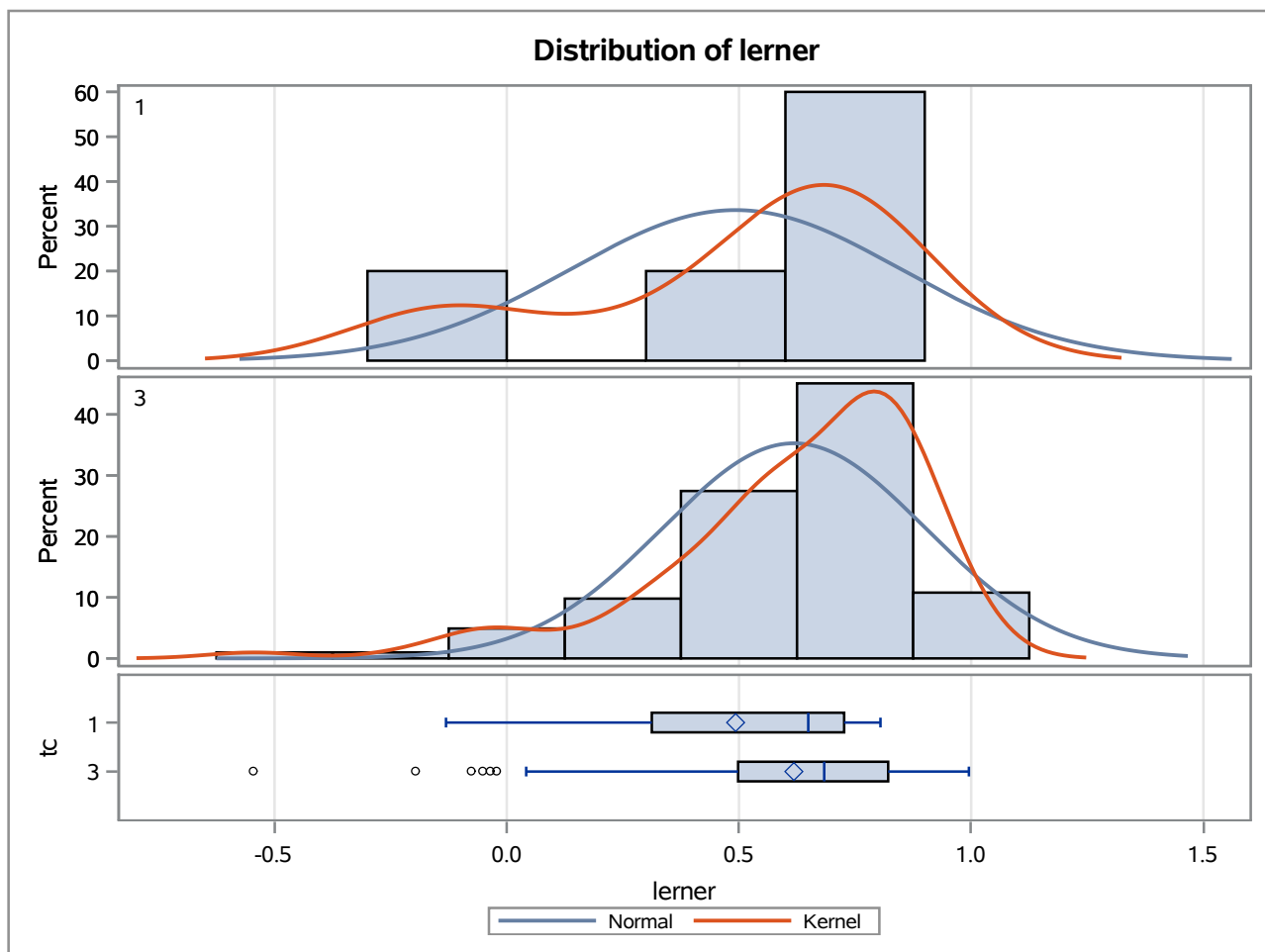
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	110	-4.59	<.0001
Satterthwaite	Unequal	9.7139	-2.47	0.0337

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	101	52.01	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR10



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN10

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		9	0.7267	602.1	0.0293	0.2550	0.7980
3		107	0.8297	130.1	0.00918	-0.8065	0.9988
Diff (1-2)	Pooled		-0.1030	202.9	0.0174		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1030		0.0307		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7267	0.6590	0.7943	602.1	406.7	1153.5
3		0.8297	0.8115	0.8479	130.1	114.7	150.3
Diff (1-2)	Pooled	-0.1030	-0.1375	-0.0686	202.9	179.7	233.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1030	-0.1719	-0.0342			

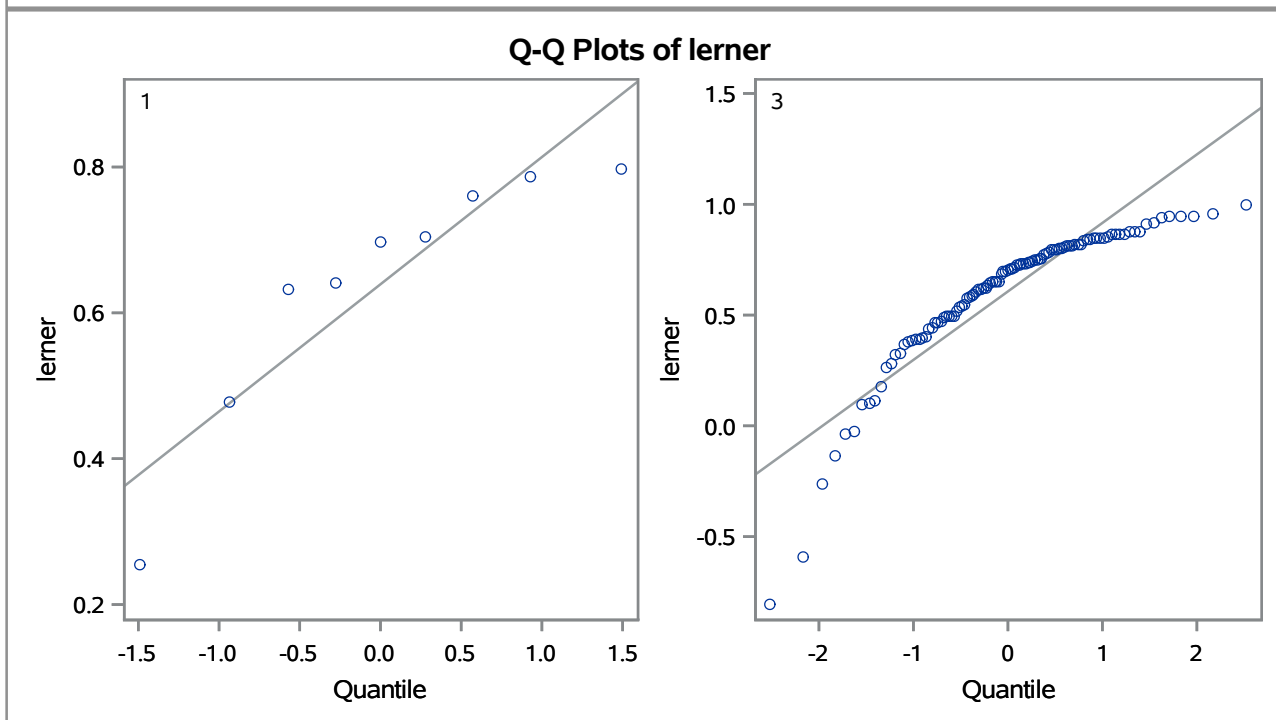
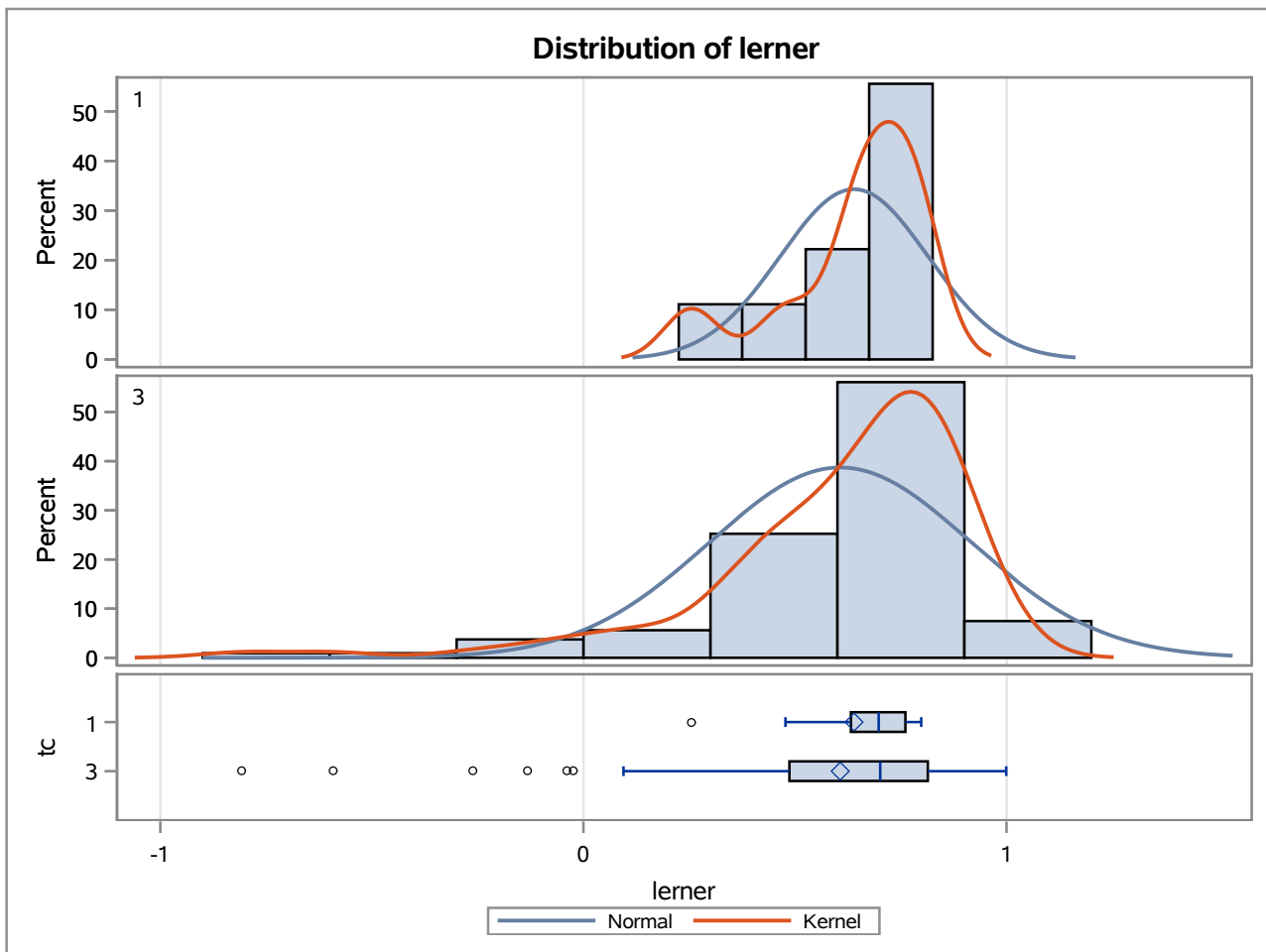
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	114	-5.92	<.0001
Satterthwaite	Unequal	9.6354	-3.35	0.0077

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	8	106	21.42	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN10



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP10

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7529	621.3	0.0294	0.2182	0.8184
3		104	0.8222	136.6	0.00917	-0.4189	0.9999
Diff (1-2)	Pooled		-0.0694	219.5	0.0180		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0694		0.0308		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7529	0.6863	0.8194	621.3	427.4	1134.3
3		0.8222	0.8040	0.8404	136.6	120.2	158.2
Diff (1-2)	Pooled	-0.0694	-0.1051	-0.0336	219.5	194.2	252.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0694	-0.1373	-0.00145			

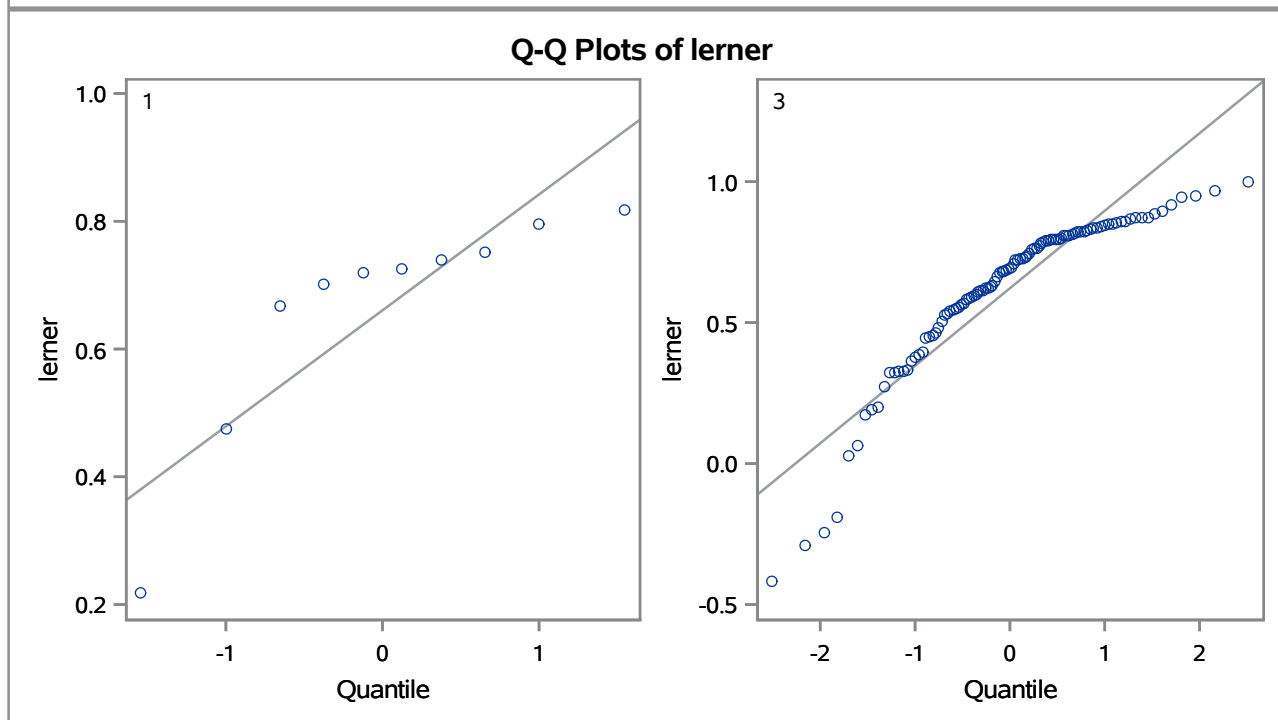
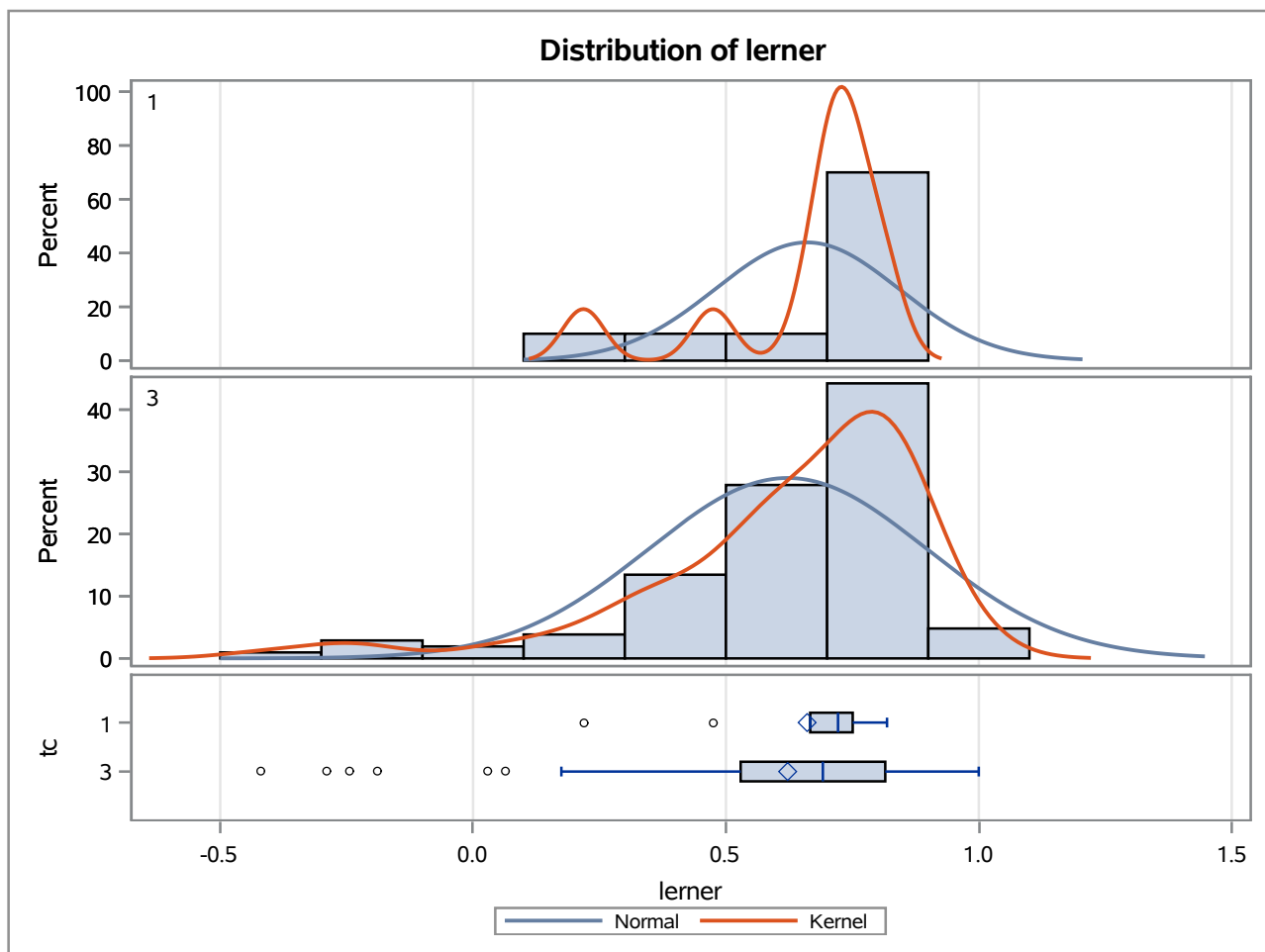
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	112	-3.85	0.0002
Satterthwaite	Unequal	10.829	-2.25	0.0461

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	103	20.68	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP10



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC10

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7335	519.7	0.0239	0.3975	0.7924
3		104	0.8364	93.8521	0.00615	-0.3734	0.9934
Diff (1-2)	Pooled		-0.1029	172.6	0.0138		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1029		0.0247		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7335	0.6794	0.7875	519.7	357.5	948.9
3		0.8364	0.8242	0.8486	93.8521	82.5996	108.7
Diff (1-2)	Pooled	-0.1029	-0.1303	-0.0755	172.6	152.7	198.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1029	-0.1578	-0.0481			

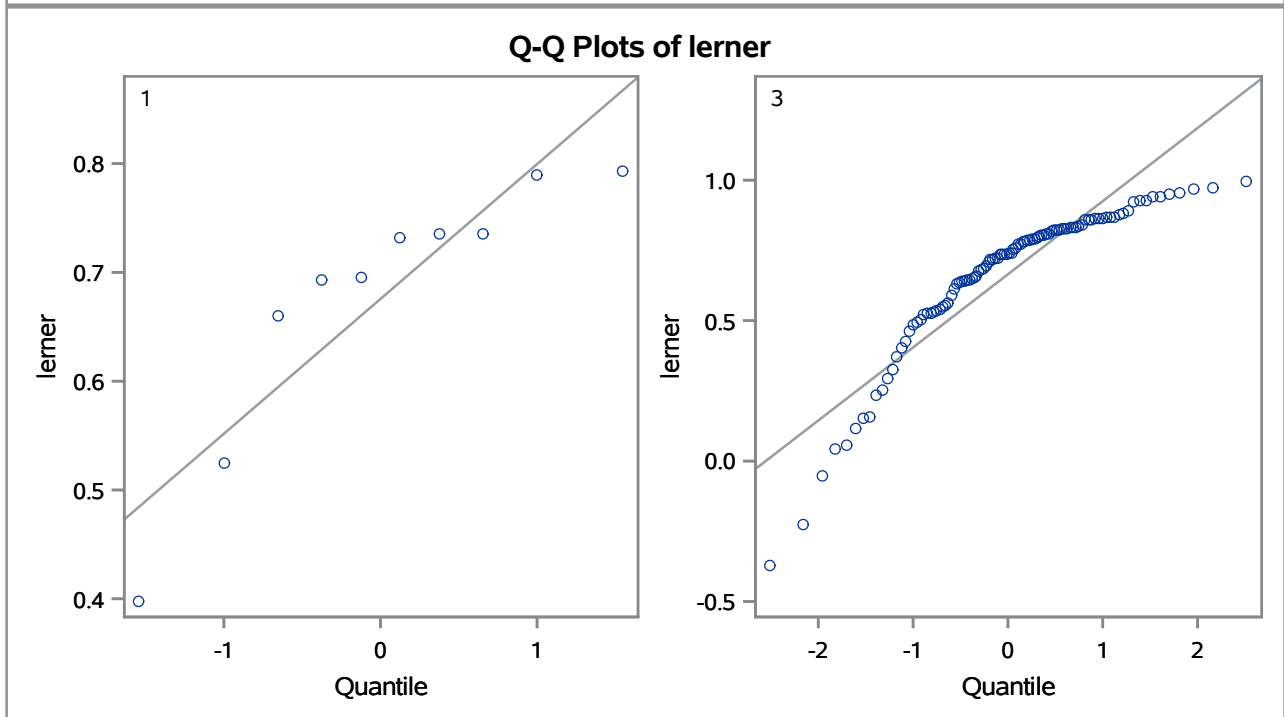
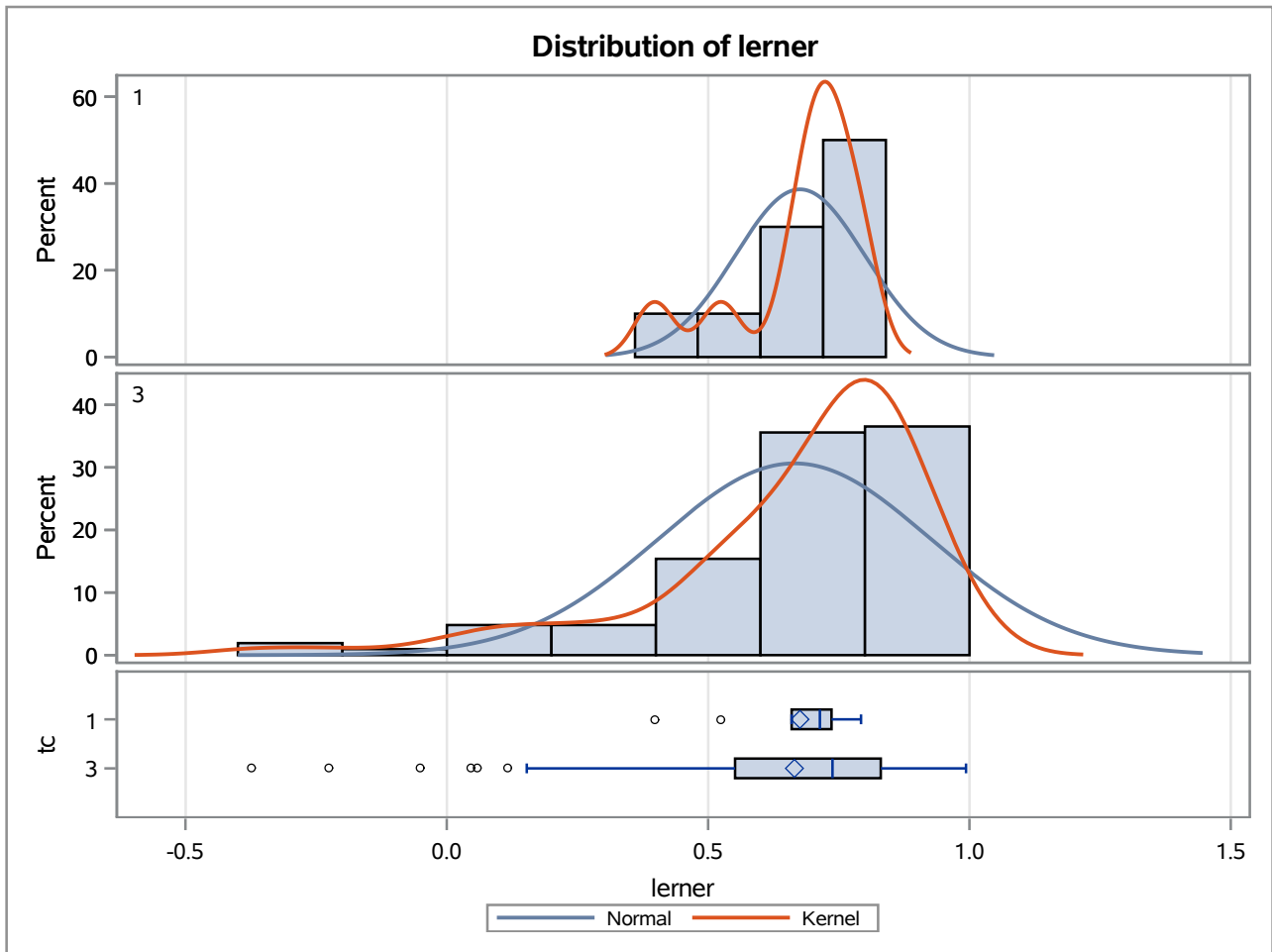
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	112	-7.44	<.0001
Satterthwaite	Unequal	10.228	-4.17	0.0018

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	103	30.67	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC10



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR11

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		9	0.7495	694.2	0.0313	0.1202	0.8150
3		46	0.8471	140.5	0.00939	-0.5834	0.9985
Diff (1-2)	Pooled		-0.0976	299.2	0.0241		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0976		0.0326		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7495	0.6774	0.8216	694.2	468.9	1329.8
3		0.8471	0.8282	0.8660	140.5	116.6	177.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.0976	-0.1459	-0.0493	299.2	251.5	369.3
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0976	-0.1708	-0.0243			

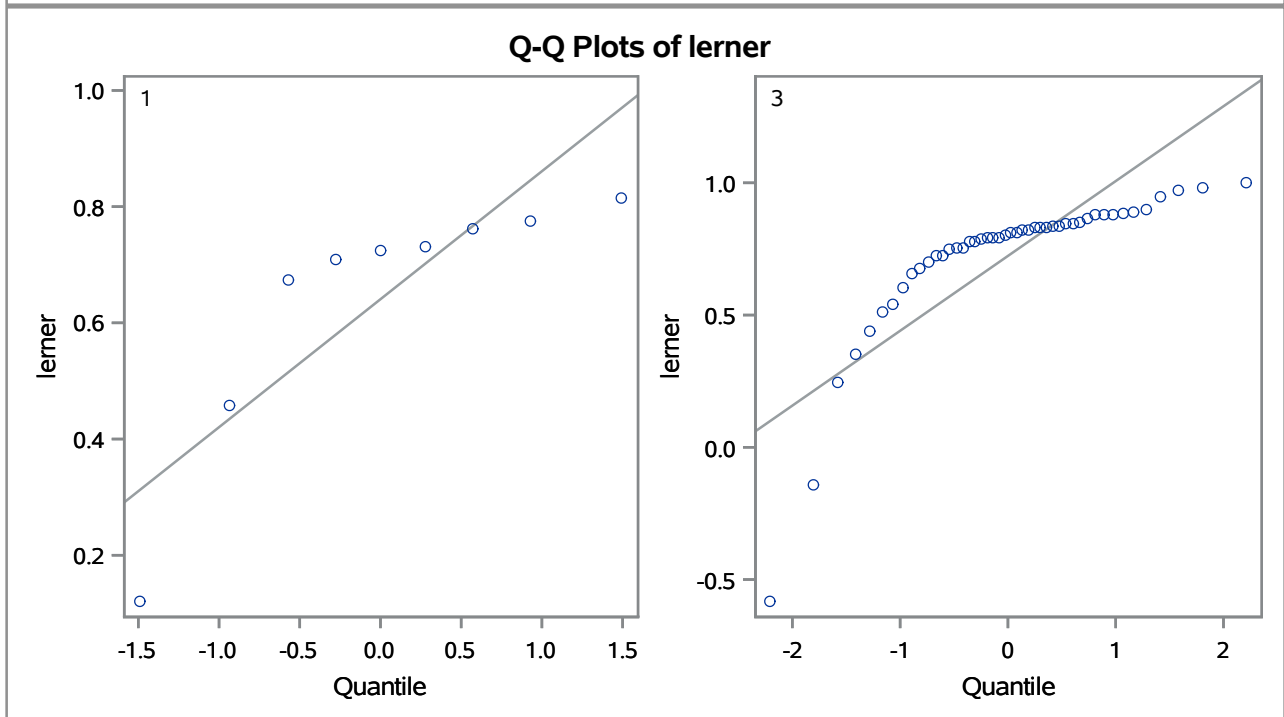
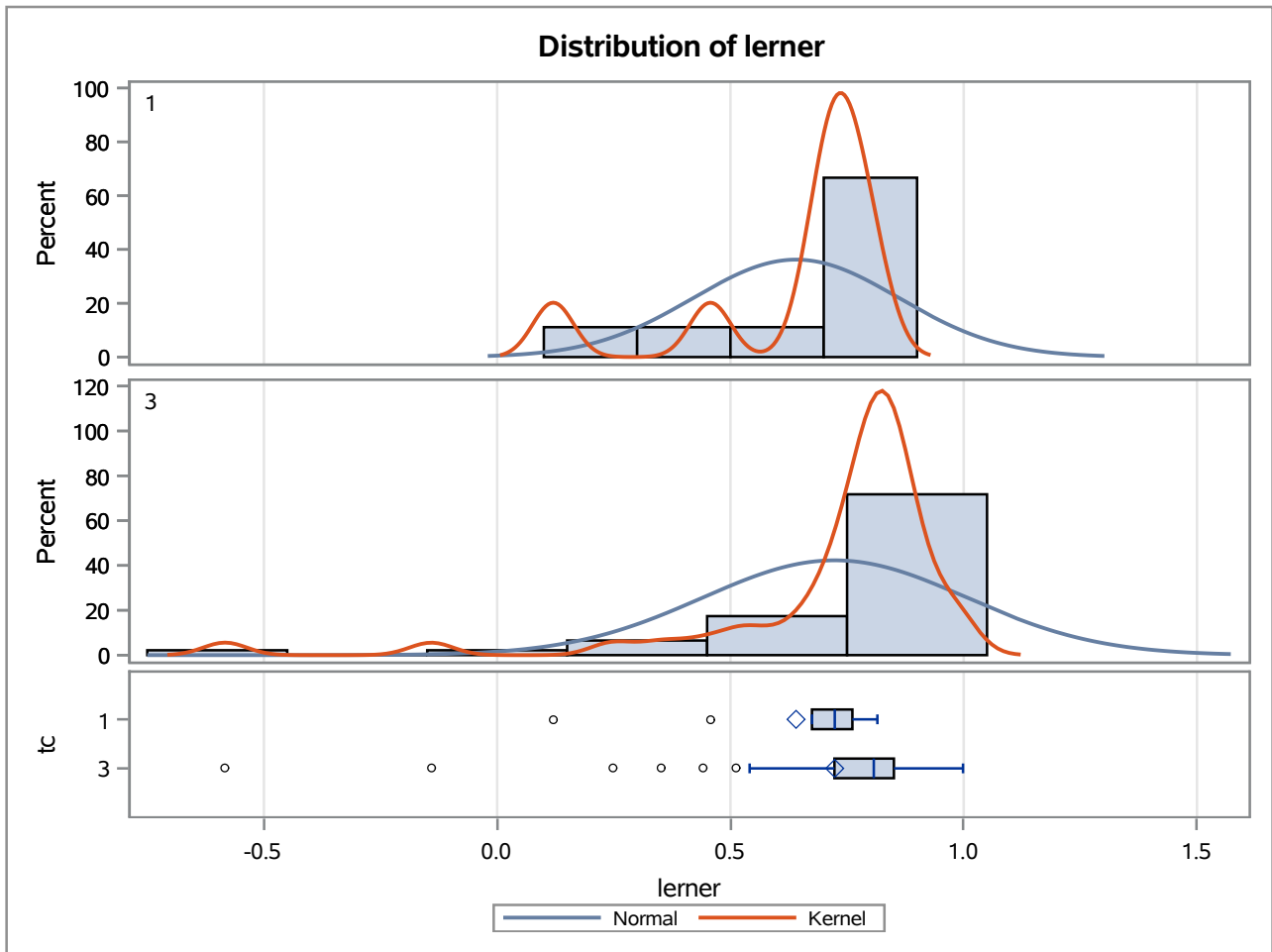
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	53	-4.05	0.0002
Satterthwaite	Unequal	9.4938	-2.99	0.0143

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	8	45	24.40	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR11



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN11

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7524	606.3	0.0265	0.1678	0.9365
3		52	0.8650	167.2	0.0108	-0.0404	0.9740
Diff (1-2)	Pooled		-0.1126	280.9	0.0220		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1126		0.0287		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7524	0.6924	0.8125	606.3	417.0	1106.8
3		0.8650	0.8432	0.8867	167.2	140.1	207.4
Diff (1-2)	Pooled	-0.1126	-0.1565	-0.0686	280.9	238.4	342.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1126	-0.1749	-0.0502			

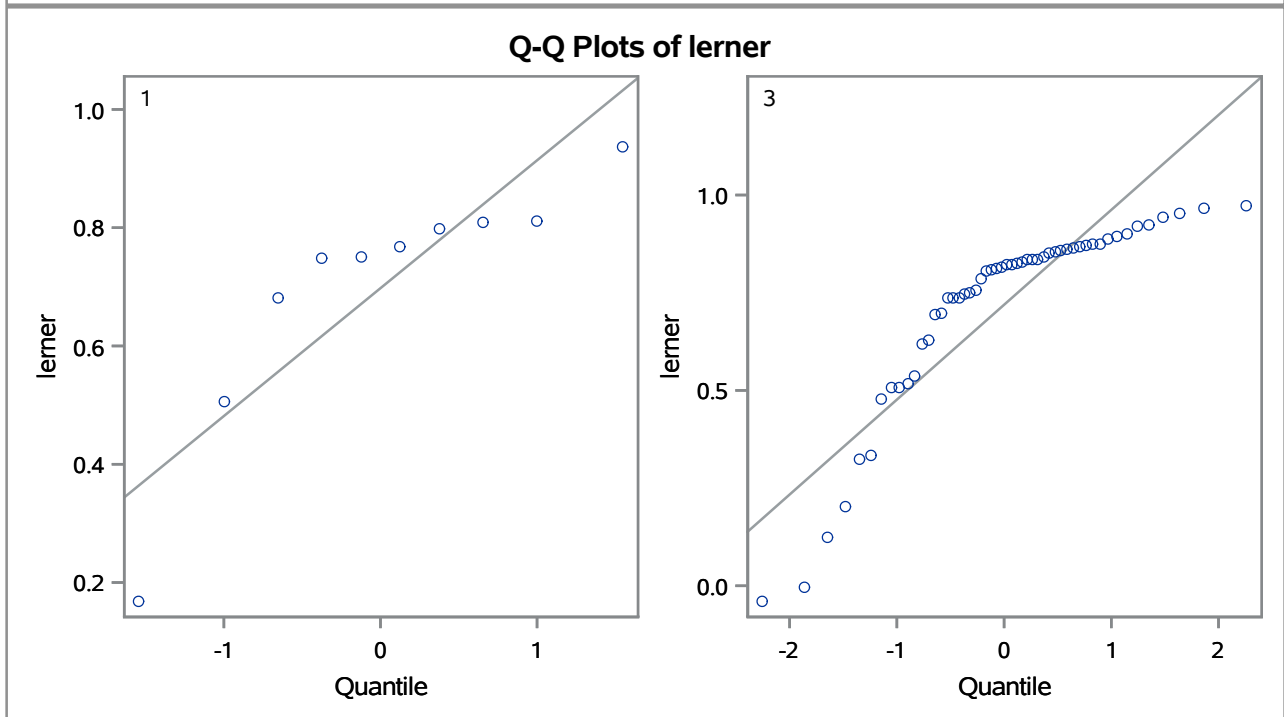
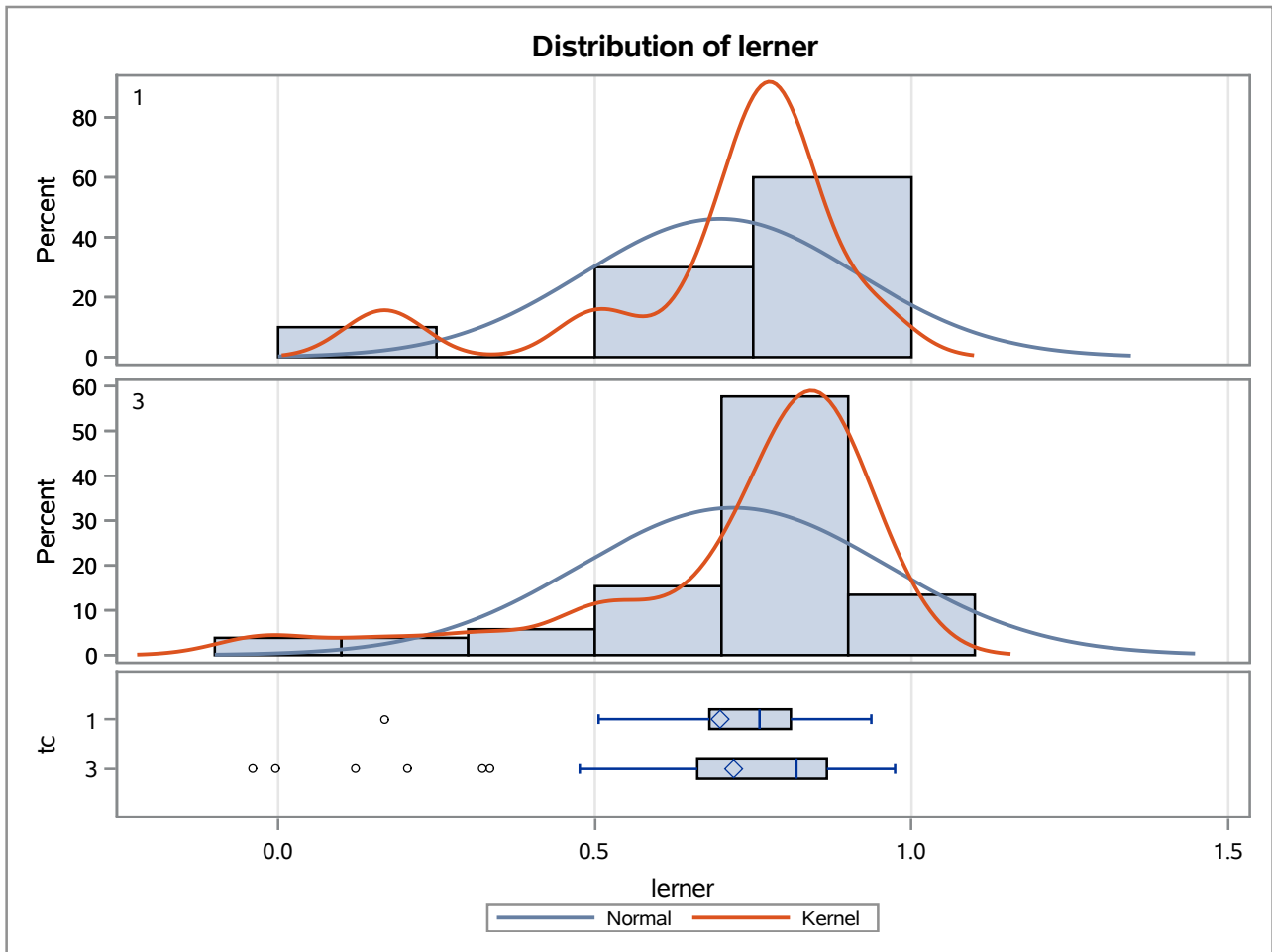
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	60	-5.12	<.0001
Satterthwaite	Unequal	12.193	-3.93	0.0020

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	51	13.15	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN11



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP11

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		9	0.7776	472.3	0.0201	0.2271	0.8280
3		51	0.8700	219.6	0.0139	-0.5224	0.9794
Diff (1-2)	Pooled		-0.0924	269.0	0.0205		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0924		0.0244		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7776	0.7313	0.8239	472.3	319.0	904.9
3		0.8700	0.8421	0.8979	219.6	183.7	273.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.0924	-0.1334	-0.0514	269.0	227.7	328.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0924	-0.1439	-0.0409			

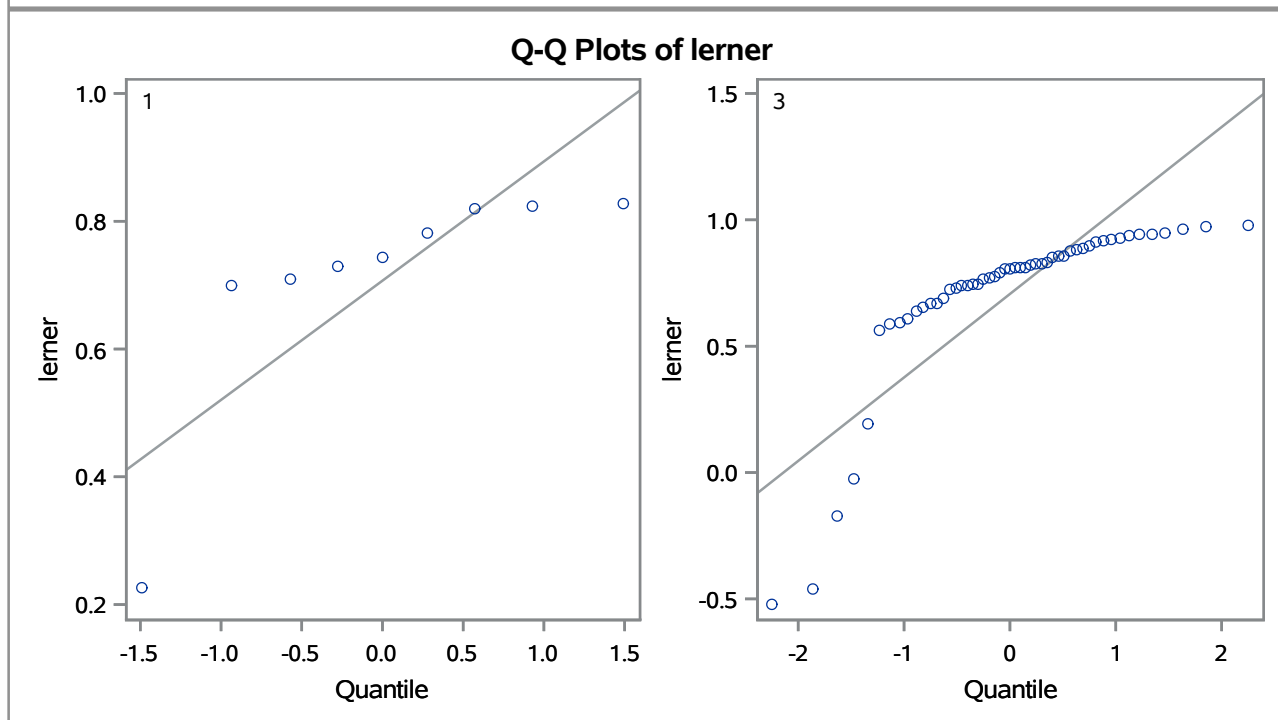
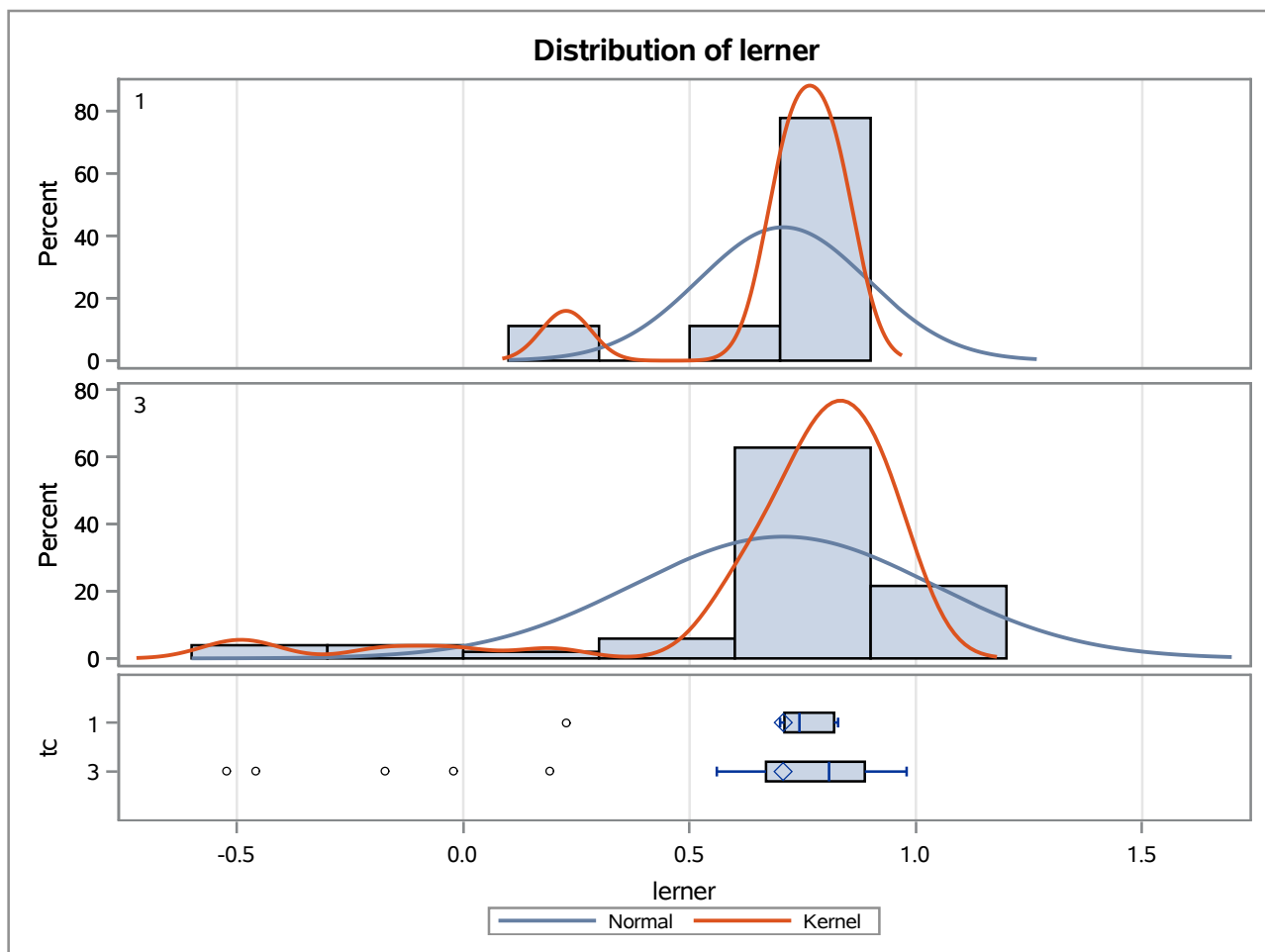
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	58	-4.51	<.0001
Satterthwaite	Unequal	16.887	-3.79	0.0015

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	8	50	4.63	0.0006

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP11



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC11

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		9	0.7580	551.9	0.0226	0.2601	0.8382
3		48	0.8528	188.4	0.0116	-0.6150	0.9873
Diff (1-2)	Pooled		-0.0948	273.2	0.0202		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0948		0.0254		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7580	0.7059	0.8101	551.9	372.8	1057.3
3		0.8528	0.8294	0.8762	188.4	156.8	235.9
Diff (1-2)	Pooled	-0.0948	-0.1354	-0.0543	273.2	230.3	335.8
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0948	-0.1499	-0.0398			

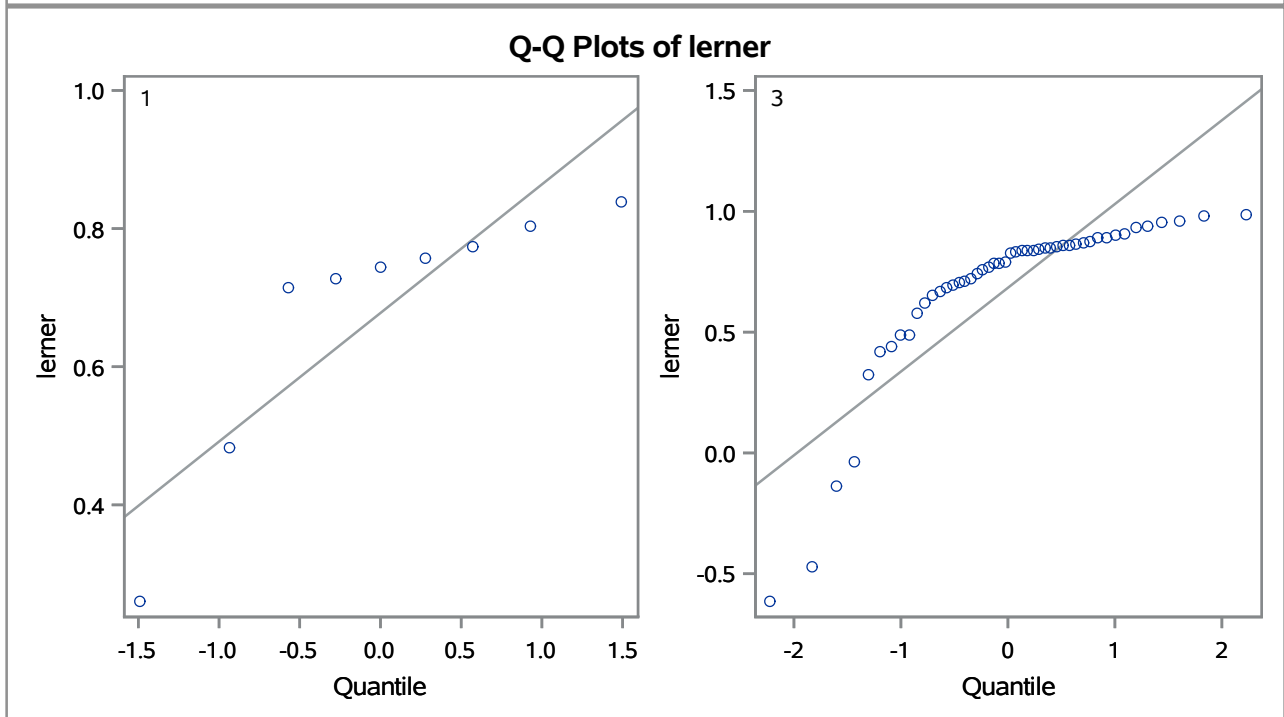
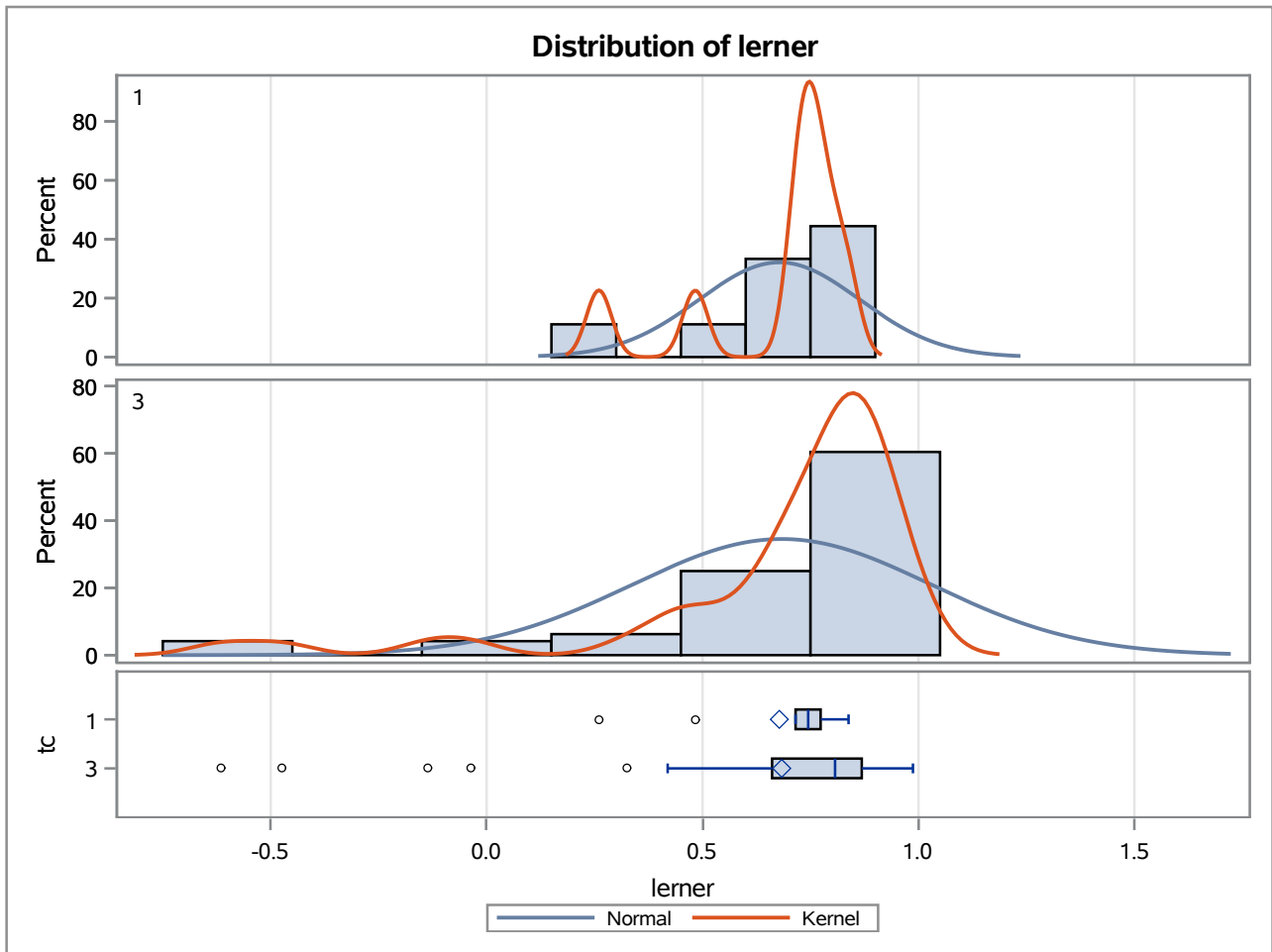
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	55	-4.69	<.0001
Satterthwaite	Unequal	12.649	-3.73	0.0026

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	8	47	8.58	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC11



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR12

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7543	740.3	0.0297	-0.2977	0.8099
3		52	0.8529	142.9	0.00870	-0.2691	0.9929
Diff (1-2)	Pooled		-0.0986	315.5	0.0230		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0986		0.0309		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7543	0.6871	0.8215	740.3	509.2	1351.5
3		0.8529	0.8354	0.8704	142.9	119.8	177.2
Diff (1-2)	Pooled	-0.0986	-0.1446	-0.0526	315.5	267.8	384.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0986	-0.1671	-0.0302			

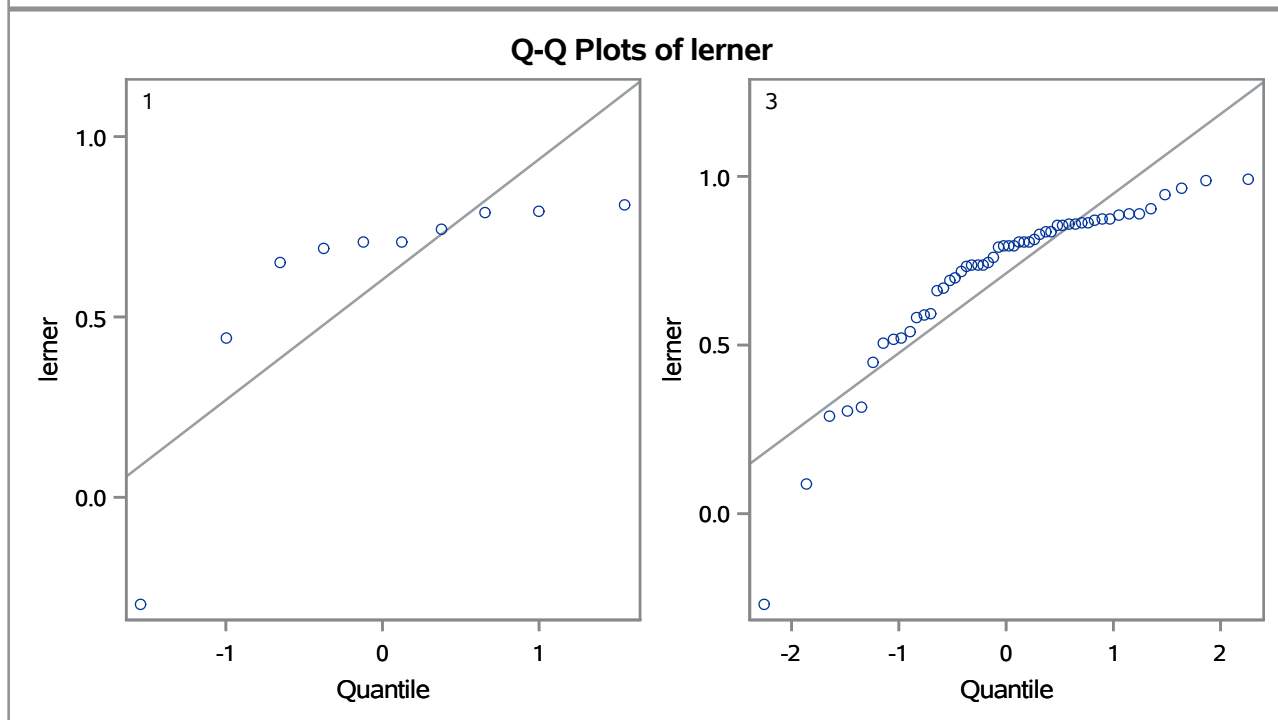
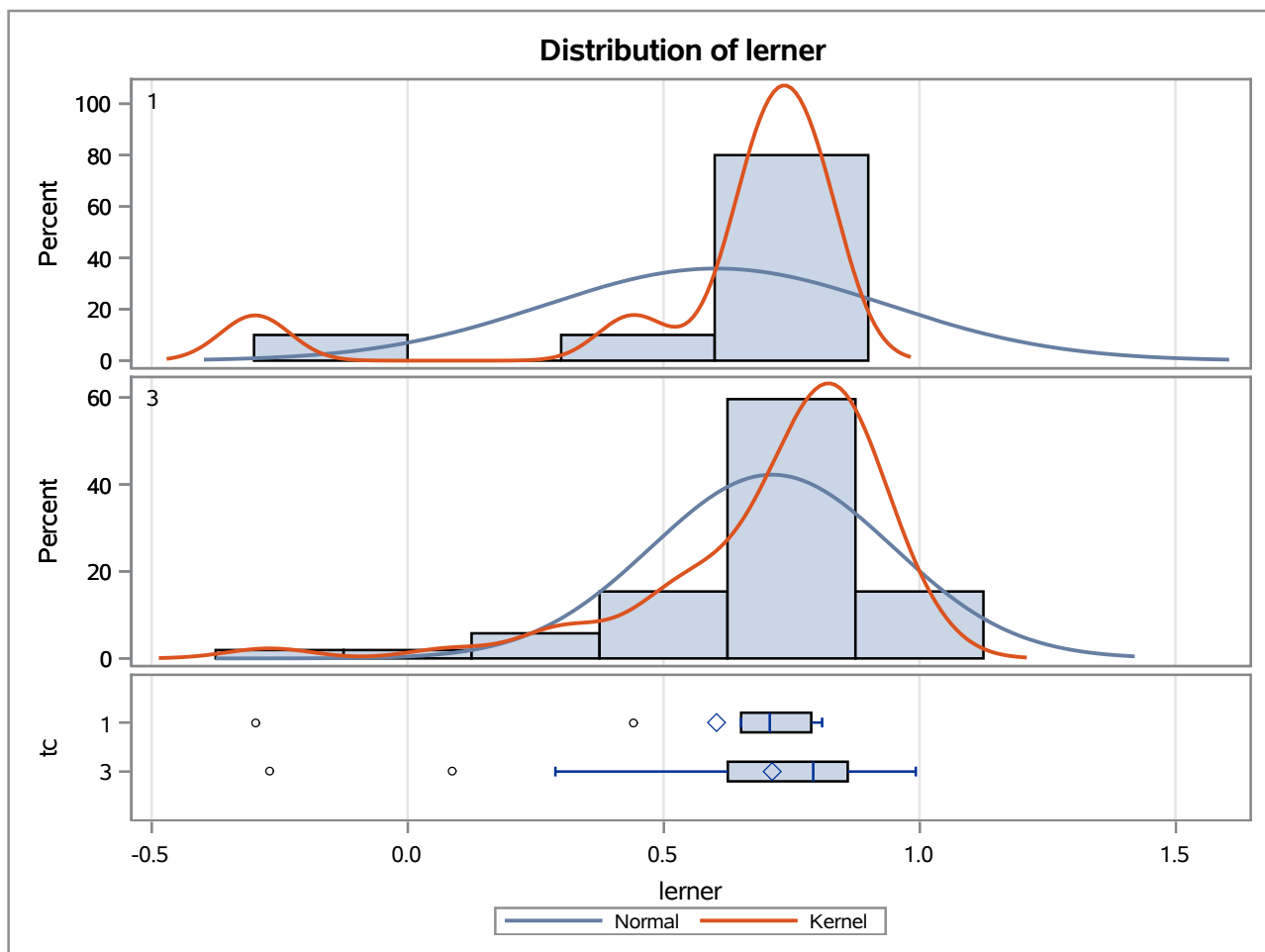
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	60	-4.29	<.0001
Satterthwaite	Unequal	10.596	-3.19	0.0090

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	51	26.83	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR12



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN12

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7325	561.9	0.0217	0.1220	0.8006
3		48	0.8678	227.4	0.0138	-0.8930	0.9816
Diff (1-2)	Pooled		-0.1353	306.8	0.0221		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1353		0.0257		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7325	0.6835	0.7816	561.9	386.5	1025.7
3		0.8678	0.8401	0.8956	227.4	189.3	284.8
Diff (1-2)	Pooled	-0.1353	-0.1795	-0.0911	306.8	259.0	376.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1353	-0.1895	-0.0811			

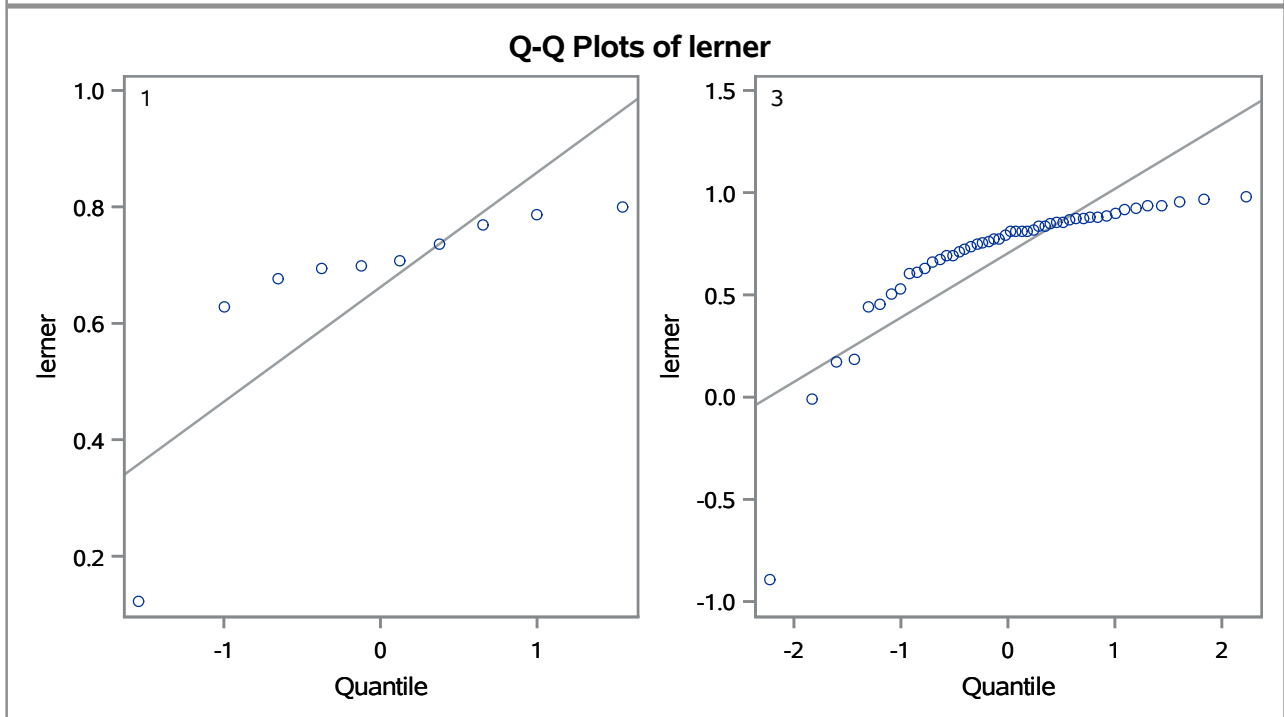
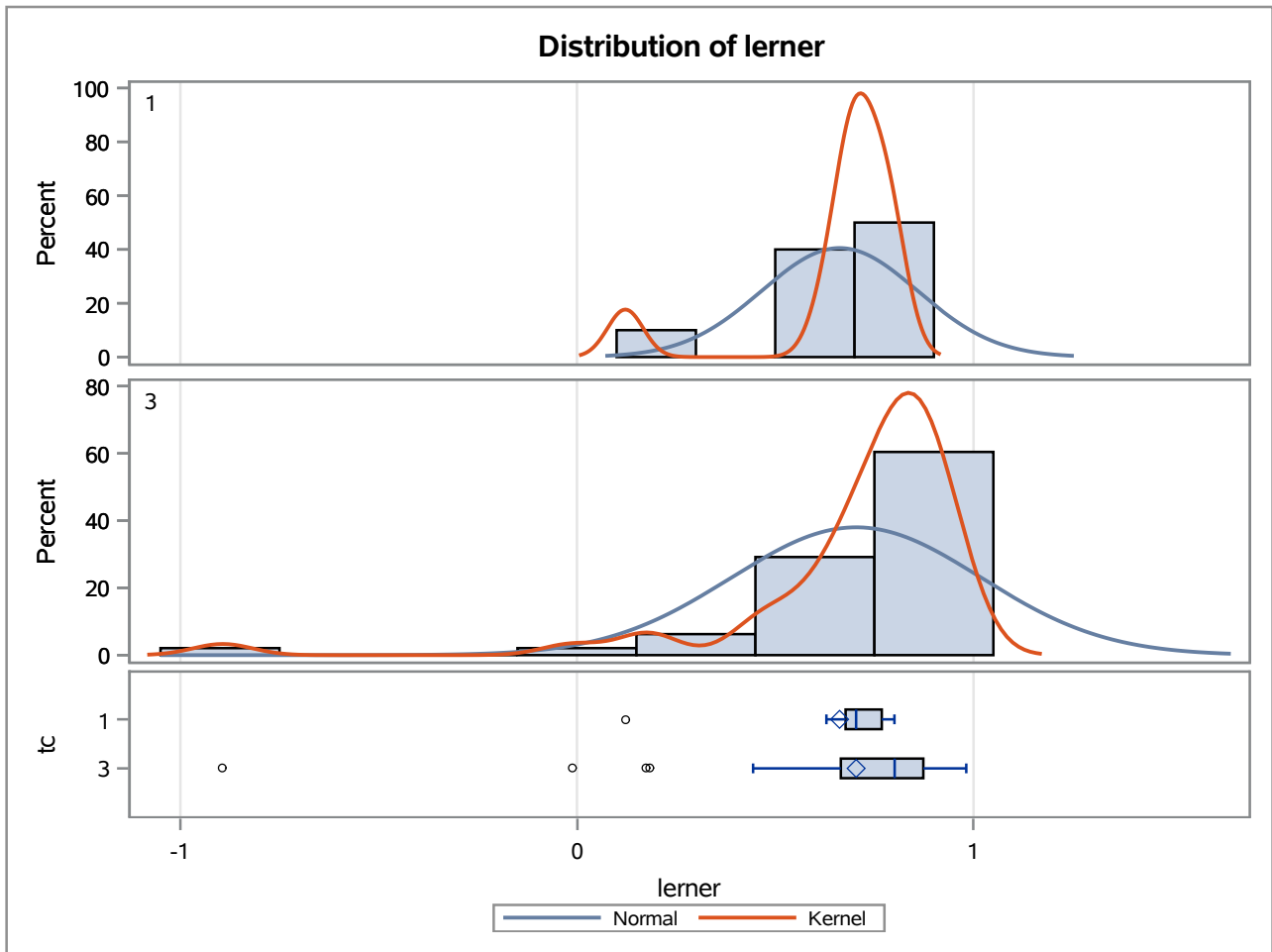
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	56	-6.13	<.0001
Satterthwaite	Unequal	17.236	-5.26	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	47	6.11	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN12



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP12

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7385	686.4	0.0257	-0.00877	0.8084
3		50	0.8497	182.0	0.0109	-0.0152	0.9888
Diff (1-2)	Pooled		-0.1112	317.9	0.0224		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1112		0.0279		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7385	0.6804	0.7967	686.4	472.1	1253.0
3		0.8497	0.8278	0.8716	182.0	152.0	226.7
Diff (1-2)	Pooled	-0.1112	-0.1561	-0.0663	317.9	269.1	388.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1112	-0.1718	-0.0506			

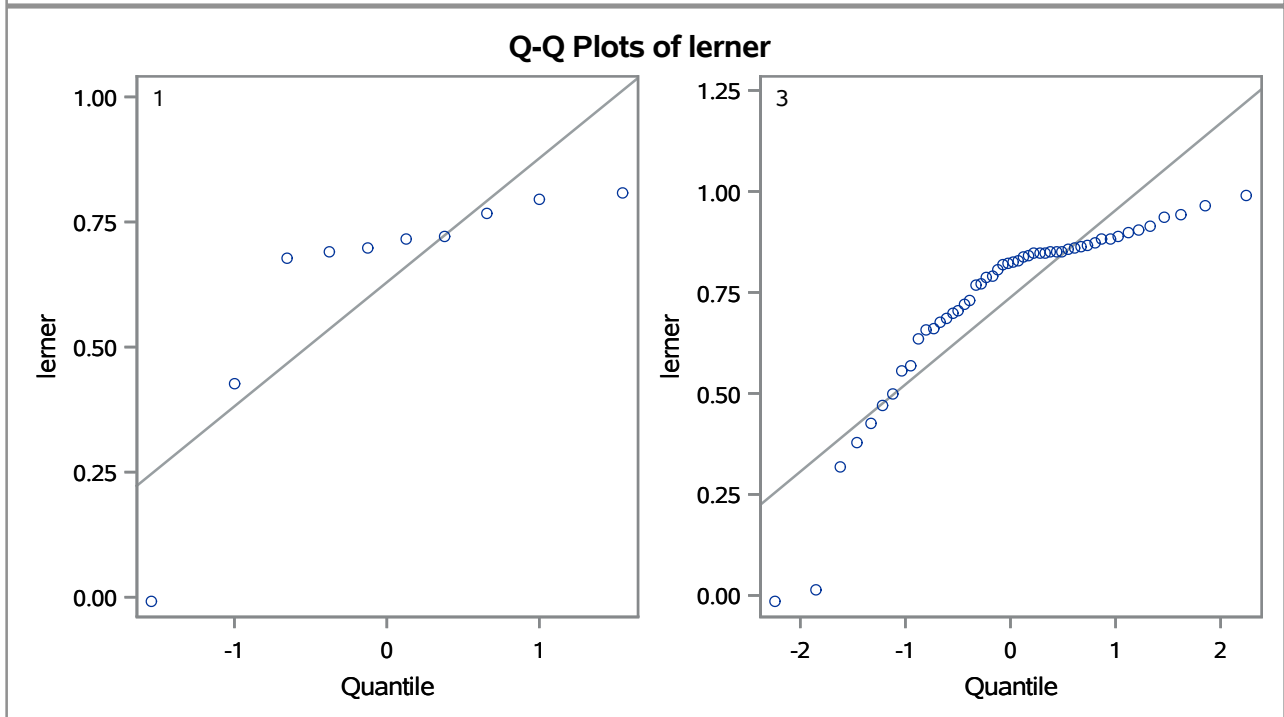
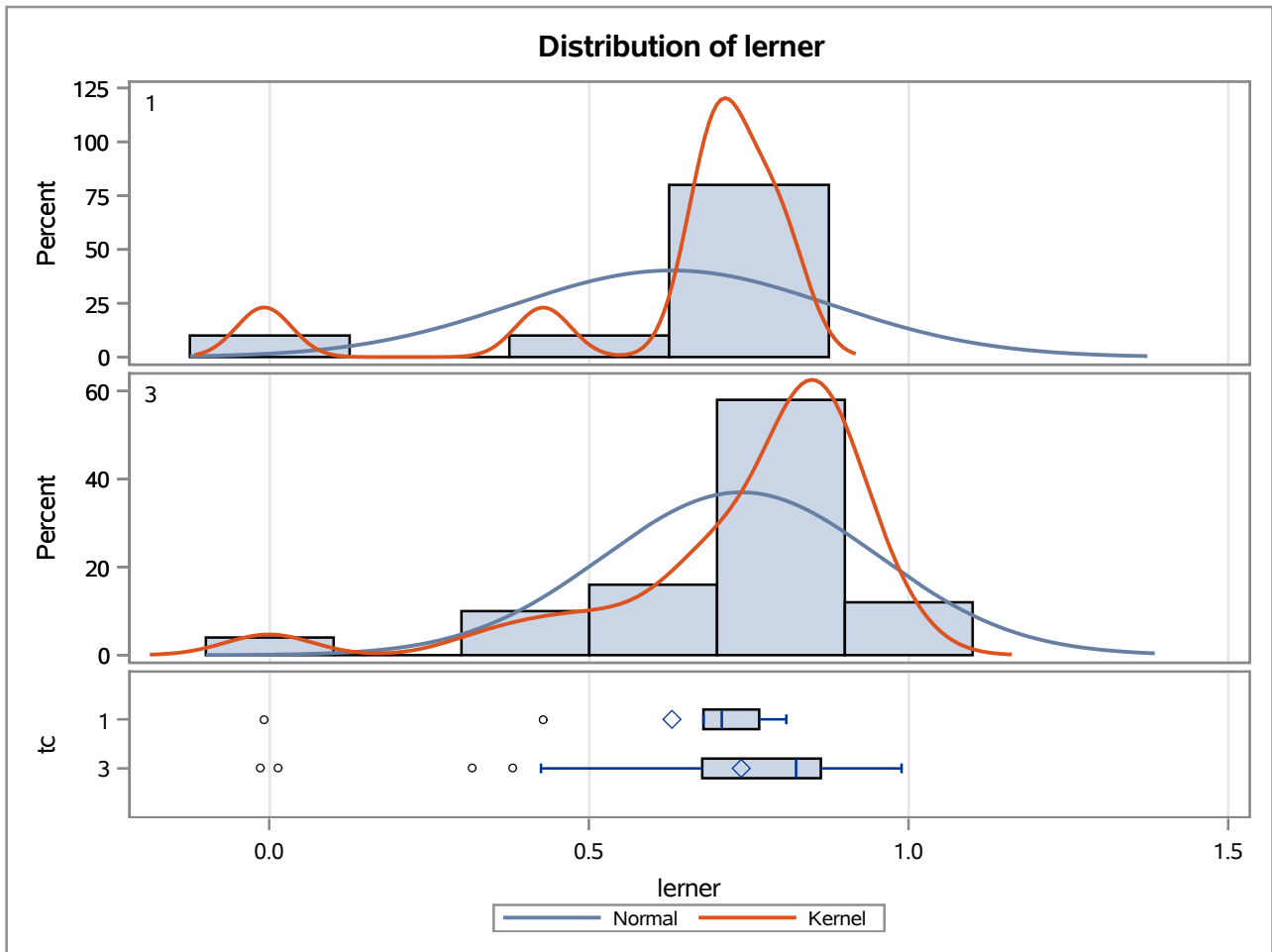
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	58	-4.96	<.0001
Satterthwaite	Unequal	12.441	-3.98	0.0017

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	49	14.23	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP12



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC12

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7187	752.4	0.0269	-0.3646	0.7753
3		48	0.8237	274.2	0.0163	-0.6196	0.9783
Diff (1-2)	Pooled		-0.1050	392.6	0.0273		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1050		0.0315		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7187	0.6578	0.7796	752.4	517.6	1373.7
3		0.8237	0.7909	0.8565	274.2	228.3	343.5
Diff (1-2)	Pooled	-0.1050	-0.1596	-0.0504	392.6	331.4	481.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1050	-0.1716	-0.0384			

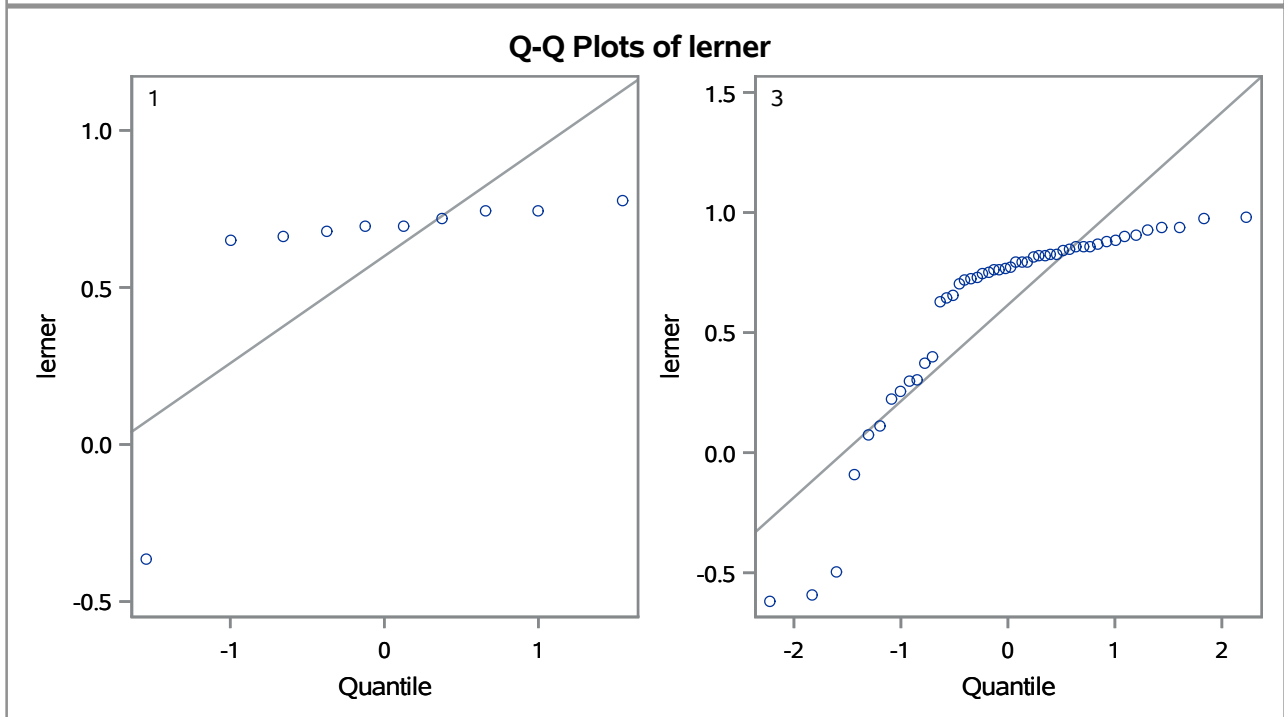
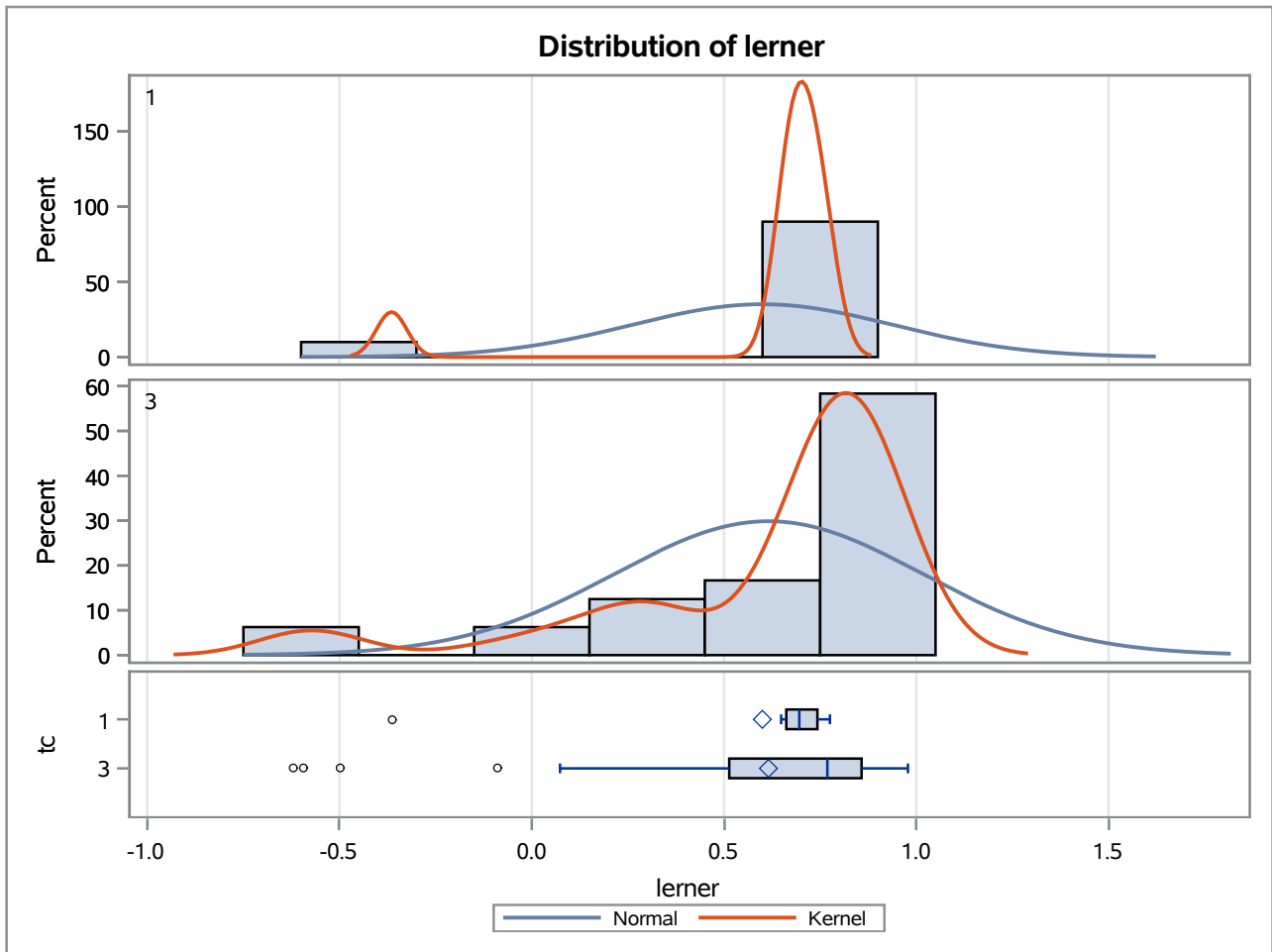
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	56	-3.85	0.0003
Satterthwaite	Unequal	16.408	-3.33	0.0041

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	47	7.53	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC12



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR13

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7147	930.8	0.0325	-0.6864	0.7797
3		49	0.8383	249.2	0.0145	-0.9534	0.9854
Diff (1-2)	Pooled		-0.1236	434.8	0.0295		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1236		0.0356		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7147	0.6412	0.7881	930.8	640.2	1699.3
3		0.8383	0.8091	0.8675	249.2	207.8	311.3
Diff (1-2)	Pooled	-0.1236	-0.1828	-0.0645	434.8	367.6	532.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1236	-0.2005	-0.0467			

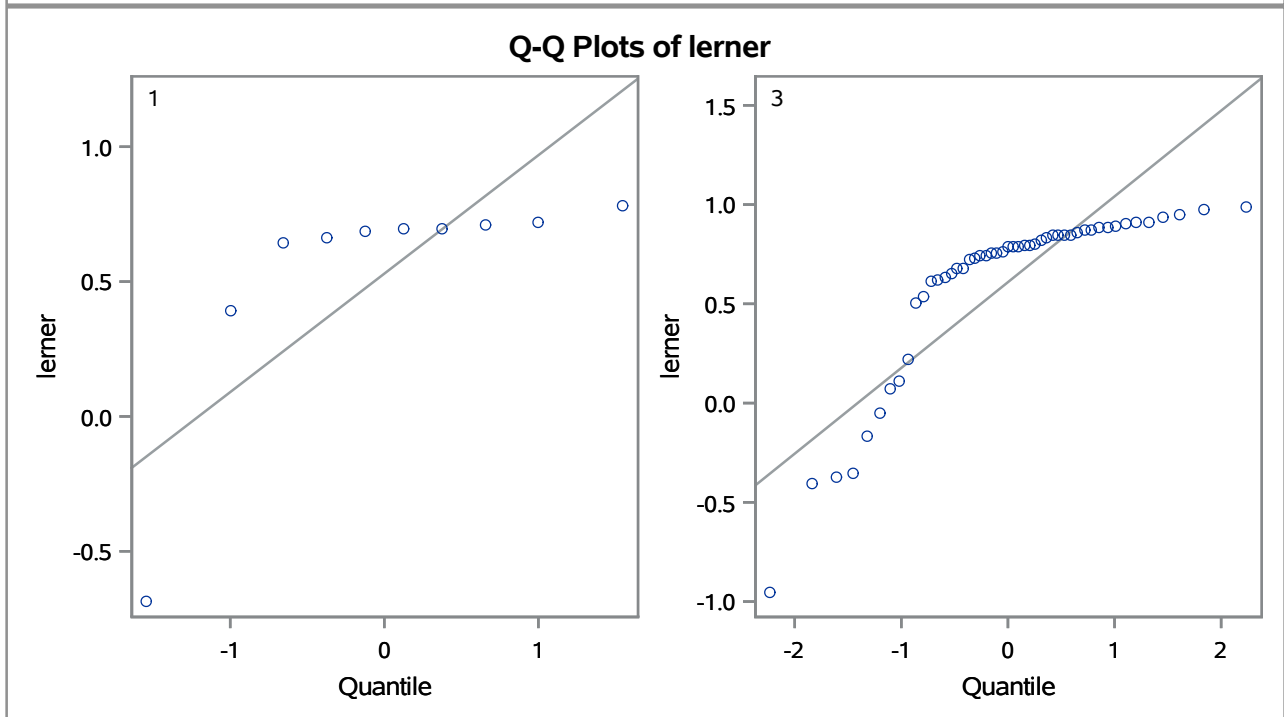
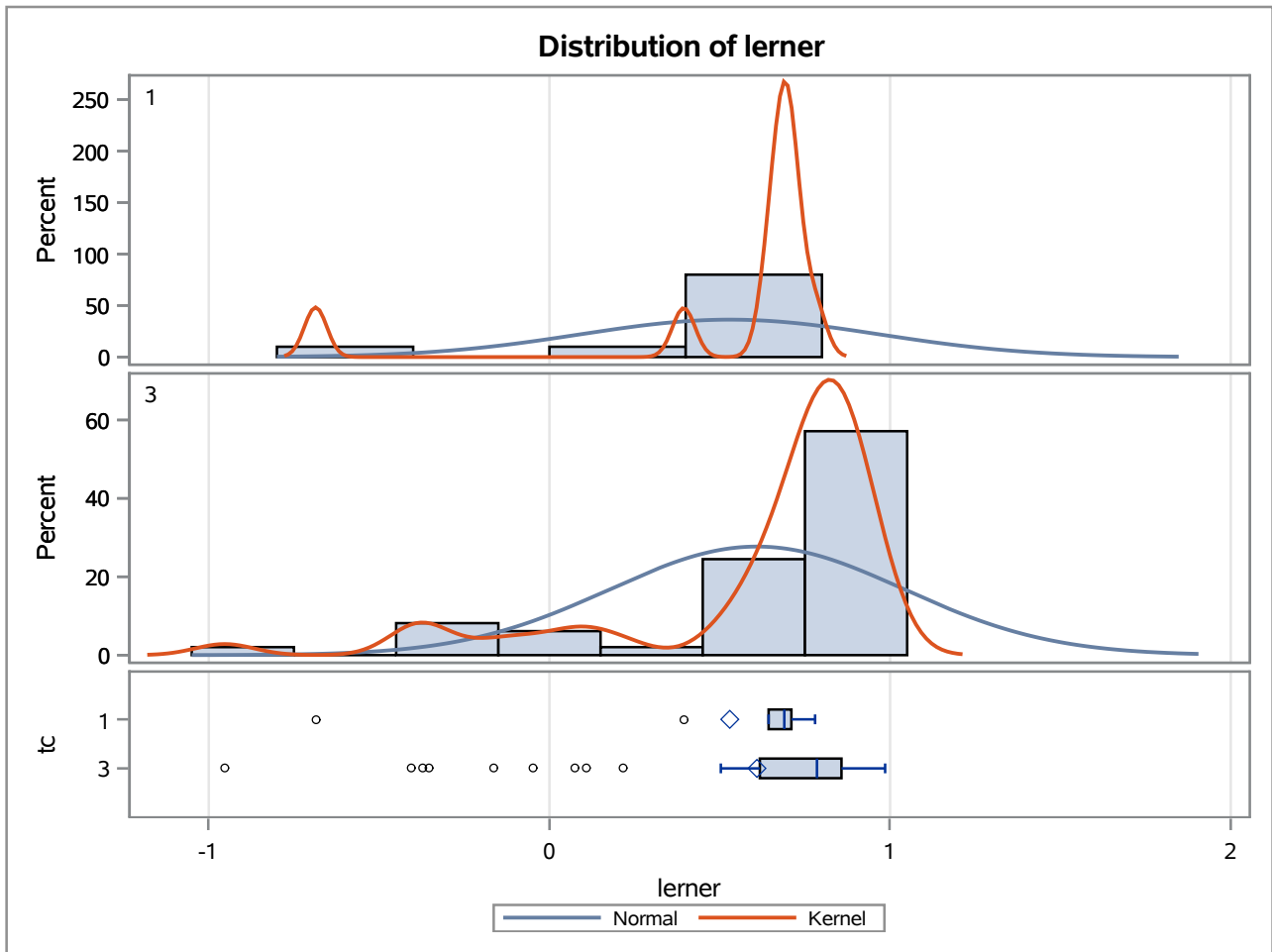
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	57	-4.18	<.0001
Satterthwaite	Unequal	12.868	-3.48	0.0042

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	48	13.95	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR13



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN13

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7155	617.2	0.0206	-0.3874	0.7739
3		47	0.8417	362.1	0.0211	-0.9831	0.9834
Diff (1-2)	Pooled		-0.1263	414.8	0.0278		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1263		0.0295		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7155	0.6688	0.7622	617.2	424.6	1126.8
3		0.8417	0.7993	0.8842	362.1	300.9	454.8
Diff (1-2)	Pooled	-0.1263	-0.1820	-0.0705	414.8	349.7	509.8
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1263	-0.1864	-0.0661			

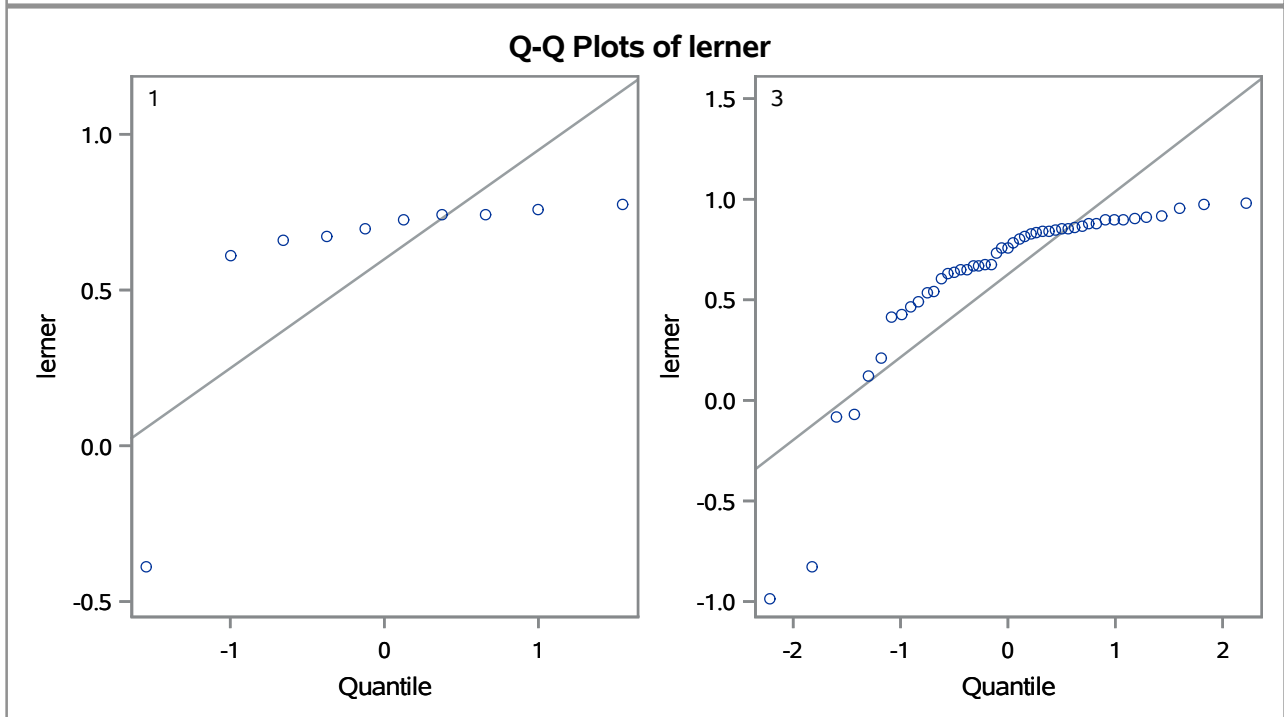
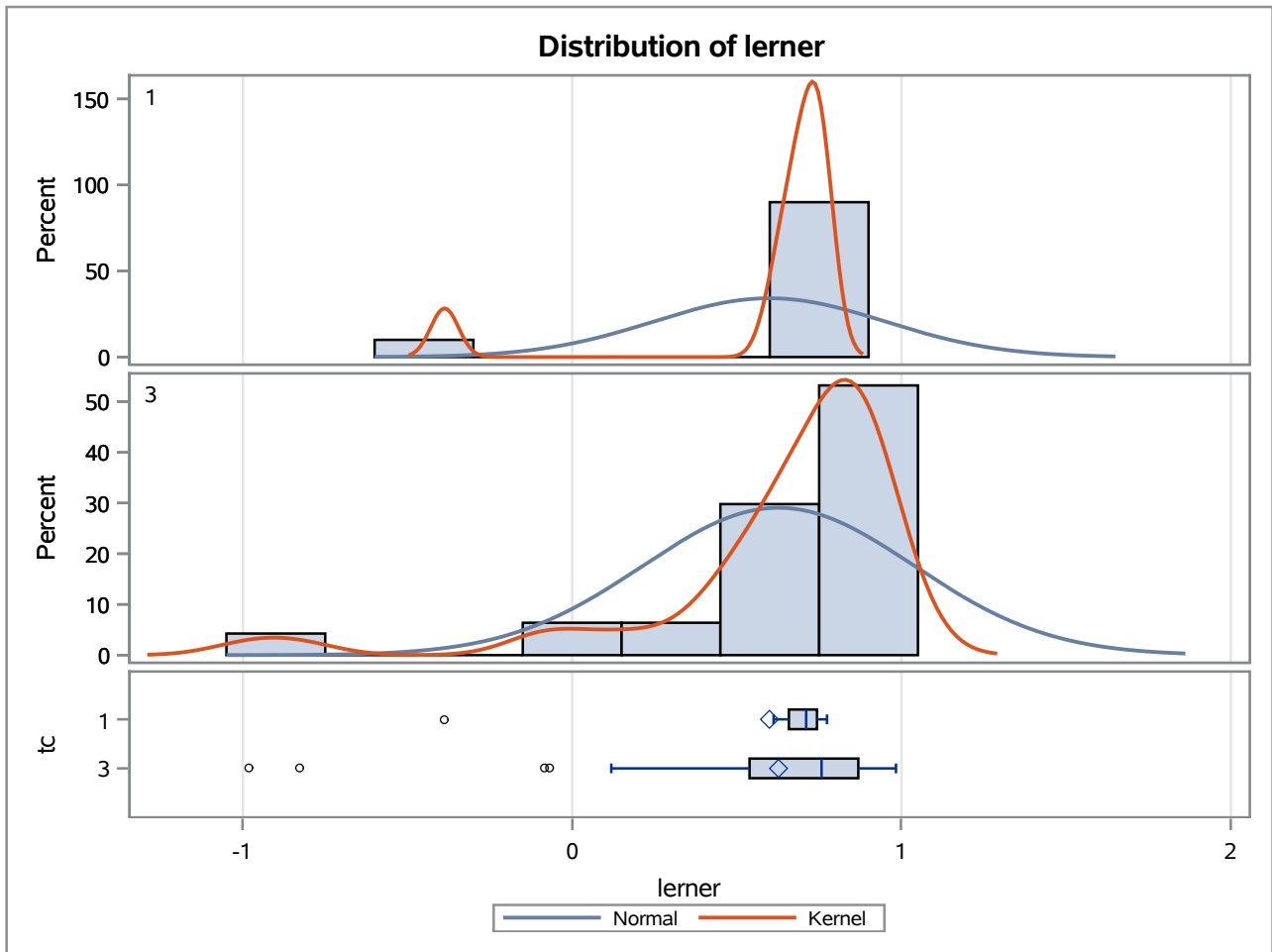
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	55	-4.53	<.0001
Satterthwaite	Unequal	30.953	-4.28	0.0002

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	46	2.91	0.0166

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN13



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP13

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7750	658.6	0.0215	-0.2333	0.8663
3		52	0.8586	232.1	0.0132	-0.9978	0.9991
Diff (1-2)	Pooled		-0.0835	333.0	0.0219		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0835		0.0253		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7750	0.7264	0.8237	658.6	453.0	1202.3
3		0.8586	0.8320	0.8851	232.1	194.5	287.9
Diff (1-2)	Pooled	-0.0835	-0.1273	-0.0397	333.0	282.6	405.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0835	-0.1369	-0.0301			

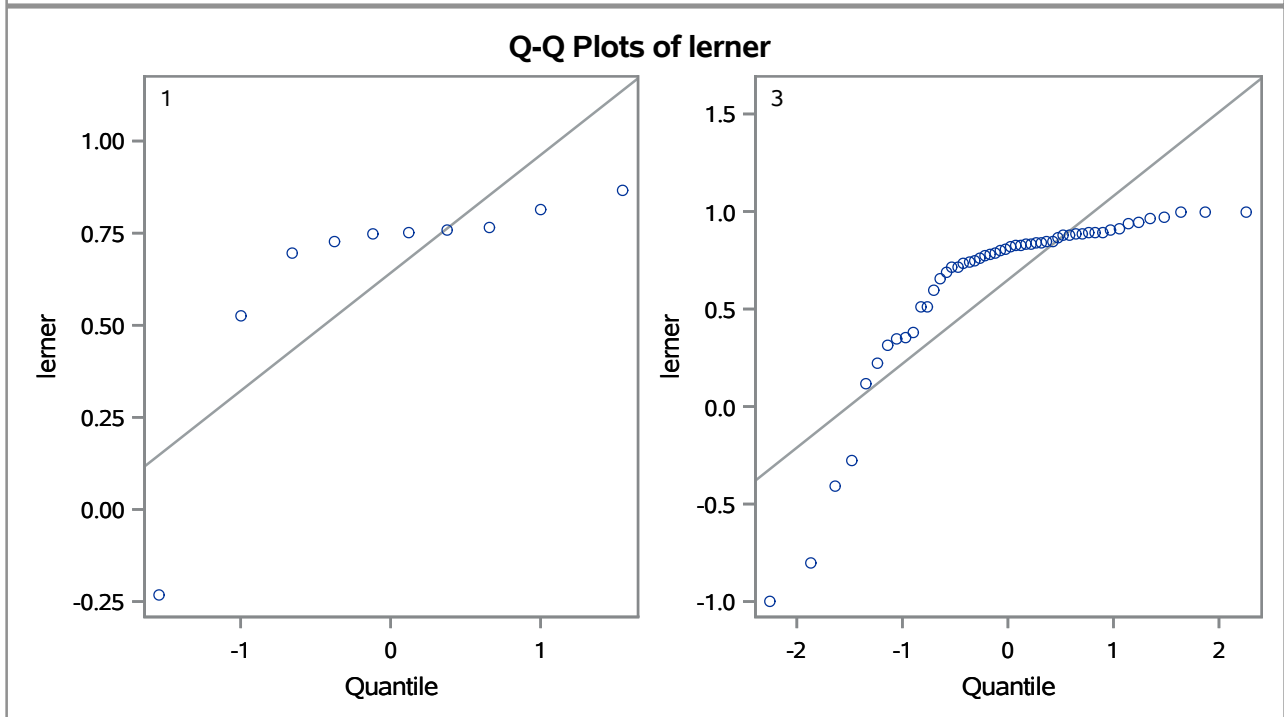
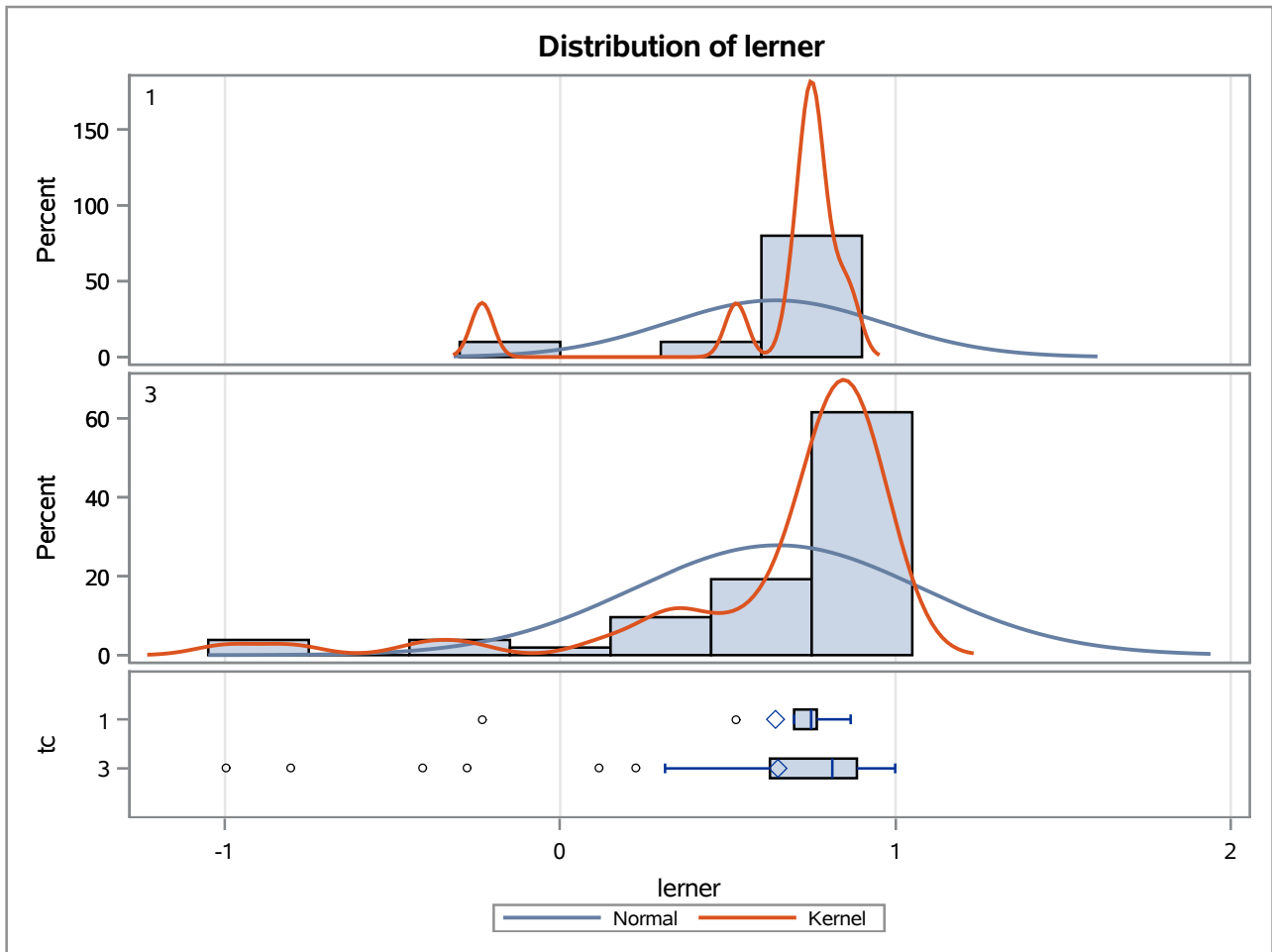
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	60	-3.81	0.0003
Satterthwaite	Unequal	16.689	-3.31	0.0043

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	51	8.05	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP13



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC13

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7809	613.2	0.0194	-0.2367	0.8425
3		48	0.8610	253.8	0.0145	-0.9540	0.9978
Diff (1-2)	Pooled		-0.0801	338.4	0.0221		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0801		0.0242		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7809	0.7370	0.8247	613.2	421.7	1119.4
3		0.8610	0.8318	0.8901	253.8	211.3	317.9
Diff (1-2)	Pooled	-0.0801	-0.1243	-0.0359	338.4	285.7	415.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0801	-0.1305	-0.0297			

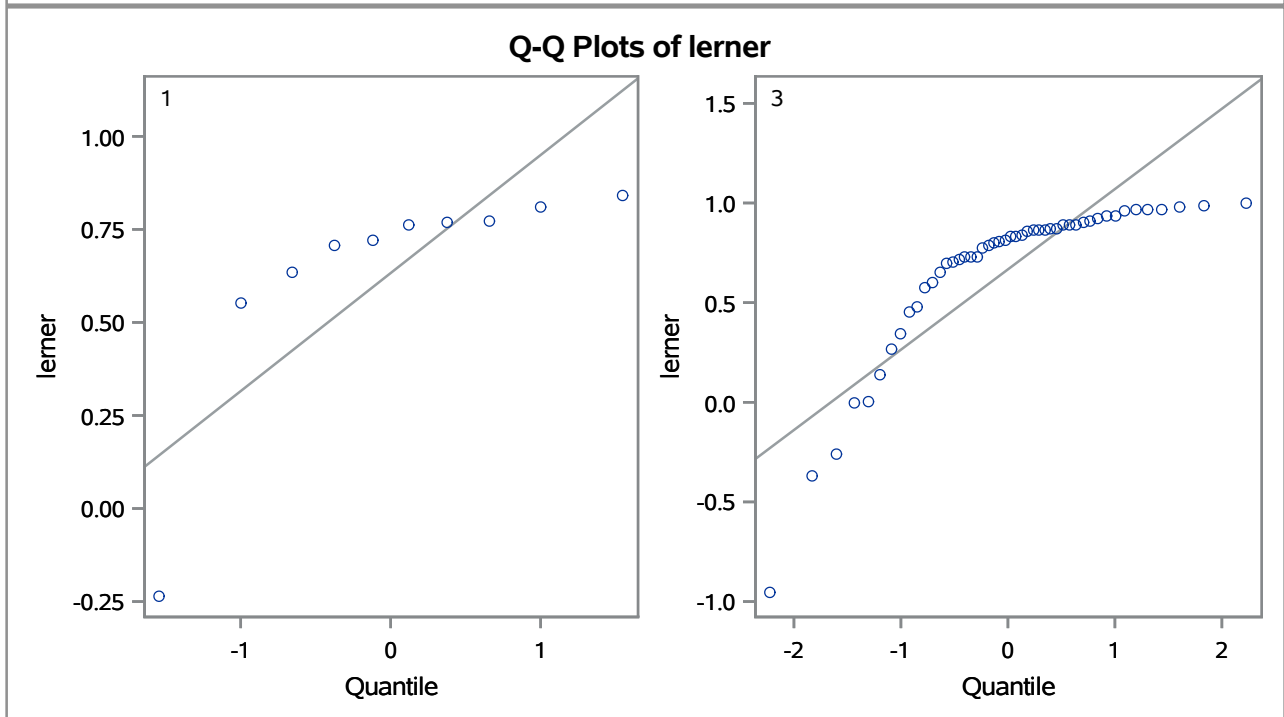
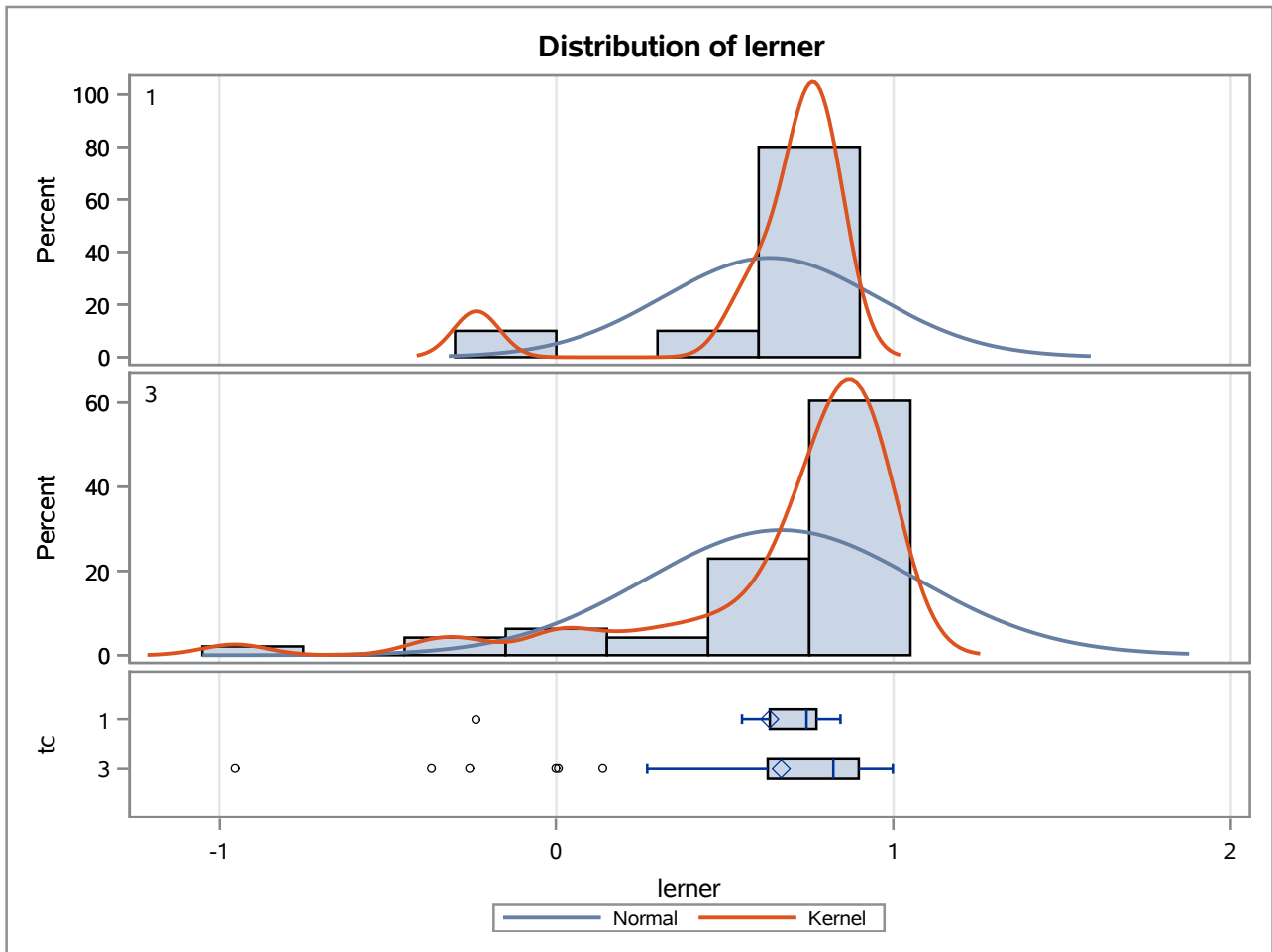
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	56	-3.63	0.0006
Satterthwaite	Unequal	20.618	-3.31	0.0034

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	47	5.84	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC13



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR14

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7947	773.8	0.0240	-0.3584	0.8364
3		49	0.8640	176.1	0.0100	-0.4184	0.9967
Diff (1-2)	Pooled		-0.0693	347.4	0.0225		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0693		0.0260		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7947	0.7403	0.8490	773.8	532.3	1412.7
3		0.8640	0.8439	0.8841	176.1	146.9	220.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.0693	-0.1144	-0.0243	347.4	293.7	425.3
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0693	-0.1259	-0.0128			

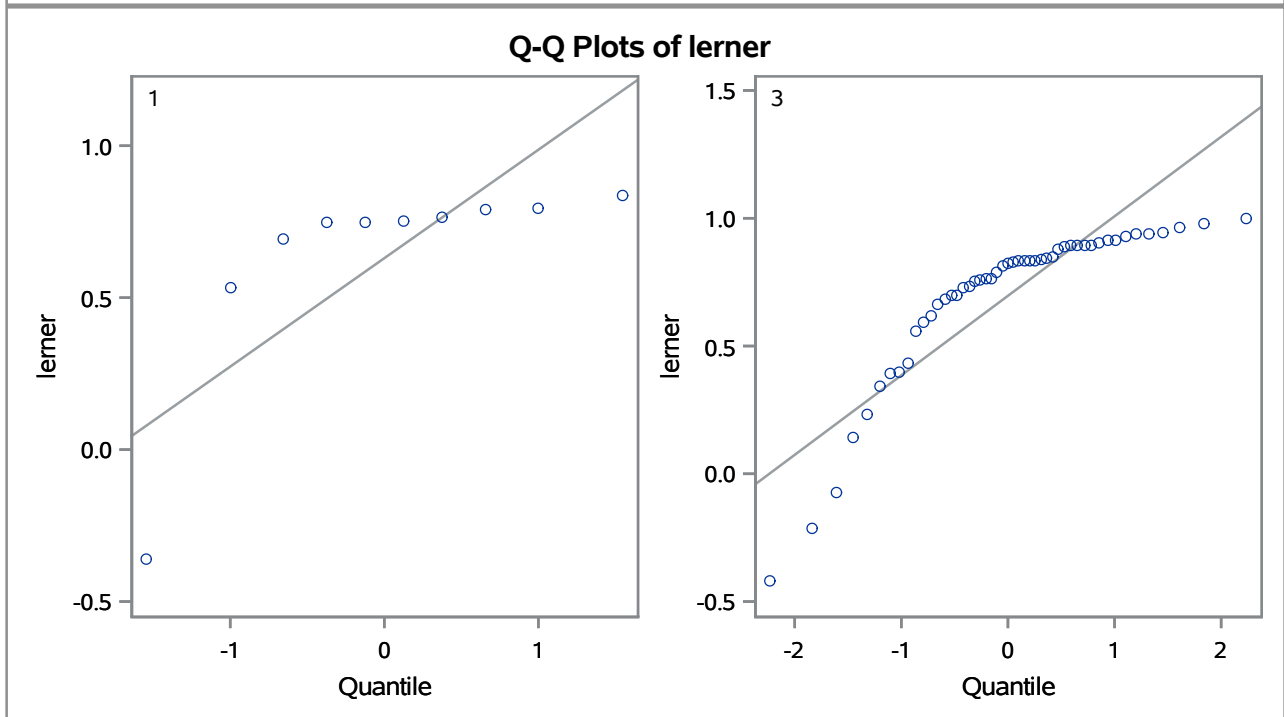
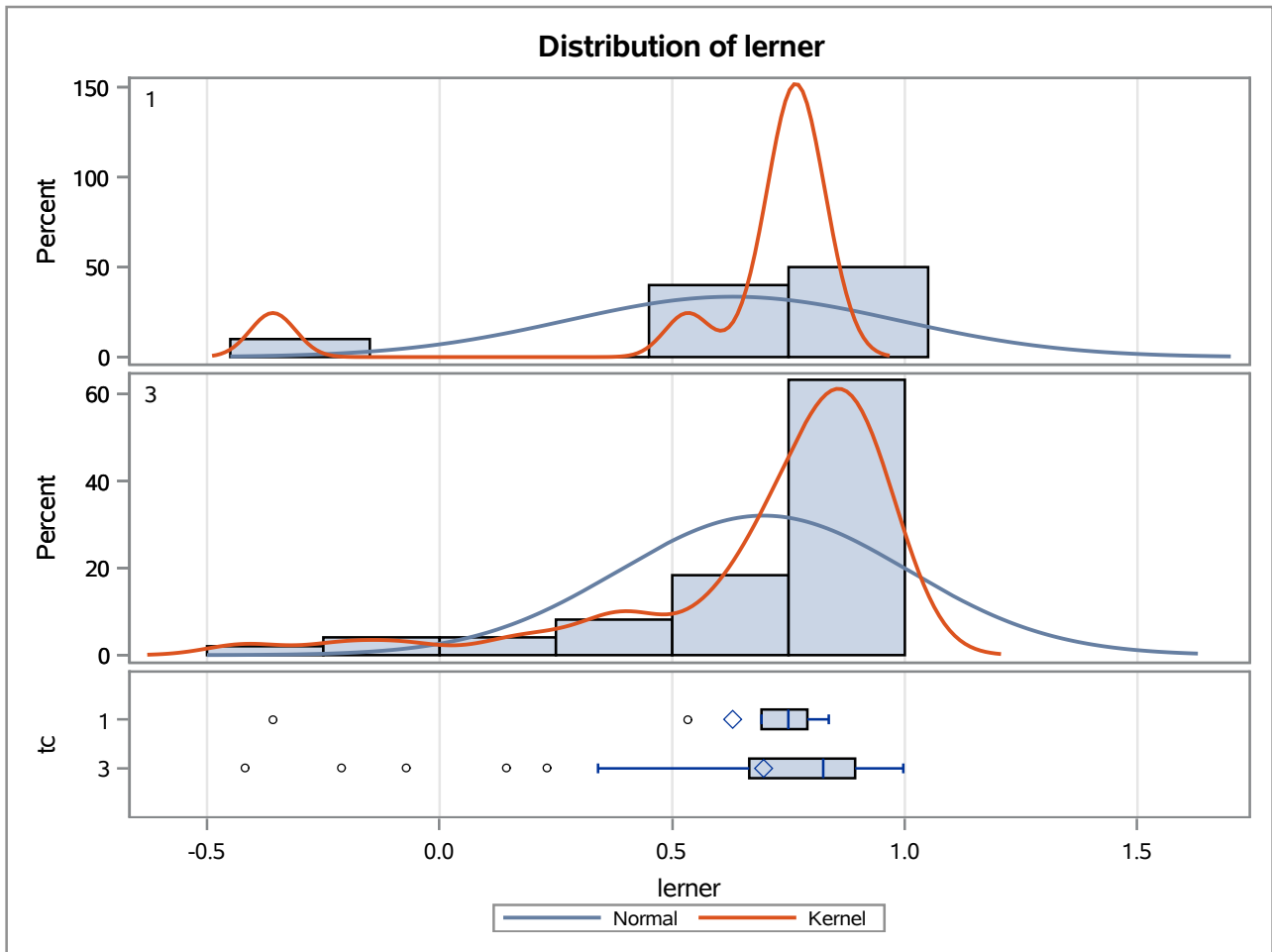
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	57	-3.08	0.0032
Satterthwaite	Unequal	12.334	-2.66	0.0202

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	48	19.31	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR14



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN14

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8163	807.6	0.0245	-0.0696	0.8495
3		48	0.8562	209.1	0.0118	-0.8440	0.9987
Diff (1-2)	Pooled		-0.0399	376.2	0.0242		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0399		0.0272		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8163	0.7610	0.8716	807.6	555.5	1474.3
3		0.8562	0.8324	0.8800	209.1	174.1	261.9
Diff (1-2)	Pooled	-0.0399	-0.0883	0.00853	376.2	317.6	461.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0399	-0.0983	0.0186			

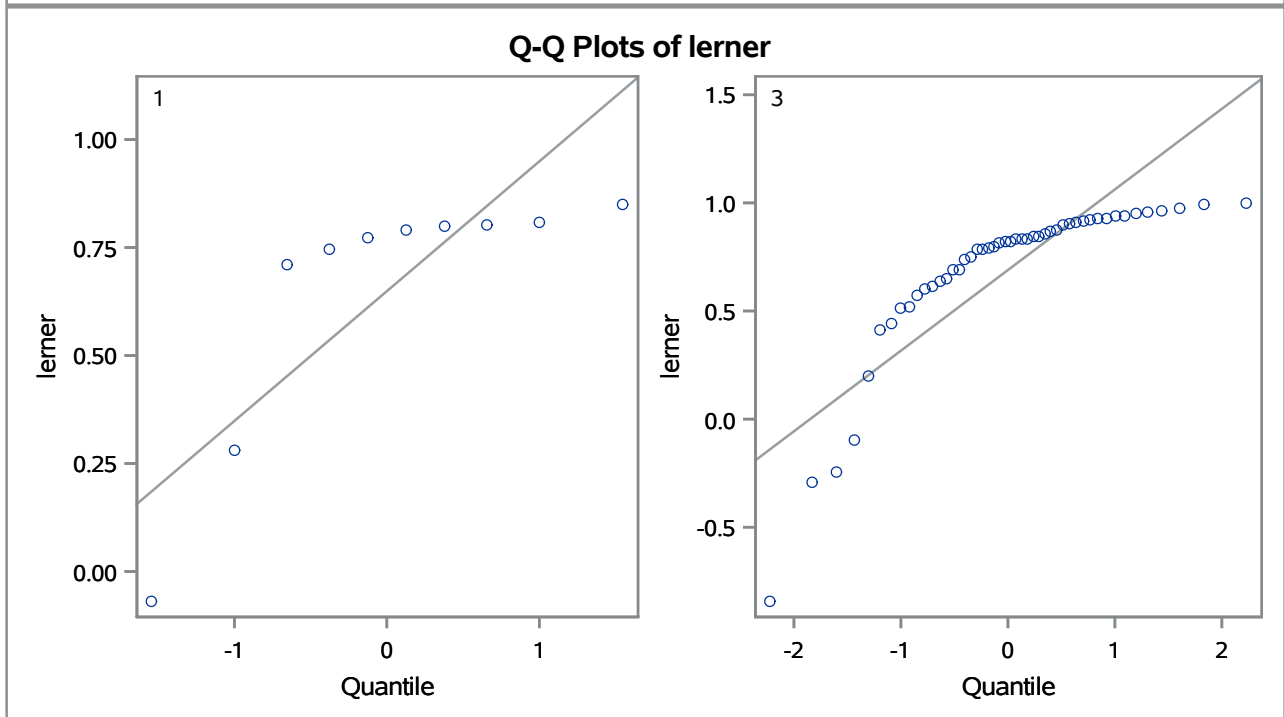
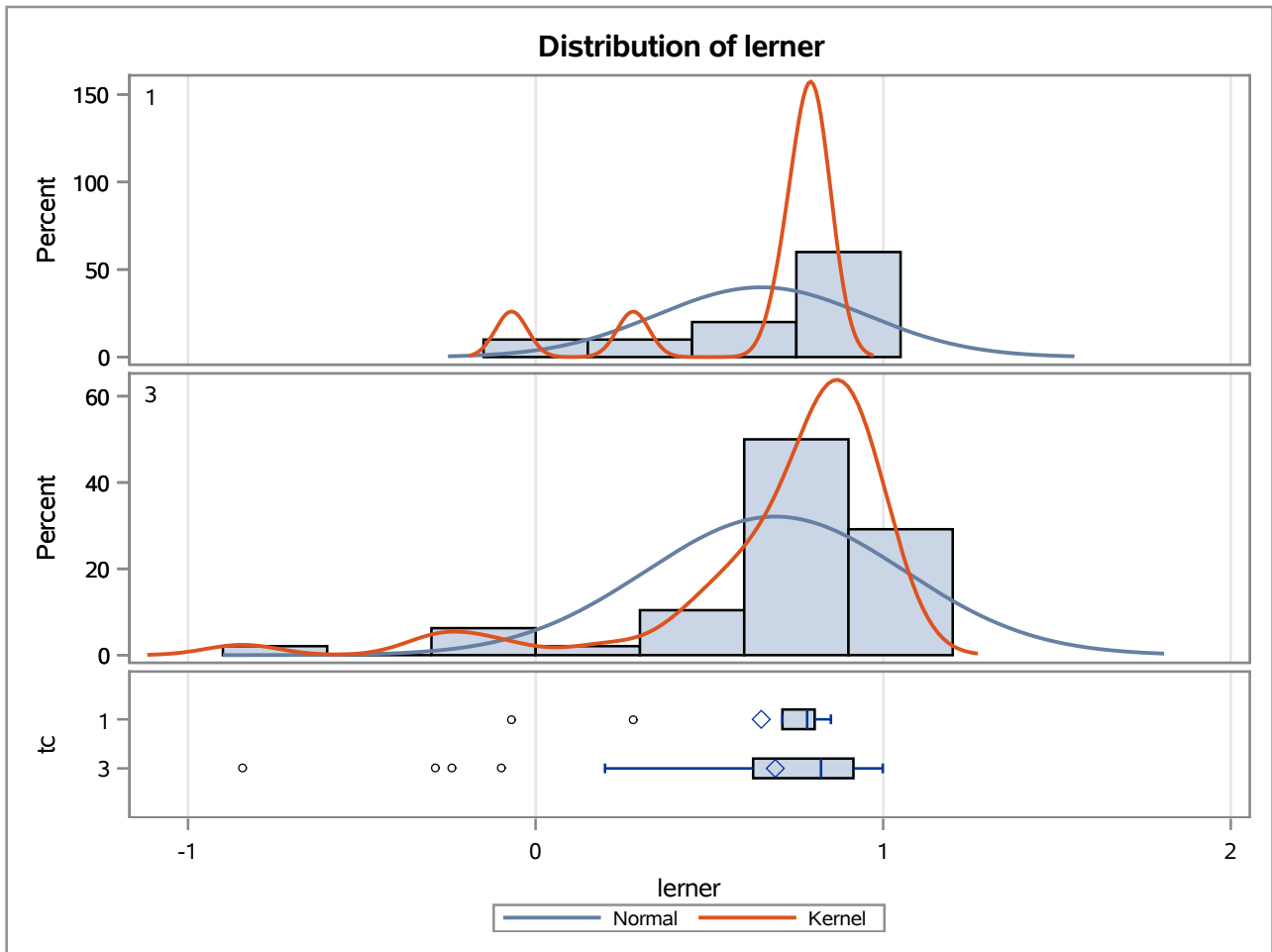
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	56	-1.65	0.1045
Satterthwaite	Unequal	13.576	-1.47	0.1649

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	47	14.92	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN14



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP14

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8303	591.9	0.0176	0.0654	0.8624
3		48	0.8774	202.1	0.0113	-0.5140	0.9944
Diff (1-2)	Pooled		-0.0471	301.0	0.0191		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0471		0.0210		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8303	0.7904	0.8702	591.9	407.2	1080.7
3		0.8774	0.8546	0.9003	202.1	168.2	253.1
Diff (1-2)	Pooled	-0.0471	-0.0855	-0.00883	301.0	254.1	369.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0471	-0.0913	-0.00297			

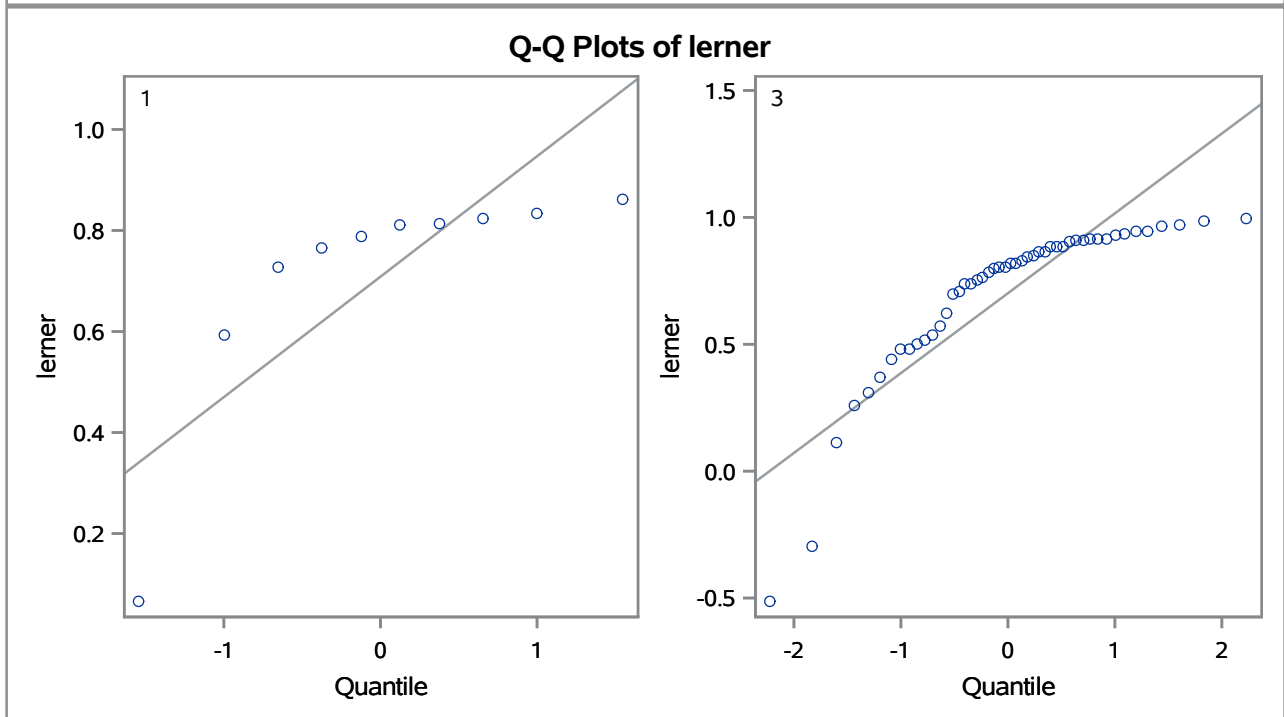
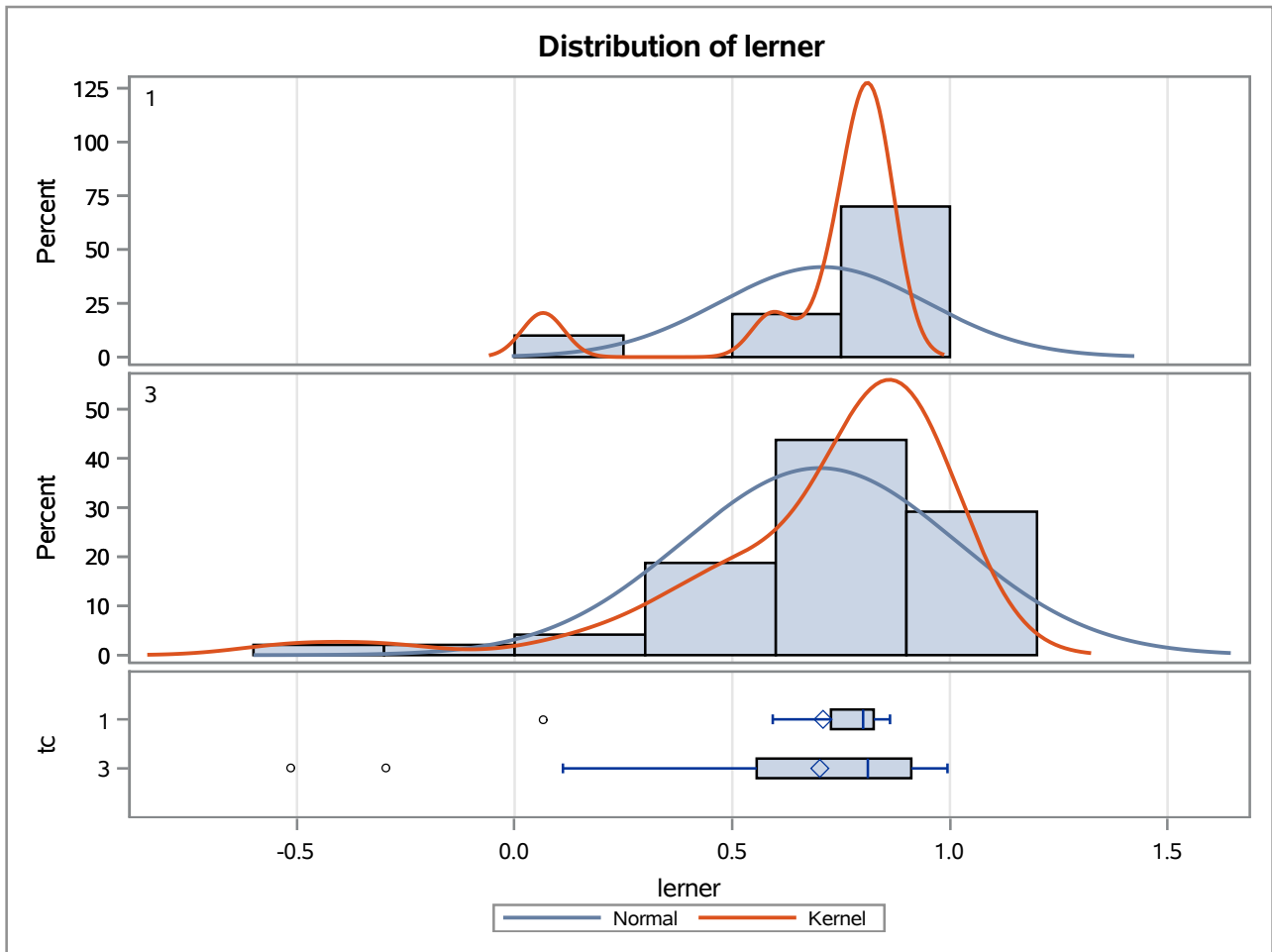
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	56	-2.46	0.0168
Satterthwaite	Unequal	17.405	-2.25	0.0378

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	47	8.58	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP14



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC14

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8315	546.1	0.0160	0.2531	0.8868
3		48	0.8782	219.4	0.0121	-0.2335	0.9968
Diff (1-2)	Pooled		-0.0467	297.2	0.0185		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0467		0.0200		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8315	0.7954	0.8676	546.1	375.6	997.0
3		0.8782	0.8539	0.9024	219.4	182.6	274.8
Diff (1-2)	Pooled	-0.0467	-0.0838	-0.00962	297.2	250.9	364.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0467	-0.0883	-0.00509			

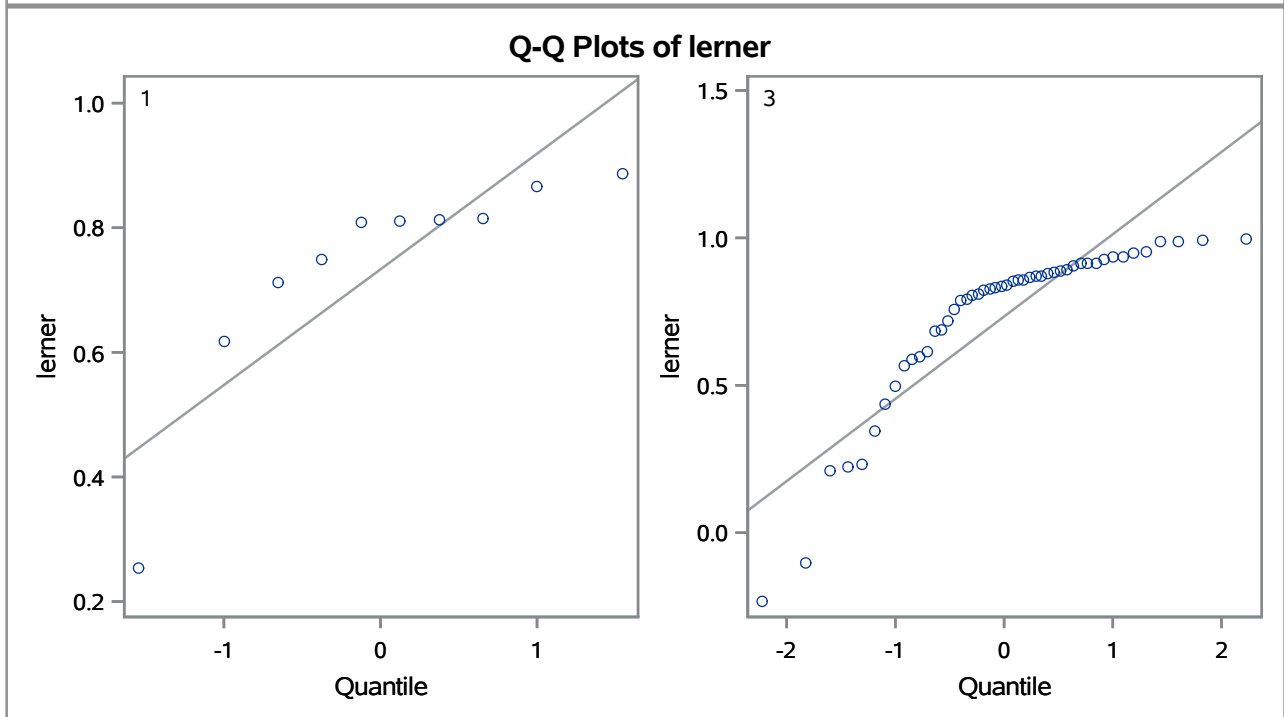
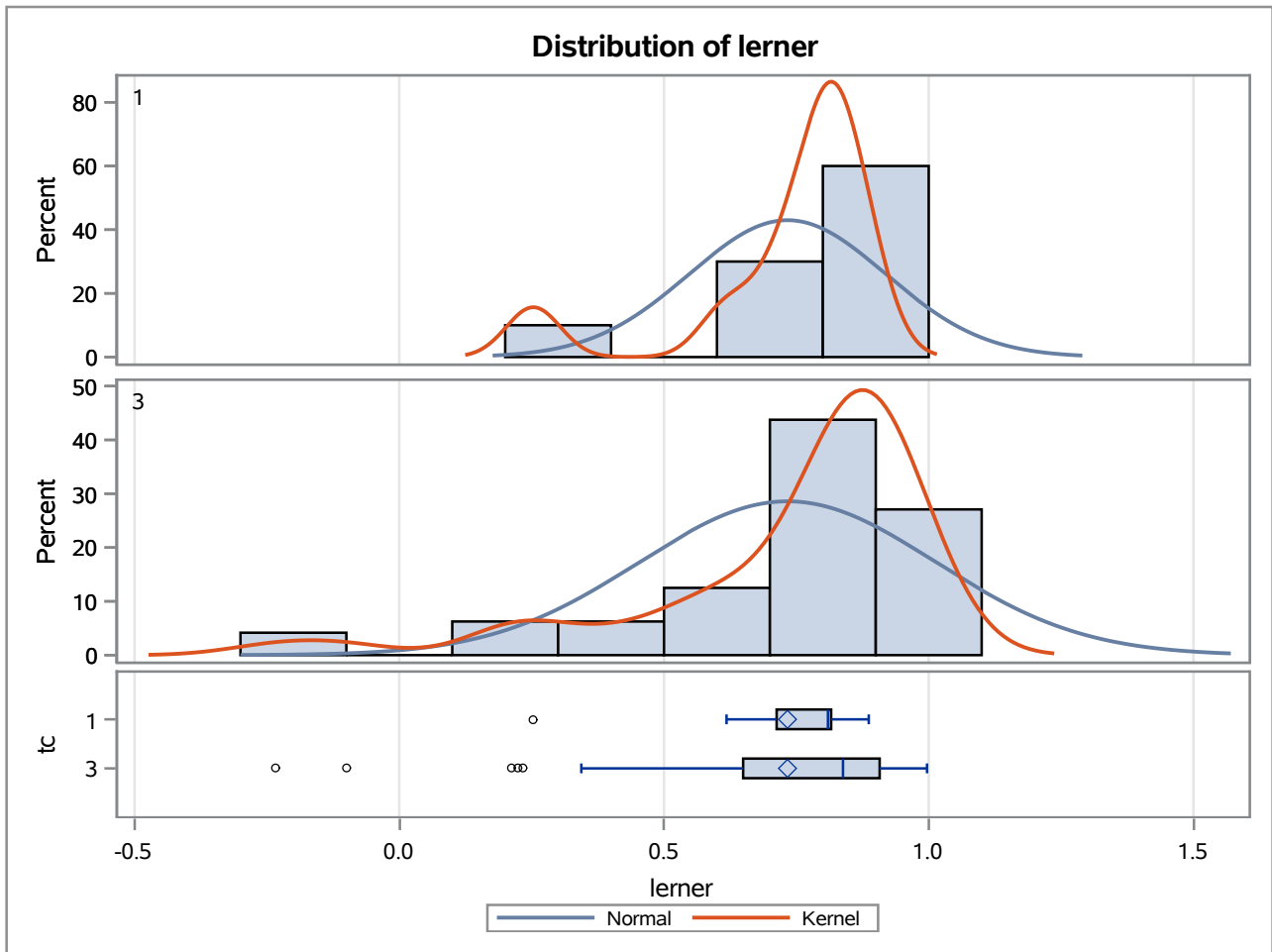
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	56	-2.52	0.0145
Satterthwaite	Unequal	20.928	-2.33	0.0296

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	47	6.20	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC14



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR15

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8462	465.8	0.0135	0.2408	0.8679
3		51	0.8797	301.9	0.0164	-0.8406	0.9966
Diff (1-2)	Pooled		-0.0335	332.2	0.0204		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0335		0.0212		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8462	0.8157	0.8766	465.8	320.4	850.3
3		0.8797	0.8468	0.9126	301.9	252.6	375.3
Diff (1-2)	Pooled	-0.0335	-0.0744	0.00733	332.2	281.5	405.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0335	-0.0764	0.00934			

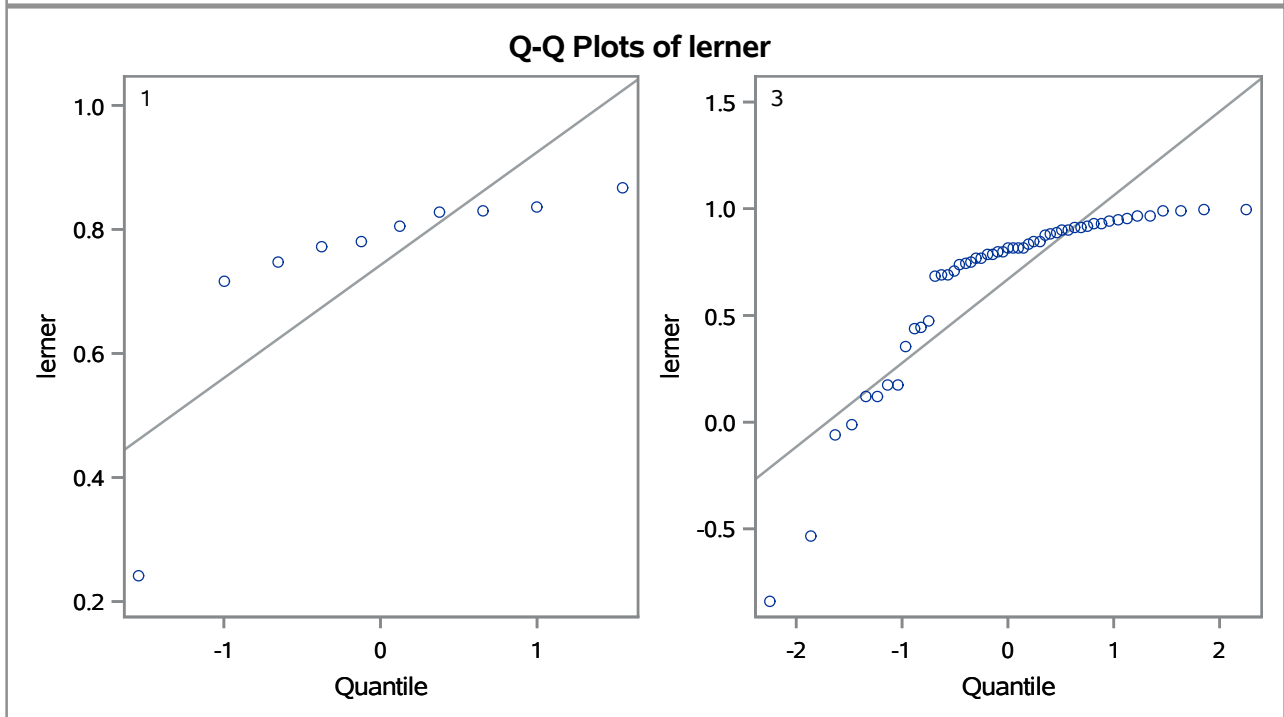
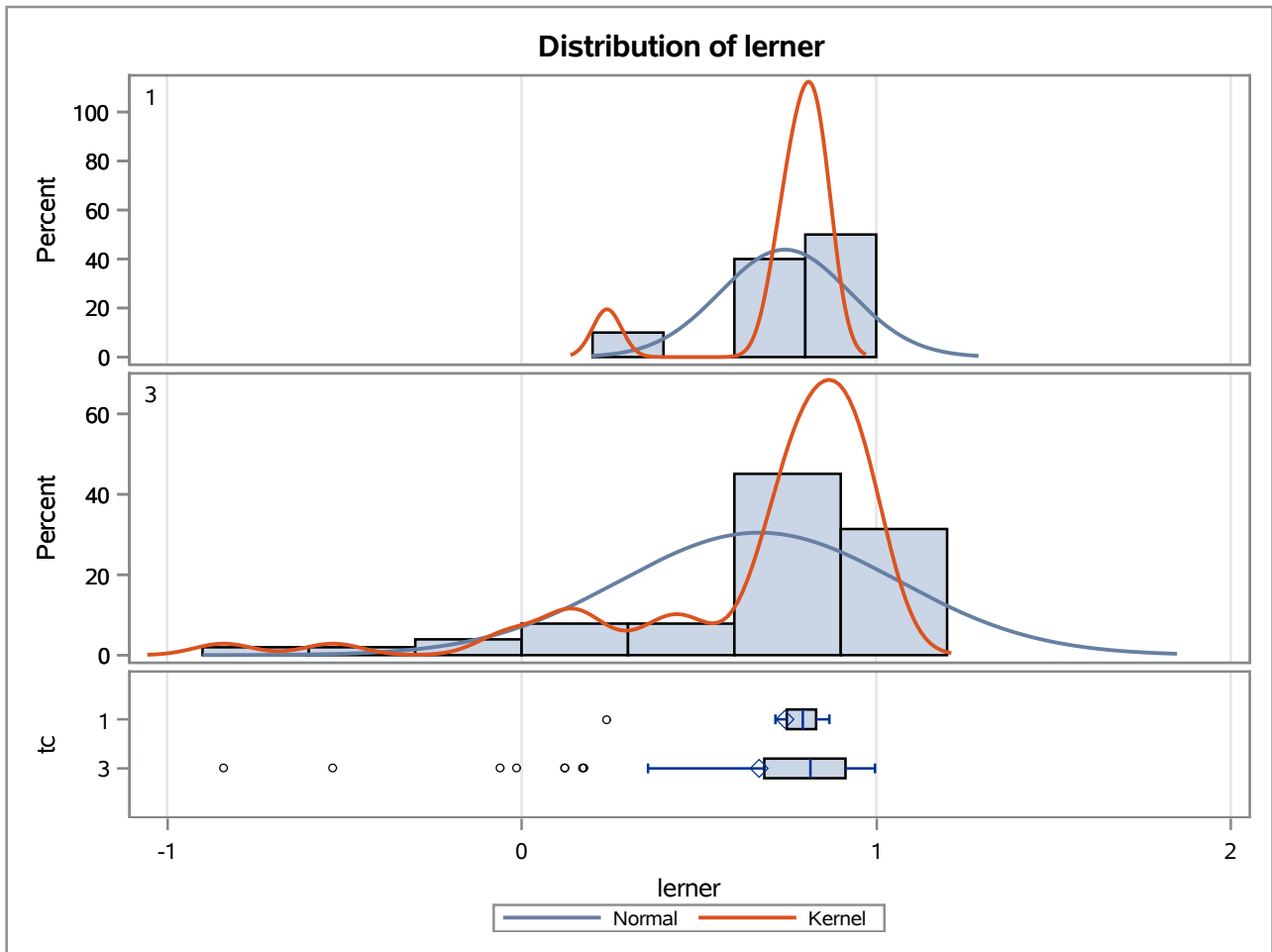
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	59	-1.64	0.1059
Satterthwaite	Unequal	39.681	-1.58	0.1218

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	50	2.38	0.0501

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR15



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN15

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8589	818.6	0.0234	-0.0440	0.8988
3		47	0.8860	188.9	0.0105	-0.7448	0.9995
Diff (1-2)	Pooled		-0.0271	373.5	0.0234		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0271		0.0257		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8589	0.8059	0.9119	818.6	563.1	1494.4
3		0.8860	0.8648	0.9071	188.9	157.0	237.3
Diff (1-2)	Pooled	-0.0271	-0.0739	0.0198	373.5	314.9	459.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0271	-0.0826	0.0285			

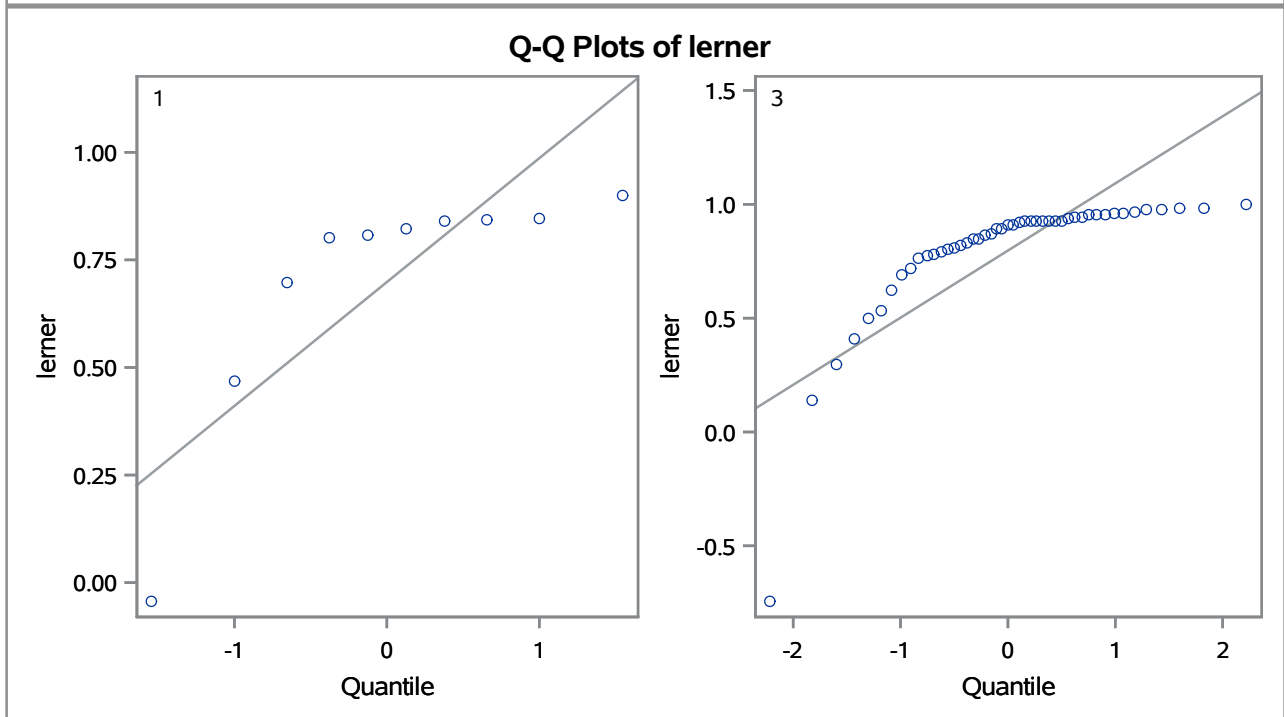
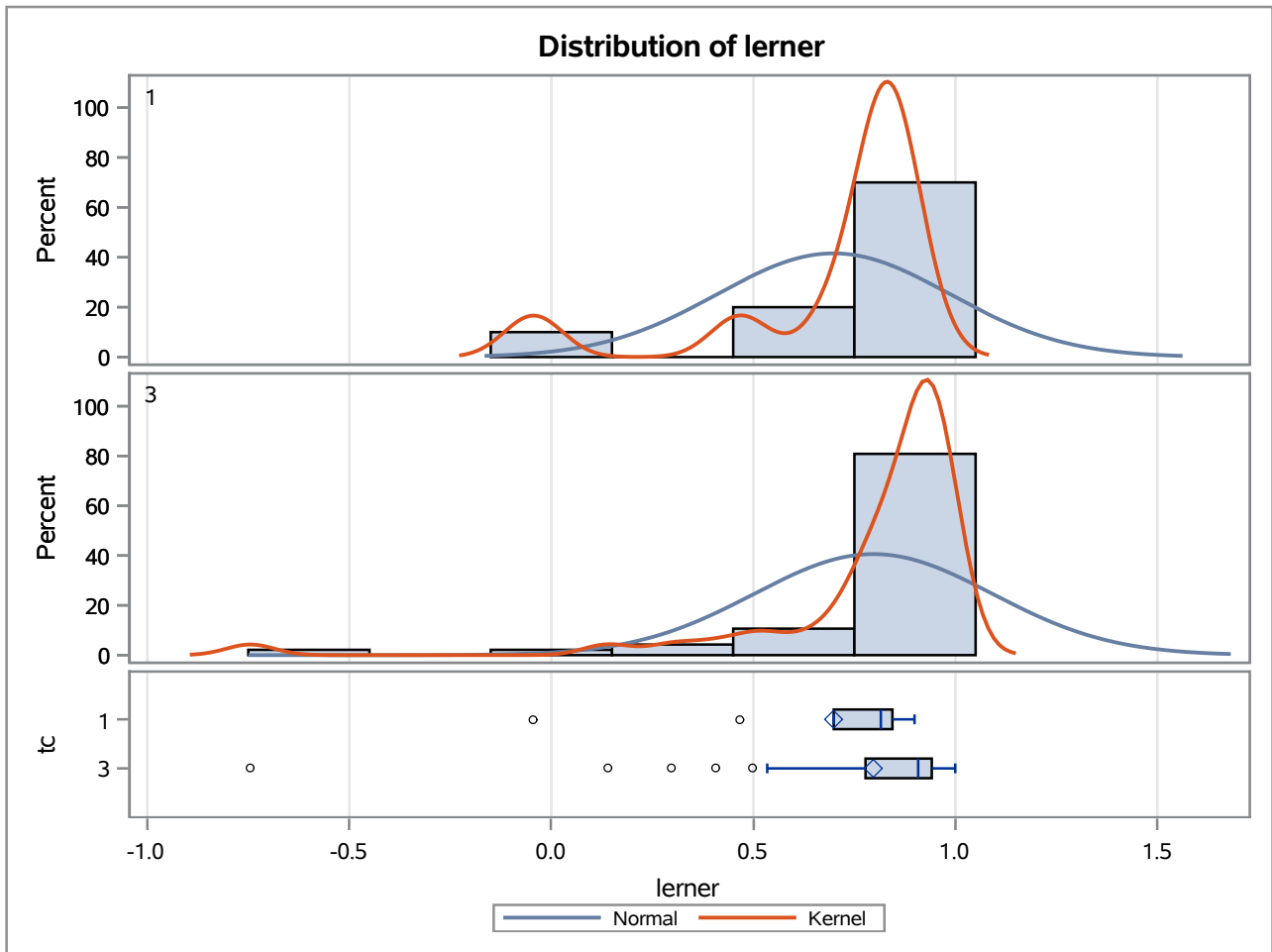
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	55	-1.16	0.2518
Satterthwaite	Unequal	12.88	-1.05	0.3114

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	46	18.78	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN15



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP15

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8821	350.7	0.00995	0.5464	0.9003
3		48	0.8982	259.5	0.0142	-0.3909	0.9970
Diff (1-2)	Pooled		-0.0161	276.2	0.0170		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0161		0.0173		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8821	0.8596	0.9046	350.7	241.2	640.2
3		0.8982	0.8697	0.9266	259.5	216.0	325.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.0161	-0.0501	0.0179	276.2	233.2	338.8
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0161	-0.0509	0.0187			

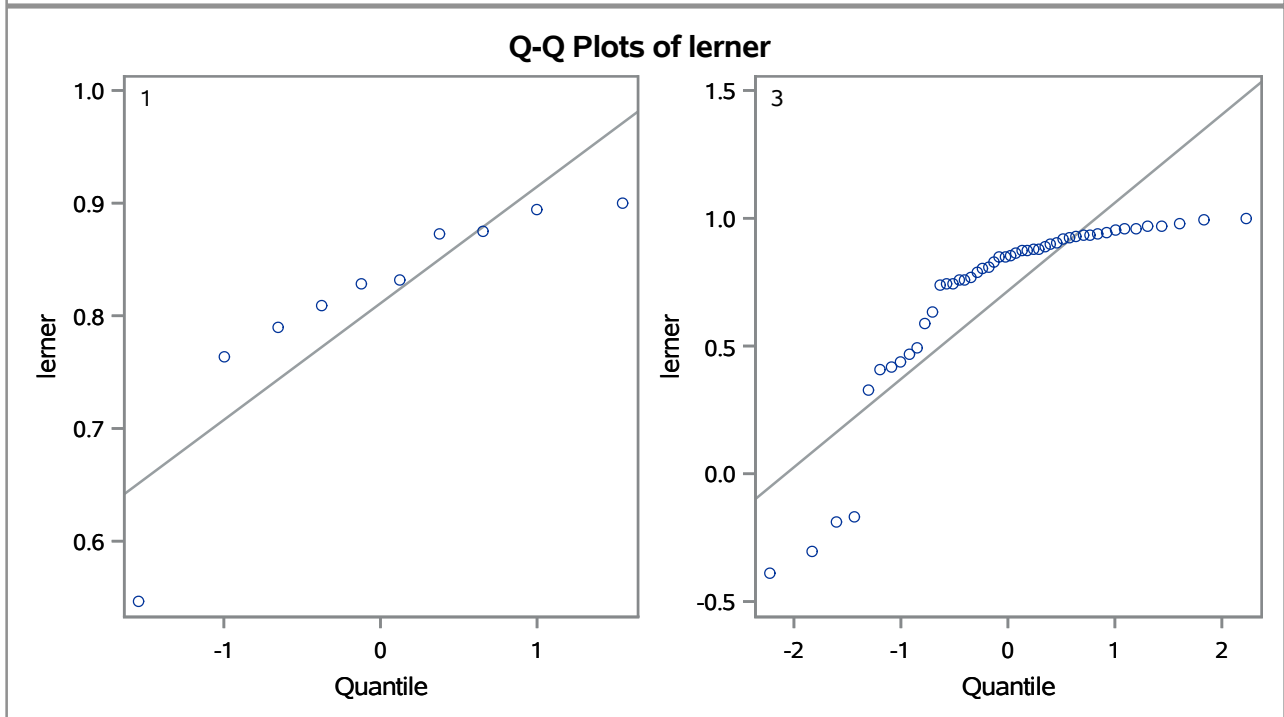
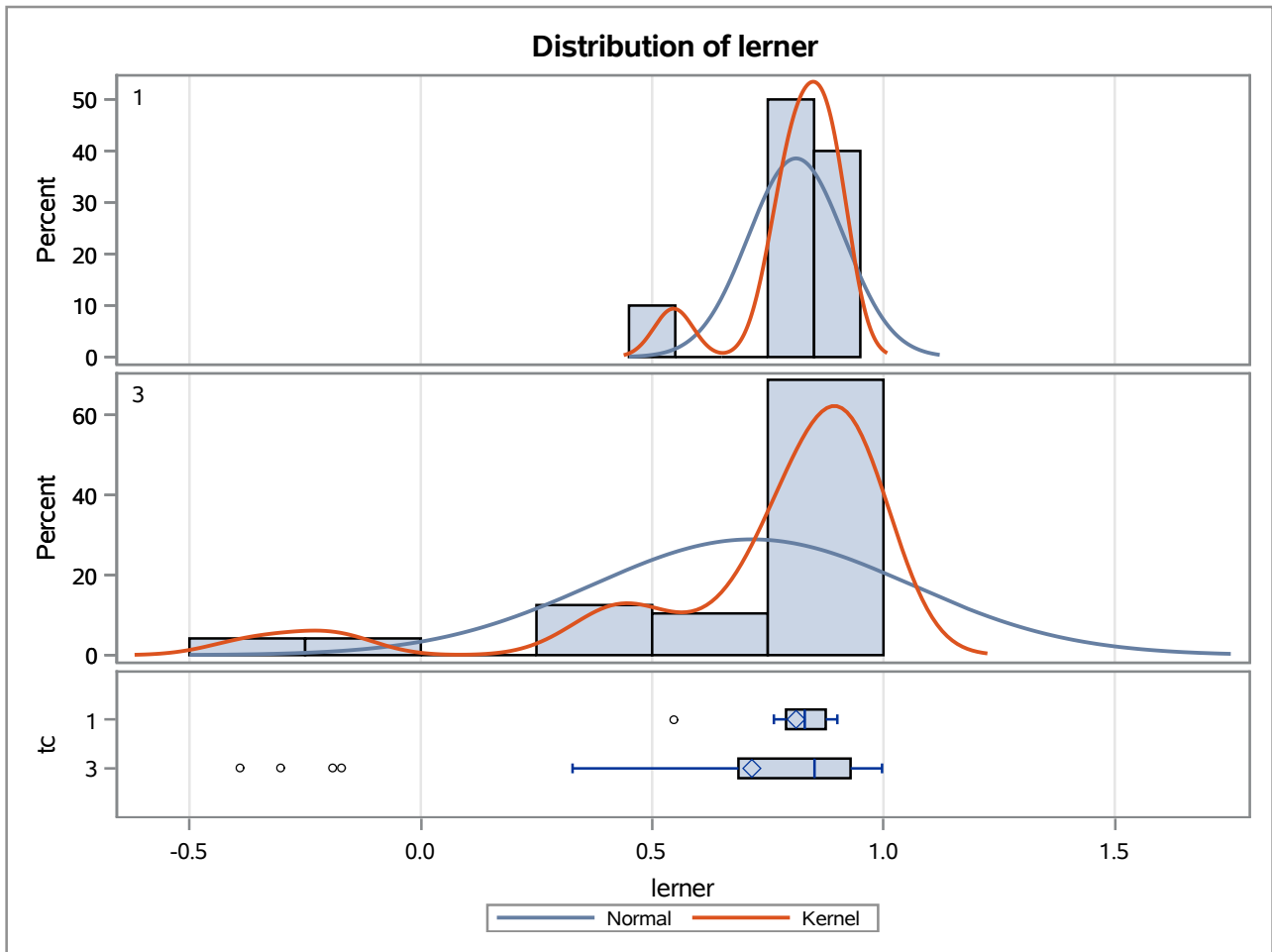
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	56	-0.95	0.3471
Satterthwaite	Unequal	46.142	-0.93	0.3568

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	47	1.83	0.1765

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP15



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC15

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		9	0.8692	597.7	0.0168	0.3136	0.9091
3		43	0.9020	223.5	0.0127	-0.1419	0.9938
Diff (1-2)	Pooled		-0.0328	314.8	0.0200		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0328		0.0211		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8692	0.8304	0.9080	597.7	403.7	1145.1
3		0.9020	0.8763	0.9276	223.5	184.3	284.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.0328	-0.0729	0.00732	314.8	263.4	391.3
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0328	-0.0770	0.0114			

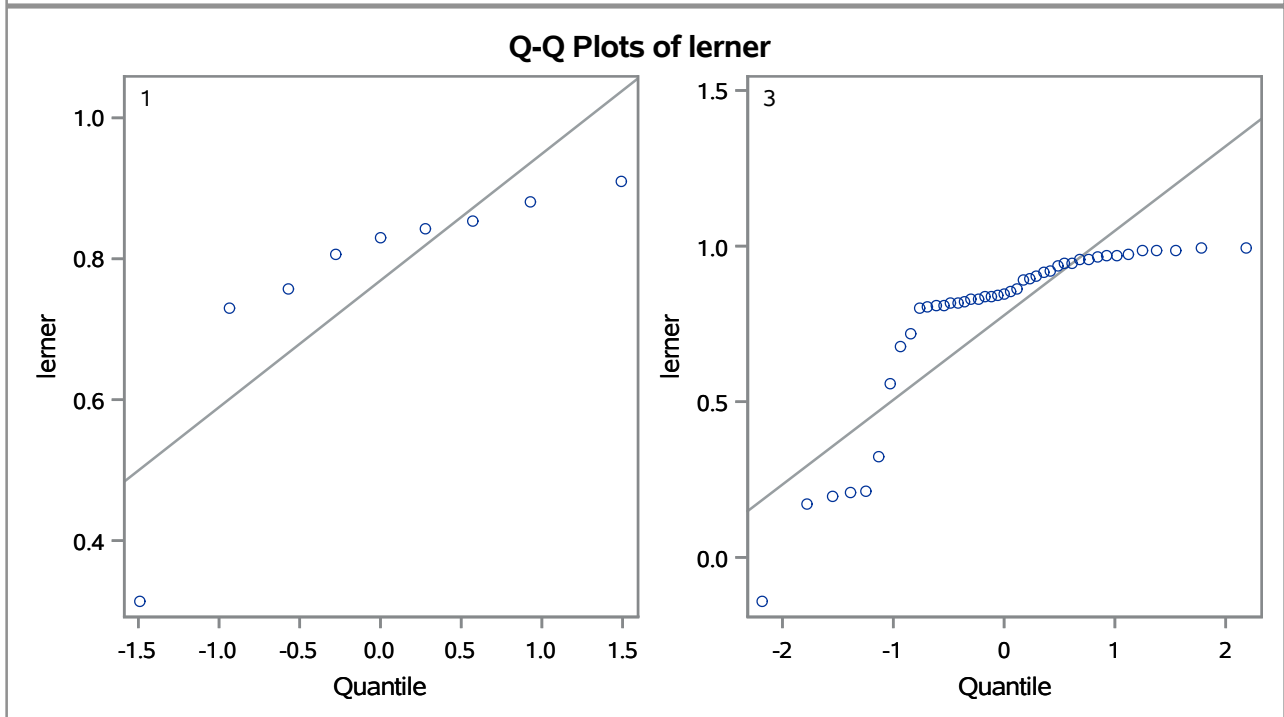
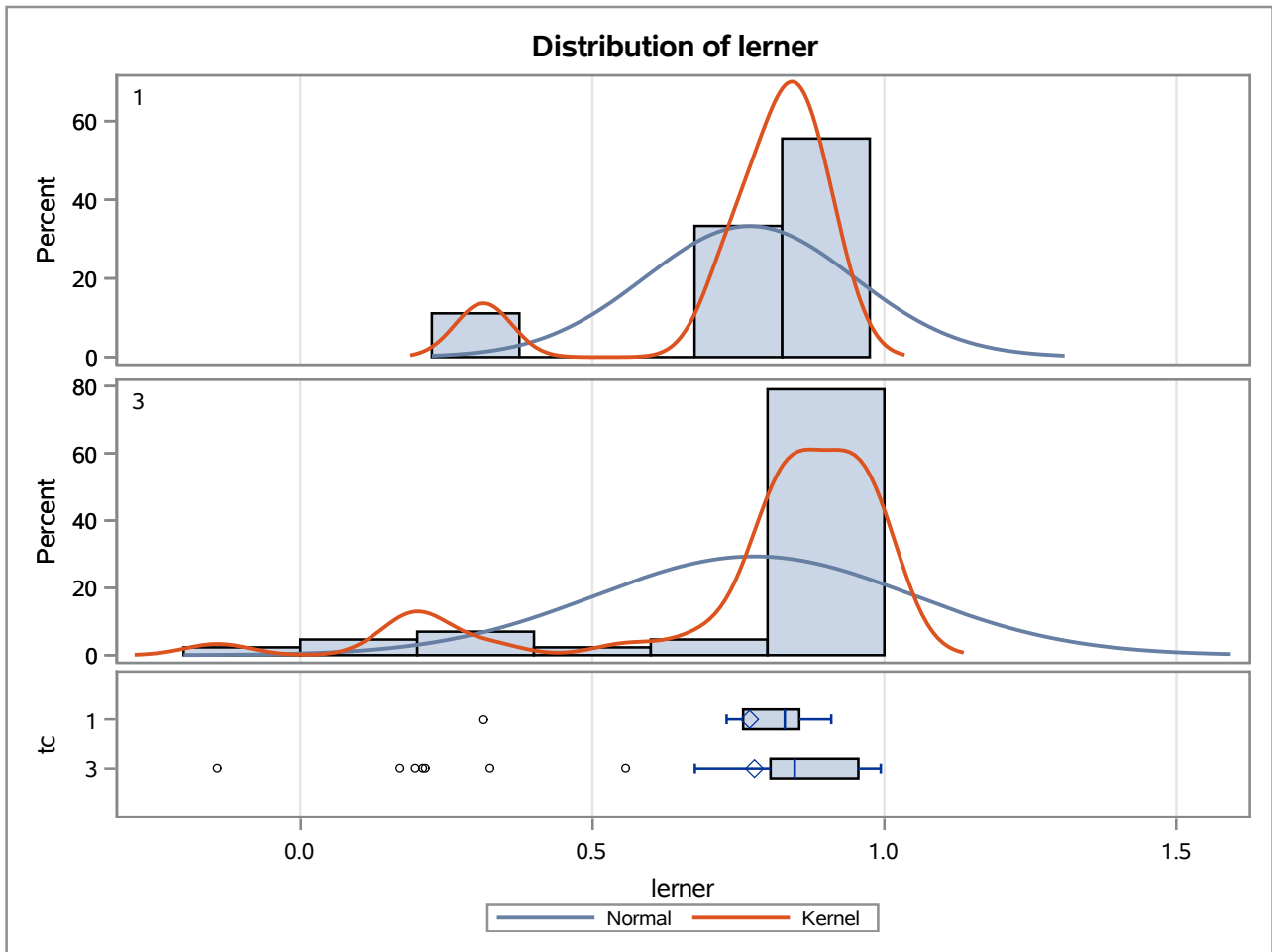
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	50	-1.64	0.1069
Satterthwaite	Unequal	18.59	-1.56	0.1366

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	8	42	7.15	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC15



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR16

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8526	562.7	0.0158	0.3003	0.8798
3		52	0.8849	263.3	0.0143	-0.6685	0.9994
Diff (1-2)	Pooled		-0.0323	326.3	0.0199		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0323		0.0213		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8526	0.8168	0.8885	562.7	387.1	1027.4
3		0.8849	0.8563	0.9136	263.3	220.7	326.6
Diff (1-2)	Pooled	-0.0323	-0.0721	0.00752	326.3	276.9	397.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0323	-0.0761	0.0115			

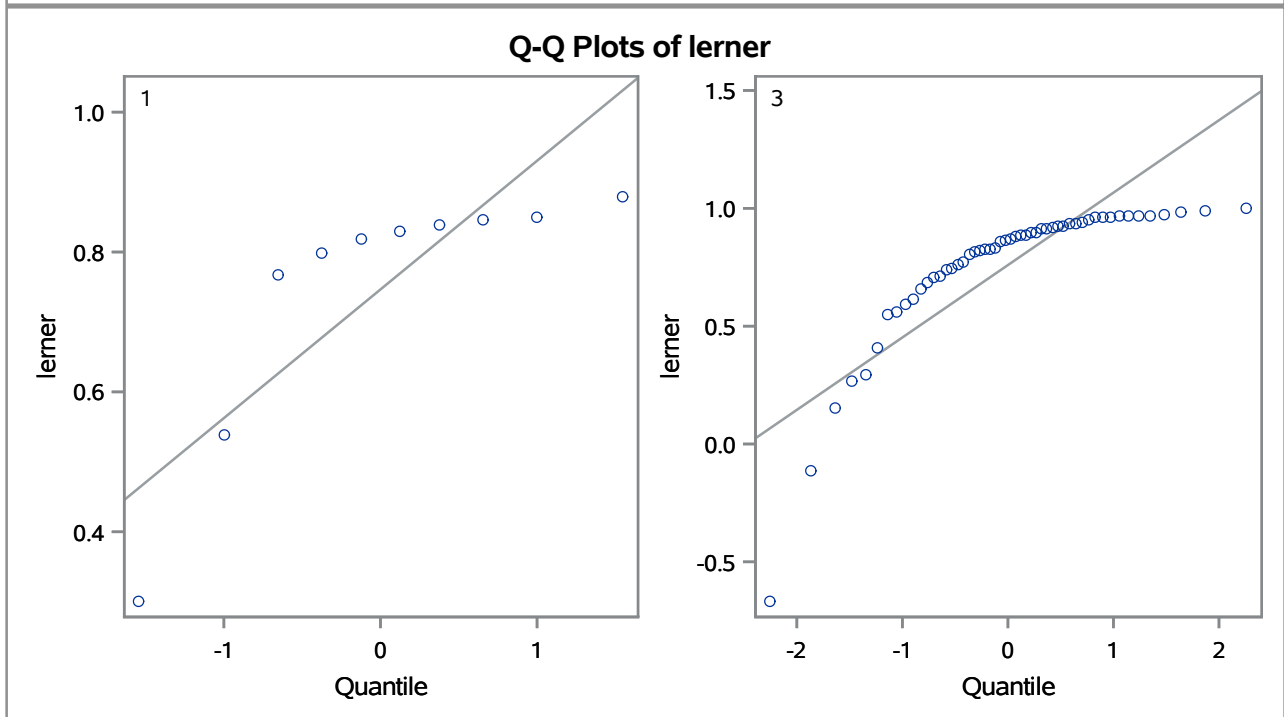
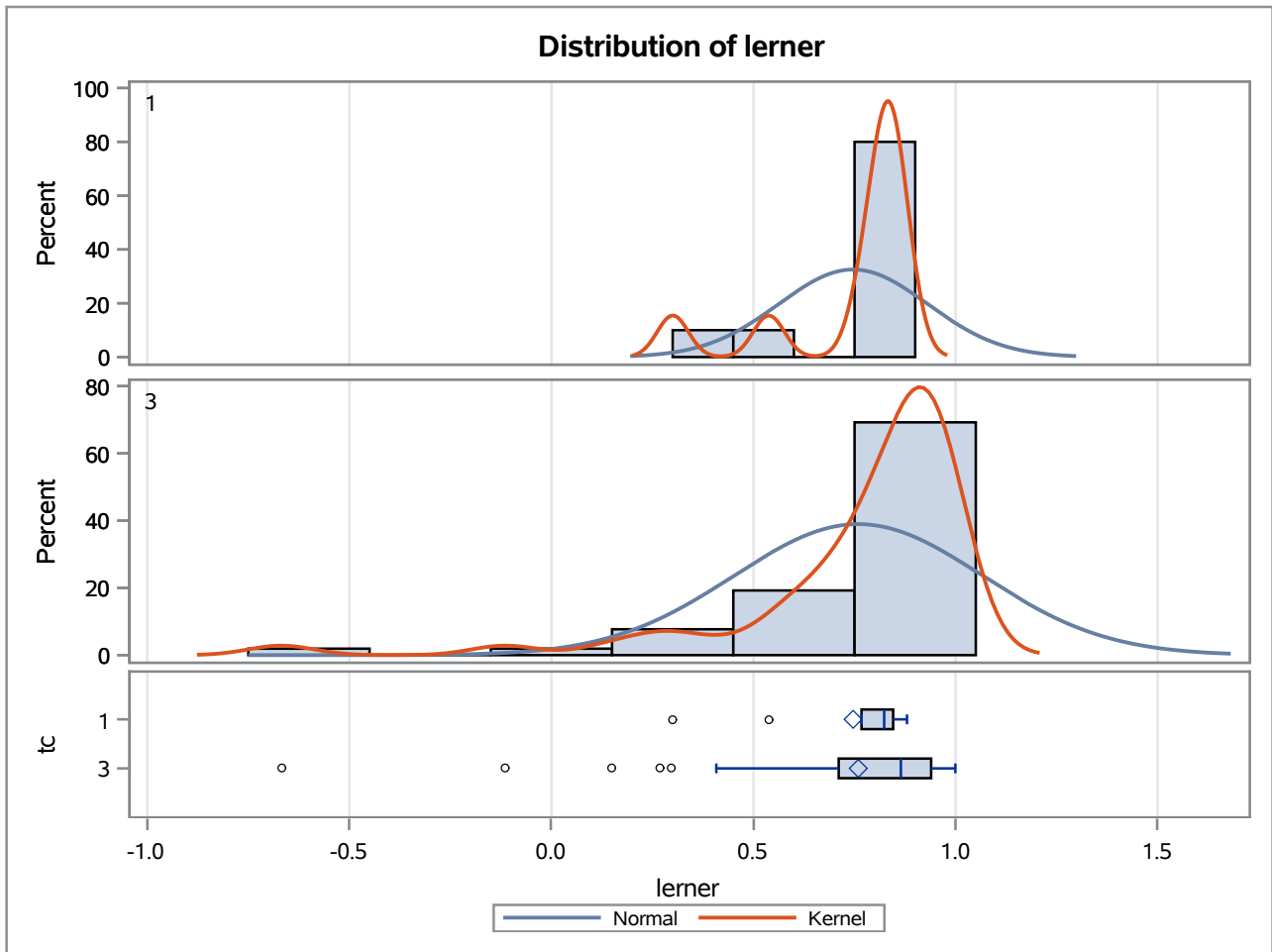
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	60	-1.62	0.1100
Satterthwaite	Unequal	26.419	-1.52	0.1415

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	51	4.57	0.0004

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR16



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN16

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8741	590.2	0.0166	0.2681	0.8954
3		51	0.8692	302.8	0.0166	-0.2093	0.9956
Diff (1-2)	Pooled		0.00497	361.7	0.0223		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.00497		0.0235		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8741	0.8365	0.9117	590.2	405.9	1077.4
3		0.8692	0.8358	0.9025	302.8	253.3	376.4
Diff (1-2)	Pooled	0.00497	-0.0397	0.0496	361.7	306.6	441.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.00497	-0.0430	0.0529			

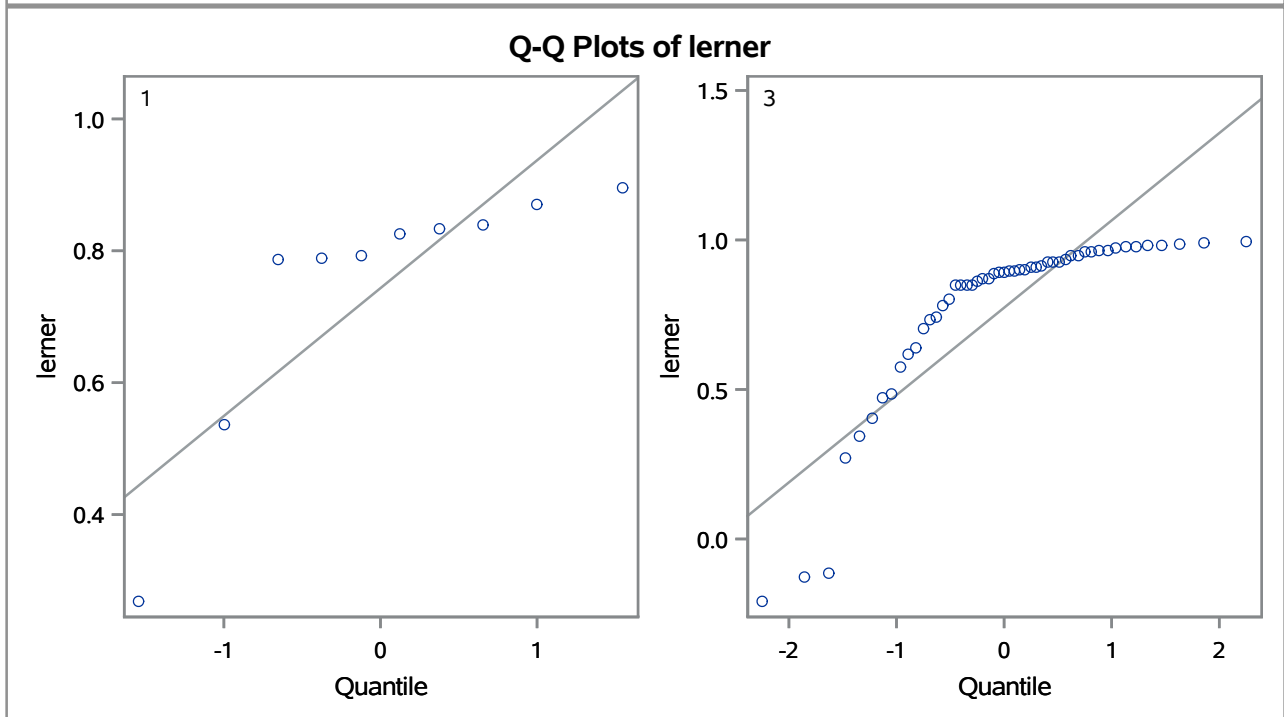
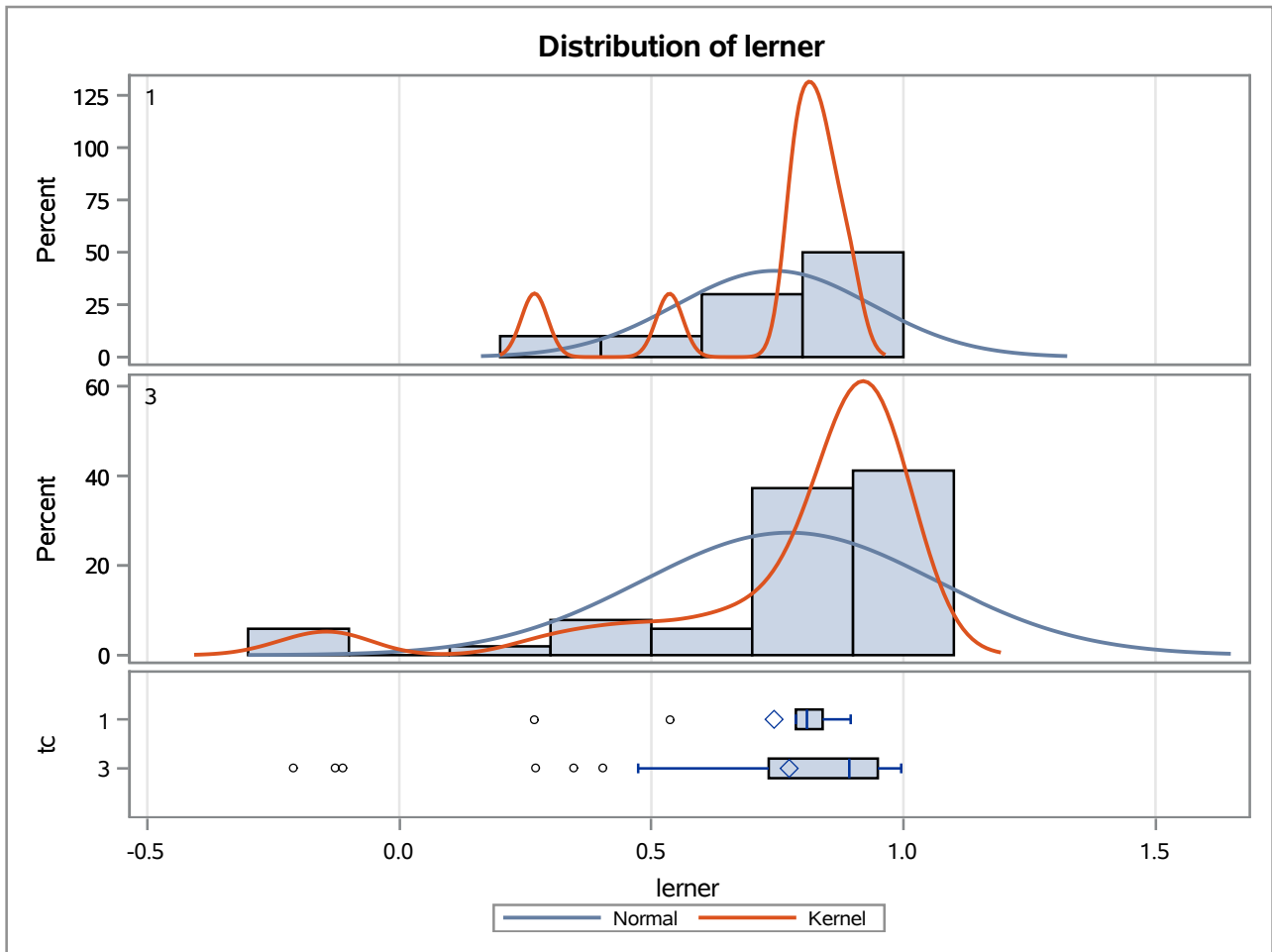
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	59	0.22	0.8244
Satterthwaite	Unequal	30.461	0.21	0.8338

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	50	3.80	0.0021

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN16



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP16

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8749	599.0	0.0169	0.3034	0.9122
3		49	0.9008	212.8	0.0125	-0.5093	0.9954
Diff (1-2)	Pooled		-0.0260	307.9	0.0201		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0260		0.0210		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8749	0.8366	0.9131	599.0	412.0	1093.5
3		0.9008	0.8757	0.9260	212.8	177.5	265.9
Diff (1-2)	Pooled	-0.0260	-0.0662	0.0142	307.9	260.3	376.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0260	-0.0698	0.0178			

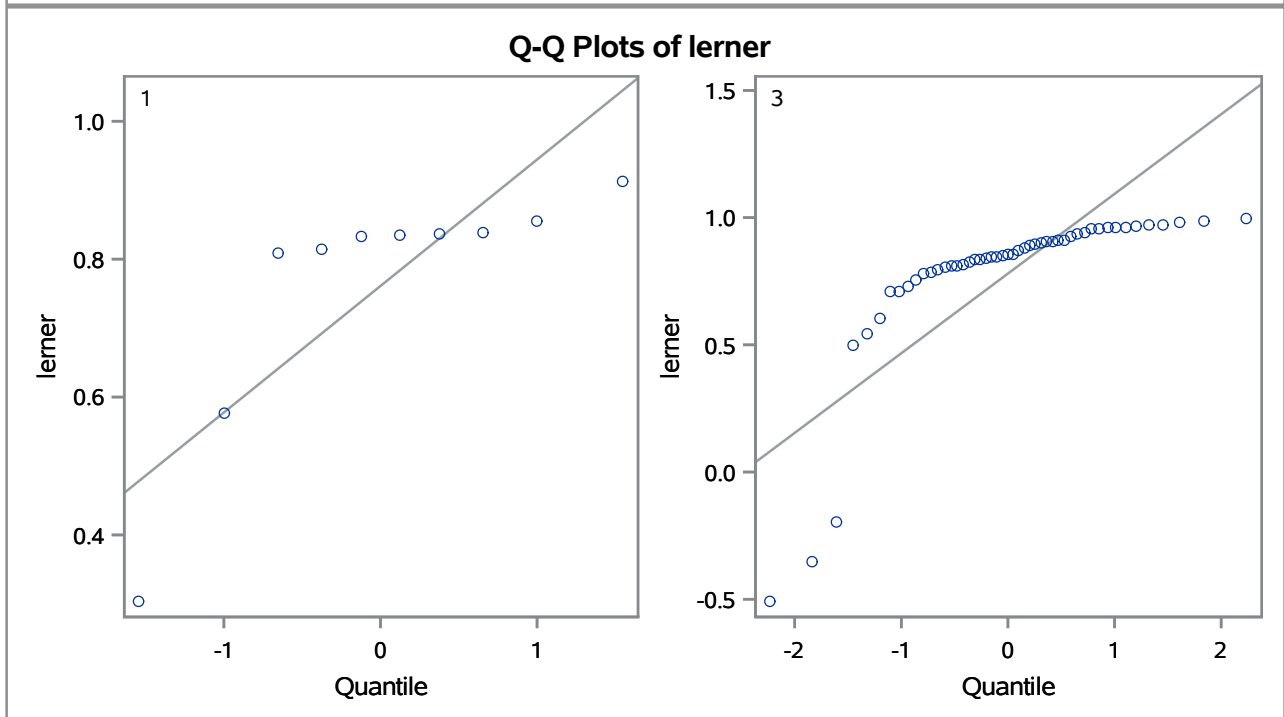
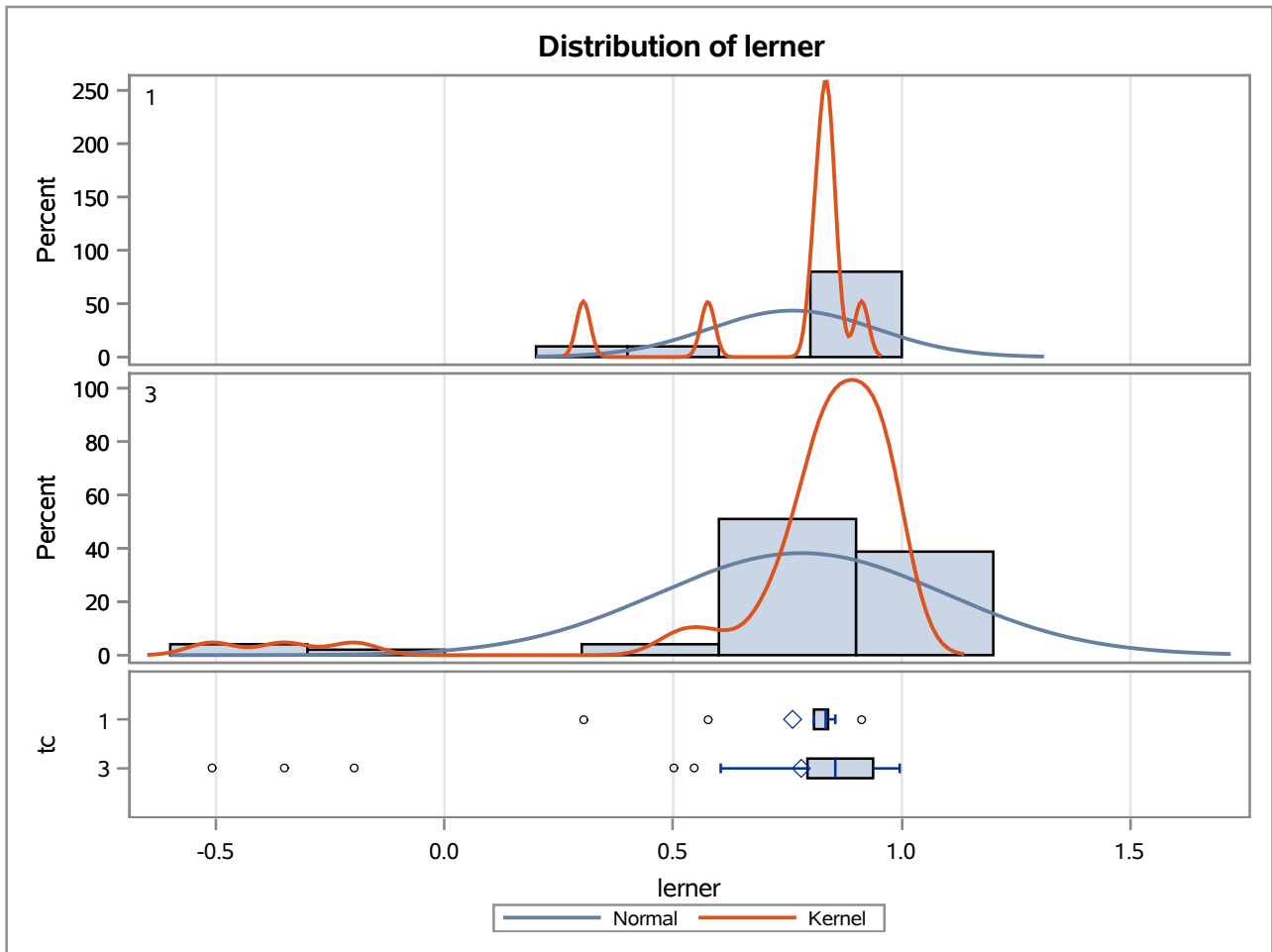
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	57	-1.29	0.2007
Satterthwaite	Unequal	20.379	-1.24	0.2308

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	48	7.92	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP16



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC16

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8649	582.2	0.0165	0.5029	0.9103
3		50	0.8742	365.9	0.0214	-0.6322	0.9979
Diff (1-2)	Pooled		-0.00931	407.1	0.0264		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.00931		0.0270		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8649	0.8276	0.9022	582.2	400.5	1062.9
3		0.8742	0.8313	0.9172	365.9	305.7	456.0
Diff (1-2)	Pooled	-0.00931	-0.0622	0.0436	407.1	344.6	497.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.00931	-0.0637	0.0451			

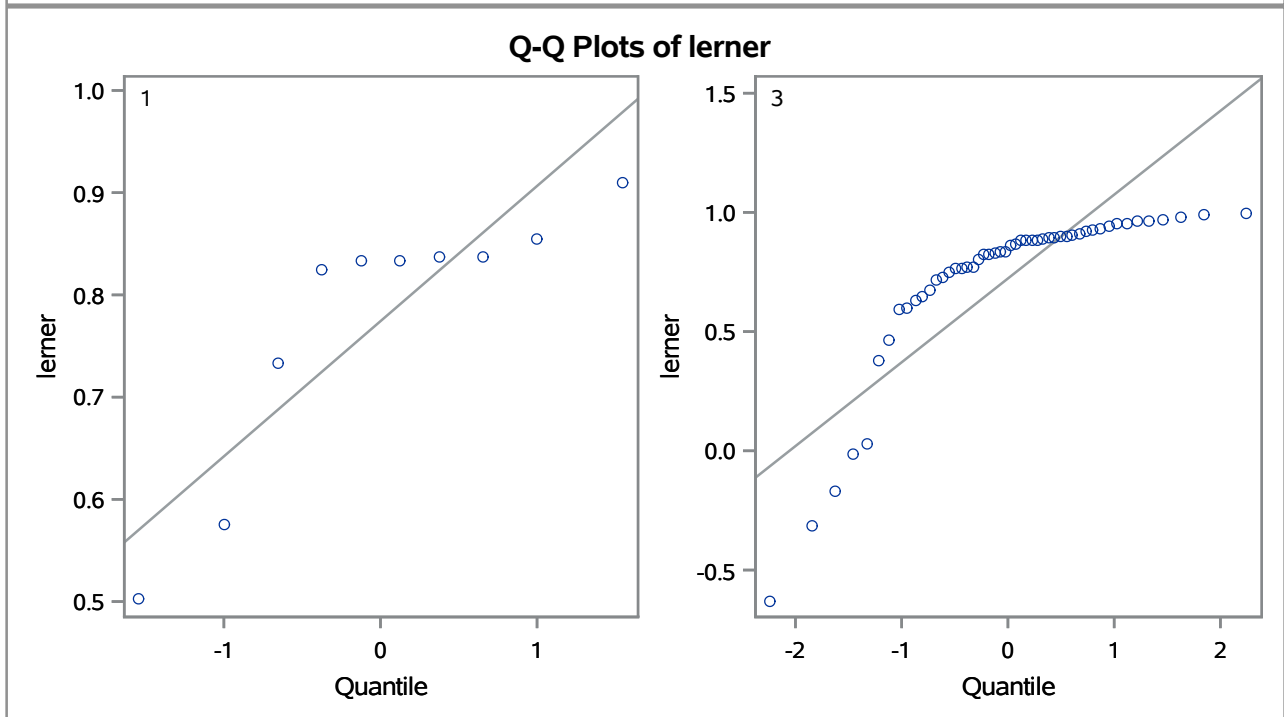
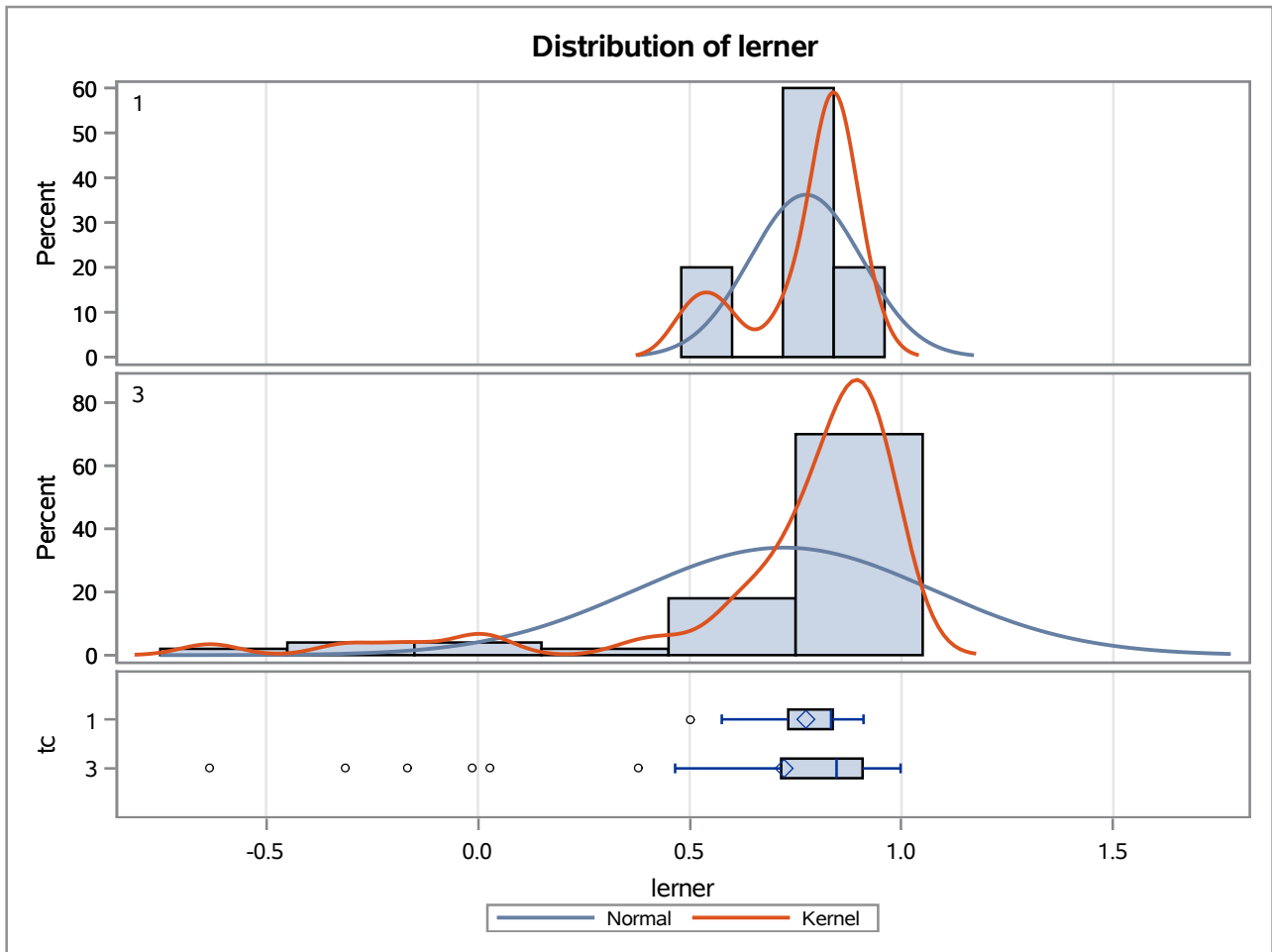
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	58	-0.35	0.7258
Satterthwaite	Unequal	42.575	-0.35	0.7318

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	49	2.53	0.0360

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC16



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR17

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8553	703.3	0.0199	0.2408	0.9015
3		51	0.8748	206.2	0.0120	0.0451	0.9958
Diff (1-2)	Pooled		-0.0195	333.9	0.0216		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0195		0.0233		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8553	0.8102	0.9004	703.3	483.8	1284.0
3		0.8748	0.8508	0.8989	206.2	172.5	256.3
Diff (1-2)	Pooled	-0.0195	-0.0627	0.0236	333.9	283.0	407.3
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0195	-0.0688	0.0297			

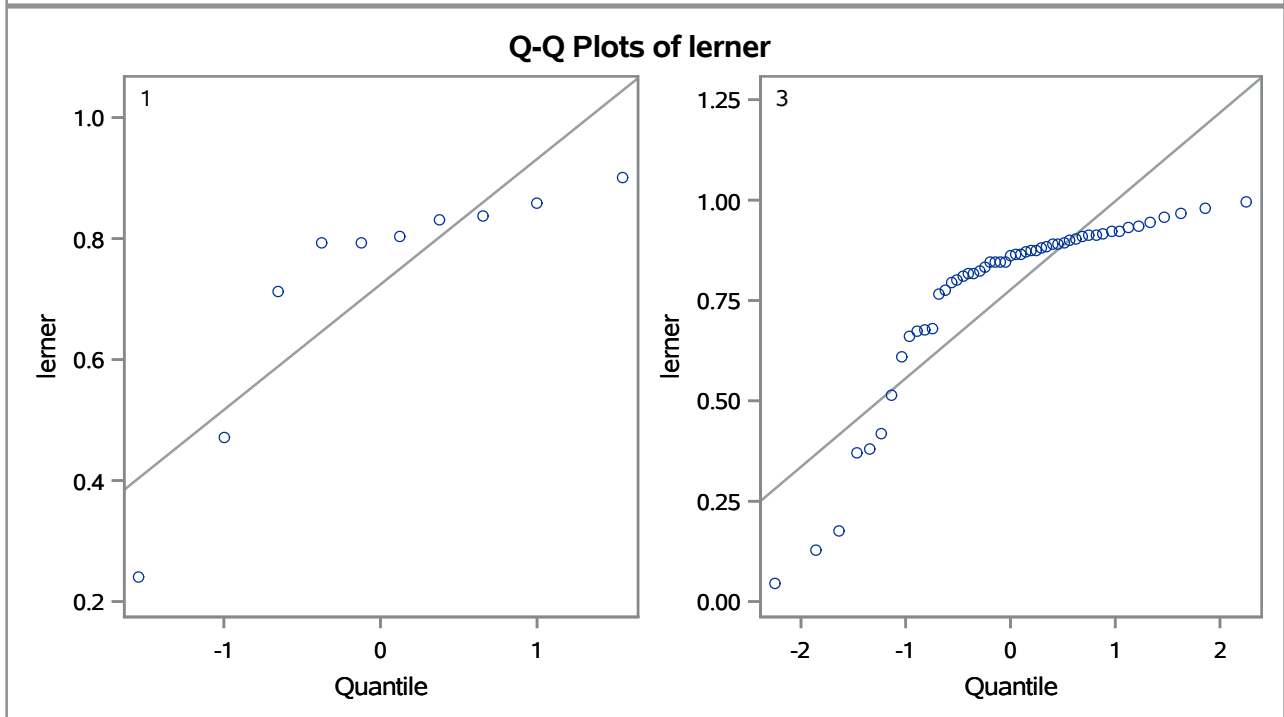
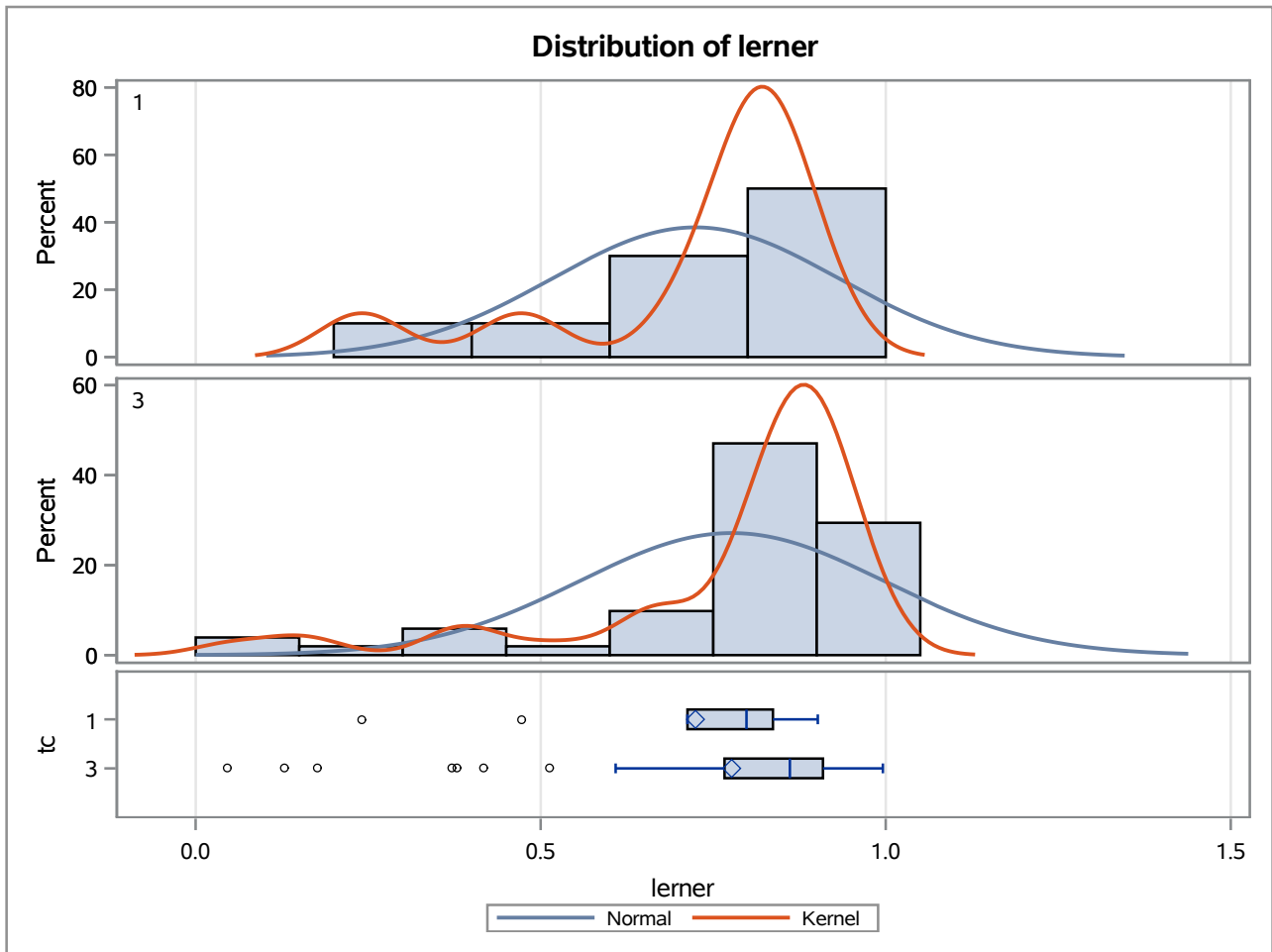
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	59	-0.91	0.3684
Satterthwaite	Unequal	16.265	-0.84	0.4128

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	50	11.63	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR17



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN17

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8413	690.4	0.0195	0.2546	0.8941
3		53	0.8498	249.6	0.0147	-0.3045	0.9976
Diff (1-2)	Pooled		-0.00854	351.3	0.0230		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.00854		0.0245		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8413	0.7970	0.8855	690.4	474.9	1260.4
3		0.8498	0.8203	0.8793	249.6	209.5	308.9
Diff (1-2)	Pooled	-0.00854	-0.0544	0.0374	351.3	298.6	427.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.00854	-0.0594	0.0423			

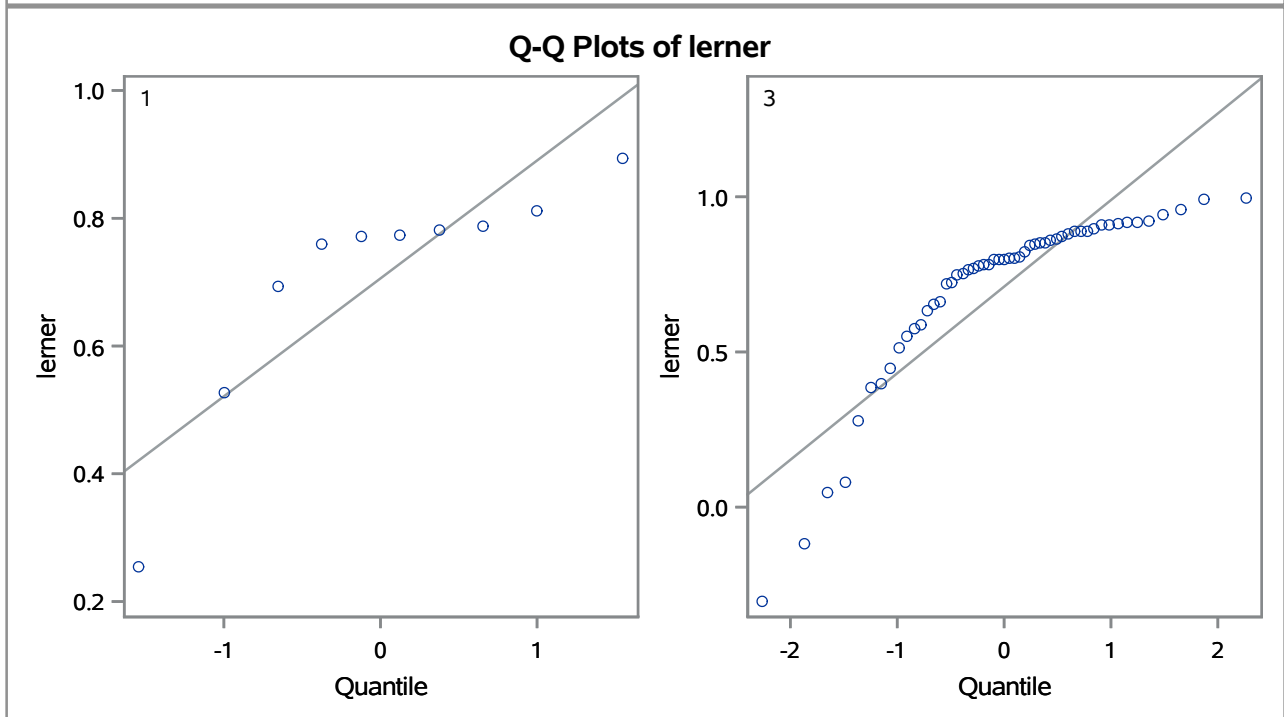
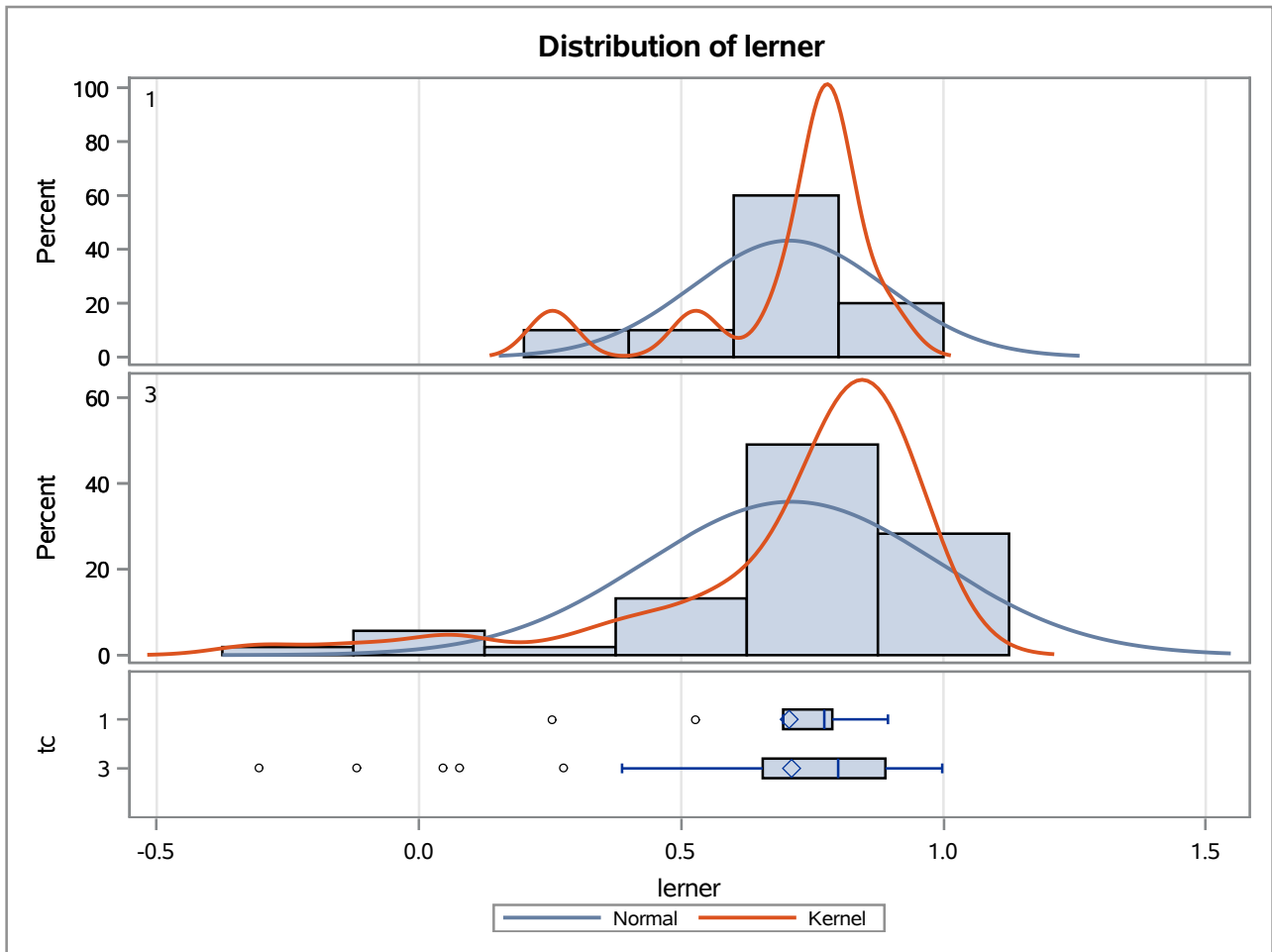
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	61	-0.37	0.7113
Satterthwaite	Unequal	20.911	-0.35	0.7305

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	52	7.65	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN17



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP17

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8095	915.0	0.0261	-0.0461	0.8791
3		51	0.8339	343.6	0.0197	-0.8740	0.9973
Diff (1-2)	Pooled		-0.0244	477.3	0.0306		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0244		0.0327		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8095	0.7505	0.8685	915.0	629.4	1670.5
3		0.8339	0.7943	0.8736	343.6	287.5	427.2
Diff (1-2)	Pooled	-0.0244	-0.0857	0.0368	477.3	404.6	582.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0244	-0.0925	0.0436			

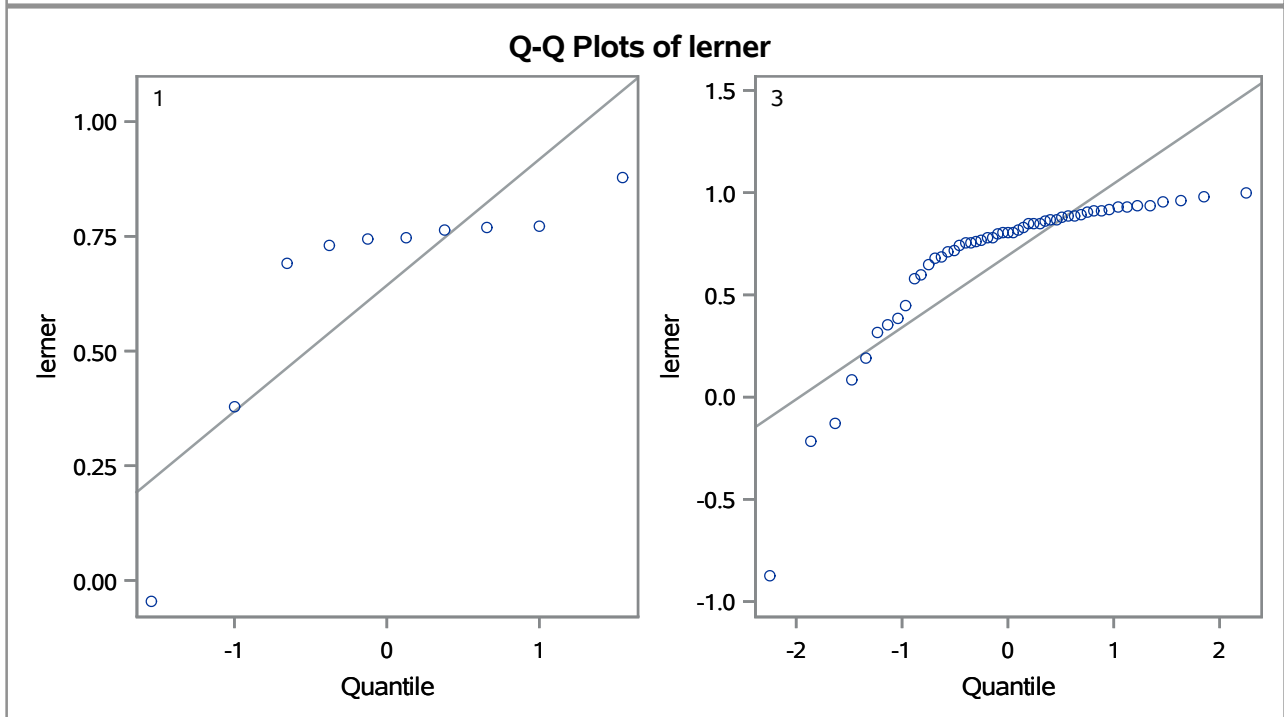
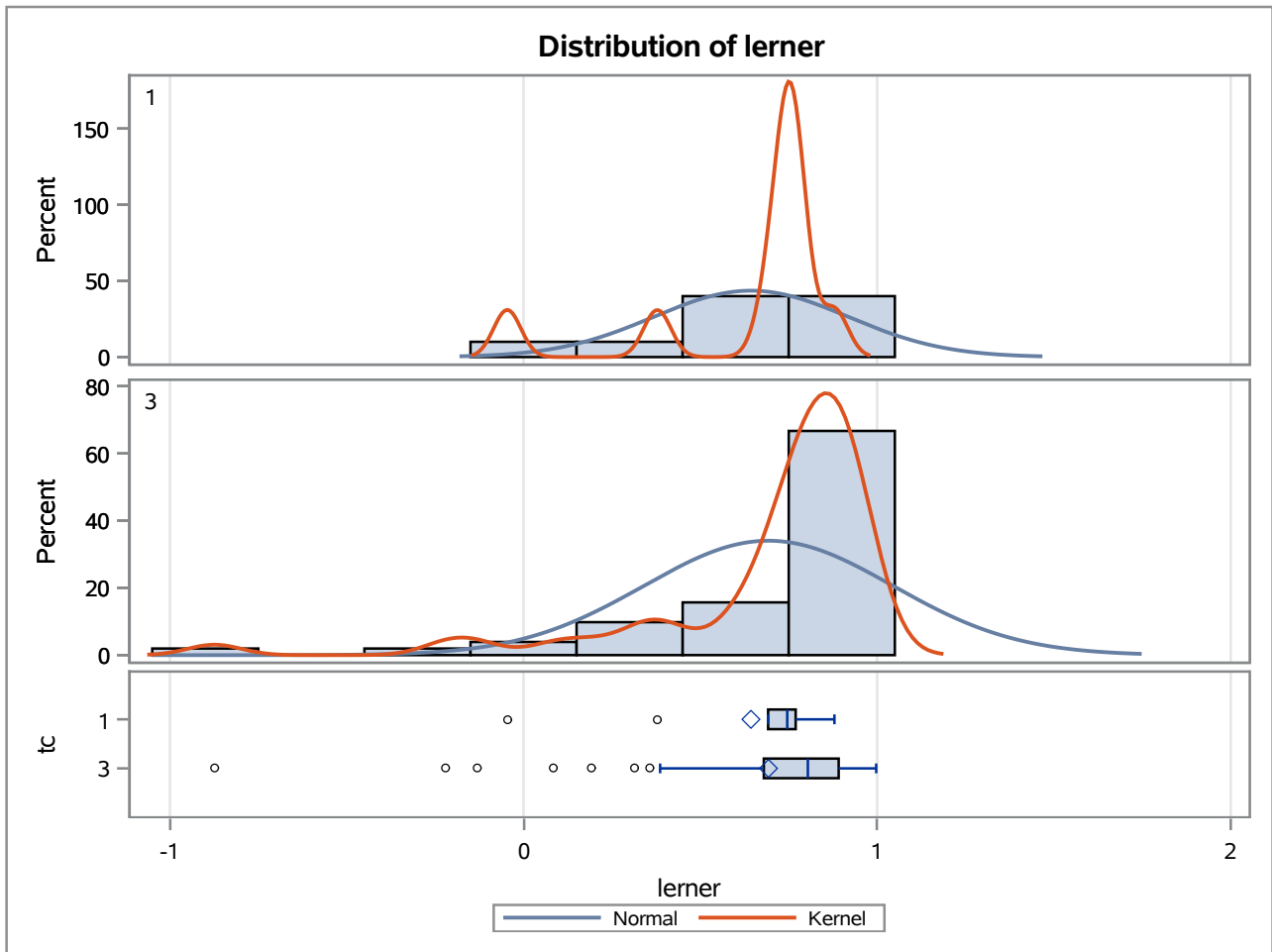
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	59	-0.80	0.4278
Satterthwaite	Unequal	21.016	-0.75	0.4633

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	50	7.09	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP17



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC17

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.8091	982.4	0.0281	-0.3388	0.8693
3		47	0.8092	359.4	0.0211	-0.7187	0.9910
Diff (1-2)	Pooled		-0.00015	515.7	0.0337		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.00015		0.0351		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.8091	0.7456	0.8726	982.4	675.7	1793.5
3		0.8092	0.7668	0.8517	359.4	298.6	451.3
Diff (1-2)	Pooled	-0.00015	-0.0676	0.0673	515.7	434.8	633.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.00015	-0.0732	0.0729			

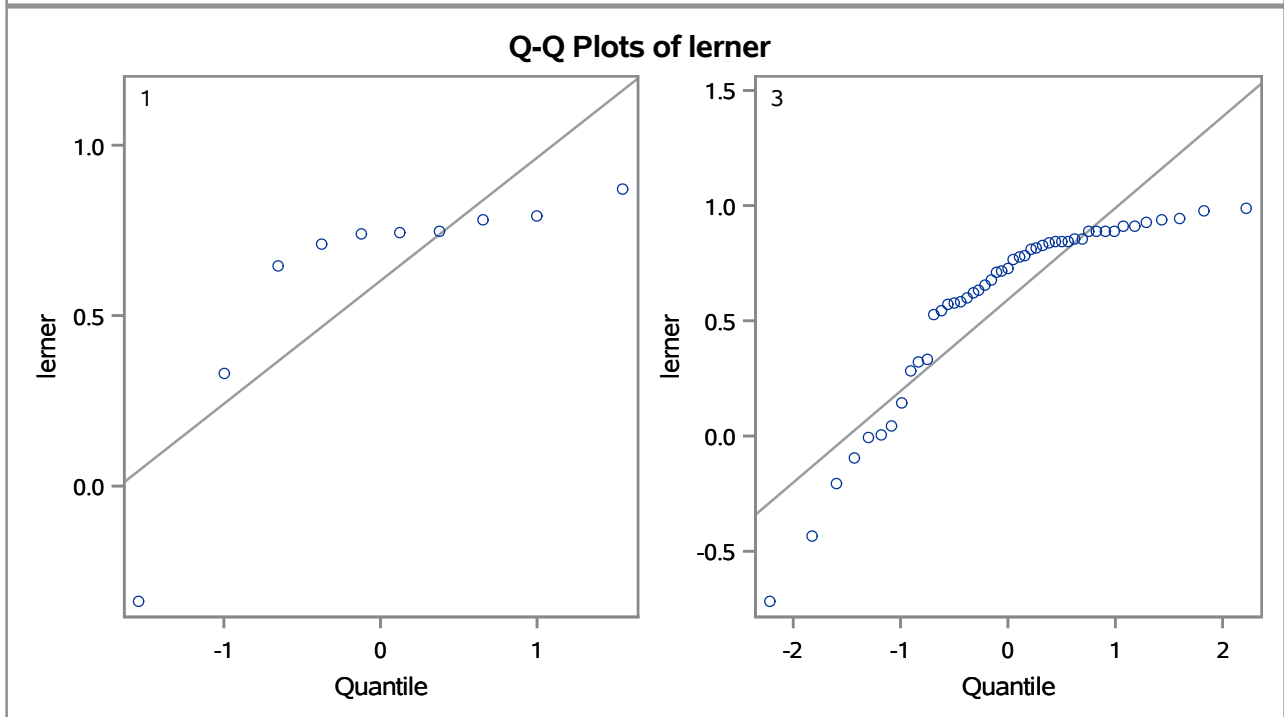
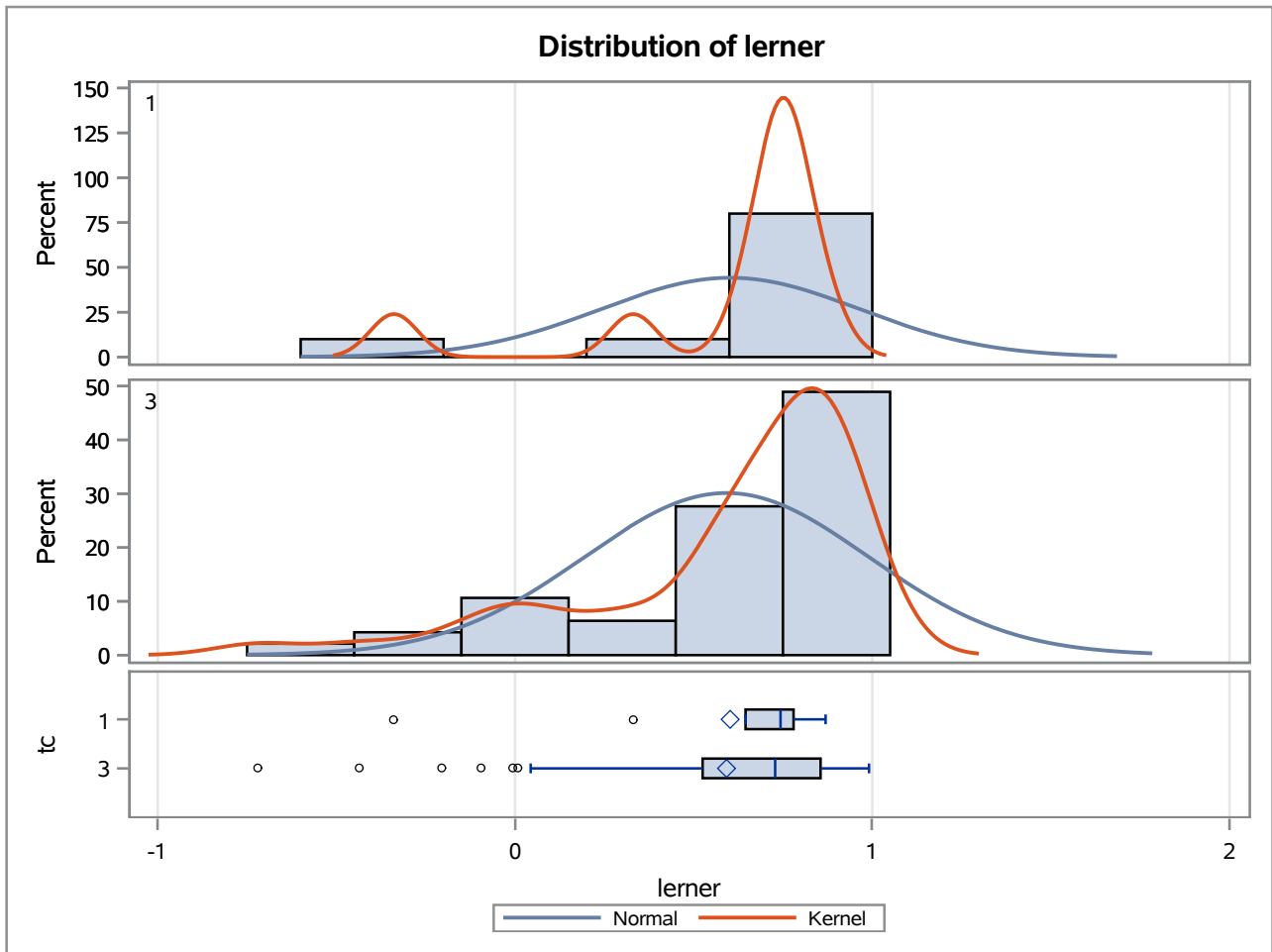
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	55	-0.00	0.9964
Satterthwaite	Unequal	20.726	-0.00	0.9966

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	46	7.47	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC17



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR18

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7743	1286.2	0.0369	-0.7697	0.8545
3		49	0.8167	331.0	0.0187	-0.5899	0.9936
Diff (1-2)	Pooled		-0.0425	594.5	0.0377		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0425		0.0414		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7743	0.6908	0.8577	1286.2	884.7	2348.1
3		0.8167	0.7792	0.8543	331.0	276.0	413.5
Diff (1-2)	Pooled	-0.0425	-0.1179	0.0329	594.5	502.6	727.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0425	-0.1311	0.0462			

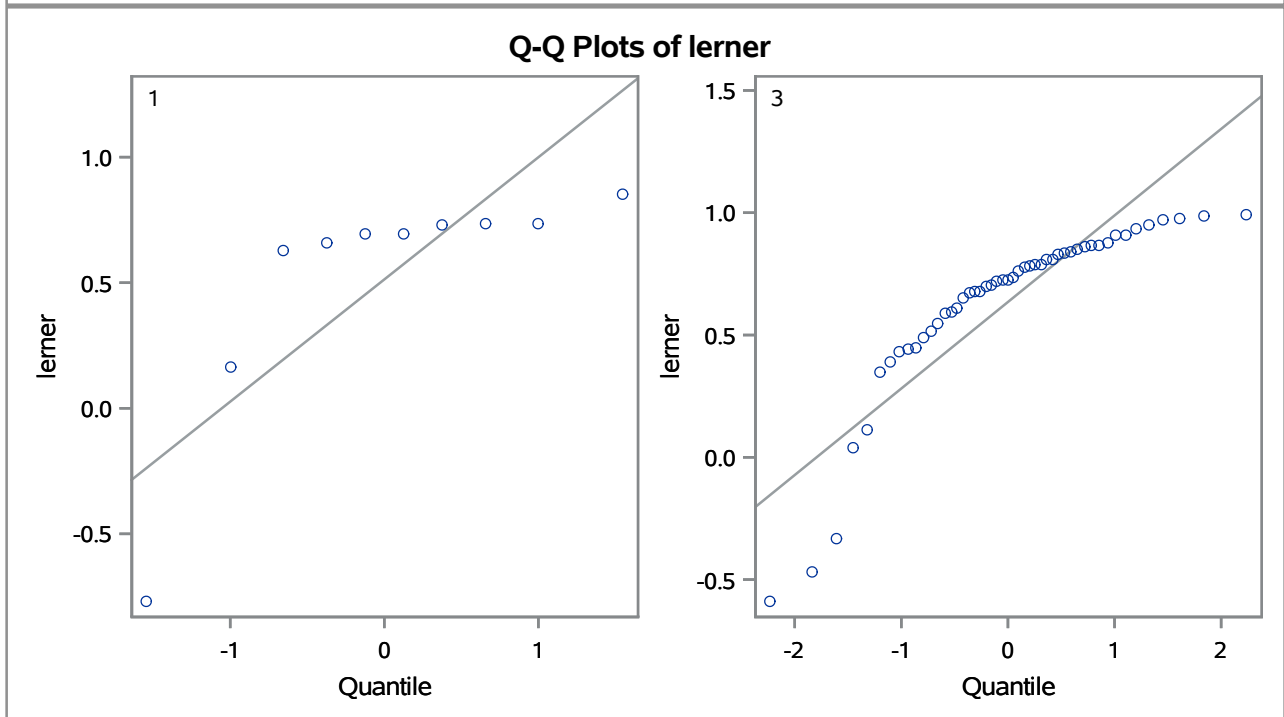
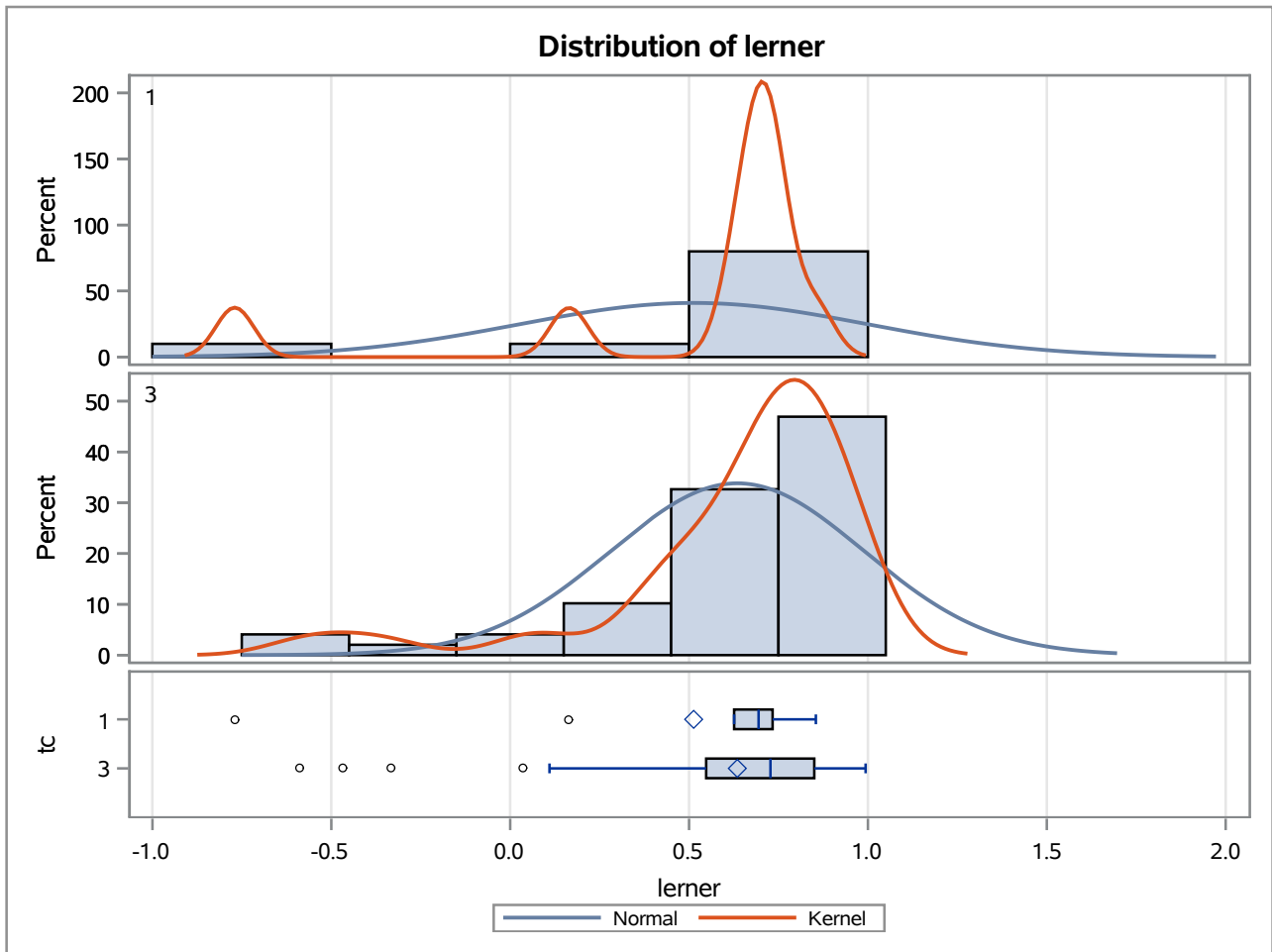
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	57	-1.13	0.2643
Satterthwaite	Unequal	14.04	-1.03	0.3220

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	48	15.10	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR18



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN18

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7574	891.9	0.0255	-0.3041	0.8236
3		52	0.8048	501.9	0.0278	-0.8167	0.9995
Diff (1-2)	Pooled		-0.0474	577.4	0.0360		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0474		0.0377		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7574	0.6996	0.8152	891.9	613.5	1628.3
3		0.8048	0.7490	0.8606	501.9	420.6	622.4
Diff (1-2)	Pooled	-0.0474	-0.1194	0.0246	577.4	490.1	703.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0474	-0.1240	0.0293			

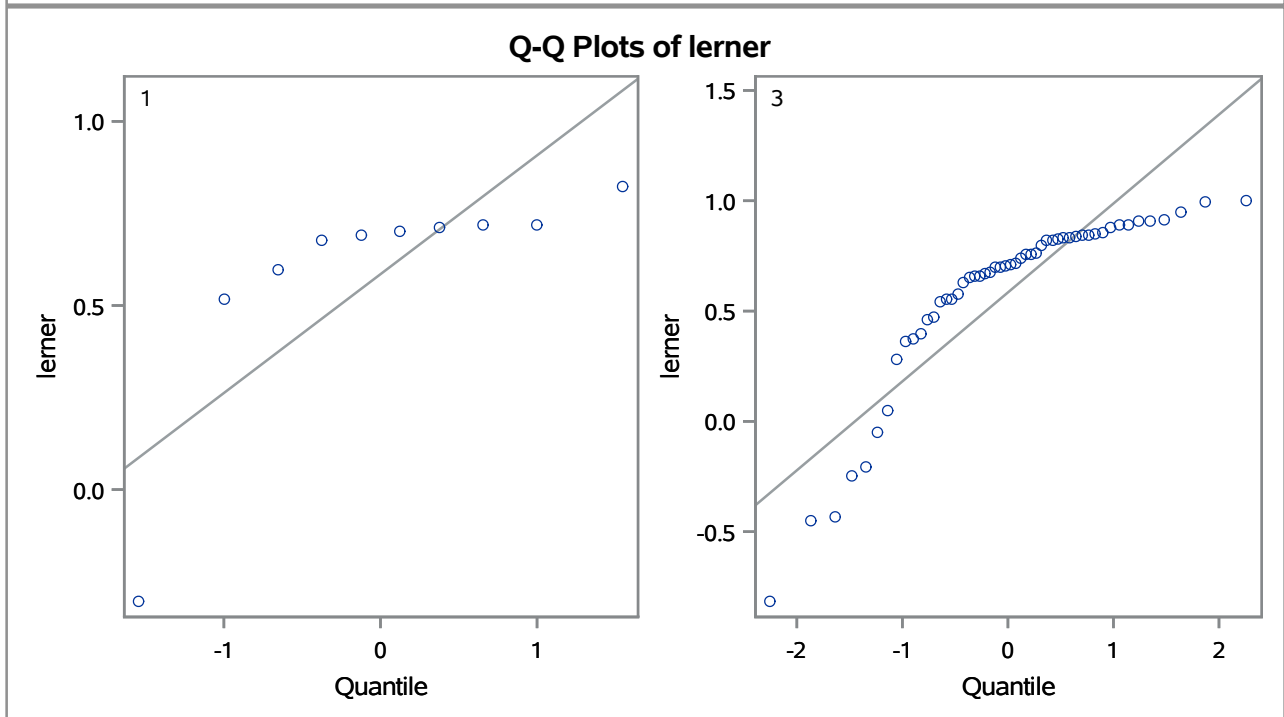
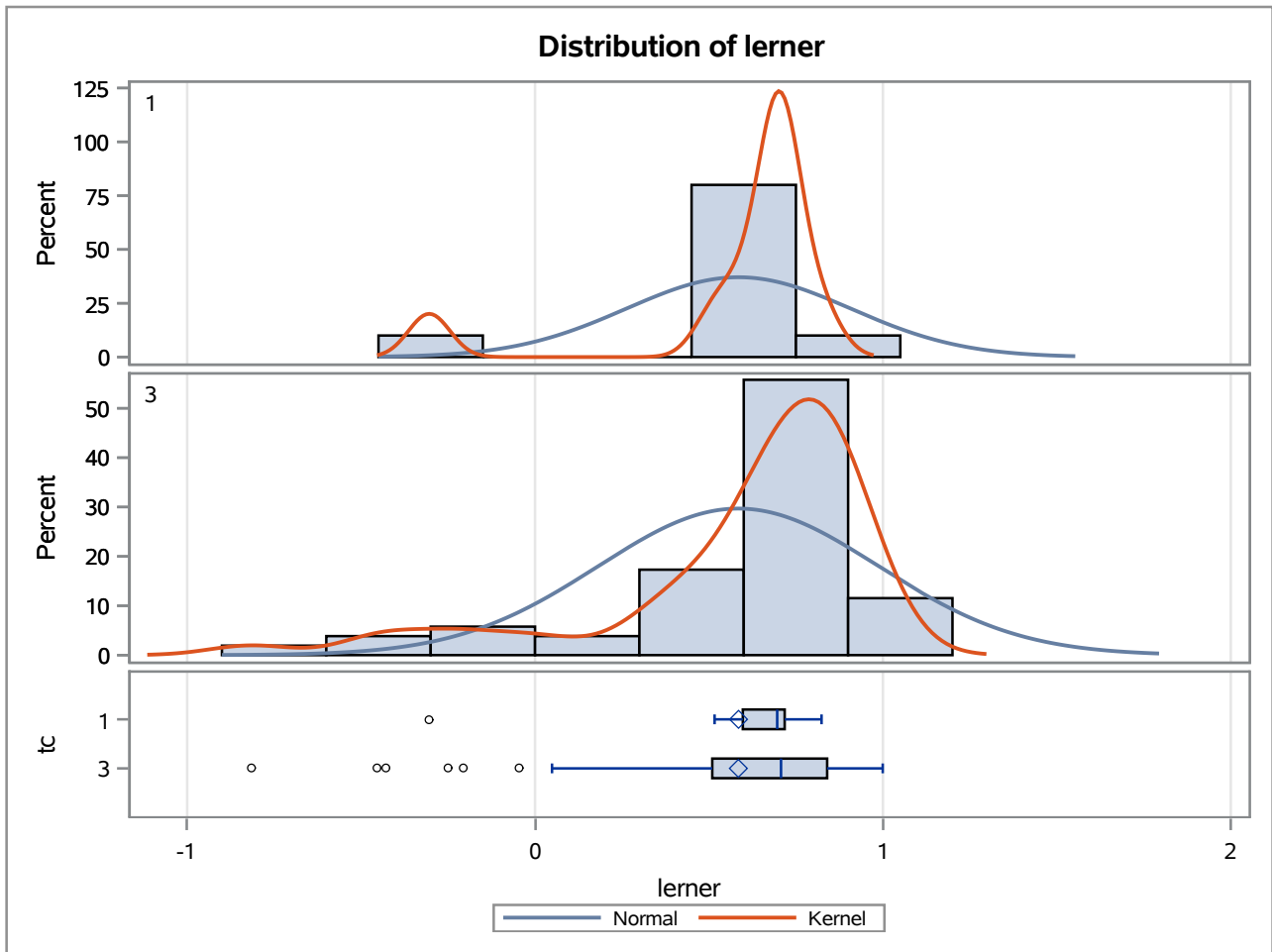
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	60	-1.32	0.1933
Satterthwaite	Unequal	34.426	-1.25	0.2180

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	51	3.16	0.0084

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN18



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP18

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7480	1057.9	0.0303	-0.4104	0.8246
3		54	0.7855	397.9	0.0216	-0.7716	0.9995
Diff (1-2)	Pooled		-0.0375	545.7	0.0335		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0375		0.0372		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7480	0.6794	0.8166	1057.9	727.7	1931.3
3		0.7855	0.7422	0.8288	397.9	334.5	491.2
Diff (1-2)	Pooled	-0.0375	-0.1045	0.0294	545.7	464.3	662.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0375	-0.1153	0.0402			

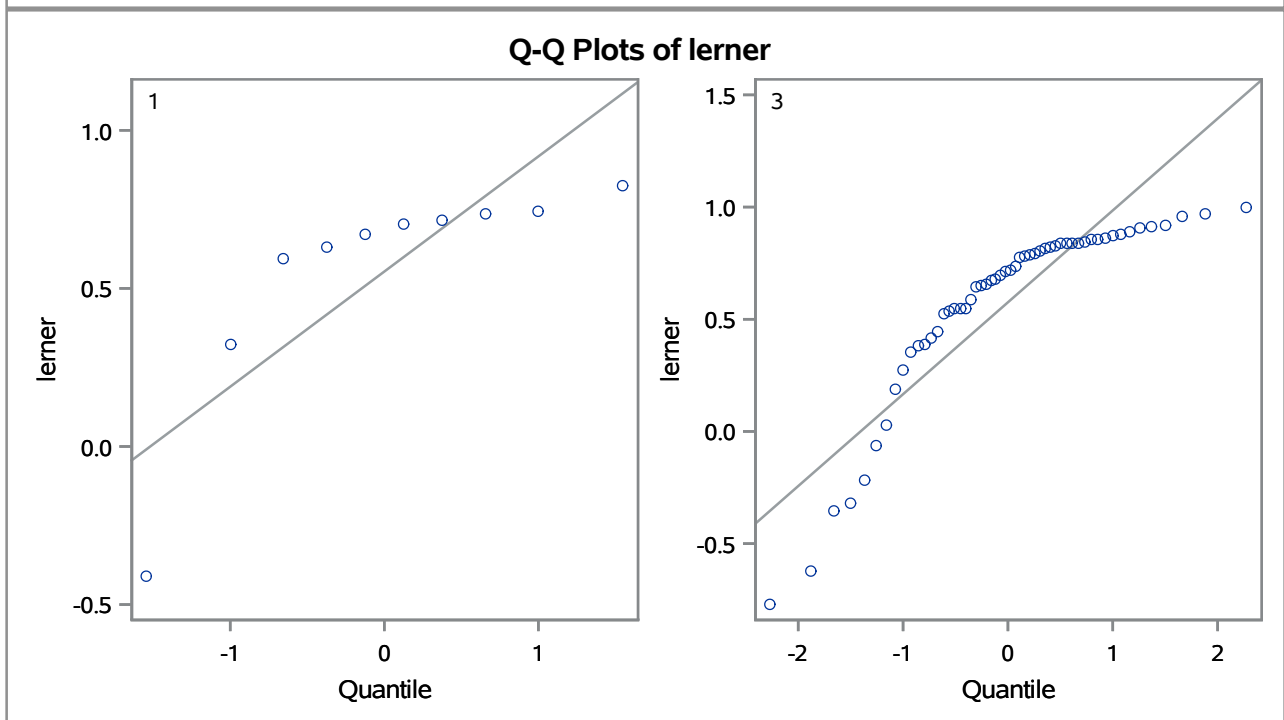
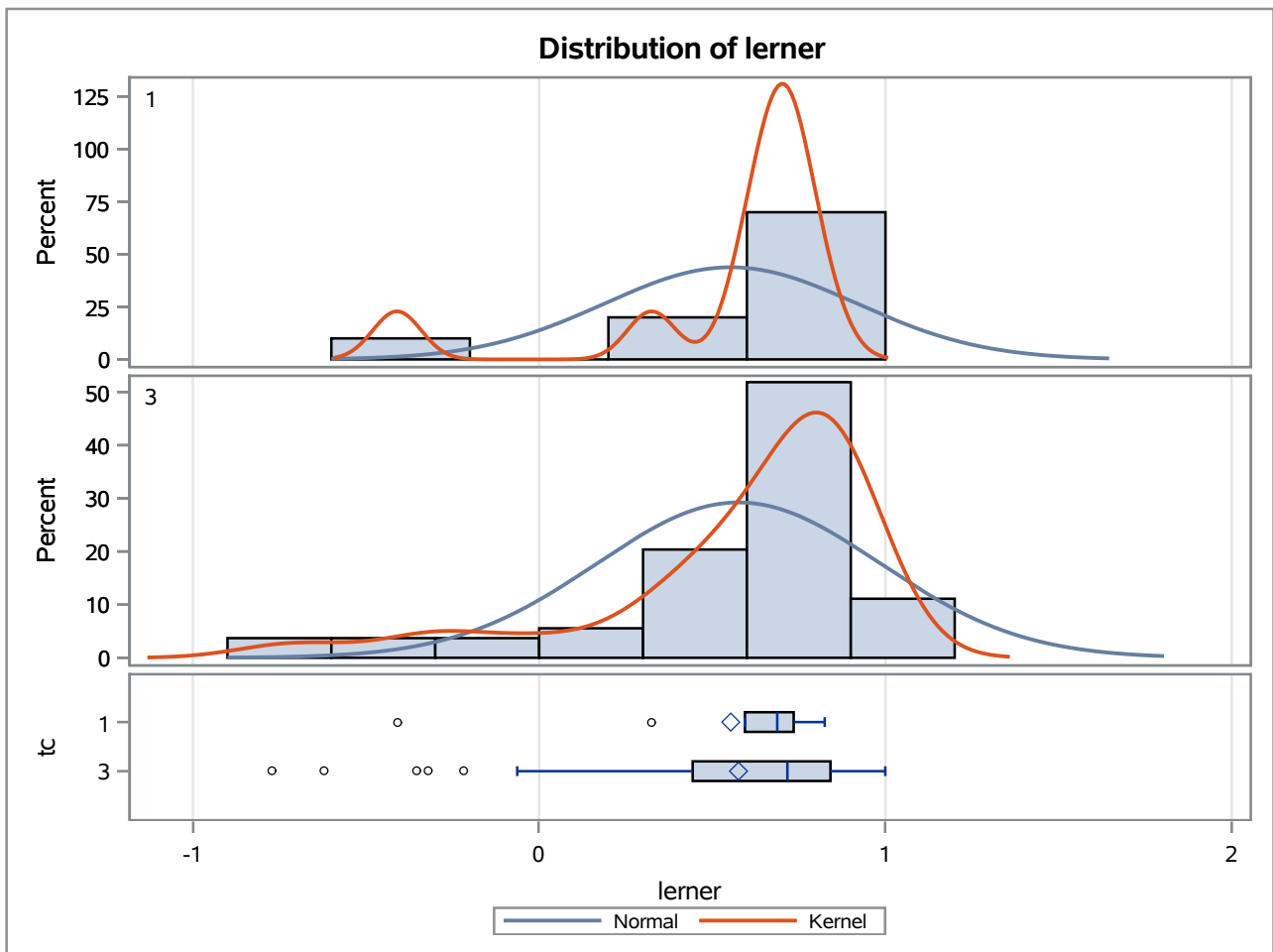
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	62	-1.12	0.2670
Satterthwaite	Unequal	19.592	-1.01	0.3258

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	53	7.07	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP18



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC18

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		8	0.7456	1502.4	0.0432	-0.5750	0.8437
3		45	0.7477	275.3	0.0156	-0.6418	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		-0.00209	612.5	0.0389		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.00209		0.0459		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7456	0.6435	0.8476	1502.4	993.3	3057.7
3		0.7477	0.7162	0.7791	275.3	227.9	347.7
Diff (1-2)	Pooled	-0.00209	-0.0802	0.0760	612.5	513.3	759.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.00209	-0.1060	0.1018			

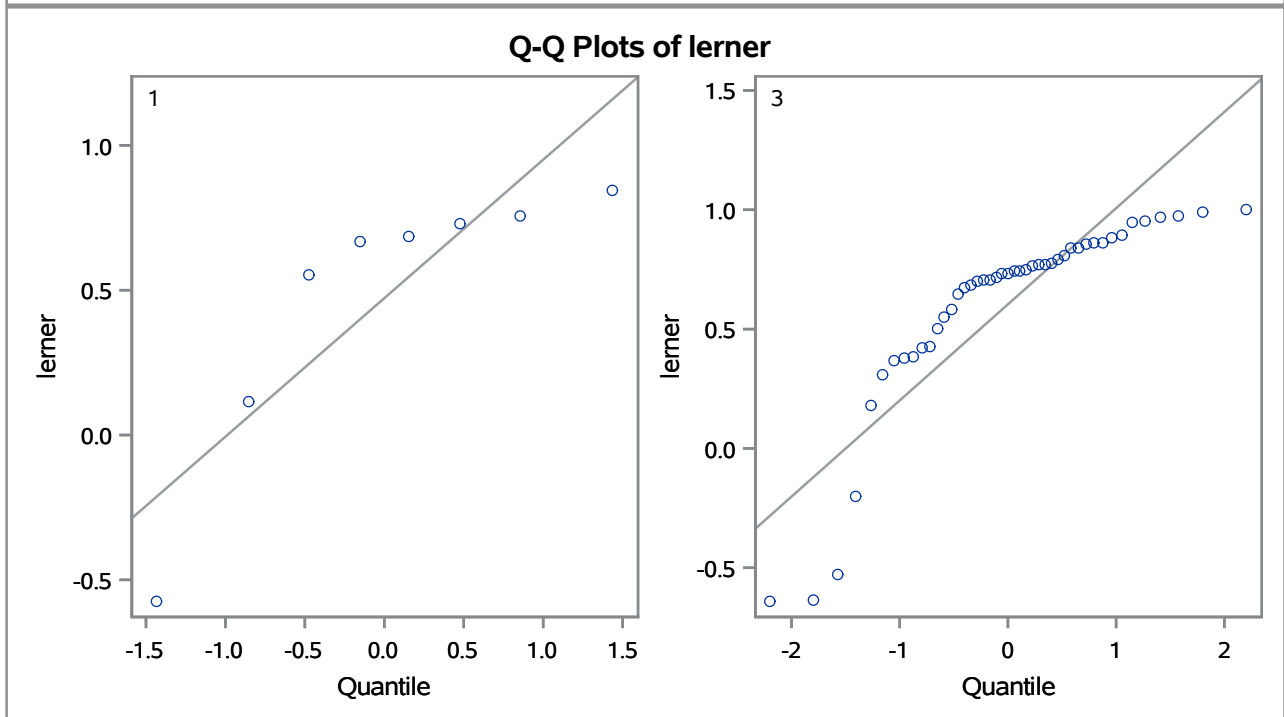
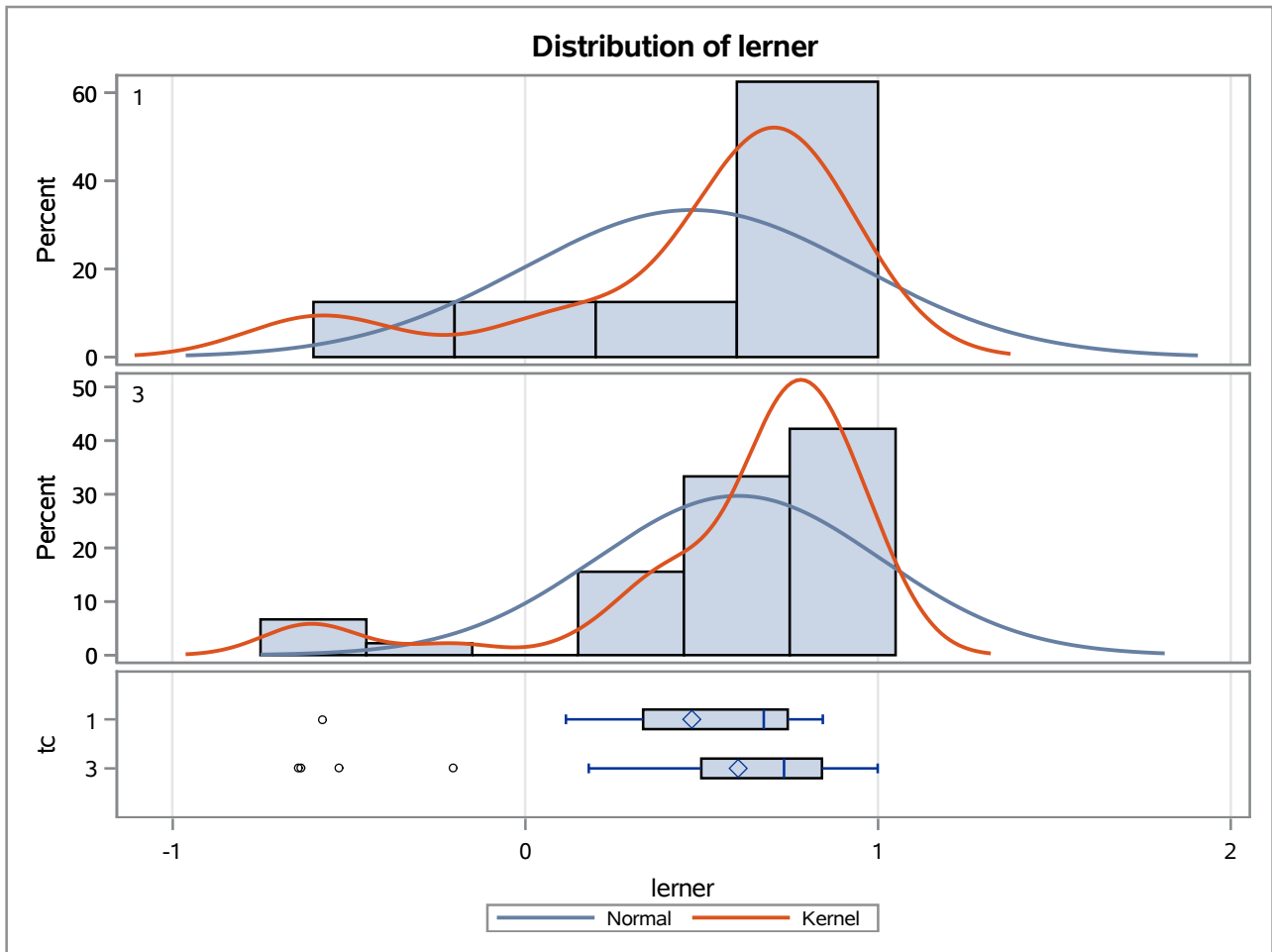
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	51	-0.05	0.9573
Satterthwaite	Unequal	8.9246	-0.05	0.9646

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	7	44	29.79	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC18



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR19

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		8	0.7389	1264.6	0.0365	-0.1196	0.8392
3		52	0.7777	544.2	0.0289	-0.7553	0.9966
Diff (1-2)	Pooled		-0.0388	673.4	0.0407		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0388		0.0466		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7389	0.6524	0.8253	1264.6	836.1	2573.8
3		0.7777	0.7198	0.8356	544.2	456.1	674.9
Diff (1-2)	Pooled	-0.0388	-0.1202	0.0426	673.4	570.0	822.8
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0388	-0.1369	0.0592			

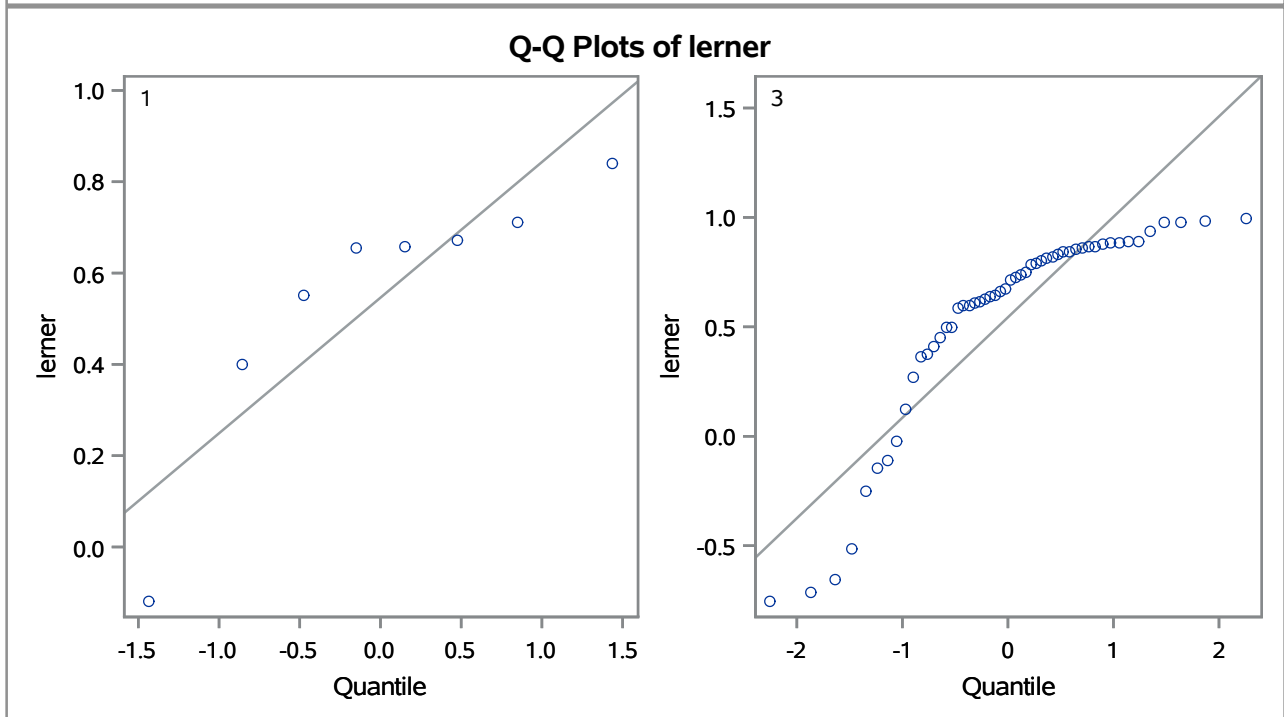
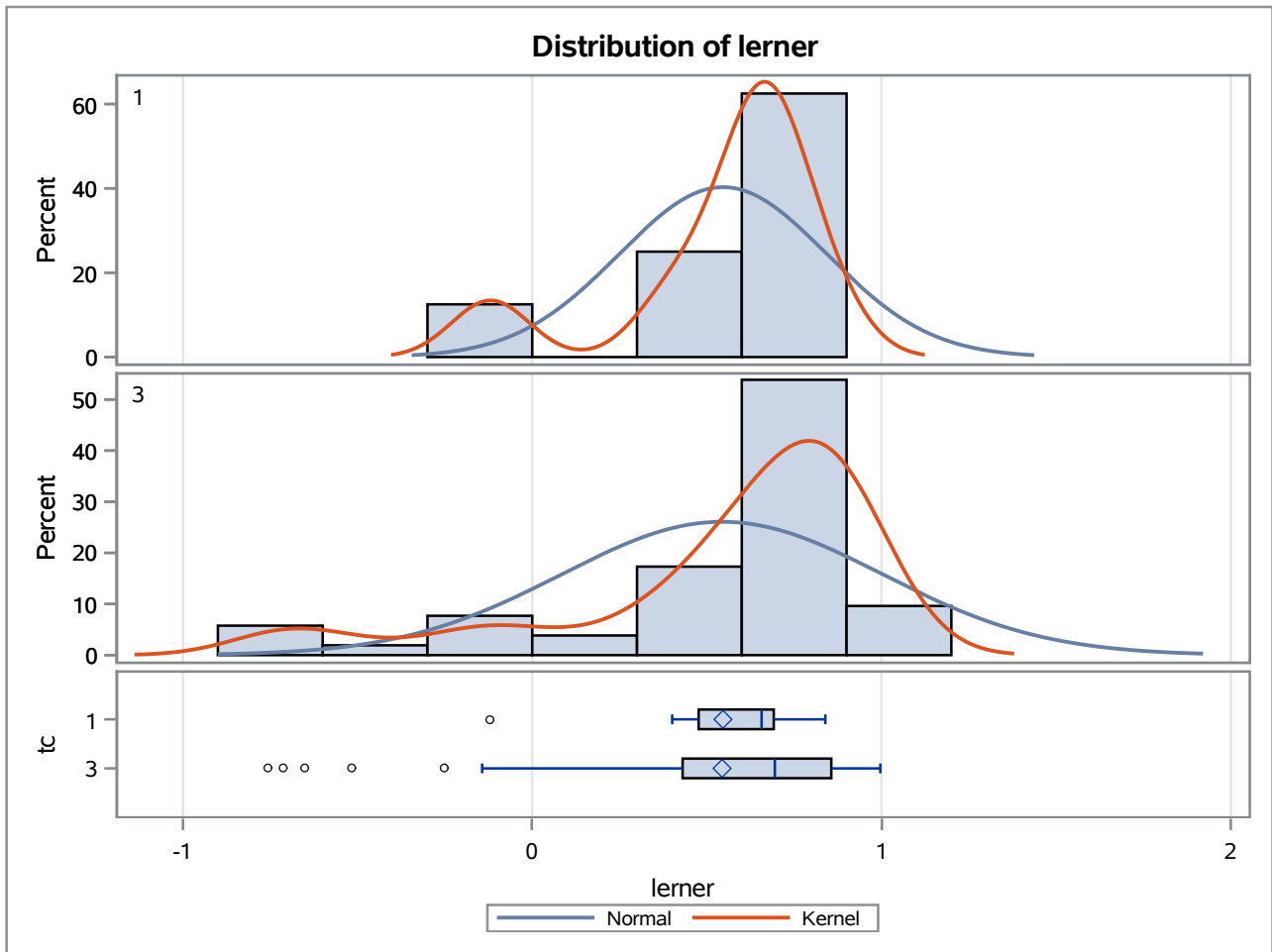
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	58	-0.96	0.3435
Satterthwaite	Unequal	17.516	-0.83	0.4155

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	7	51	5.40	0.0002

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR19



The TTEST Procedure**Variable: lerner**

trimestre=JUN19

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.7371	1397.0	0.0403	-0.7386	0.8706
3		52	0.7830	452.9	0.0246	-0.8470	0.9913
Diff (1-2)	Pooled		-0.0458	683.4	0.0420		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0458		0.0472		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.7371	0.6459	0.8283	1397.0	960.9	2550.3
3		0.7830	0.7337	0.8322	452.9	379.6	561.7
Diff (1-2)	Pooled	-0.0458	-0.1298	0.0381	683.4	580.0	832.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0458	-0.1457	0.0540			

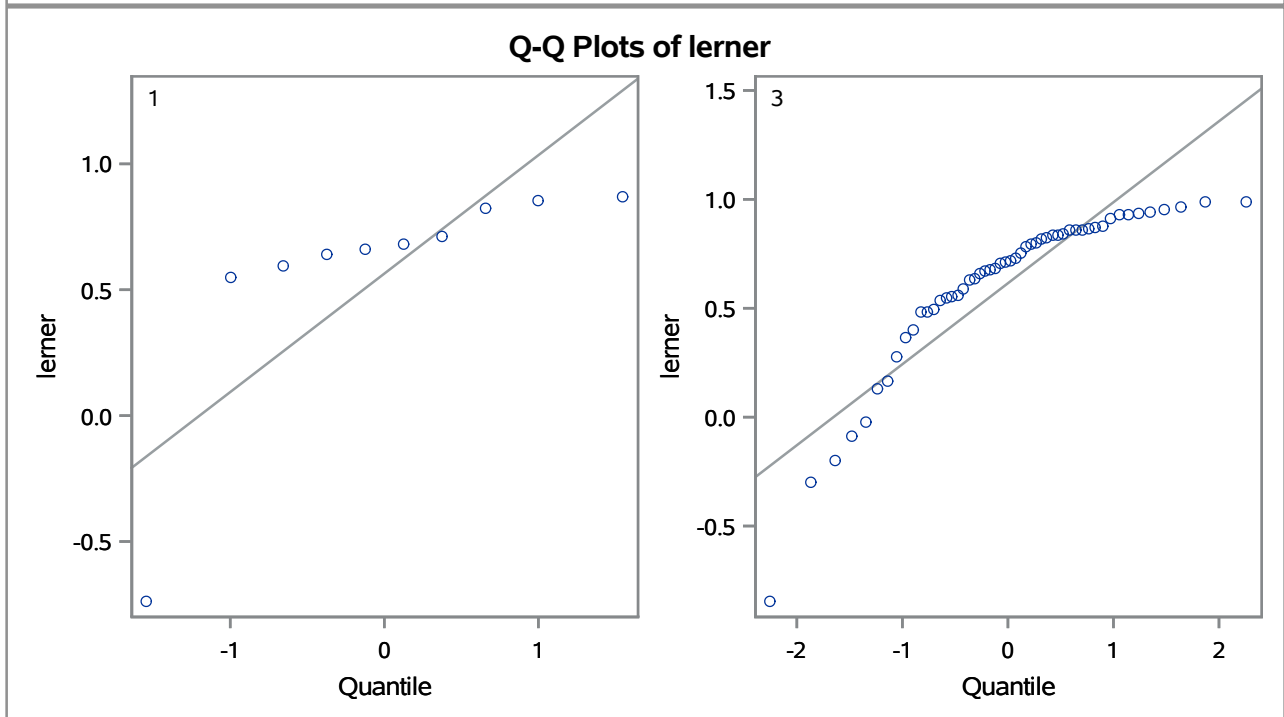
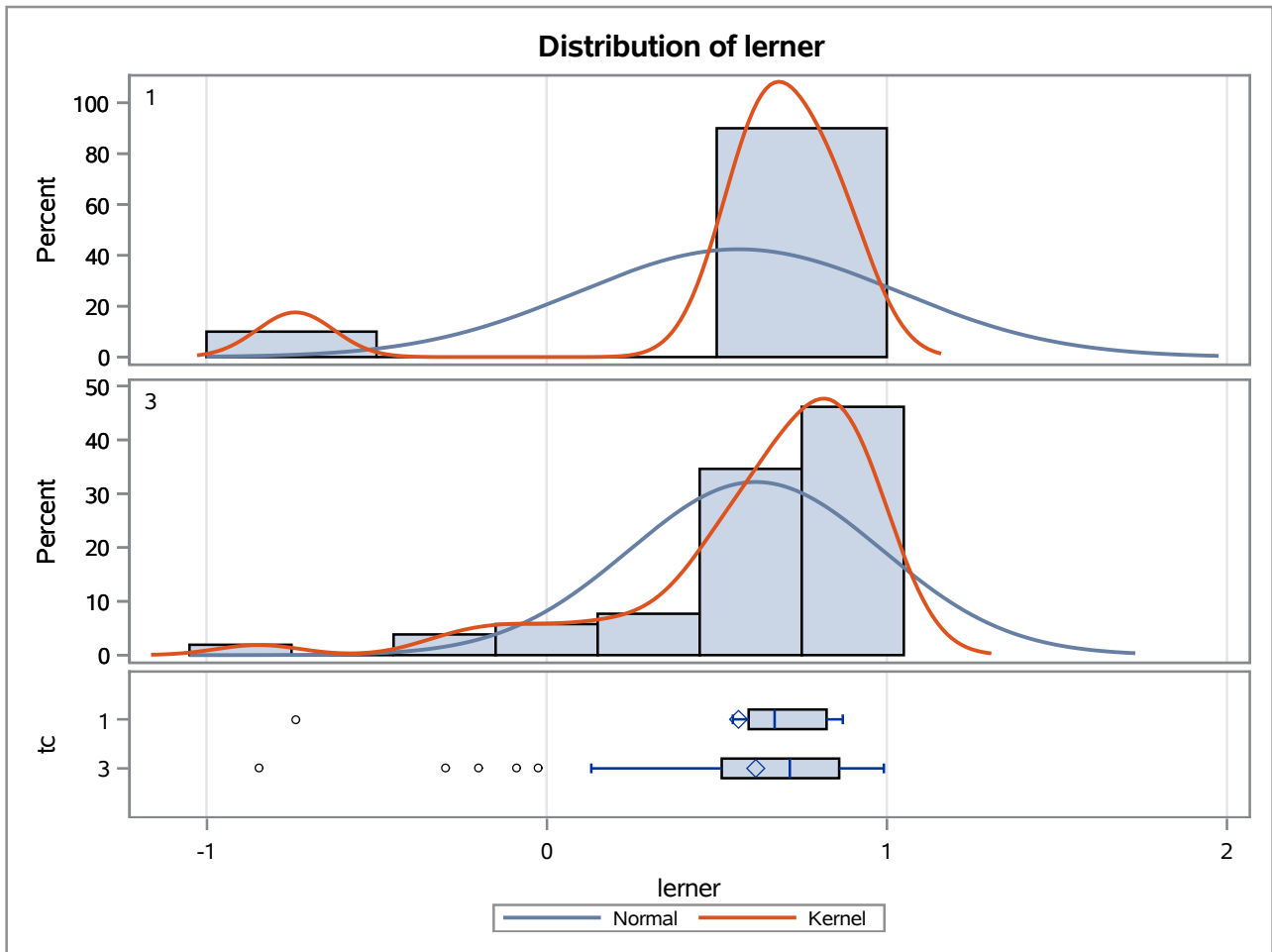
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	60	-1.09	0.2792
Satterthwaite	Unequal	16.511	-0.97	0.3456

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	51	9.51	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN19



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP19

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
1		10	0.6849	1482.4	0.0427	-0.3074	0.8235
3		55	0.8044	435.8	0.0225	-0.7872	1.0000
Diff (1-2)	Pooled		-0.1195	690.5	0.0408		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.1195		0.0483		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
1		0.6849	0.5882	0.7816	1482.4	1019.7	2706.3
3		0.8044	0.7593	0.8495	435.8	366.9	536.9
Diff (1-2)	Pooled	-0.1195	-0.2011	-0.0379	690.5	588.1	836.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.1195	-0.2228	-0.0162			

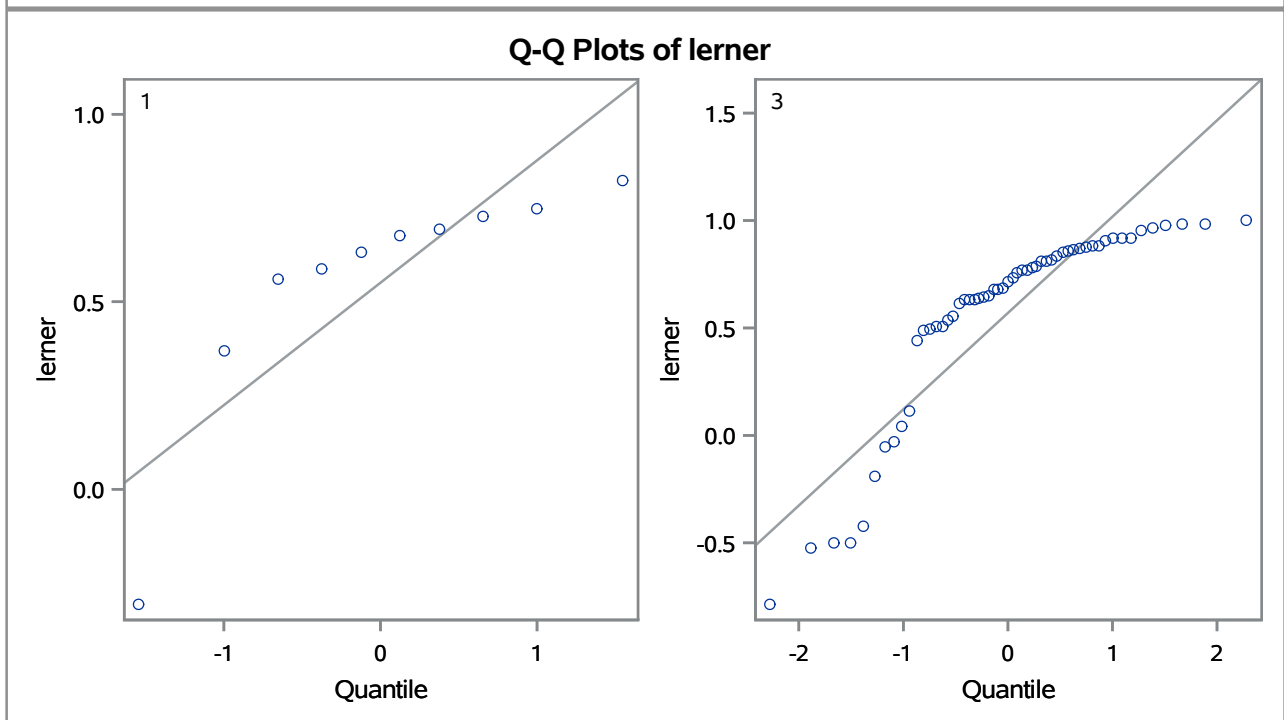
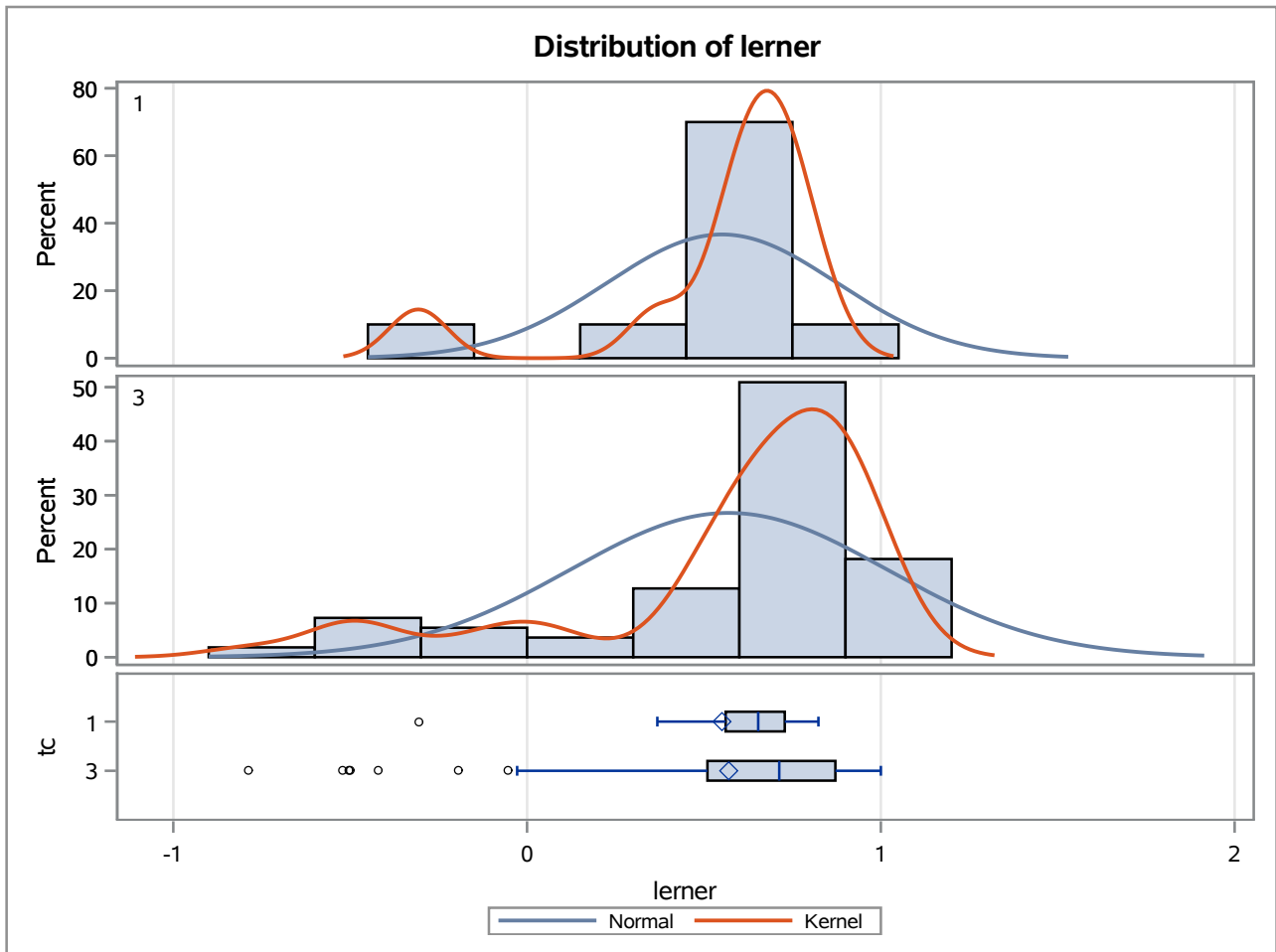
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	63	-2.93	0.0048
Satterthwaite	Unequal	14.491	-2.47	0.0263

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	54	11.57	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP19



APÊNDICE C

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR00

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		129	0.7377	156.2	0.0115	0.0550	0.9991
b3S		654	0.8188	7.4078	0.00553	-0.9805	0.9972
Diff (1-2)	Pooled		-0.0810	63.6127	0.0478		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0810		0.0127		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7377	0.7150	0.7604	156.2	139.2	178.0
b3S		0.8188	0.8079	0.8296	7.4078	7.0269	7.8327
Diff (1-2)	Pooled	-0.0810	-0.1748	0.0127	63.6127	60.6087	66.9324
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0810	-0.1061	-0.0559			

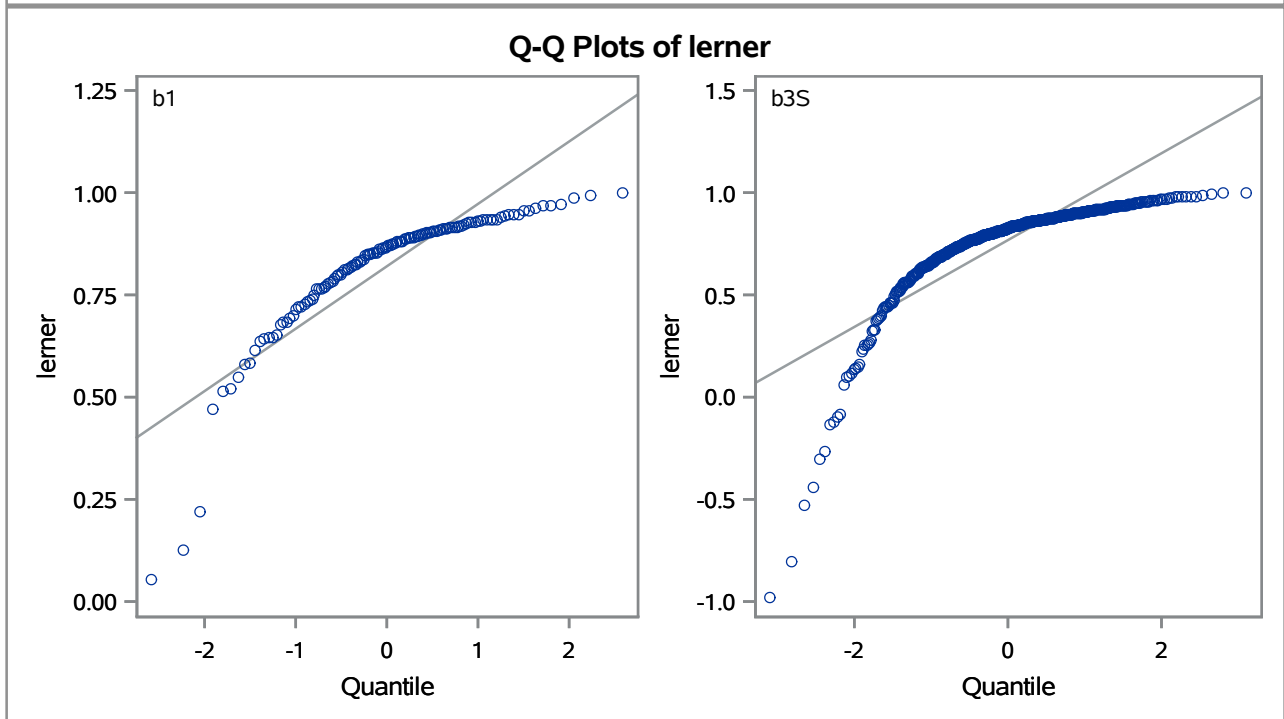
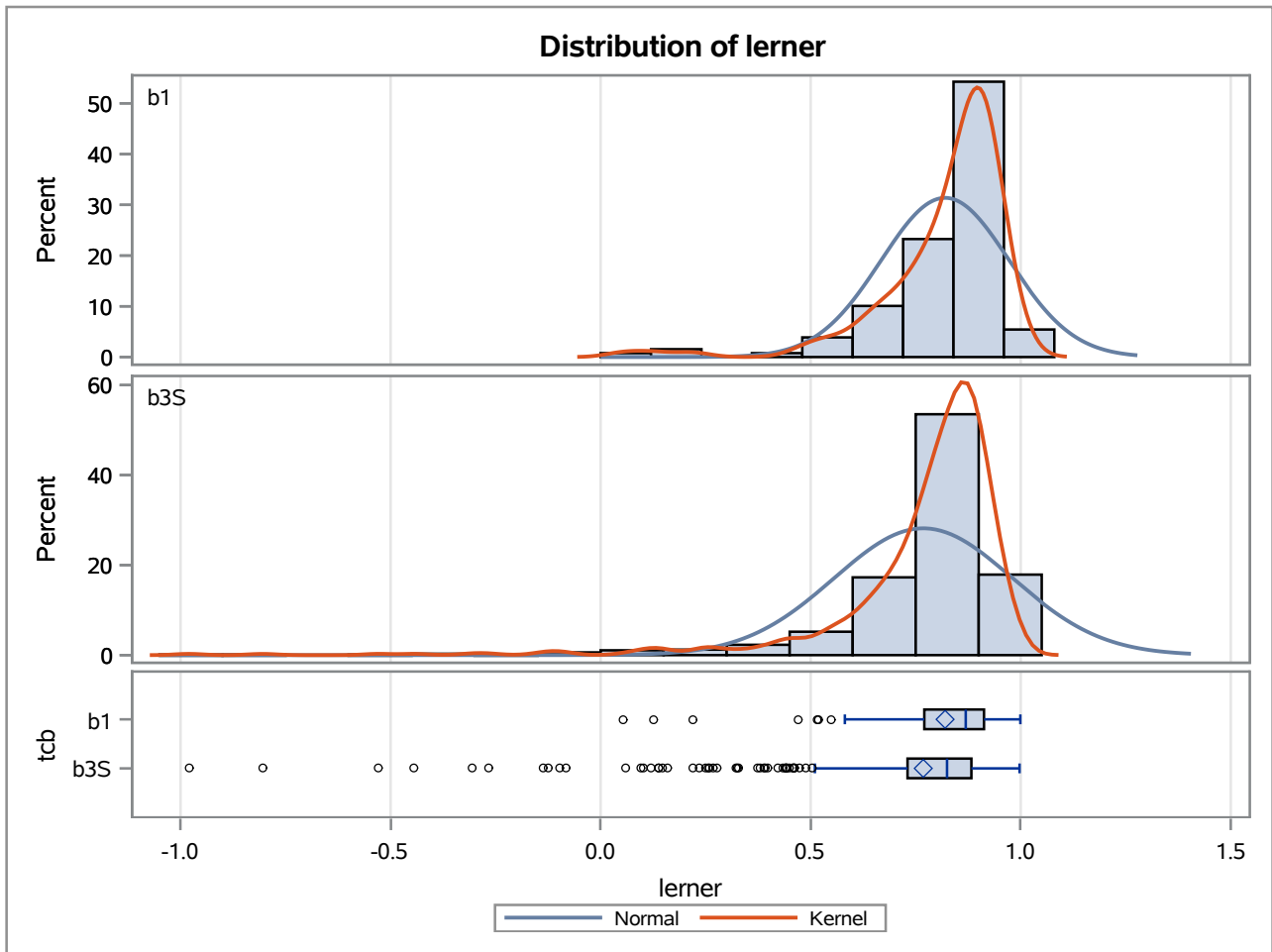
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	781	-1.70	0.0902
Satterthwaite	Unequal	192.49	-6.36	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	128	653	444.83	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR00



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN00

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		128	0.7701	144.2	0.0104	-0.7066	0.9964
b3S		494	0.8168	6.8394	0.00570	-0.2974	0.9928
Diff (1-2)	Pooled		-0.0467	65.5343	0.0549		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0467		0.0119		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7701	0.7494	0.7907	144.2	128.4	164.4
b3S		0.8168	0.8056	0.8280	6.8394	6.4379	7.2948
Diff (1-2)	Pooled	-0.0467	-0.1545	0.0610	65.5343	62.0811	69.3973
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0467	-0.0702	-0.0233			

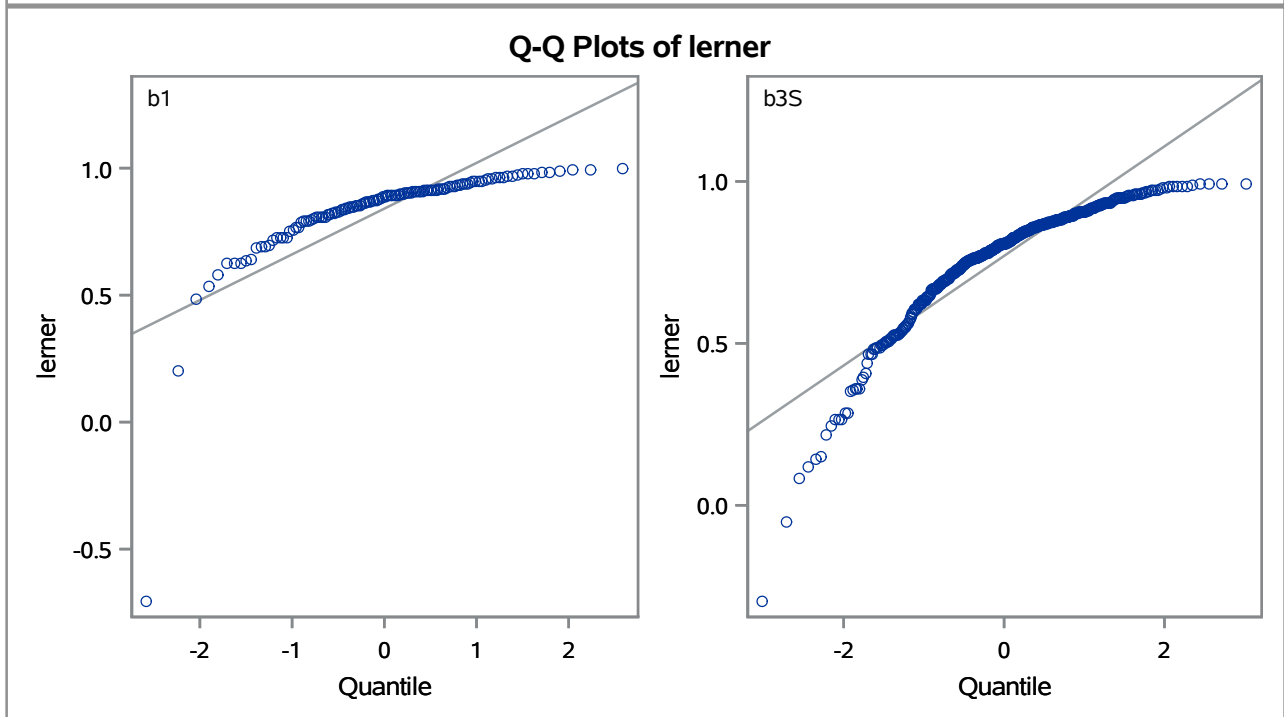
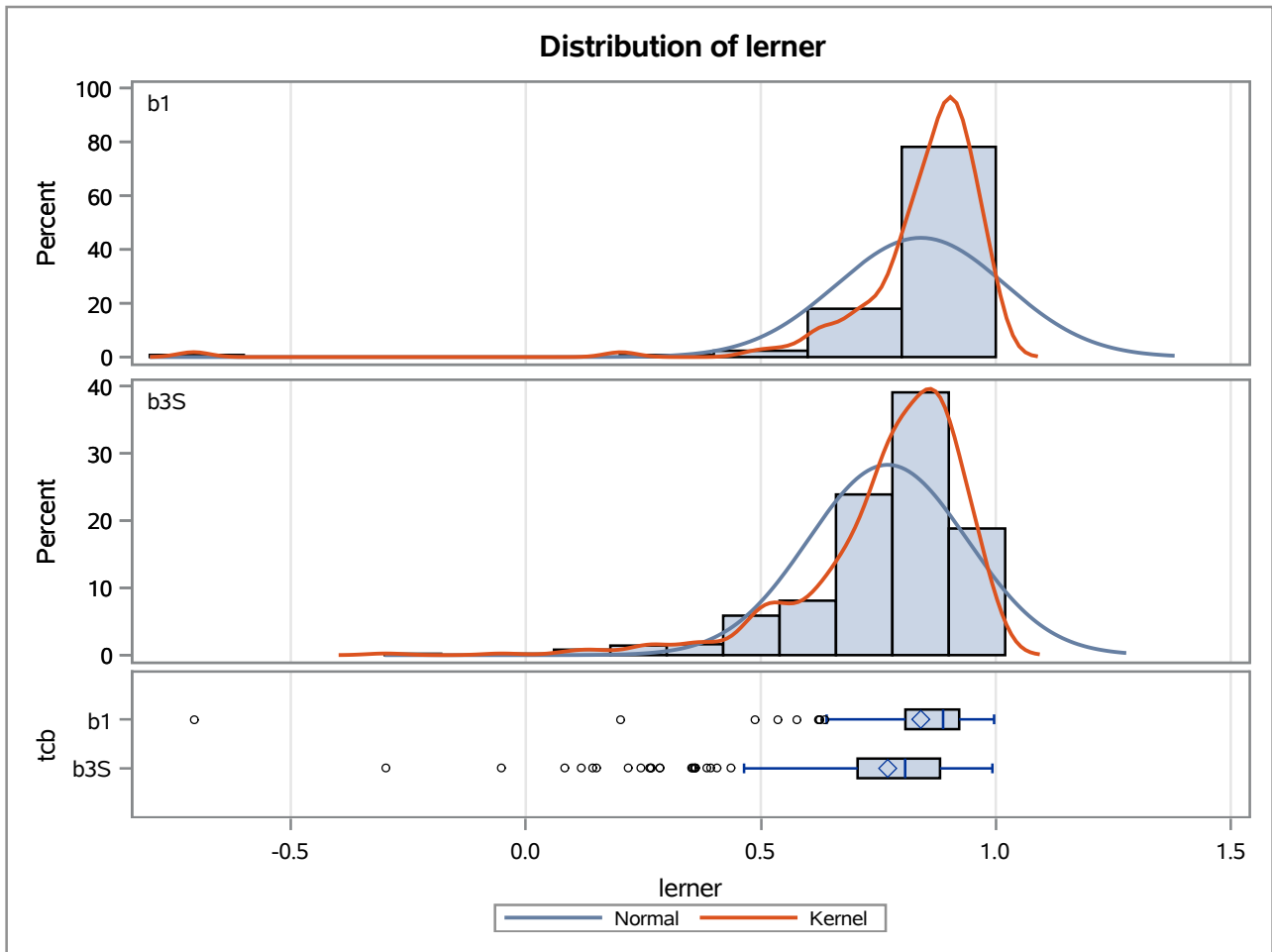
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	620	-0.85	0.3949
Satterthwaite	Unequal	209.5	-3.93	0.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	127	493	444.33	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN00



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP00

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		127	0.7627	160.8	0.0113	-0.2200	0.9984
b3S		485	0.7895	7.5707	0.00611	-0.7476	0.9861
Diff (1-2)	Pooled		-0.0267	73.3896	0.0595		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0267		0.0129		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7627	0.7404	0.7851	160.8	143.2	183.4
b3S		0.7895	0.7774	0.8015	7.5707	7.1224	8.0798
Diff (1-2)	Pooled	-0.0267	-0.1435	0.0901	73.3896	69.4926	77.7531
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0267	-0.0521	-0.00137			

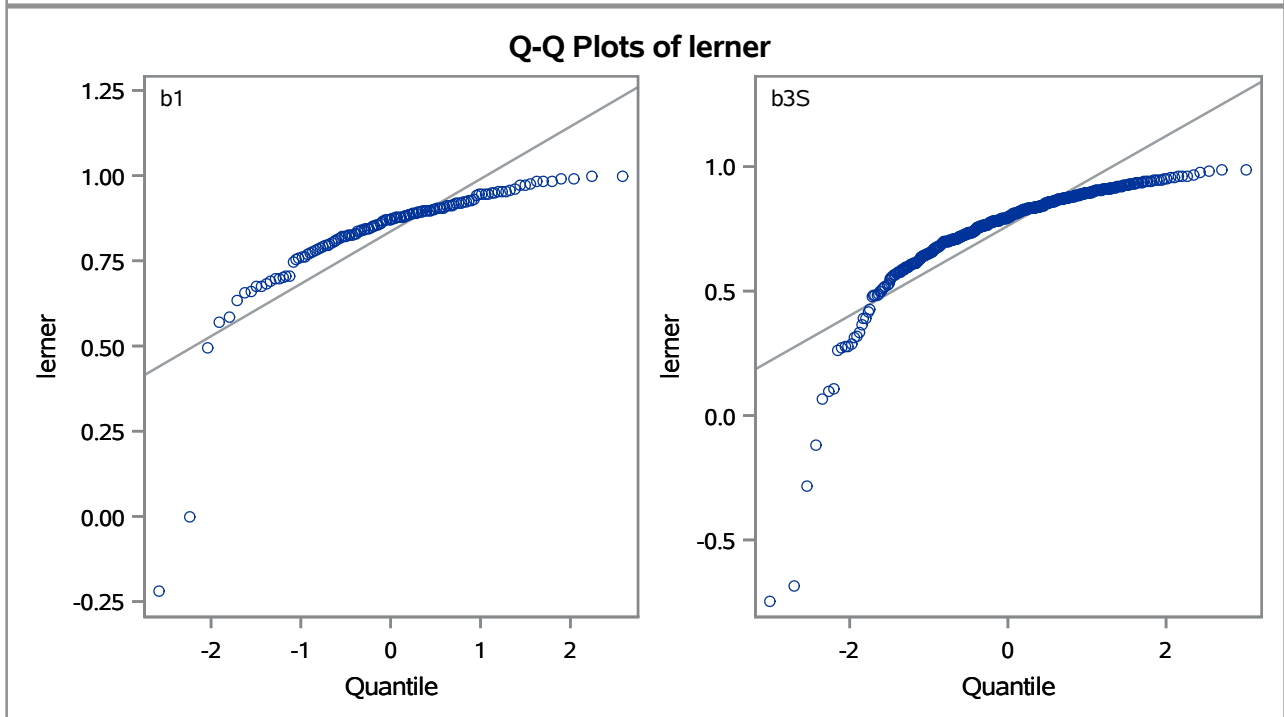
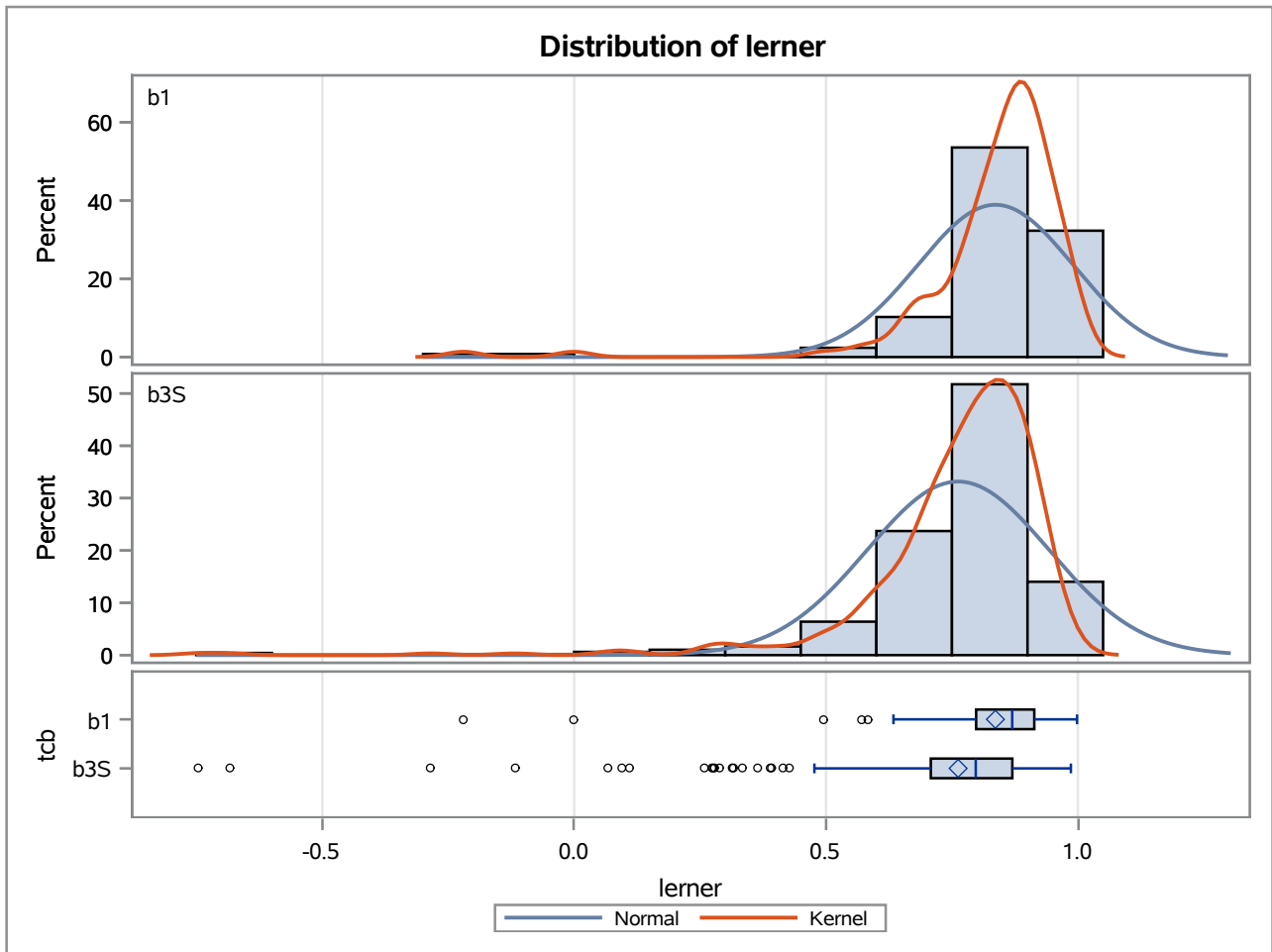
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	610	-0.45	0.6535
Satterthwaite	Unequal	205.75	-2.08	0.0390

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	126	484	451.10	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP00



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC00

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		130	0.7954	141.0	0.00967	-0.2783	0.9992
b3S		492	0.7689	9.1555	0.00702	-0.4941	0.9903
Diff (1-2)	Pooled		0.0265	64.8148	0.0499		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0265		0.0120		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7954	0.7762	0.8145	141.0	125.7	160.5
b3S		0.7689	0.7551	0.7827	9.1555	8.6169	9.7664
Diff (1-2)	Pooled	0.0265	-0.0716	0.1245	64.8148	61.3995	68.6354
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0265	0.00295	0.0500			

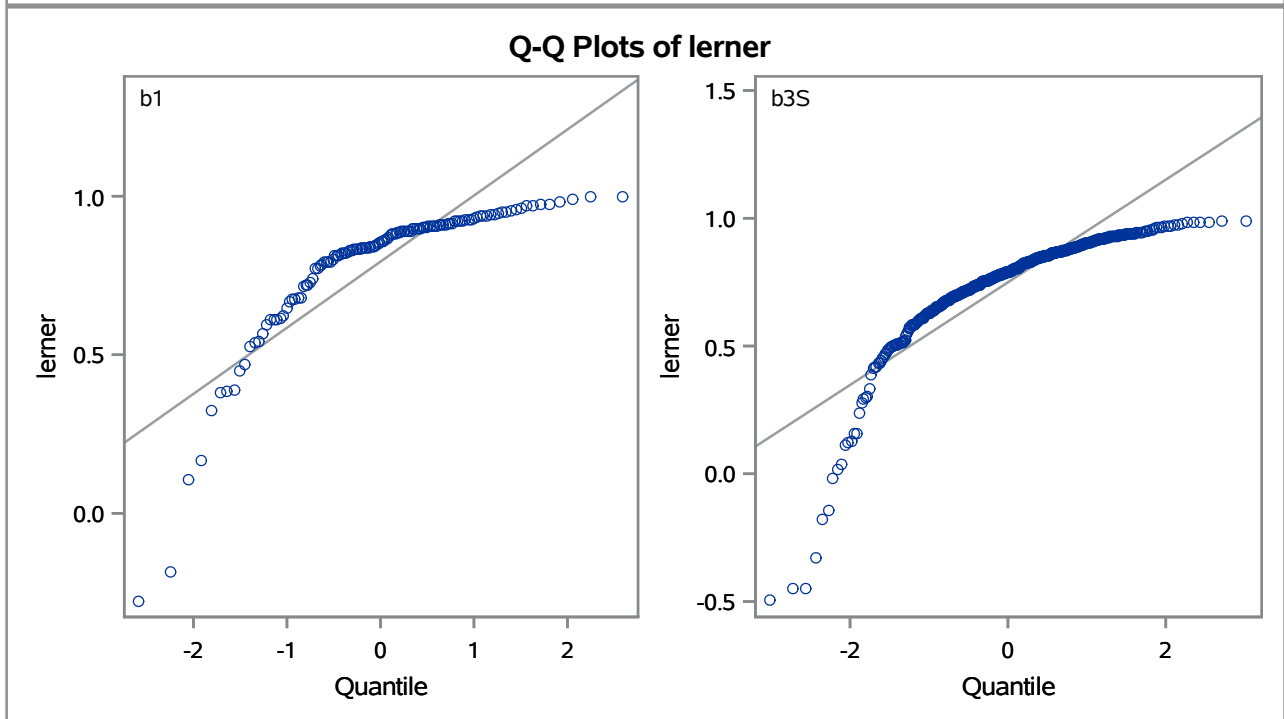
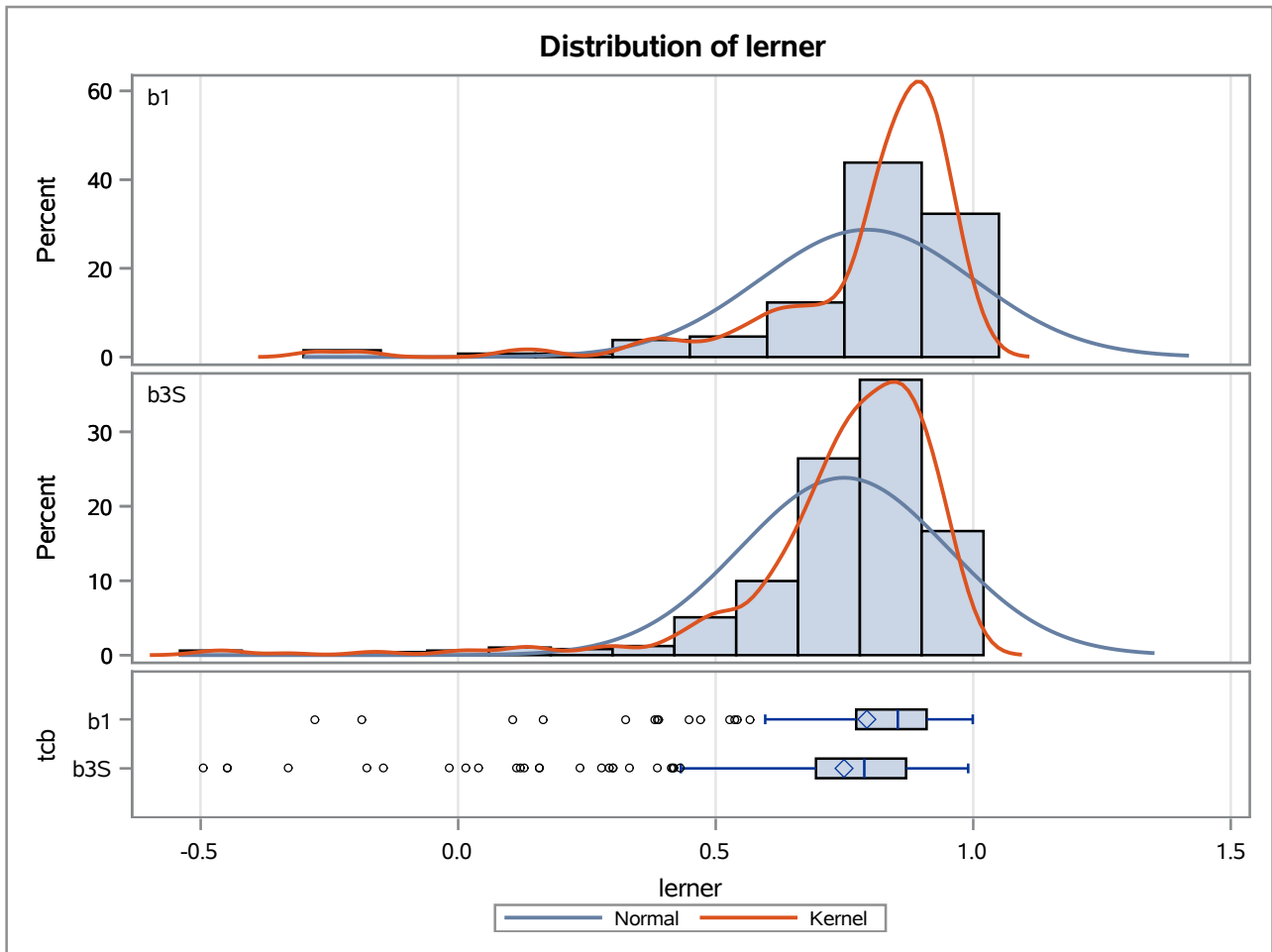
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	620	0.53	0.5960
Satterthwaite	Unequal	280.47	2.22	0.0276

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	129	491	237.07	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC00



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR01

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		129	0.7978	158.8	0.0106	-0.5060	0.9995
b3S		736	0.7622	9.3616	0.00590	-0.7669	0.9976
Diff (1-2)	Pooled		0.0355	61.7515	0.0392		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0355		0.0121		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7978	0.7768	0.8187	158.8	141.5	180.9
b3S		0.7622	0.7506	0.7738	9.3616	8.9066	9.8660
Diff (1-2)	Pooled	0.0355	-0.0413	0.1124	61.7515	58.9709	64.8094
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0355	0.0116	0.0594			

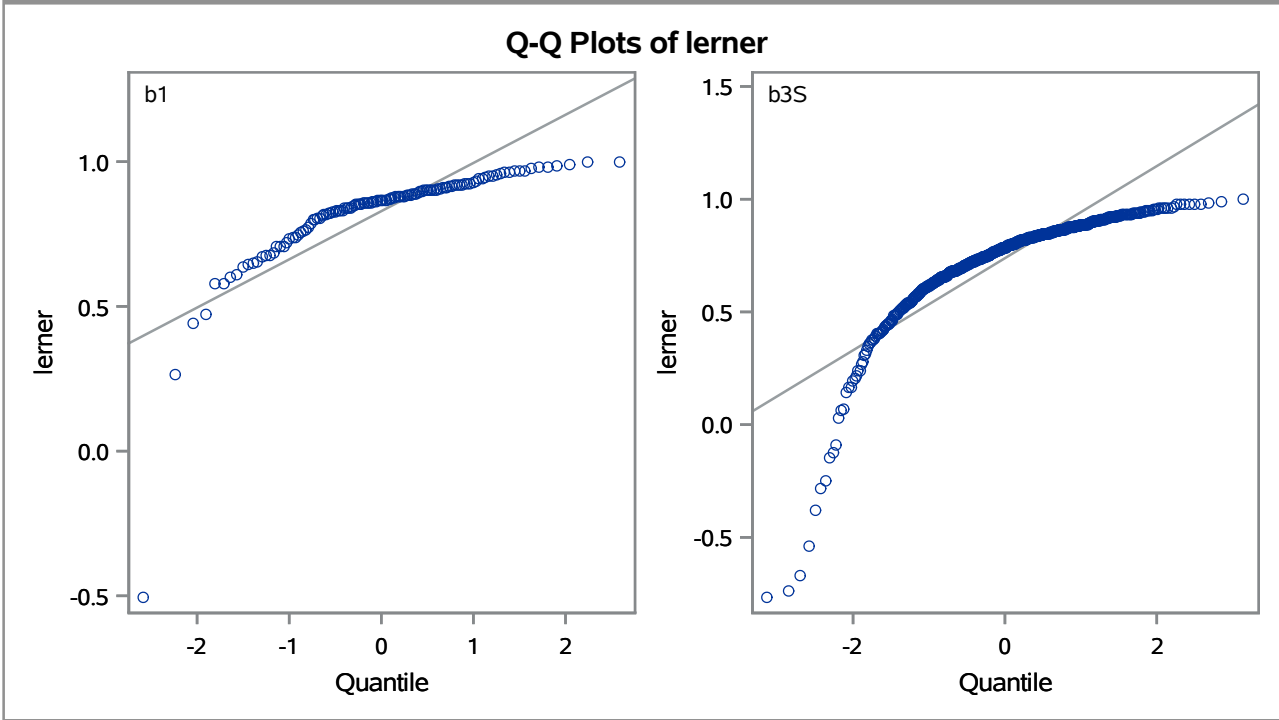
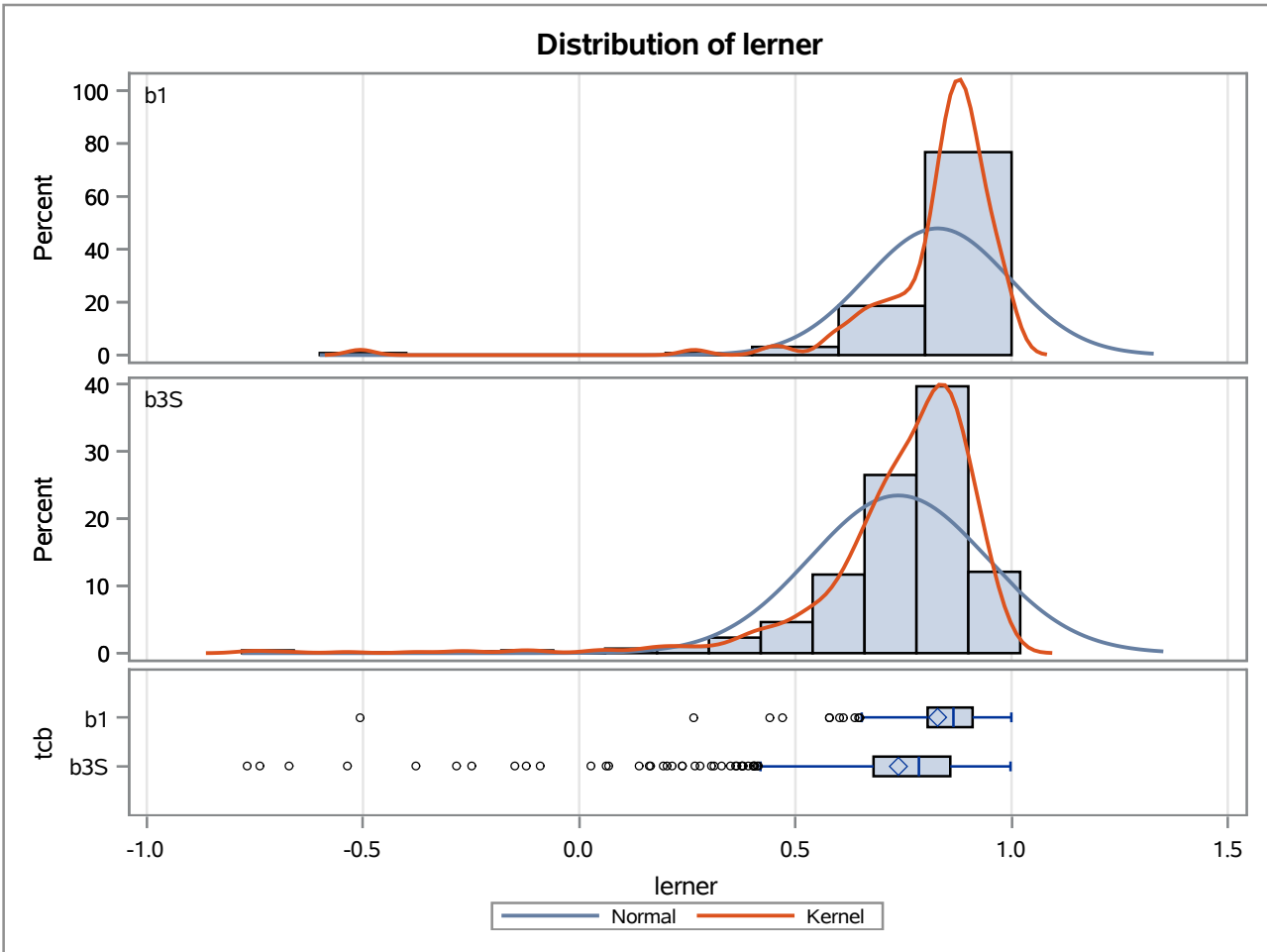
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	863	0.91	0.3643
Satterthwaite	Unequal	216.28	2.93	0.0037

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	128	735	287.61	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR01



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN01

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		127	0.8267	142.5	0.00980	-0.3602	0.9993
b3S		776	0.7706	9.2242	0.00554	-0.9539	0.9957
Diff (1-2)	Pooled		0.0560	53.9598	0.0326		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0560		0.0113		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8267	0.8073	0.8461	142.5	126.8	162.5
b3S		0.7706	0.7598	0.7815	9.2242	8.7870	9.7076
Diff (1-2)	Pooled	0.0560	-0.00799	0.1201	53.9598	51.5795	56.5722
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0560	0.0338	0.0782			

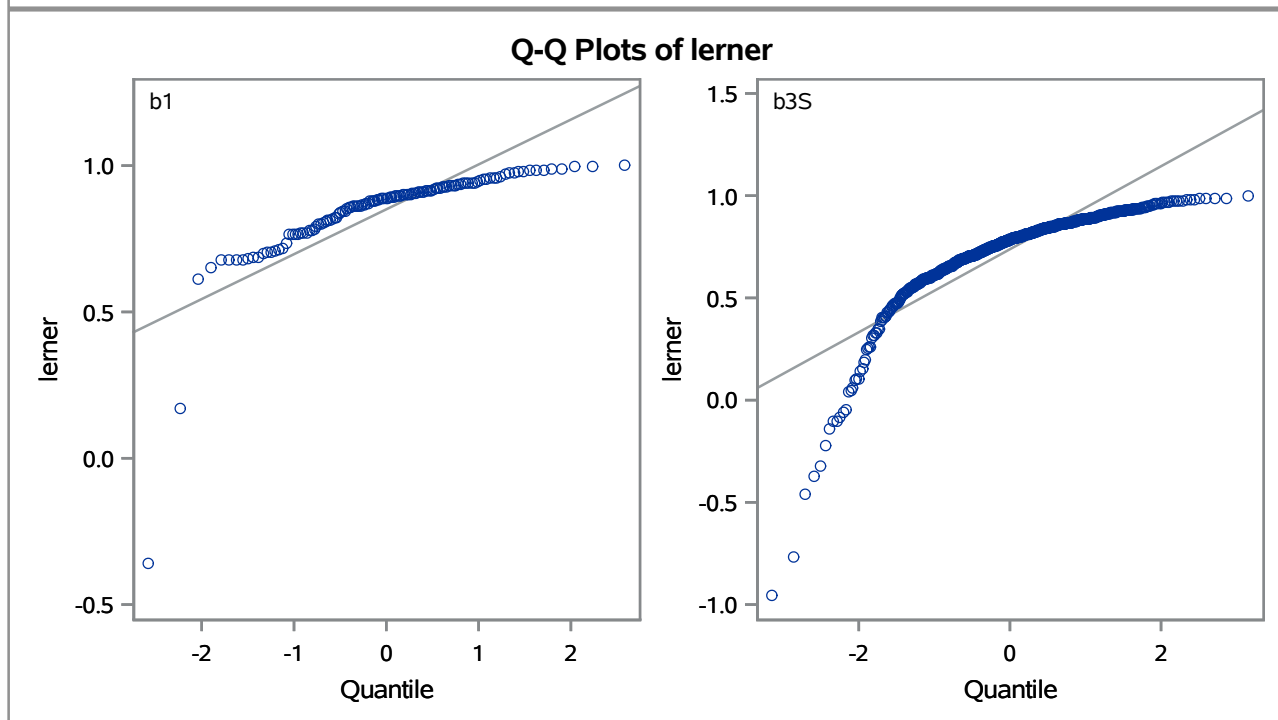
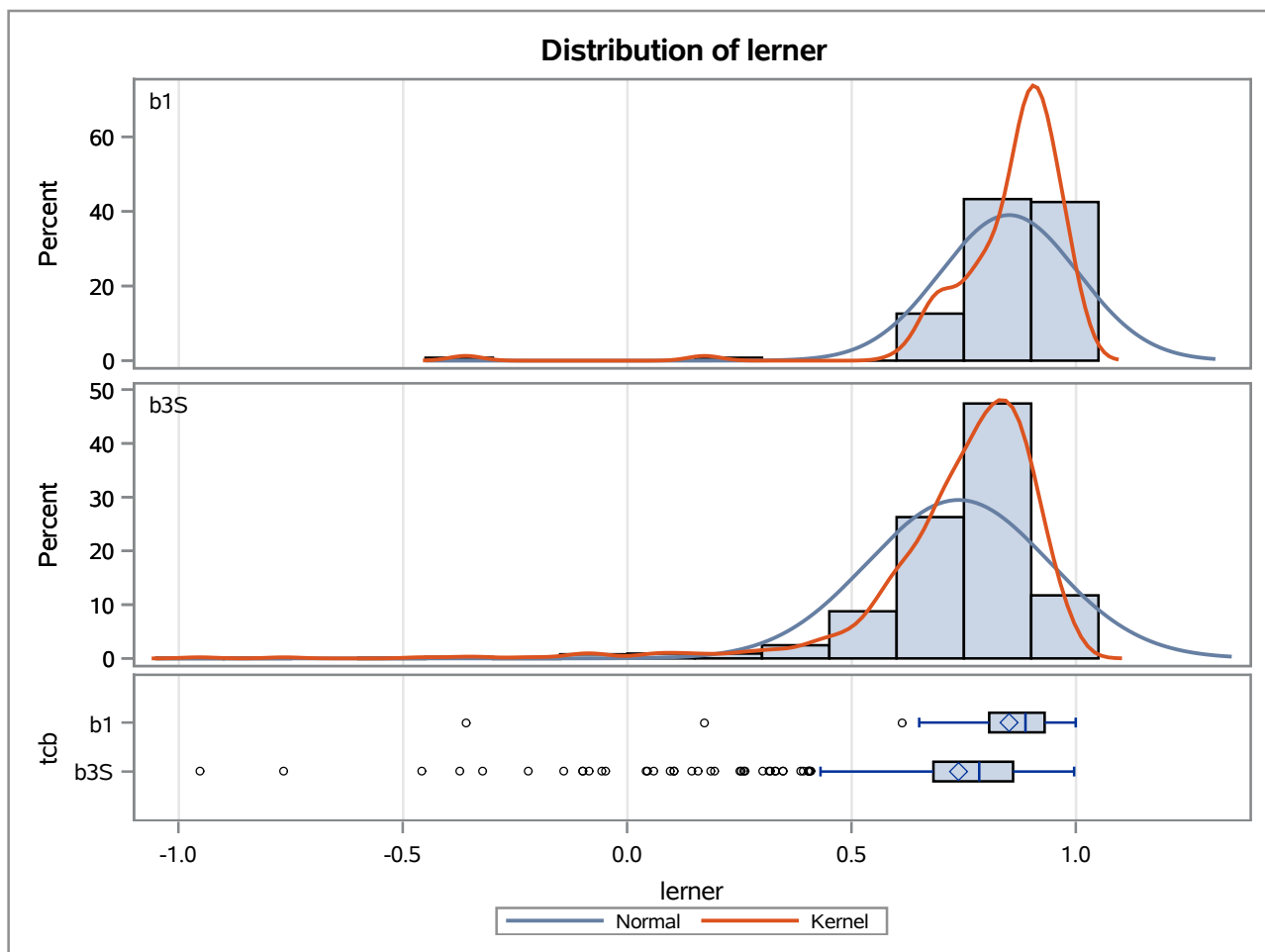
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	901	1.72	0.0862
Satterthwaite	Unequal	215.75	4.98	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	126	775	238.55	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN01



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP01

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		127	0.8576	172.1	0.0117	0.4478	1.0000
b3S		776	0.8041	8.9336	0.00521	-0.7908	0.9999
Diff (1-2)	Pooled		0.0535	64.9069	0.0381		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0535		0.0128		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8576	0.8346	0.8807	172.1	153.3	196.4
b3S		0.8041	0.7939	0.8143	8.9336	8.5101	9.4017
Diff (1-2)	Pooled	0.0535	-0.0212	0.1283	64.9069	62.0437	68.0493
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0535	0.0283	0.0787			

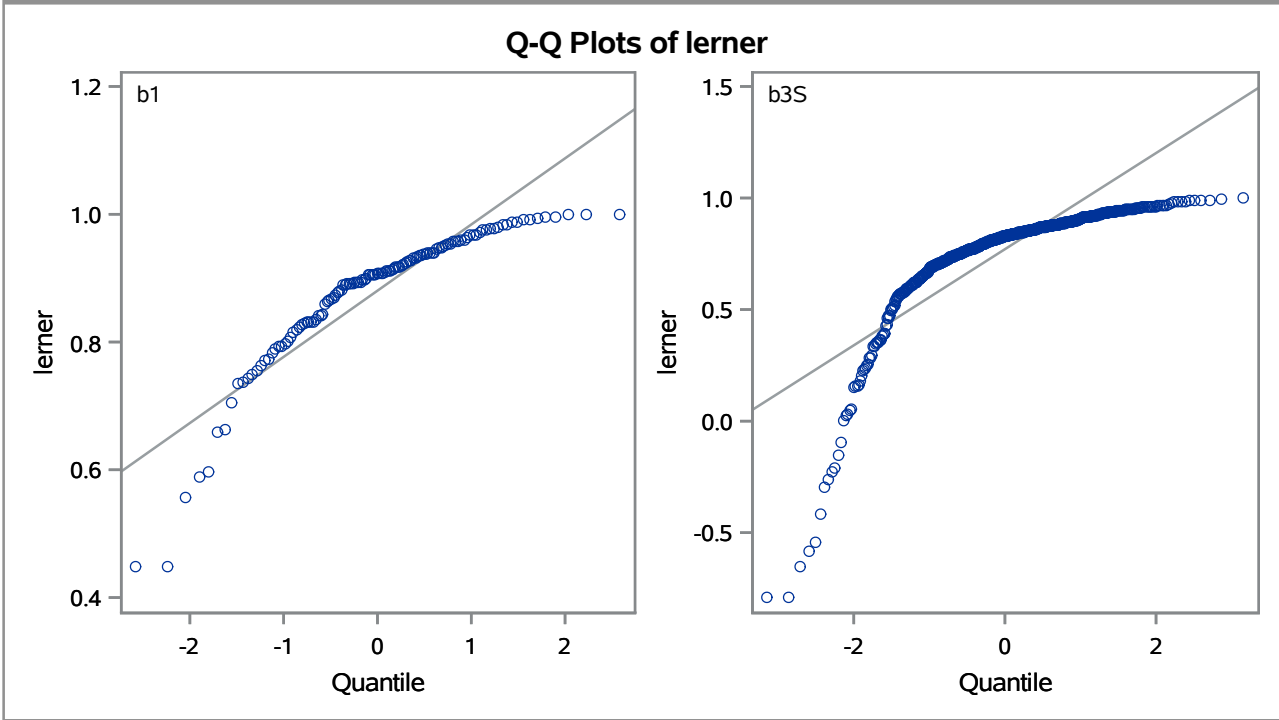
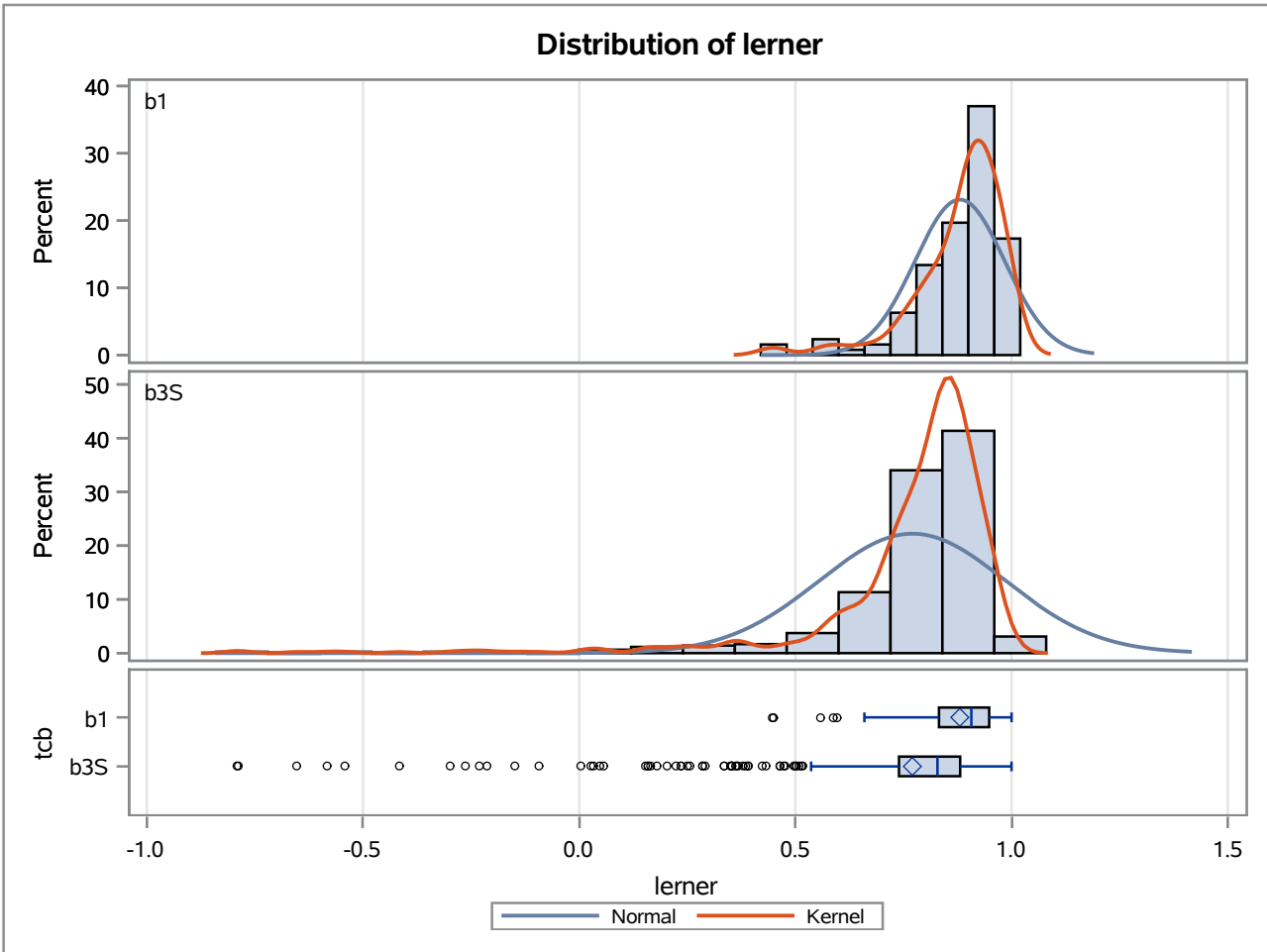
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	901	1.41	0.1603
Satterthwaite	Unequal	180.19	4.19	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	126	775	371.32	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP01



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC01

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		98	0.7956	186.8	0.0140	0.2403	0.9994
b3S		797	0.7873	9.4631	0.00531	-0.9992	0.9992
Diff (1-2)	Pooled		0.00833	62.1997	0.0352		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.00833		0.0150		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7956	0.7678	0.8233	186.8	163.8	217.3
b3S		0.7873	0.7769	0.7977	9.4631	9.0202	9.9520
Diff (1-2)	Pooled	0.00833	-0.0607	0.0774	62.1997	59.4442	65.2251
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.00833	-0.0213	0.0379			

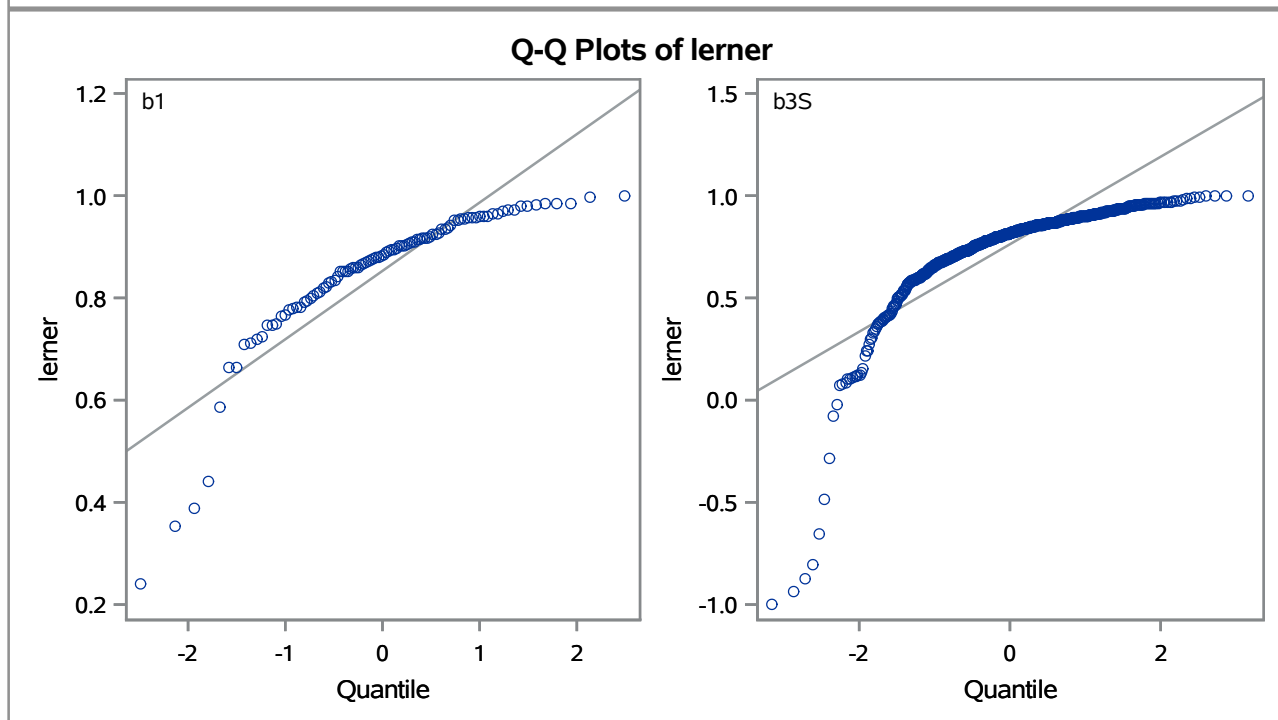
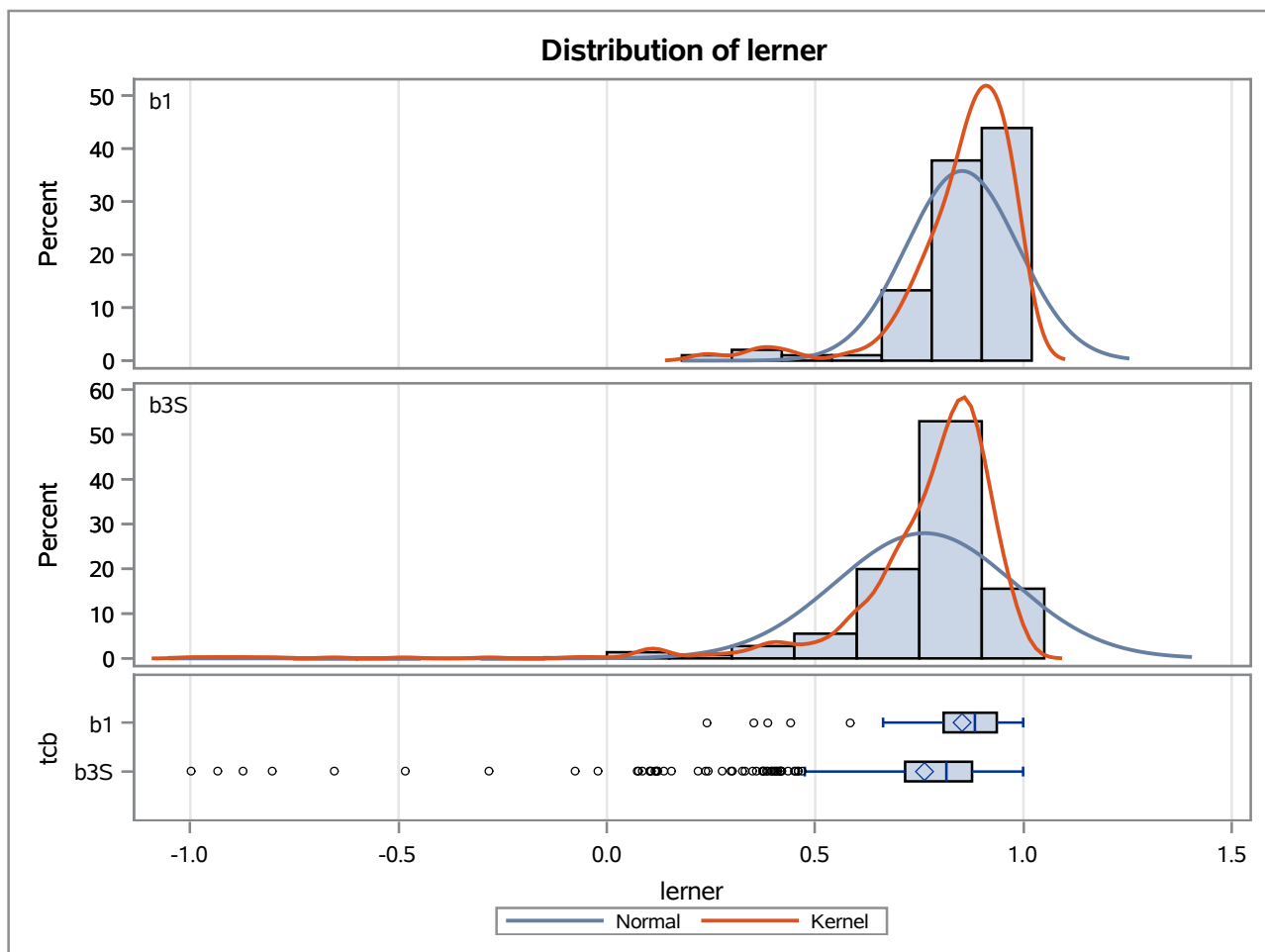
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	893	0.24	0.8130
Satterthwaite	Unequal	126.63	0.56	0.5786

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	97	796	389.53	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC01



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR02

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		119	0.8377	152.6	0.0104	-0.3377	0.9935
b3S		788	0.7824	8.9306	0.00485	-0.6576	0.9983
Diff (1-2)	Pooled		0.0553	55.7325	0.0305		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0553		0.0115		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8377	0.8170	0.8583	152.6	135.4	174.9
b3S		0.7824	0.7728	0.7919	8.9306	8.5104	9.3948
Diff (1-2)	Pooled	0.0553	-0.00461	0.1152	55.7325	53.2792	58.4244
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0553	0.0326	0.0780			

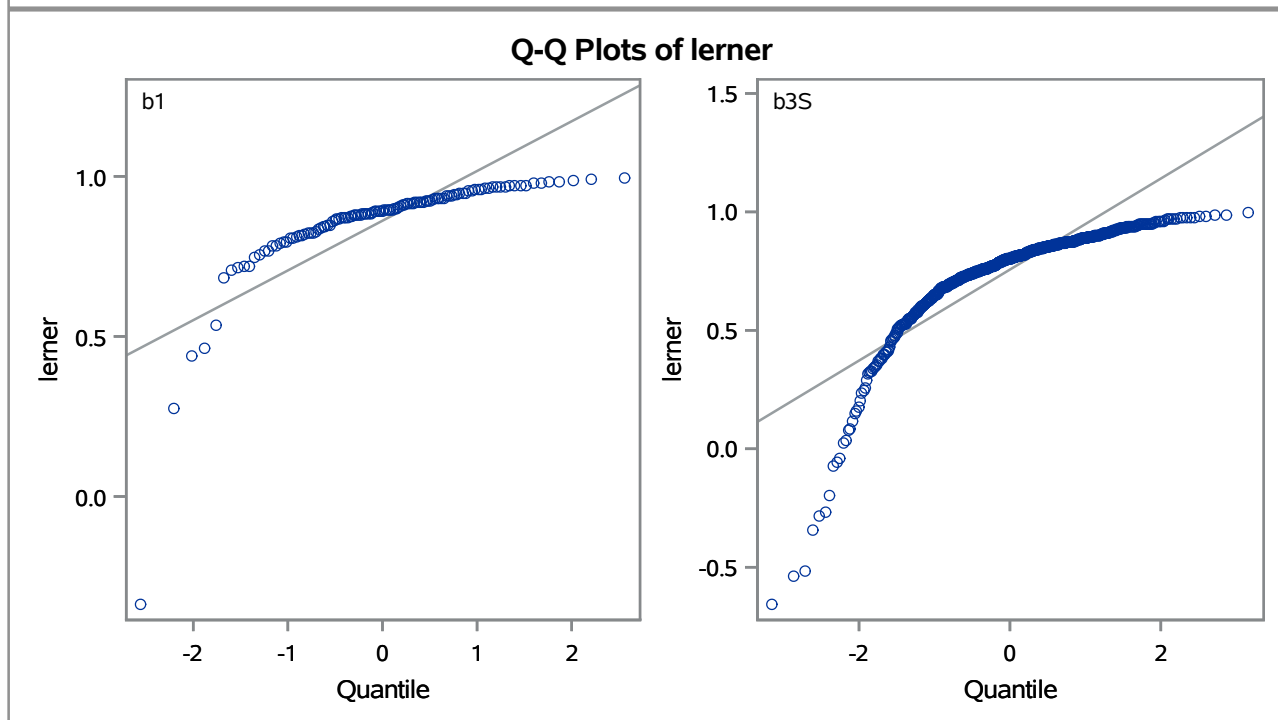
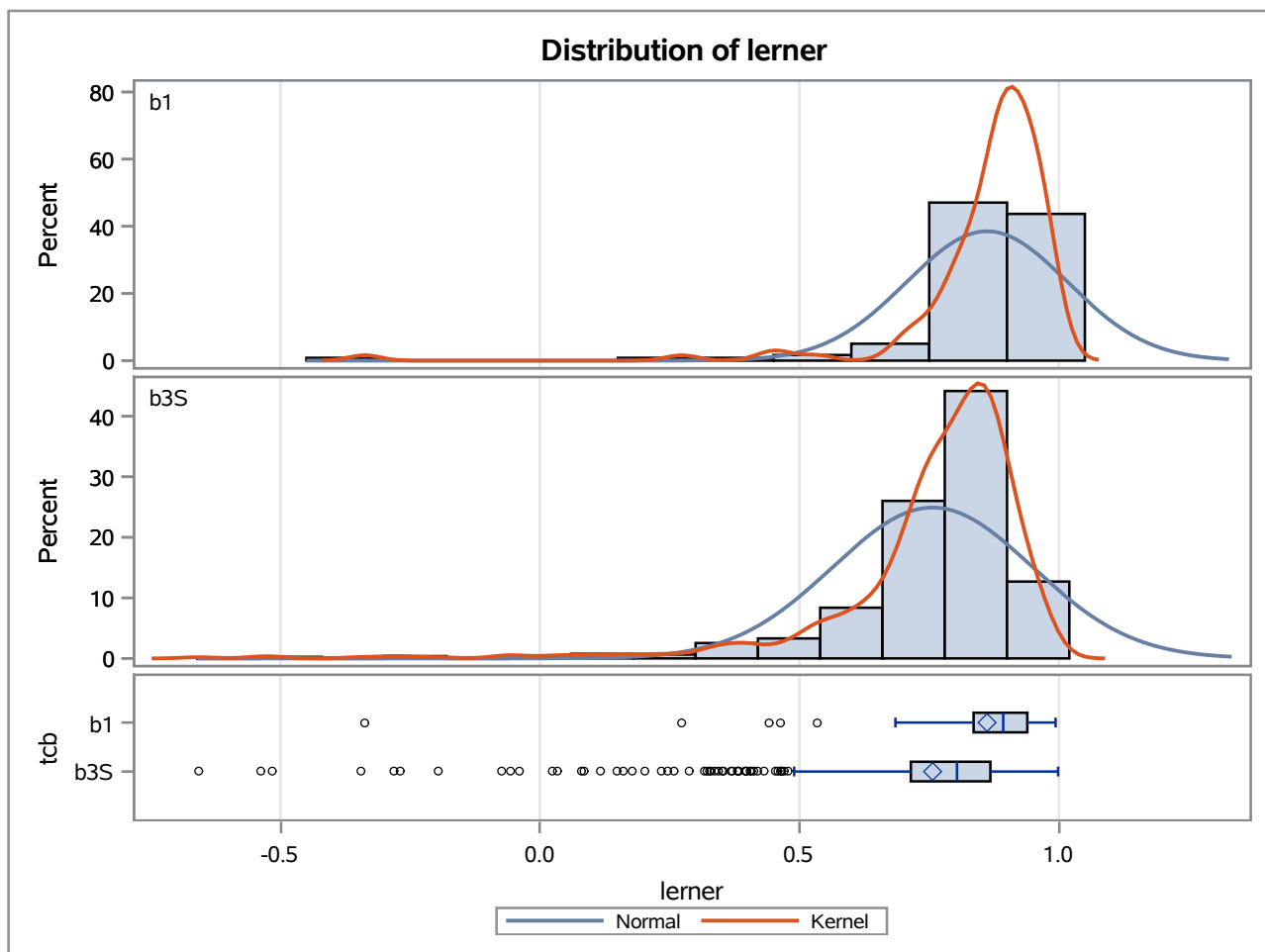
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	905	1.81	0.0704
Satterthwaite	Unequal	173.27	4.80	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	118	787	292.02	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR02



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN02

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		119	0.8380	191.9	0.0128	0.3087	0.9993
b3S		804	0.7781	9.4113	0.00503	-0.9322	0.9939
Diff (1-2)	Pooled		0.0600	69.2346	0.0373		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0600		0.0138		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8380	0.8127	0.8634	191.9	170.2	219.9
b3S		0.7781	0.7682	0.7880	9.4113	8.9727	9.8954
Diff (1-2)	Pooled	0.0600	-0.0132	0.1331	69.2346	66.2124	72.5481
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0600	0.0327	0.0872			

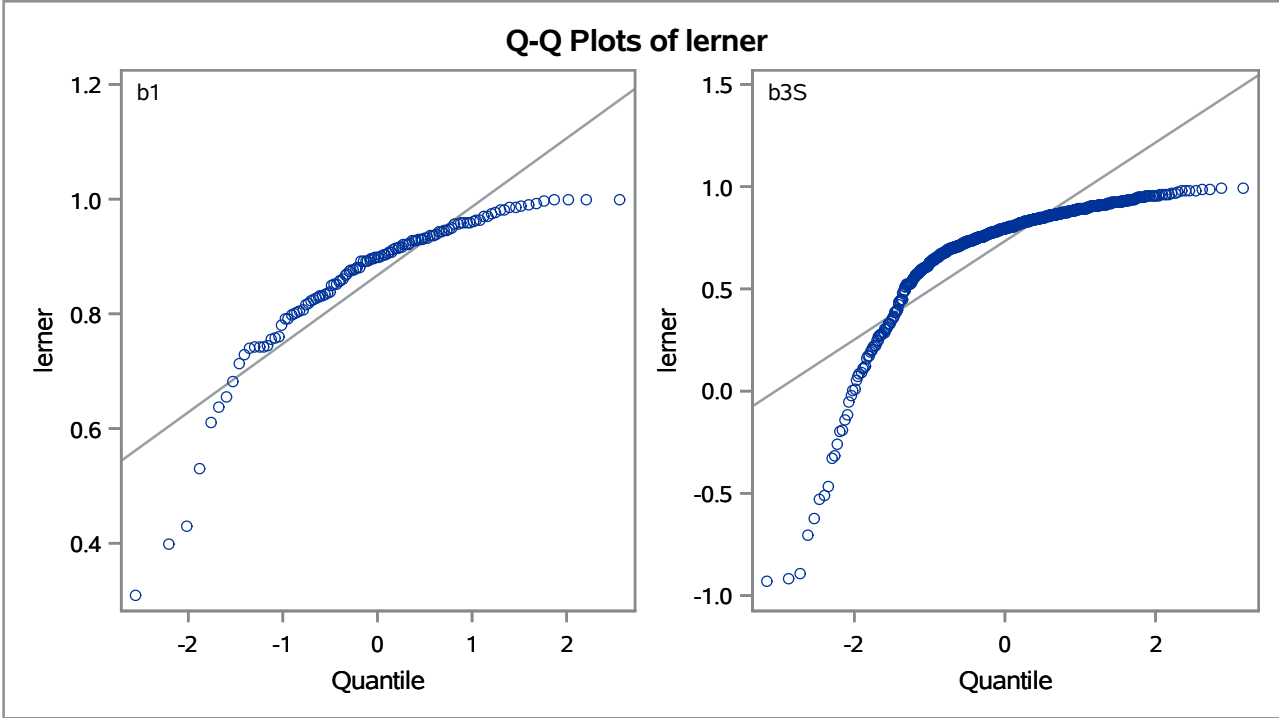
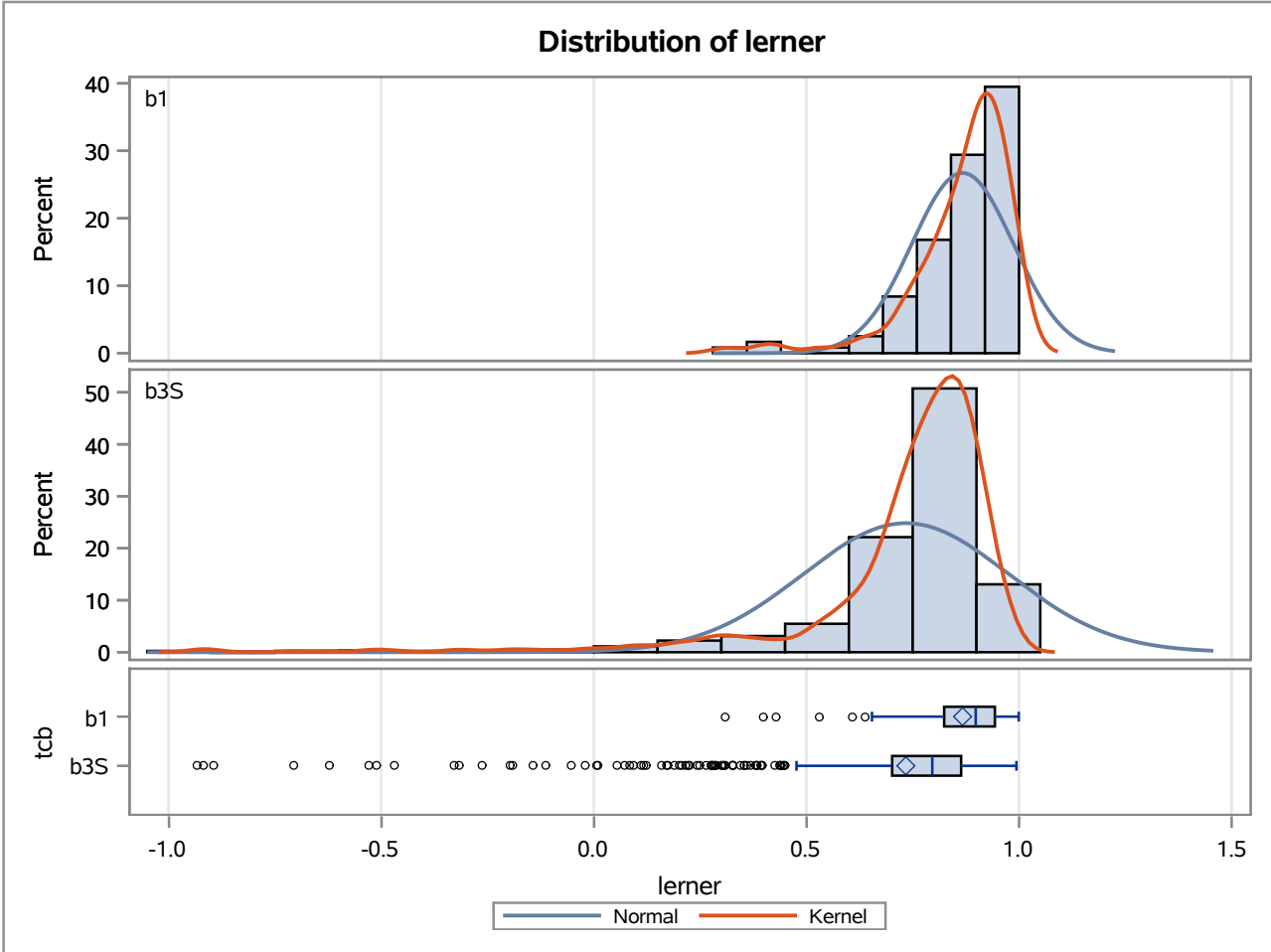
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	921	1.61	0.1082
Satterthwaite	Unequal	156.54	4.35	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	118	803	415.59	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN02



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP02

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		118	0.8419	168.6	0.0109	0.3916	0.9995
b3S		800	0.7809	8.5922	0.00450	-0.9131	0.9943
Diff (1-2)	Pooled		0.0610	60.7838	0.0321		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0610		0.0118		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8419	0.8202	0.8636	168.6	149.5	193.3
b3S		0.7809	0.7721	0.7897	8.5922	8.1908	9.0353
Diff (1-2)	Pooled	0.0610	-0.00193	0.1239	60.7838	58.1236	63.7012
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0610	0.0376	0.0844			

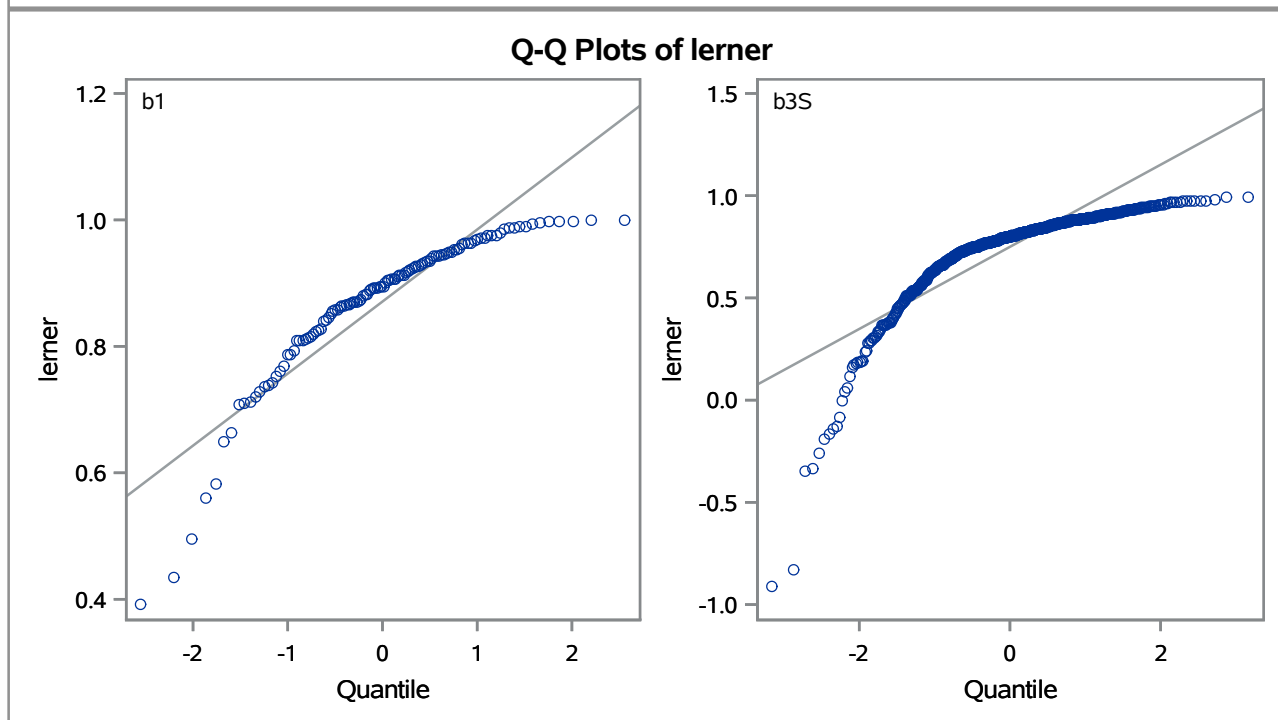
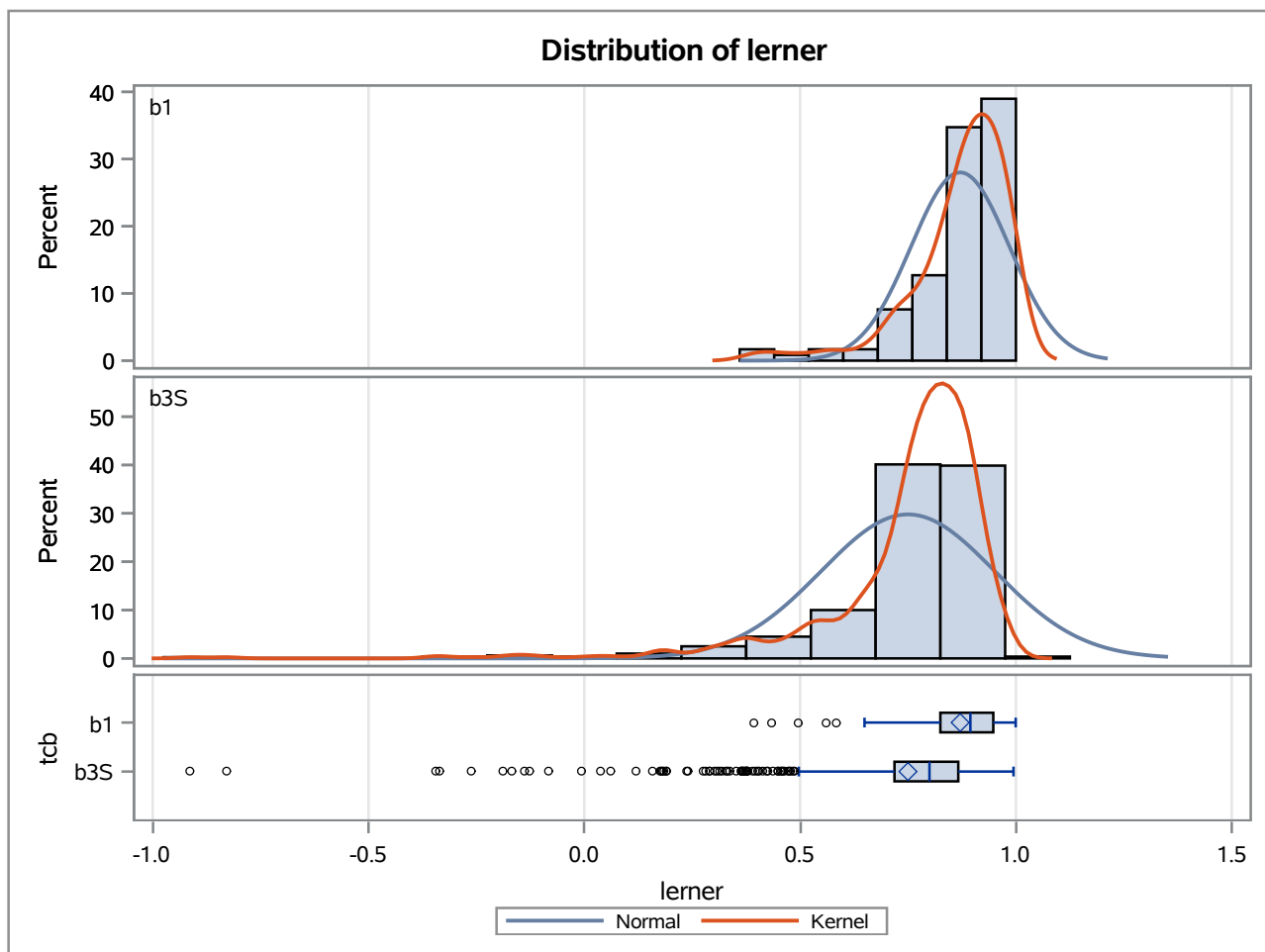
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	916	1.90	0.0574
Satterthwaite	Unequal	159.17	5.15	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	117	799	384.98	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP02



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC02

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tc	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		99	0.7885	262.3	0.0175	-0.5122	0.9993
b3S		833	0.7900	8.9451	0.00451	-0.9733	0.9994
Diff (1-2)	Pooled		-0.00155	85.5797	0.0435		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.00155		0.0181		

tc	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7885	0.7538	0.8232	262.3	230.2	305.0
b3S		0.7900	0.7812	0.7989	8.9451	8.5352	9.3966
Diff (1-2)	Pooled	-0.00155	-0.0869	0.0838	85.5797	81.8612	89.6546
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.00155	-0.0373	0.0342			

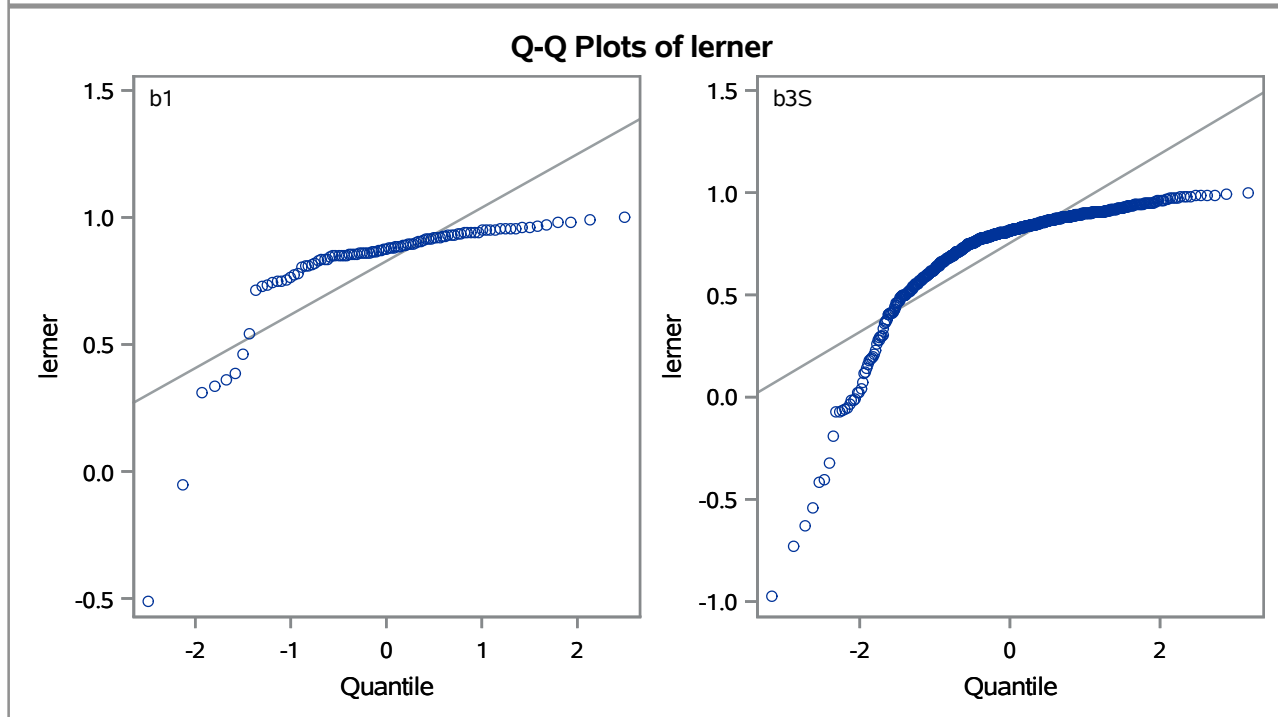
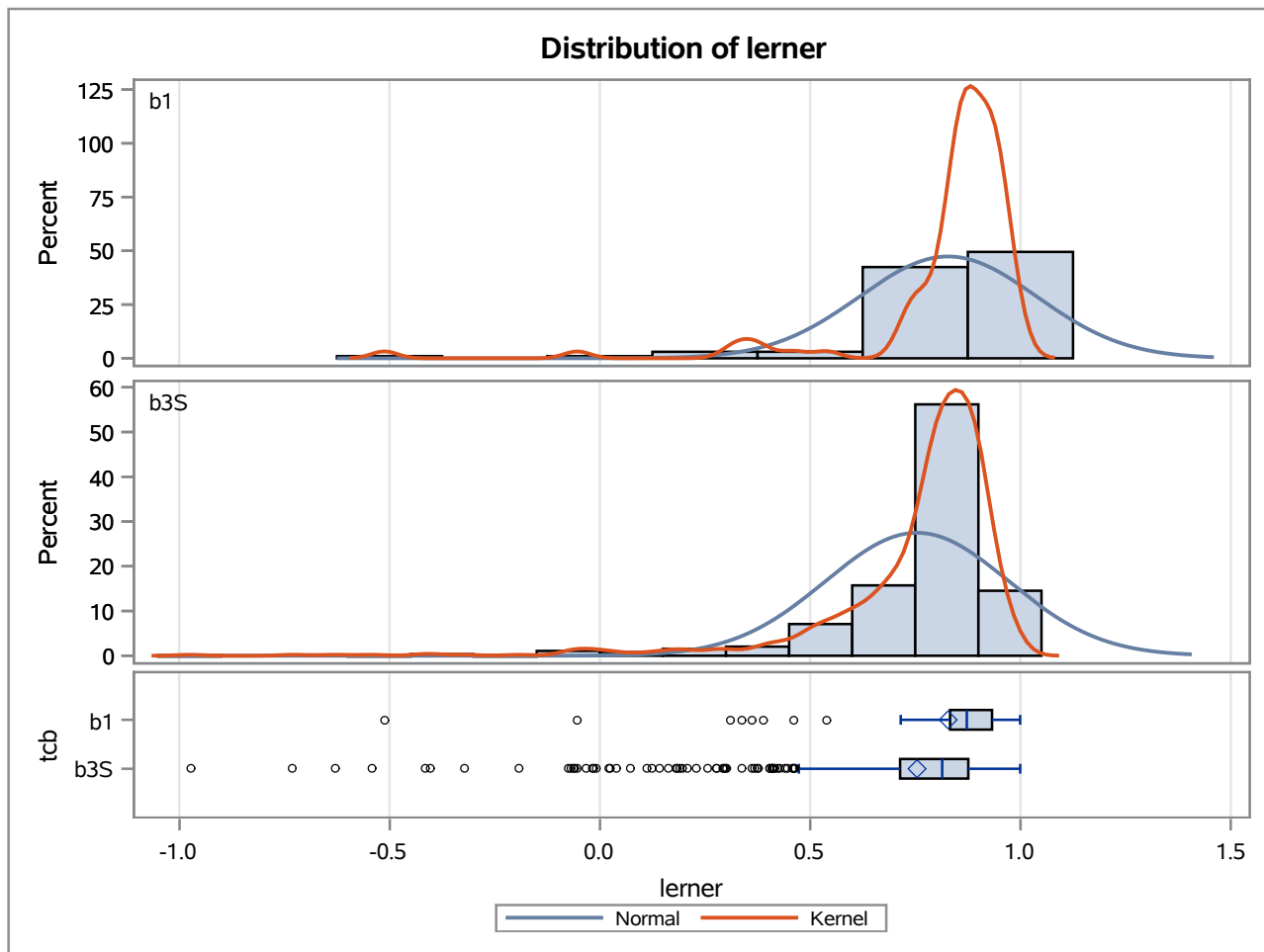
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	930	-0.04	0.9715
Satterthwaite	Unequal	111.4	-0.09	0.9316

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	98	832	860.13	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC02



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR03

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		117	0.8481	201.9	0.0130	-0.3880	0.9980
b3S		841	0.8128	7.7737	0.00377	-0.7655	0.9943
Diff (1-2)	Pooled		0.0353	70.7061	0.0346		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0353		0.0135		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8481	0.8223	0.8738	201.9	178.9	231.7
b3S		0.8128	0.8054	0.8202	7.7737	7.4191	8.1641
Diff (1-2)	Pooled	0.0353	-0.0326	0.1031	70.7061	67.6741	74.0246
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0353	0.00853	0.0620			

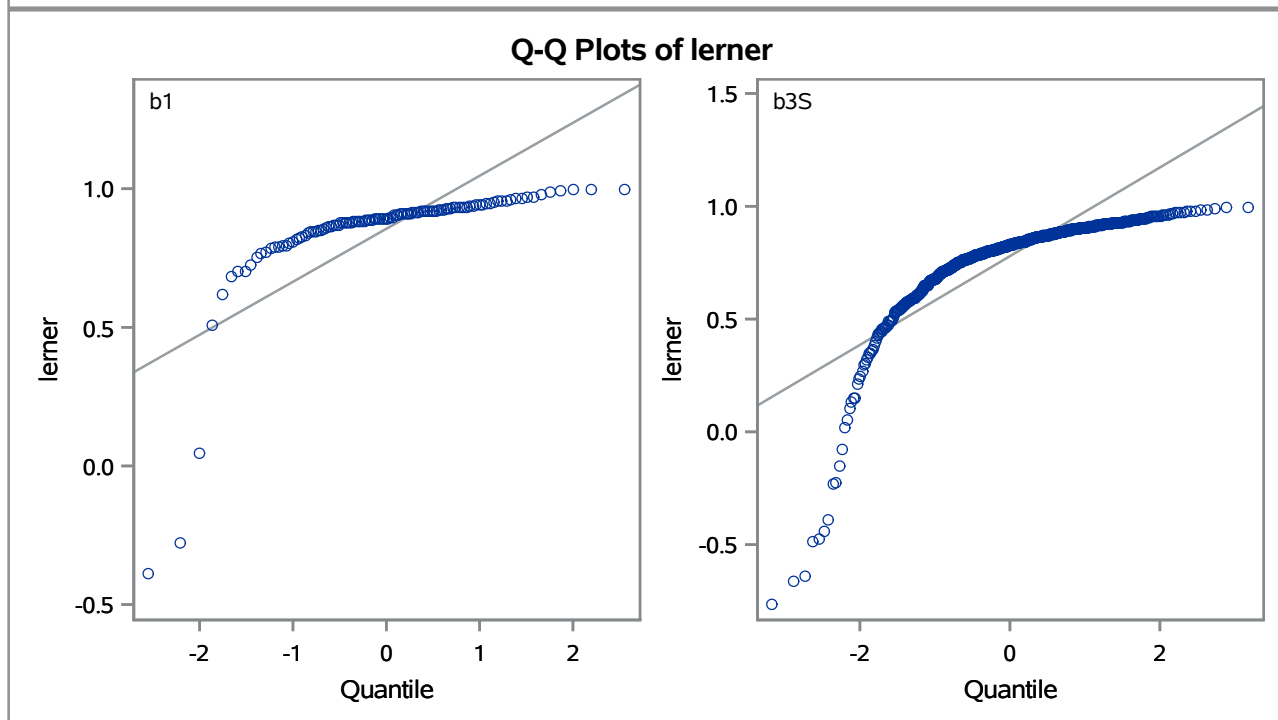
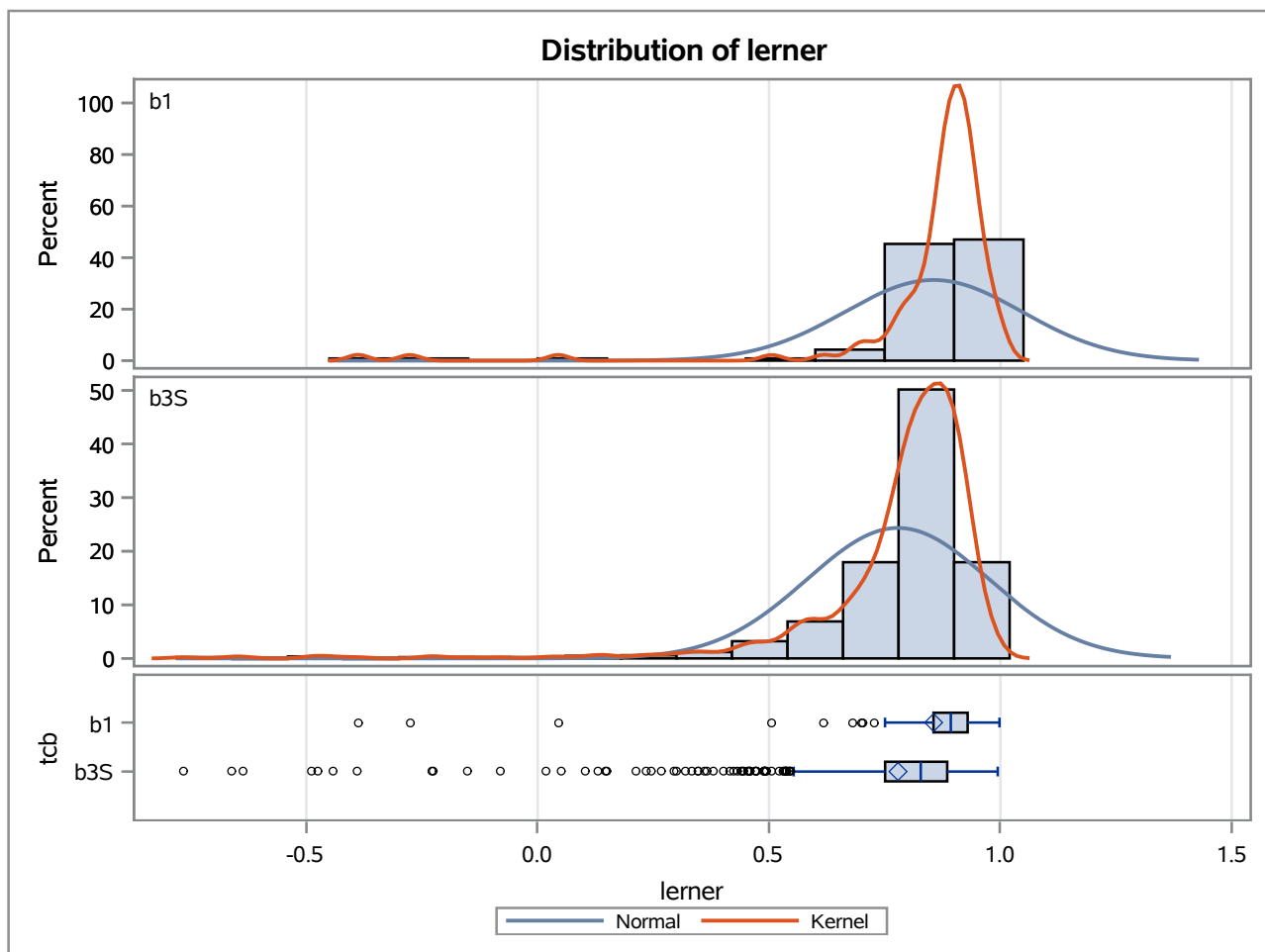
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	956	1.02	0.3078
Satterthwaite	Unequal	136.21	2.61	0.0101

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	116	840	674.57	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR03



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN03

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		114	0.8407	189.8	0.0122	-0.9477	0.9998
b3S		859	0.8230	7.9844	0.00370	-0.7653	0.9937
Diff (1-2)	Pooled		0.0177	65.1892	0.0305		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0177		0.0127		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8407	0.8166	0.8648	189.8	168.0	218.3
b3S		0.8230	0.8158	0.8303	7.9844	7.6239	8.3810
Diff (1-2)	Pooled	0.0177	-0.0422	0.0775	65.1892	62.4145	68.2239
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0177	-0.00745	0.0428			

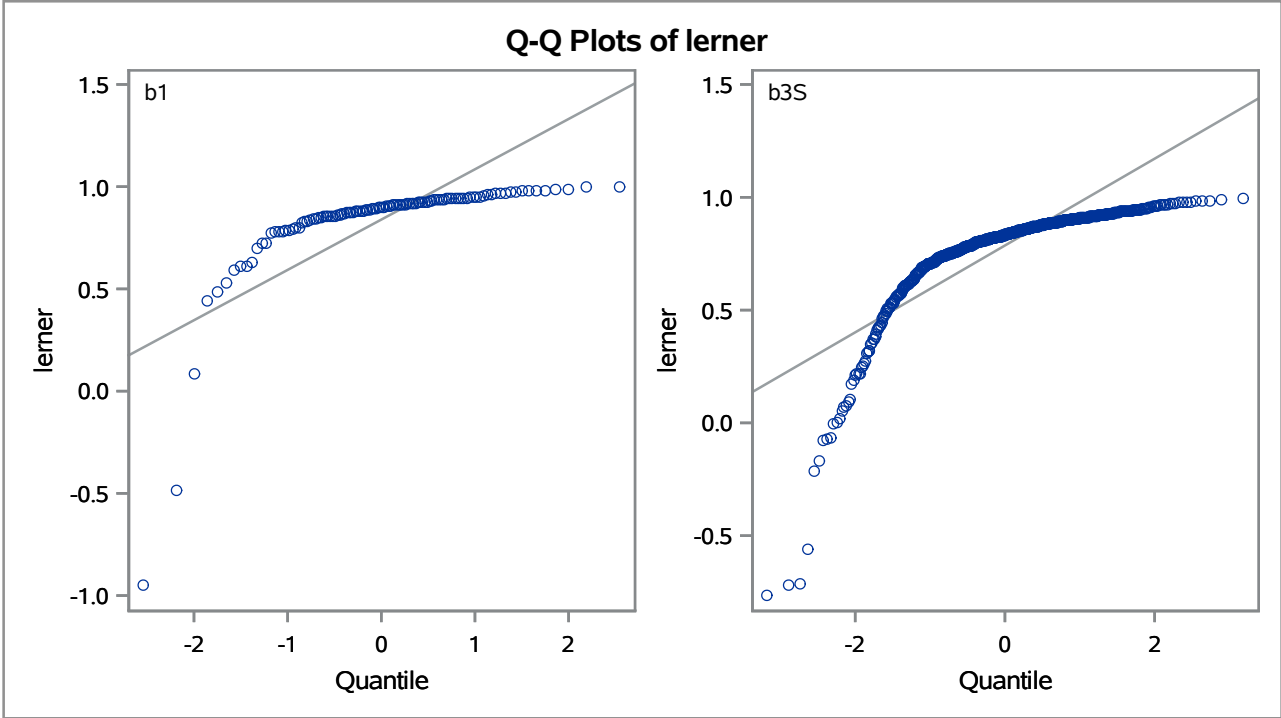
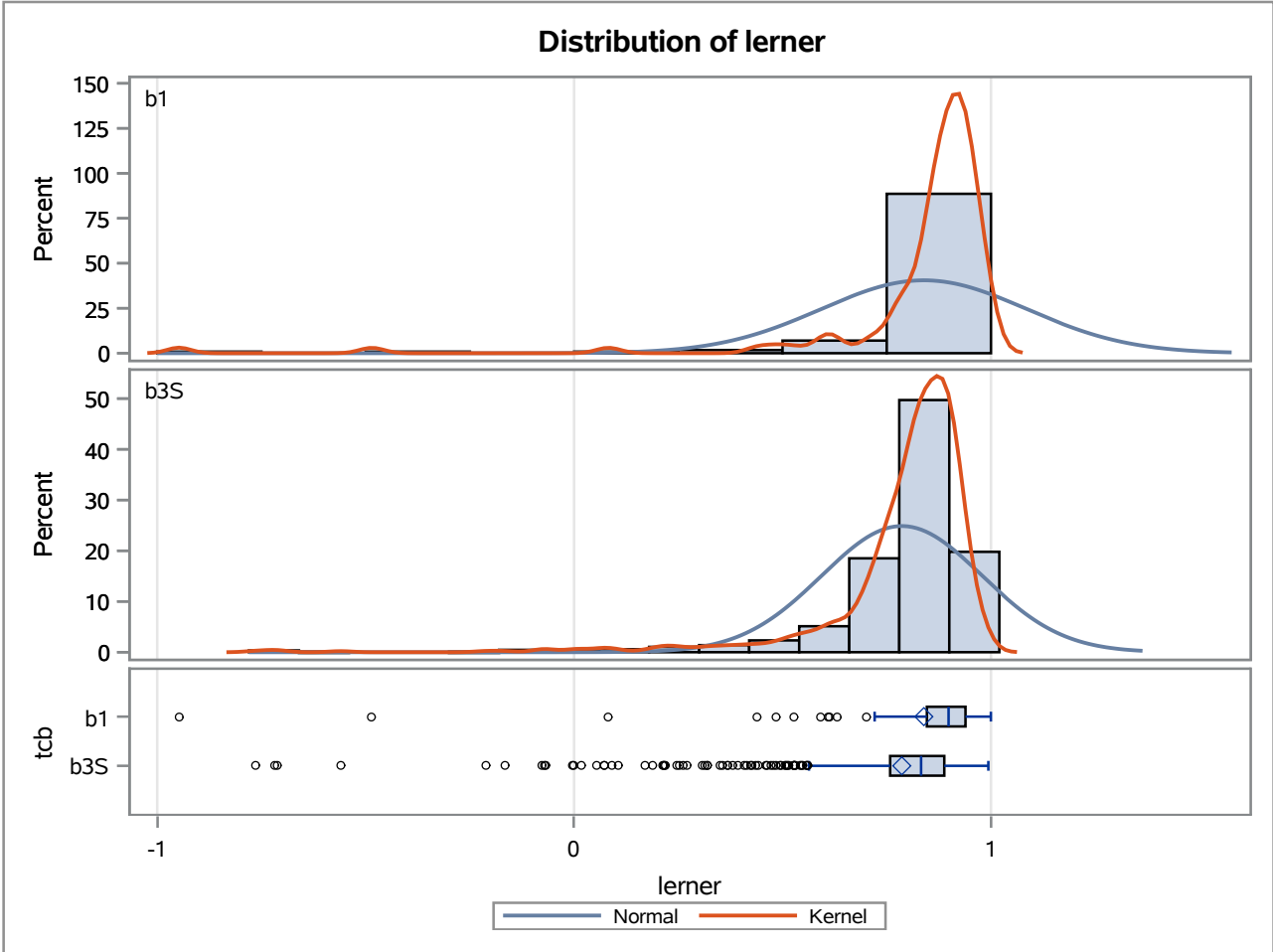
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	971	0.58	0.5623
Satterthwaite	Unequal	134.77	1.39	0.1664

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	113	858	565.21	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN03



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP03

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		118	0.8621	157.9	0.00999	-0.6360	1.0000
b3S		869	0.8204	8.6830	0.00387	-0.9725	0.9922
Diff (1-2)	Pooled		0.0418	55.0190	0.0248		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0418		0.0107		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8621	0.8423	0.8819	157.9	140.0	181.1
b3S		0.8204	0.8128	0.8280	8.6830	8.2931	9.1117
Diff (1-2)	Pooled	0.0418	-0.00689	0.0904	55.0190	52.6932	57.5612
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0418	0.0206	0.0629			

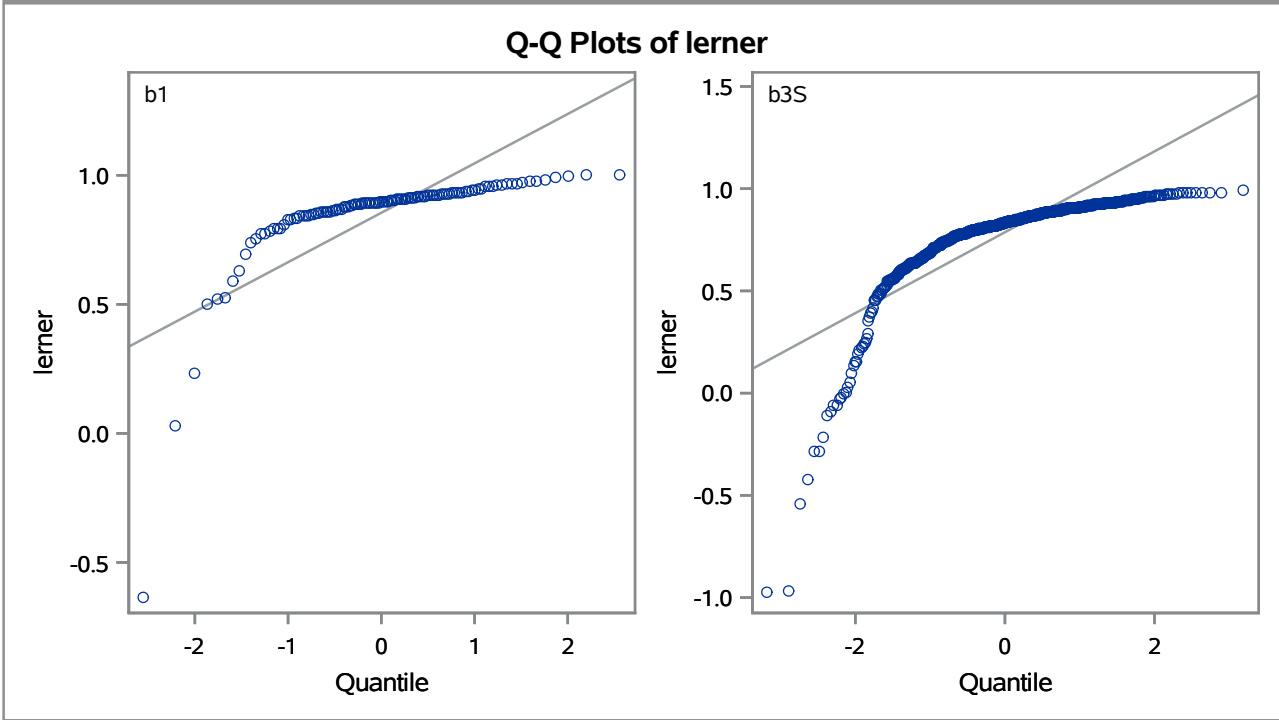
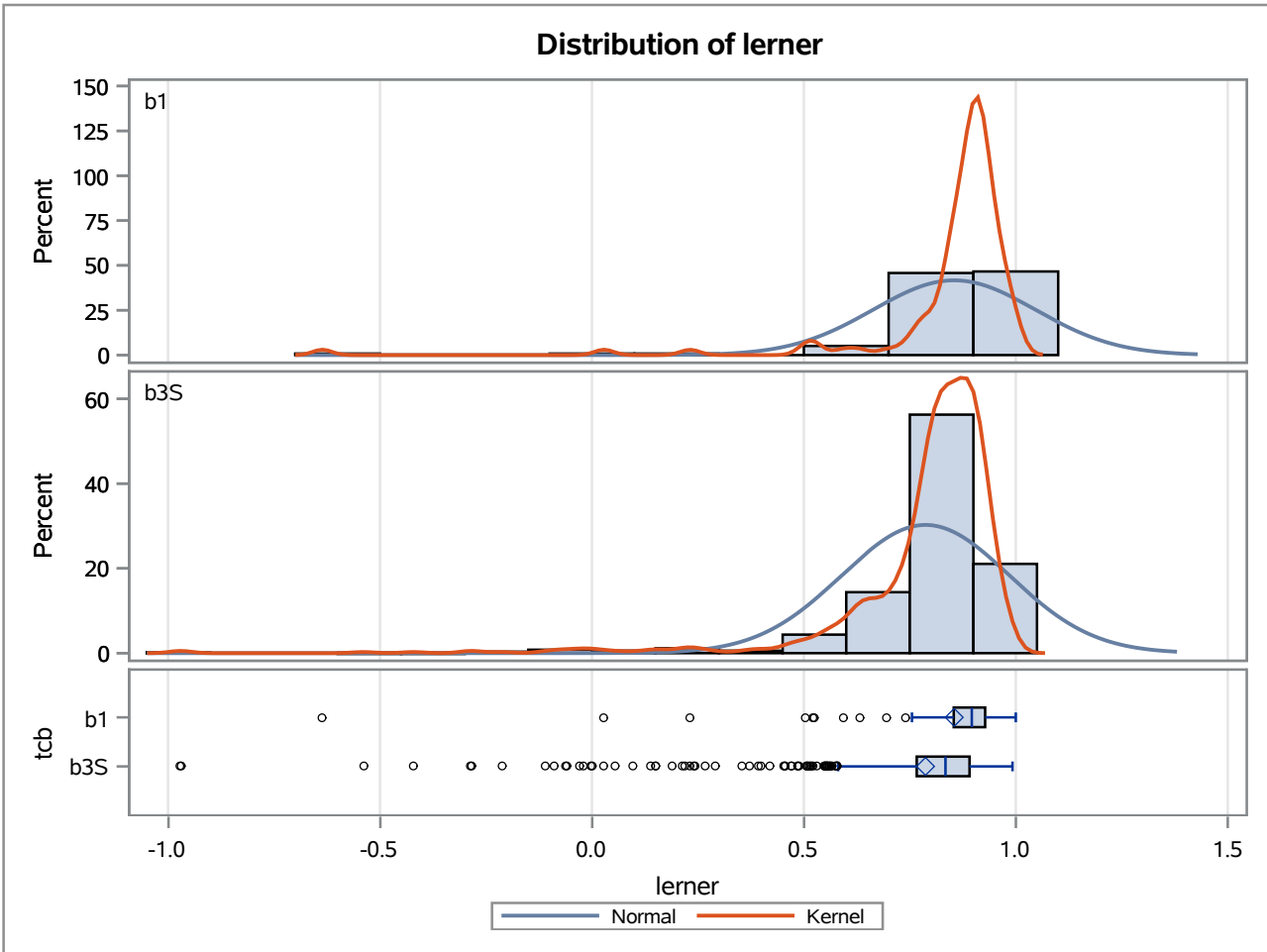
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	985	1.68	0.0924
Satterthwaite	Unequal	154.35	3.90	0.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	117	868	330.59	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP03



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC03

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		111	0.8283	139.3	0.00863	0.1301	0.9944
b3S		883	0.7855	9.1254	0.00395	-0.8918	0.9992
Diff (1-2)	Pooled		0.0428	47.1799	0.0206		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0428		0.00949		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8283	0.8112	0.8454	139.3	123.1	160.5
b3S		0.7855	0.7777	0.7932	9.1254	8.7187	9.5721
Diff (1-2)	Pooled	0.0428	0.00239	0.0833	47.1799	45.1922	49.3518
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0428	0.0241	0.0616			

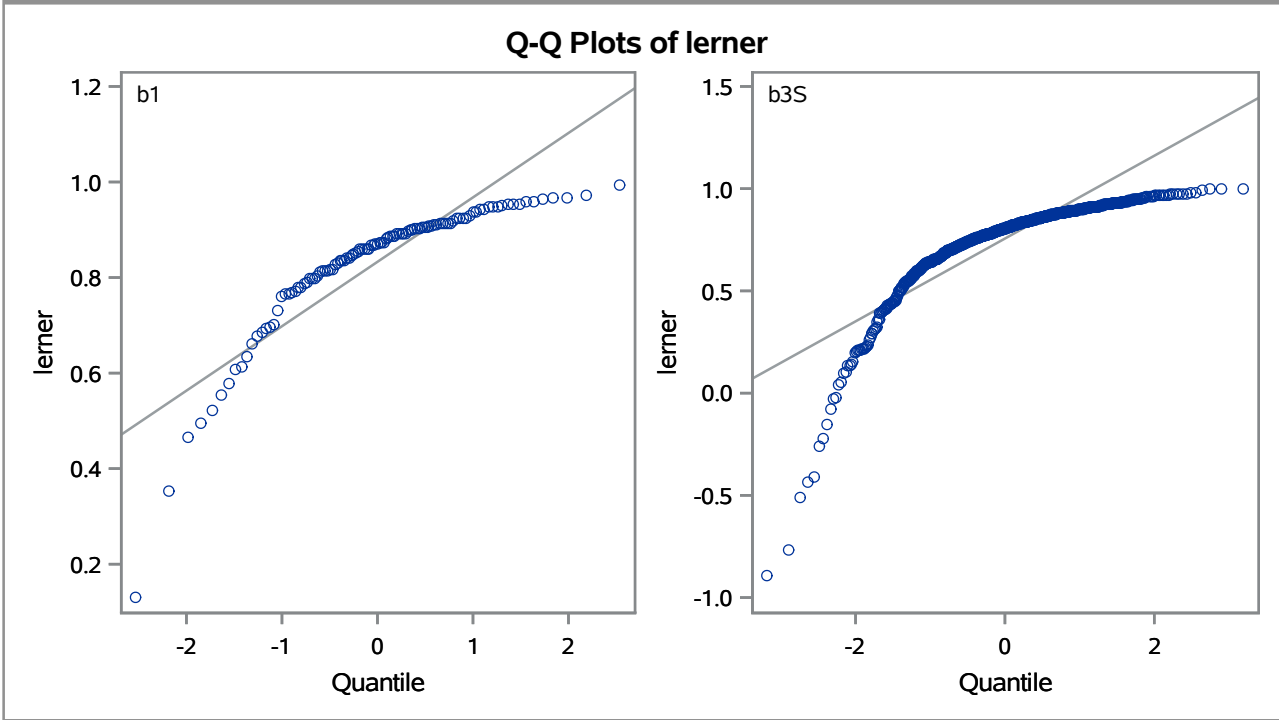
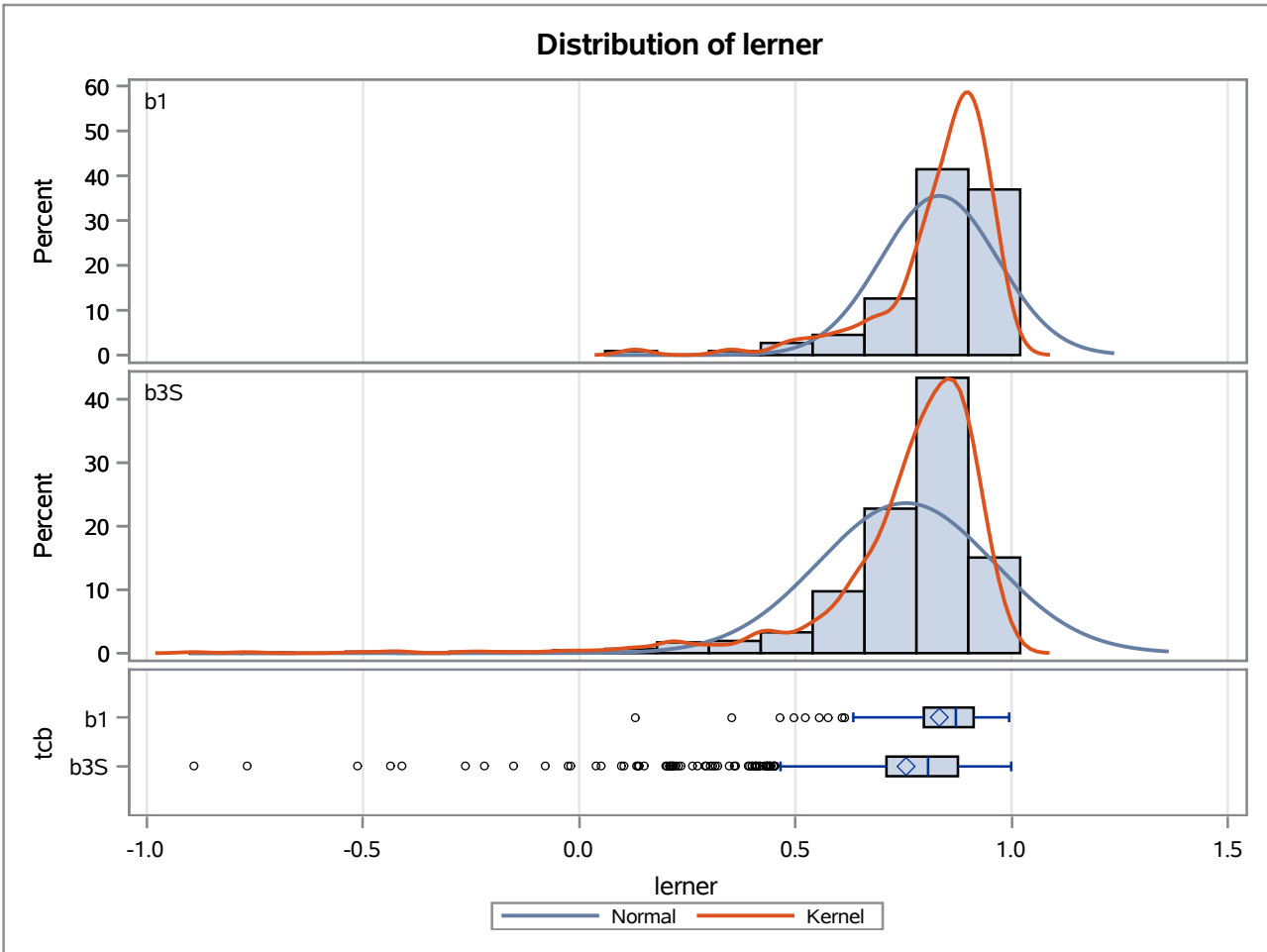
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	992	2.08	0.0379
Satterthwaite	Unequal	159.86	4.51	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	110	882	233.04	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC03



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR04

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		113	0.8273	154.5	0.00943	-0.2432	1.0000
b3S		871	0.7640	10.4987	0.00446	-0.6361	0.9976
Diff (1-2)	Pooled		0.0633	53.0991	0.0228		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0633		0.0104		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8273	0.8086	0.8460	154.5	136.6	177.7
b3S		0.7640	0.7553	0.7728	10.4987	10.0278	11.0164
Diff (1-2)	Pooled	0.0633	0.0186	0.1080	53.0991	50.8512	55.5564
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0633	0.0427	0.0839			

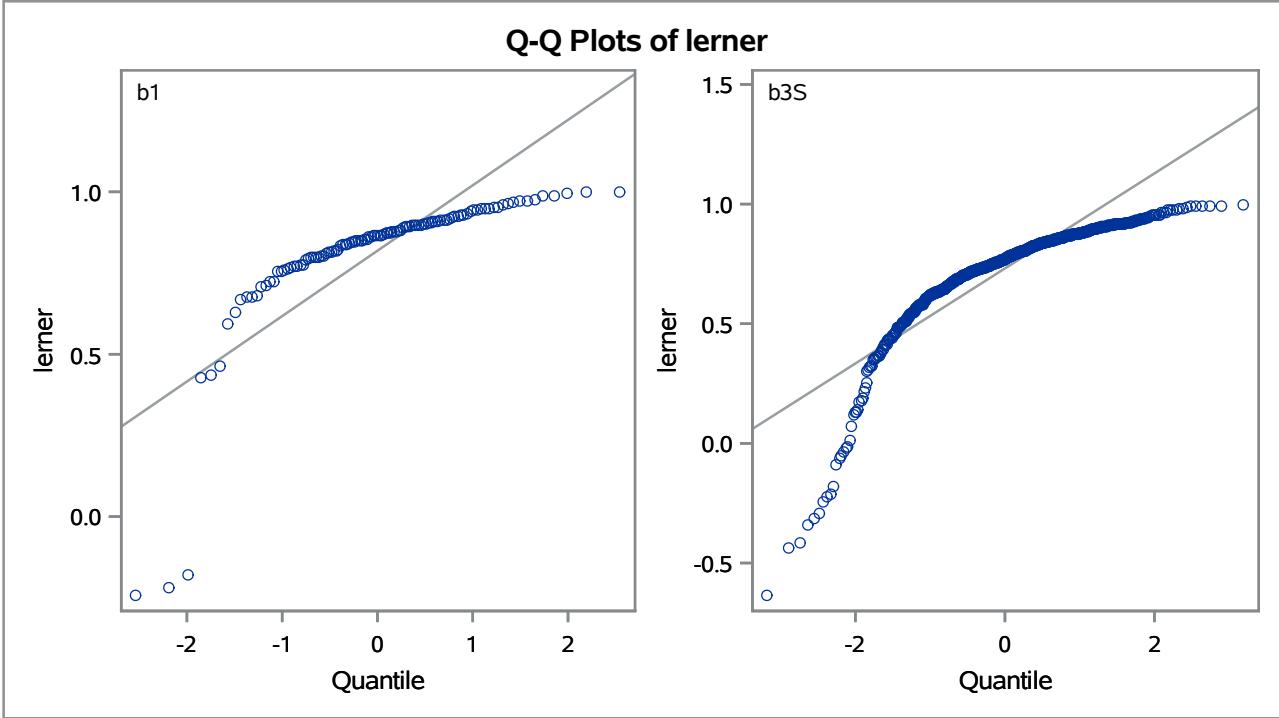
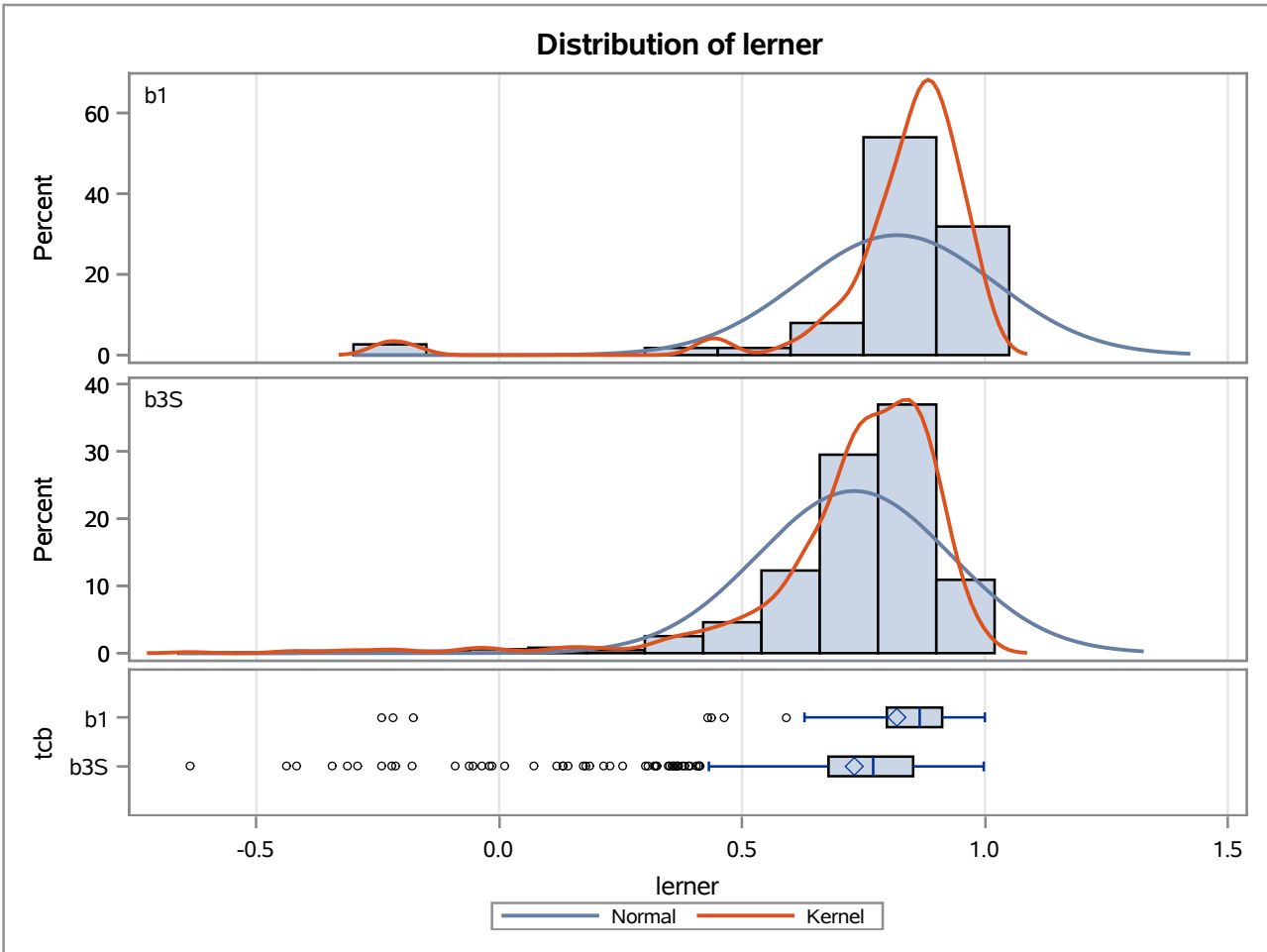
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	982	2.78	0.0056
Satterthwaite	Unequal	166.53	6.07	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	112	870	216.52	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR04



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN04

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		112	0.8246	122.7	0.00728	-0.9665	1.0000
b3S		883	0.7614	10.7061	0.00439	-0.6175	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		0.0632	42.2483	0.0175		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0632		0.00850		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8246	0.8102	0.8391	122.7	108.5	141.3
b3S		0.7614	0.7528	0.7700	10.7061	10.2290	11.2302
Diff (1-2)	Pooled	0.0632	0.0288	0.0976	42.2483	40.4692	44.1921
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0632	0.0465	0.0800			

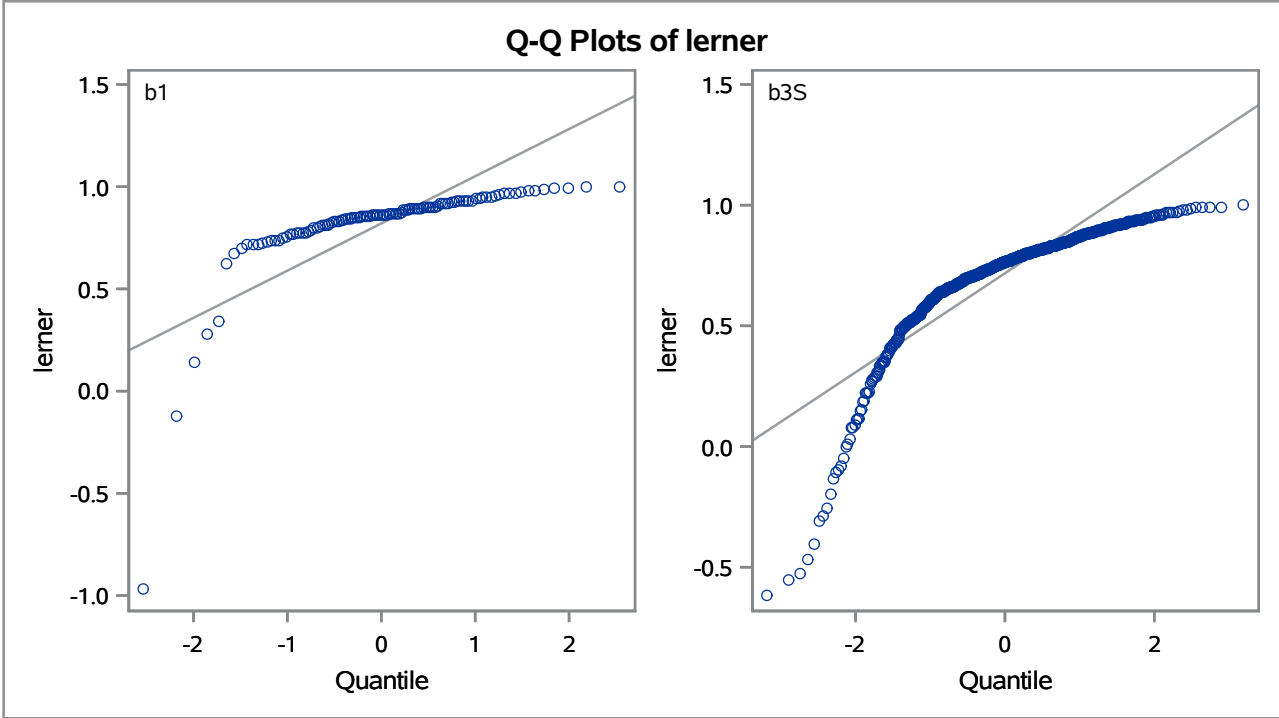
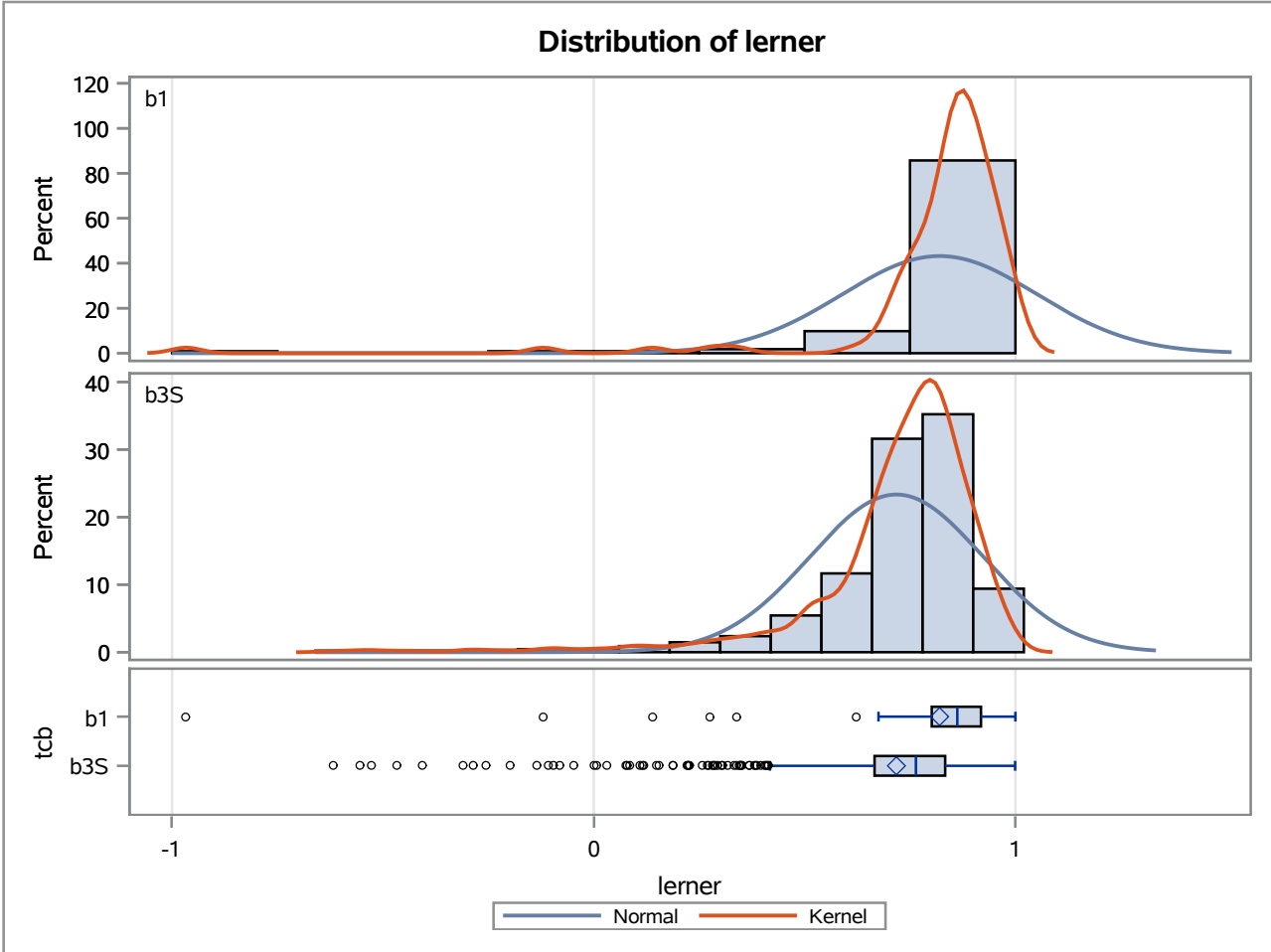
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	993	3.61	0.0003
Satterthwaite	Unequal	203.37	7.44	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	111	882	131.36	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN04



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP04

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		112	0.7947	164.9	0.00954	-0.1568	1.0000
b3S		881	0.7837	9.4720	0.00366	-0.6187	0.9949
Diff (1-2)	Pooled		0.0110	55.9215	0.0219		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0110		0.0102		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7947	0.7758	0.8136	164.9	145.8	189.9
b3S		0.7837	0.7765	0.7909	9.4720	9.0495	9.9363
Diff (1-2)	Pooled	0.0110	-0.0319	0.0539	55.9215	53.5644	58.4972
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0110	-0.00917	0.0312			

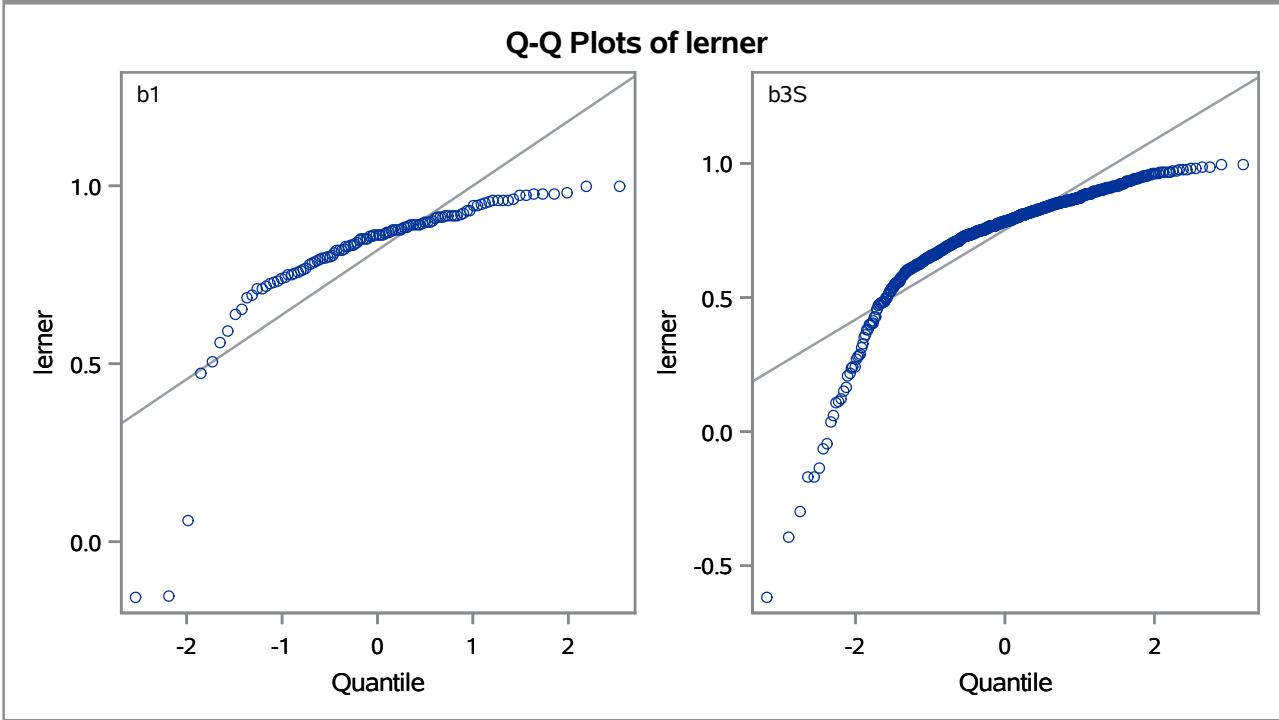
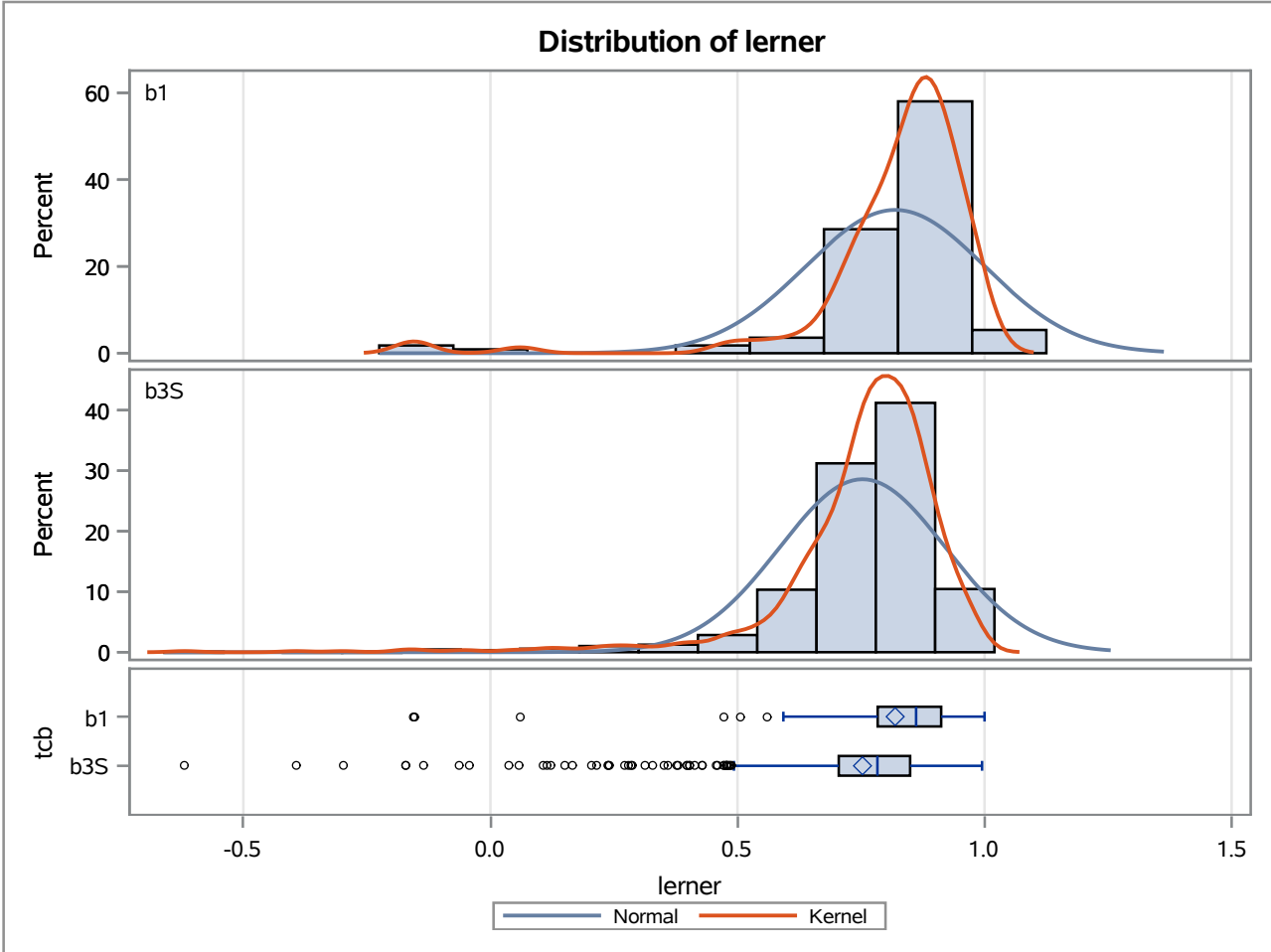
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	991	0.50	0.6144
Satterthwaite	Unequal	145.73	1.08	0.2828

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	111	880	303.26	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP04



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC04

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		103	0.7862	186.2	0.0105	-0.4589	1.0000
b3S		888	0.7810	9.3929	0.00351	-0.6417	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		0.00513	60.4445	0.0229		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.00513		0.0111		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7862	0.7652	0.8071	186.2	163.7	215.7
b3S		0.7810	0.7741	0.7879	9.3929	8.9754	9.8513
Diff (1-2)	Pooled	0.00513	-0.0397	0.0500	60.4445	57.8944	63.2315
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.00513	-0.0169	0.0271			

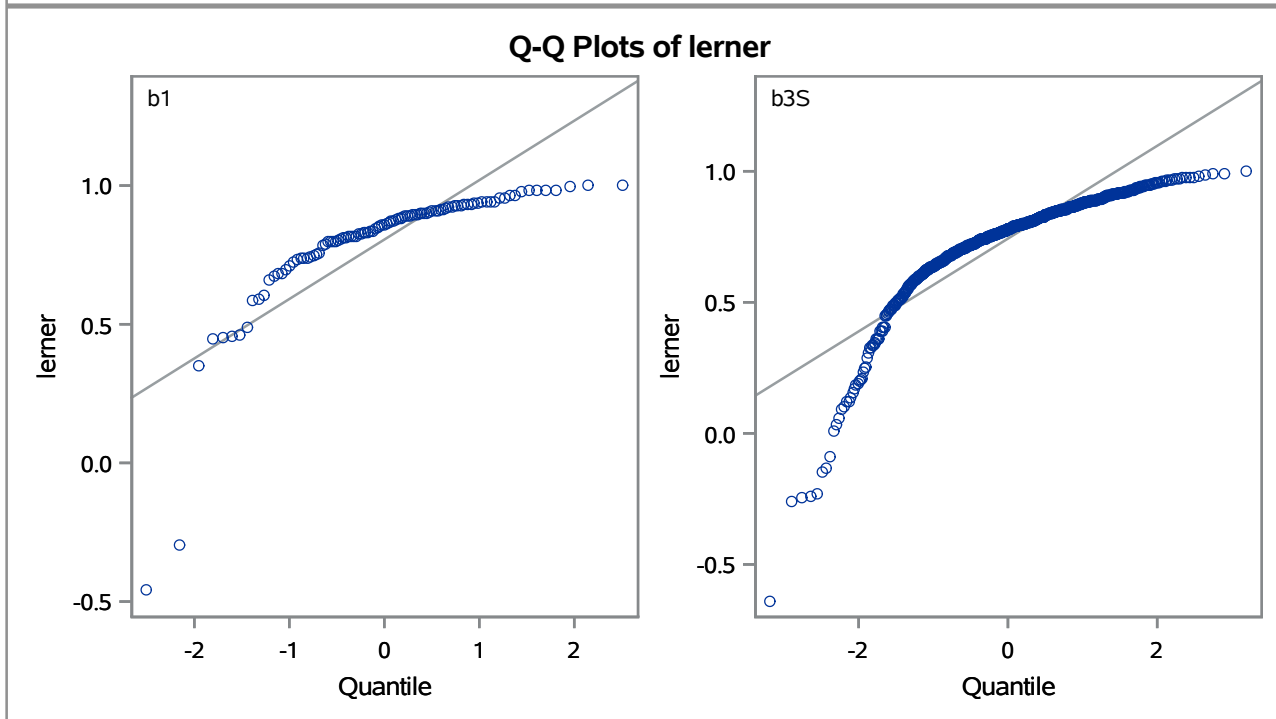
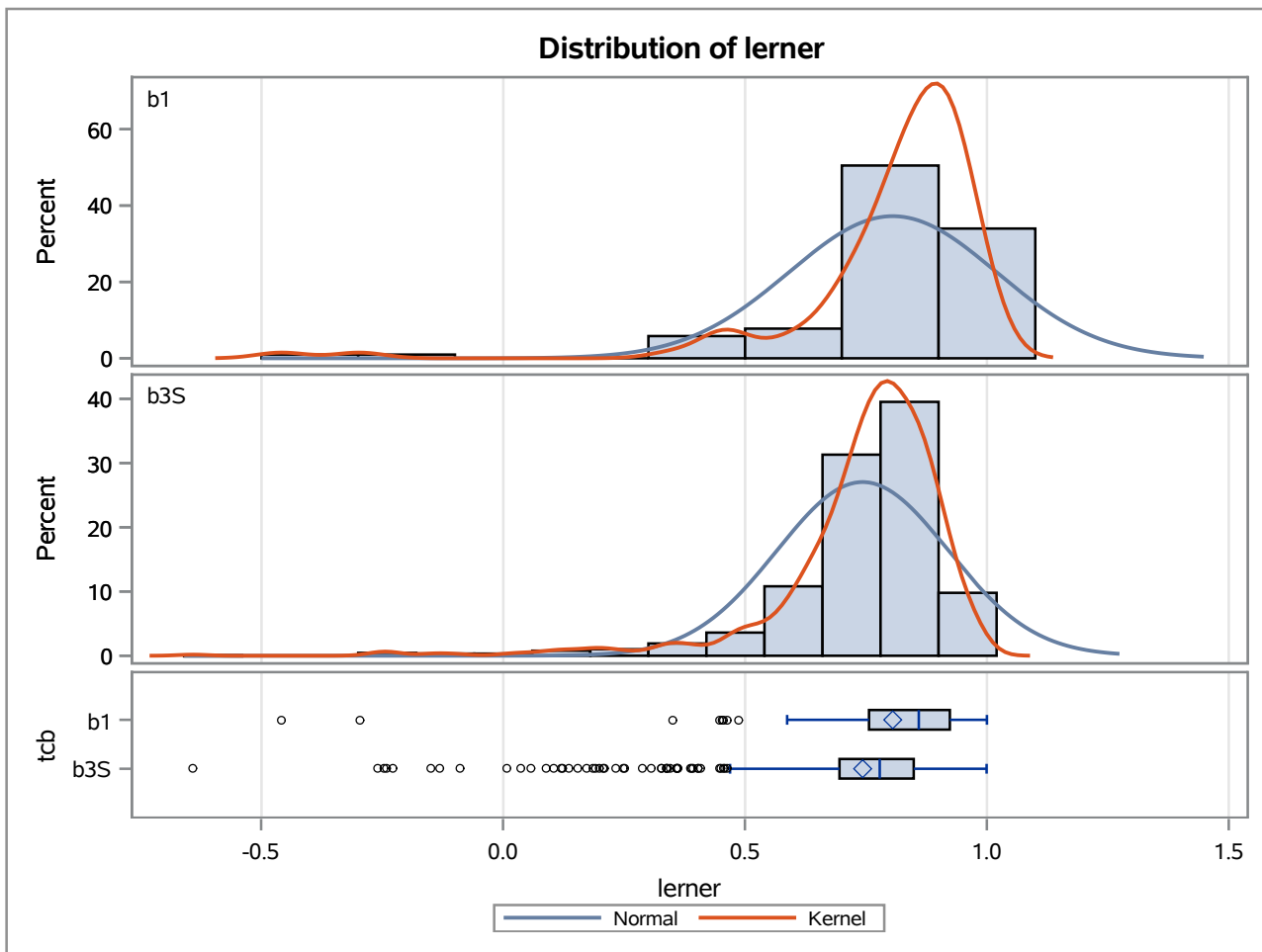
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	989	0.22	0.8226
Satterthwaite	Unequal	125.73	0.46	0.6453

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	102	887	392.83	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC04



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR05

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		111	0.8166	172.7	0.00954	-0.6750	1.0000
b3S		885	0.8101	8.5547	0.00314	-0.7651	0.9984
Diff (1-2)	Pooled		0.00652	58.0217	0.0215		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.00652		0.0100		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8166	0.7977	0.8355	172.7	152.6	199.0
b3S		0.8101	0.8039	0.8162	8.5547	8.1739	8.9730
Diff (1-2)	Pooled	0.00652	-0.0358	0.0488	58.0217	55.5796	60.6899
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.00652	-0.0134	0.0264			

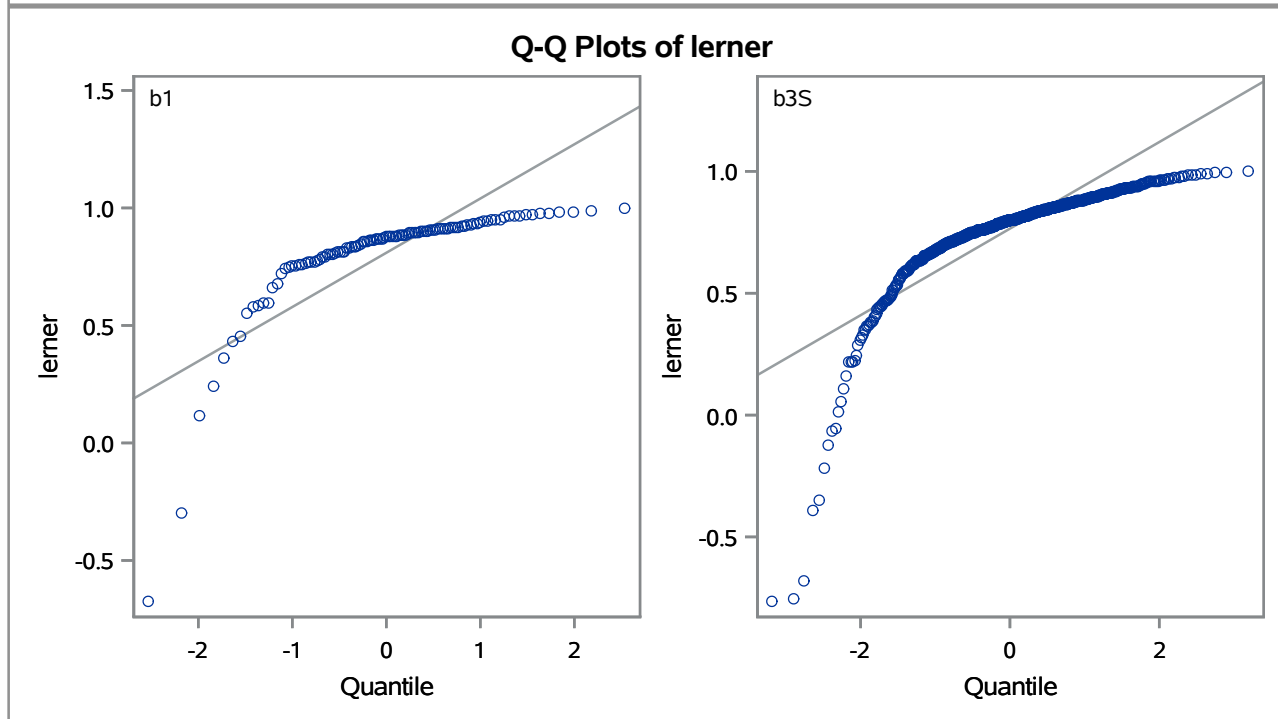
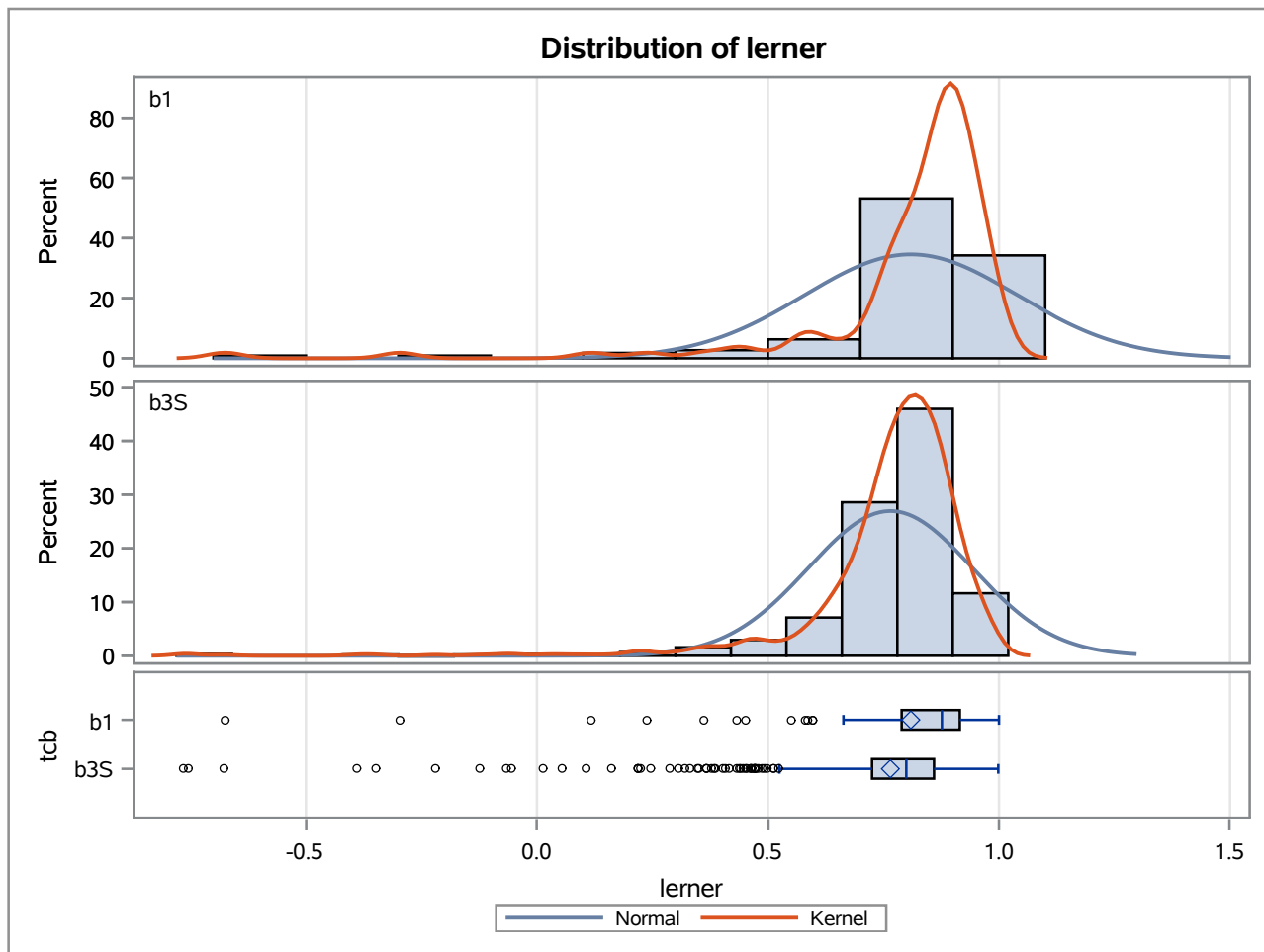
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	994	0.30	0.7622
Satterthwaite	Unequal	134.93	0.65	0.5175

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	110	884	407.65	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR05



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN05

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcB	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		100	0.8050	152.9	0.00822	0.2277	1.0000
b3S		906	0.8111	9.5536	0.00346	-0.8864	0.9917
Diff (1-2)	Pooled		-0.00606	48.8489	0.0179		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.00606		0.00892		

tcB	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8050	0.7887	0.8213	152.9	134.2	177.6
b3S		0.8111	0.8043	0.8179	9.5536	9.1331	10.0151
Diff (1-2)	Pooled	-0.00606	-0.0411	0.0290	48.8489	46.8028	51.0836
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.00606	-0.0237	0.0116			

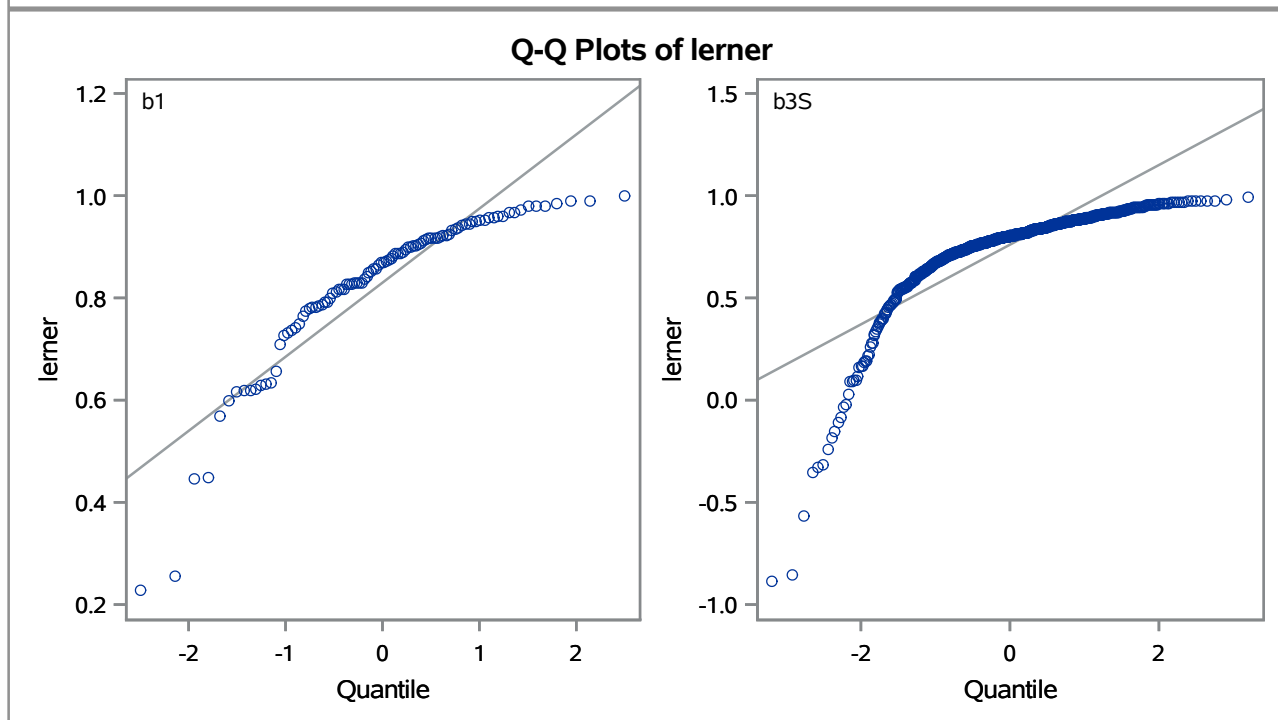
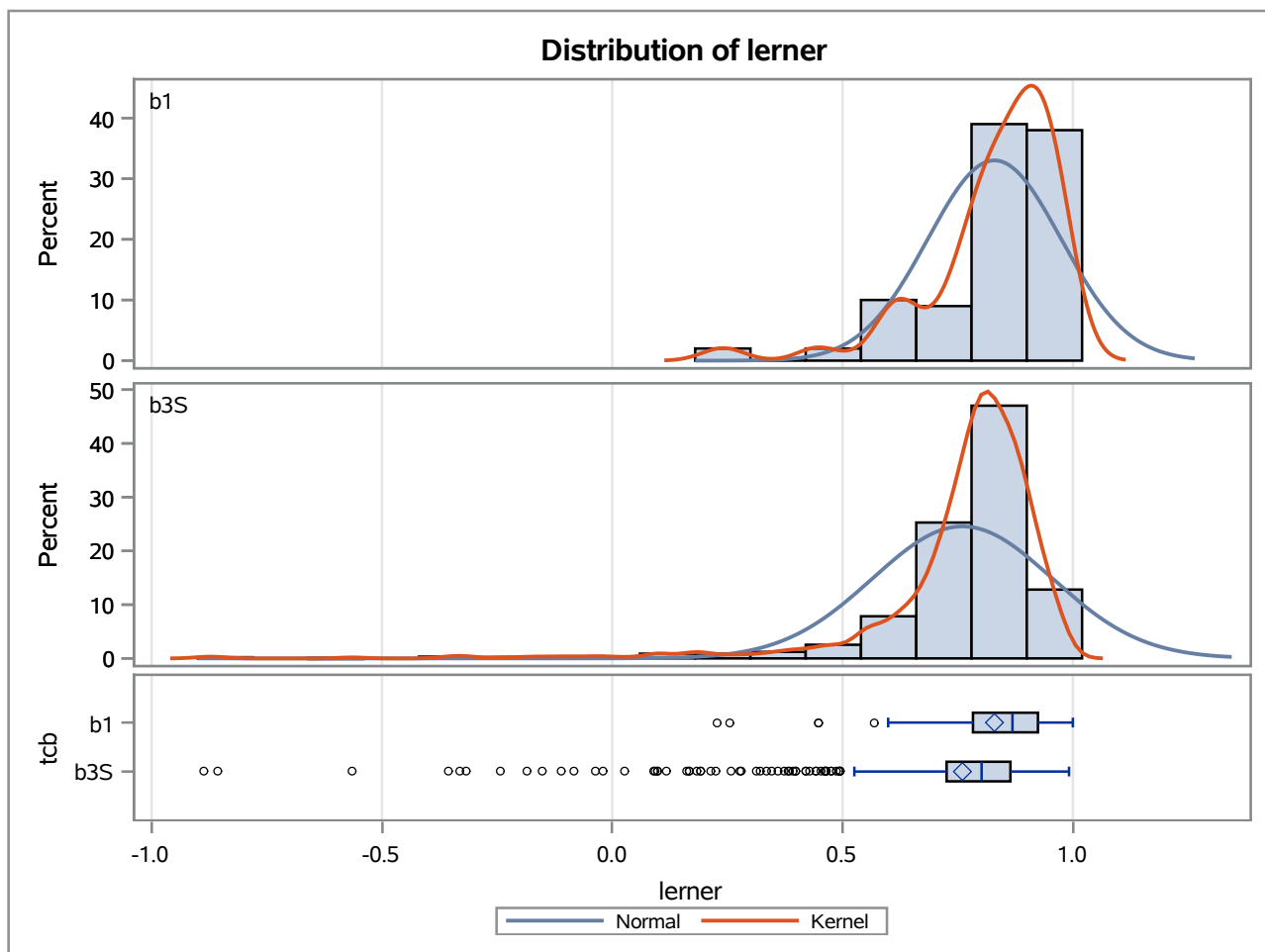
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1004	-0.34	0.7349
Satterthwaite	Unequal	136.66	-0.68	0.4984

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	99	905	256.00	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN05



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP05

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		109	0.8246	151.1	0.00792	-0.1643	1.0000
b3S		902	0.8246	8.4752	0.00301	-0.8843	0.9966
Diff (1-2)	Pooled		0.000011	50.0823	0.0180		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.000011		0.00847		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8246	0.8089	0.8403	151.1	133.4	174.3
b3S		0.8246	0.8187	0.8305	8.4752	8.1013	8.8855
Diff (1-2)	Pooled	0.000011	-0.0352	0.0352	50.0823	47.9895	52.3674
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.000011	-0.0167	0.0168			

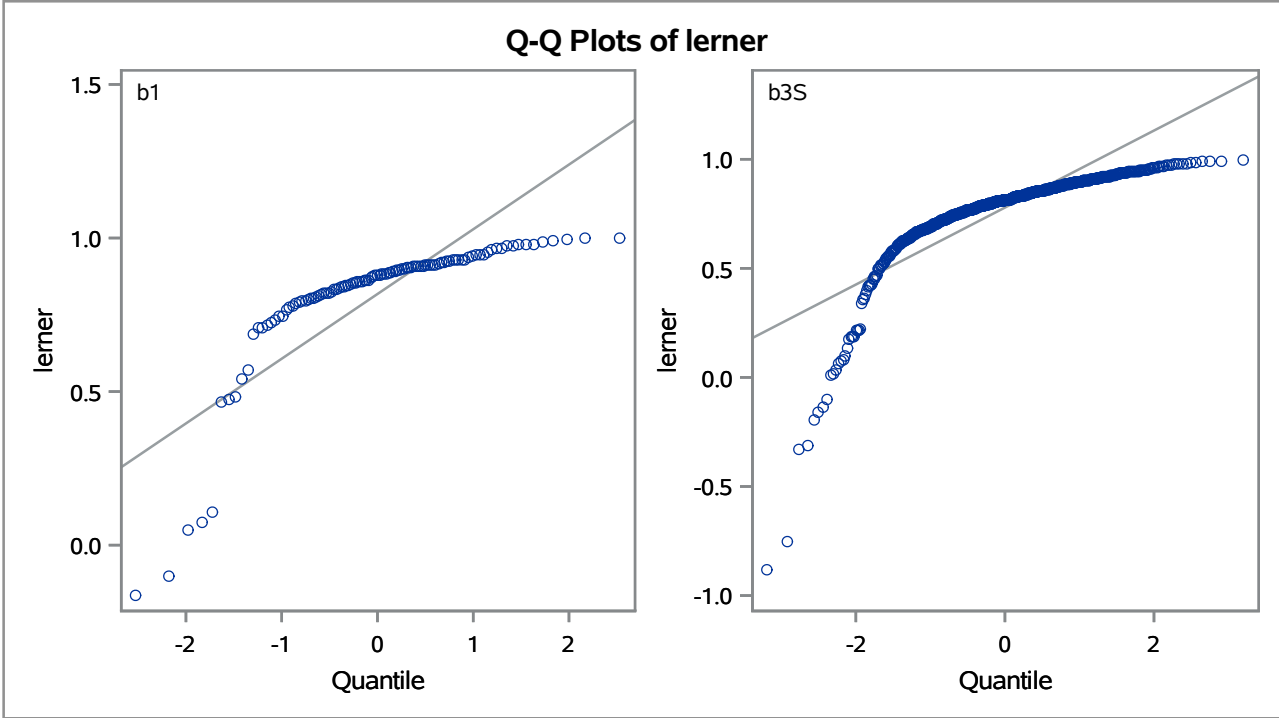
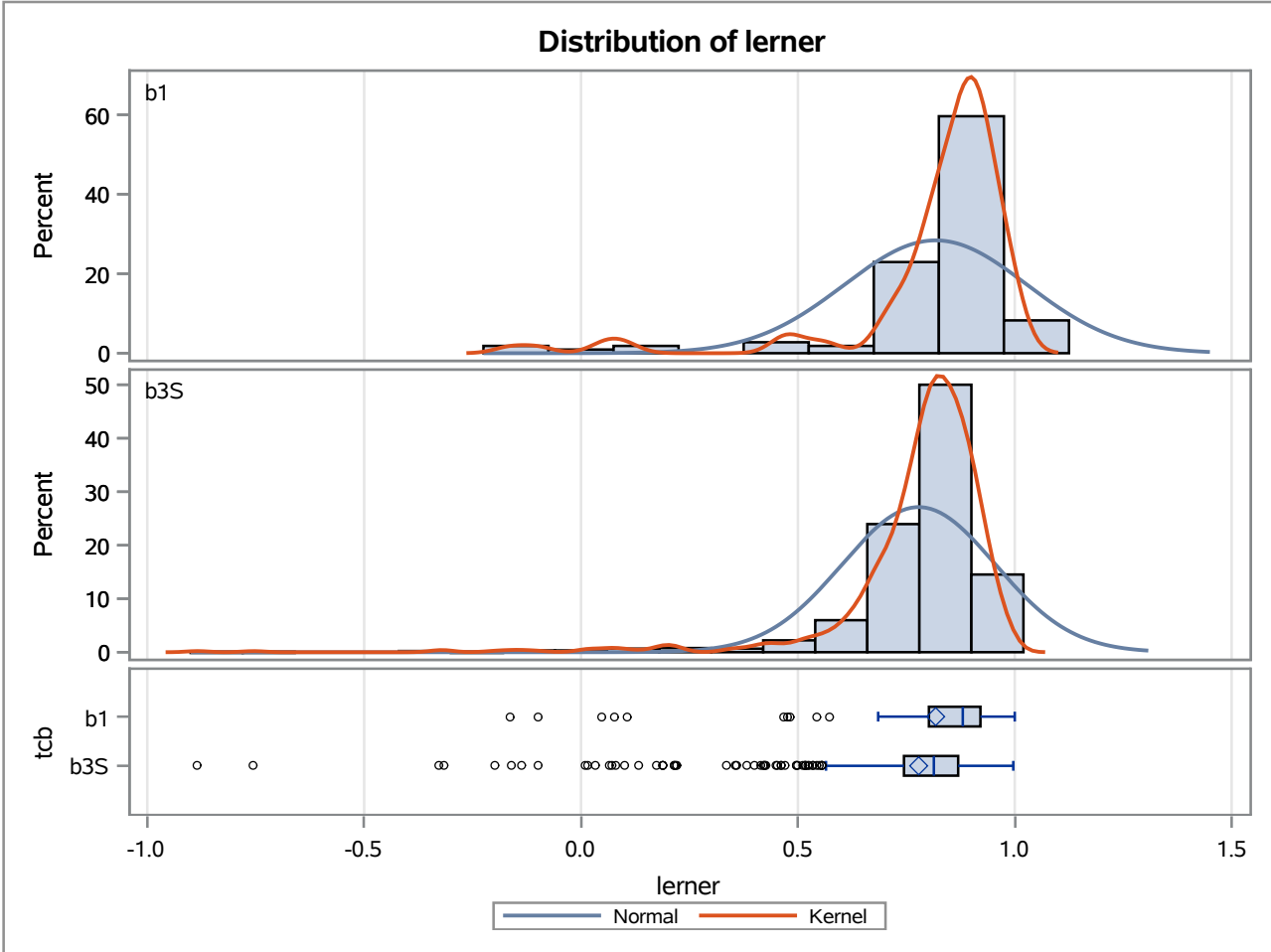
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1009	0.00	0.9995
Satterthwaite	Unequal	140.98	0.00	0.9990

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	108	901	317.90	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP05



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC05

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		108	0.8386	137.7	0.00714	-0.7622	1.0000
b3S		920	0.8071	9.9138	0.00341	-0.9391	0.9989
Diff (1-2)	Pooled		0.0315	45.4538	0.0158		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0315		0.00791		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8386	0.8245	0.8528	137.7	121.5	159.0
b3S		0.8071	0.8004	0.8138	9.9138	9.4806	10.3888
Diff (1-2)	Pooled	0.0315	0.000508	0.0625	45.4538	43.5695	47.5096
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0315	0.0159	0.0471			

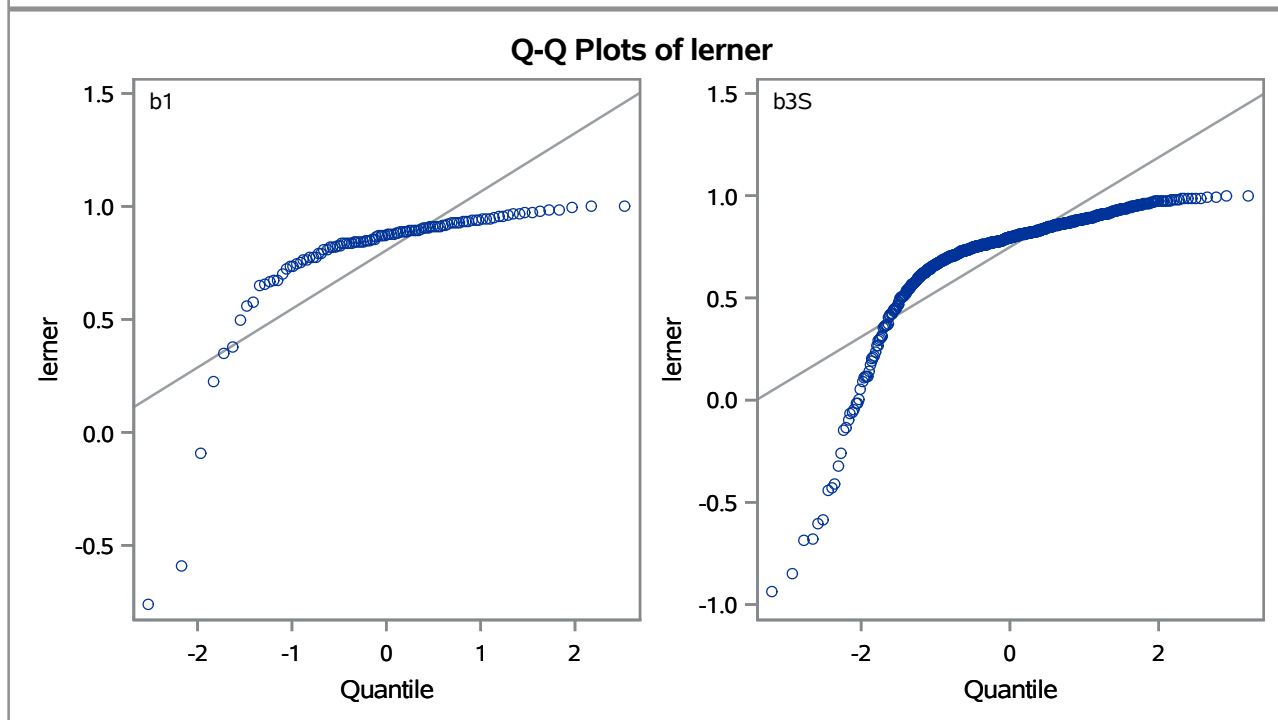
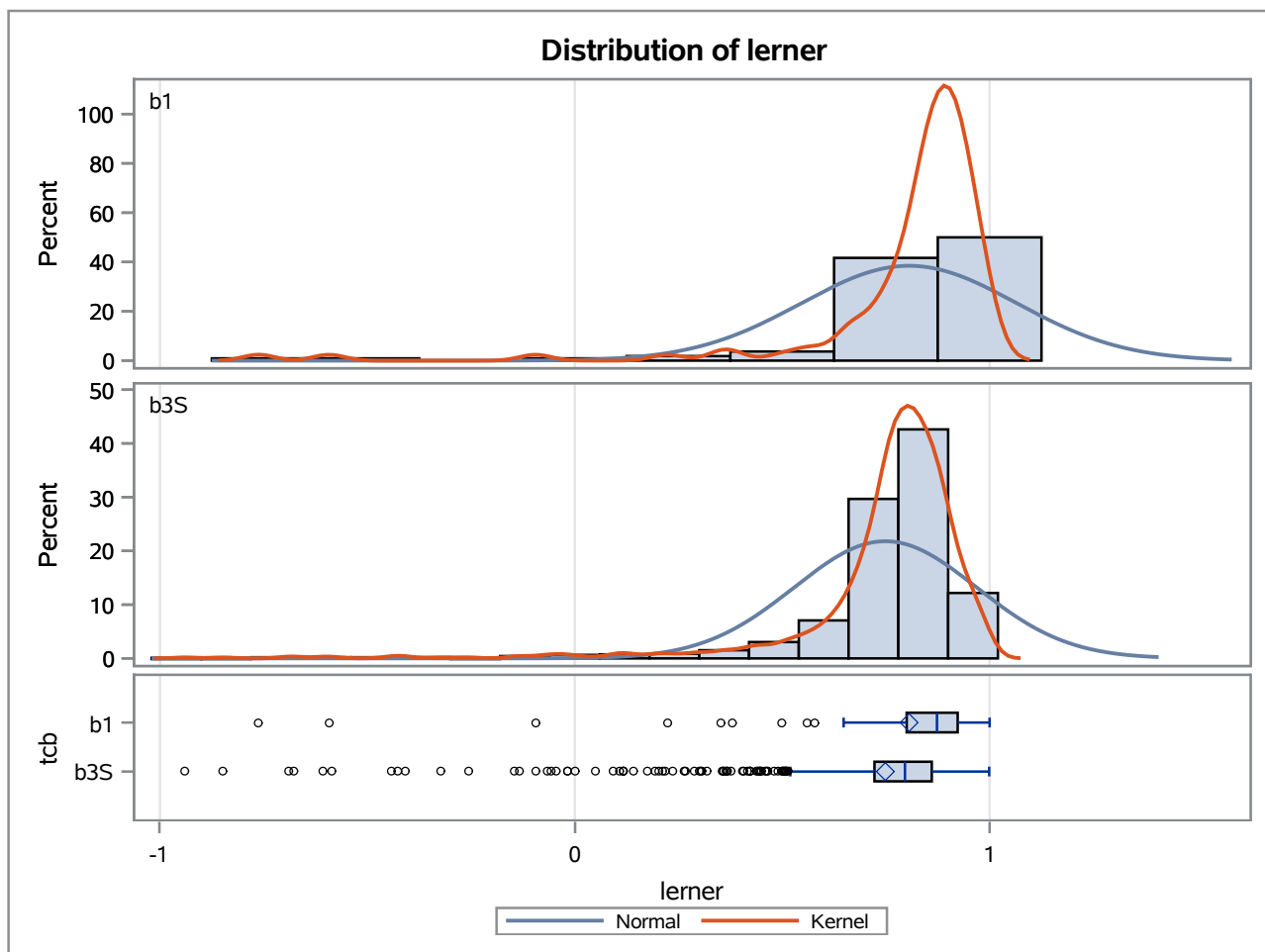
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1026	1.99	0.0464
Satterthwaite	Unequal	160.28	3.98	0.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	107	919	192.98	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC05



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR06

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		111	0.8189	198.9	0.00990	-0.4022	1.0000
b3S		910	0.8041	9.8244	0.00327	-0.8942	0.9996
Diff (1-2)	Pooled		0.0148	65.9936	0.0222		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0148		0.0104		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8189	0.7992	0.8385	198.9	175.7	229.1
b3S		0.8041	0.7976	0.8105	9.8244	9.3929	10.2978
Diff (1-2)	Pooled	0.0148	-0.0288	0.0584	65.9936	63.2489	68.9892
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0148	-0.00583	0.0354			

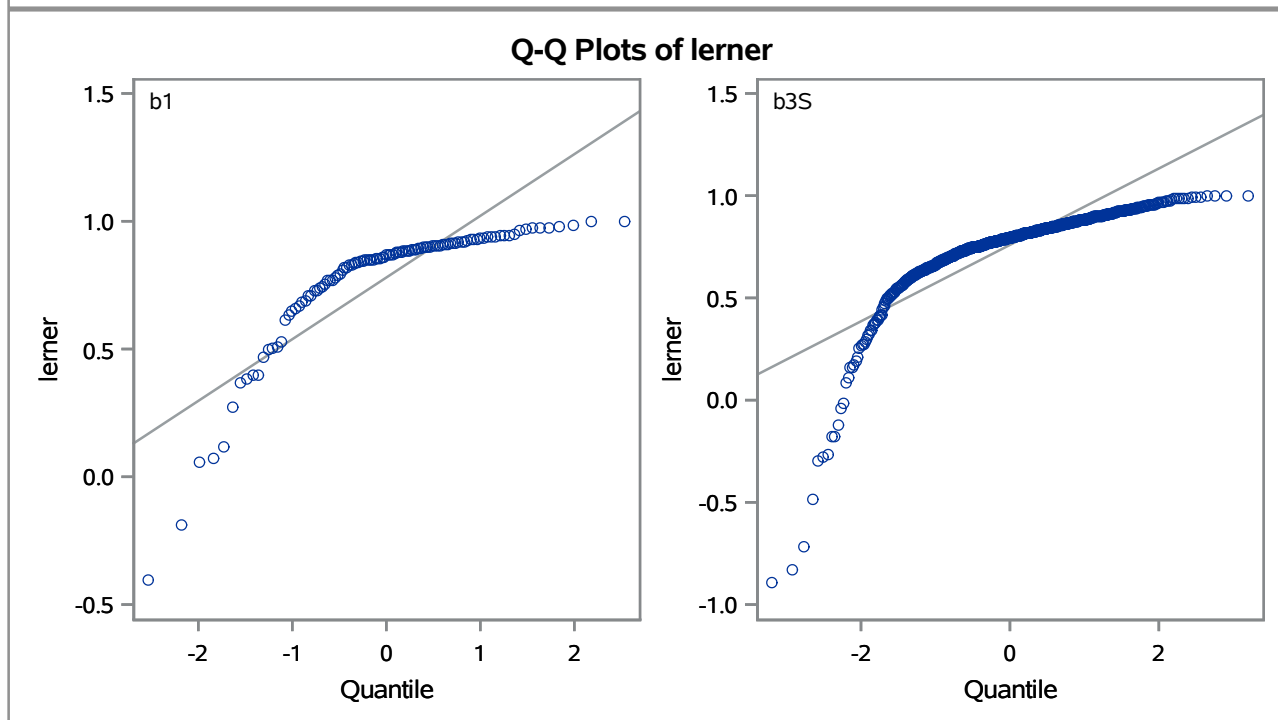
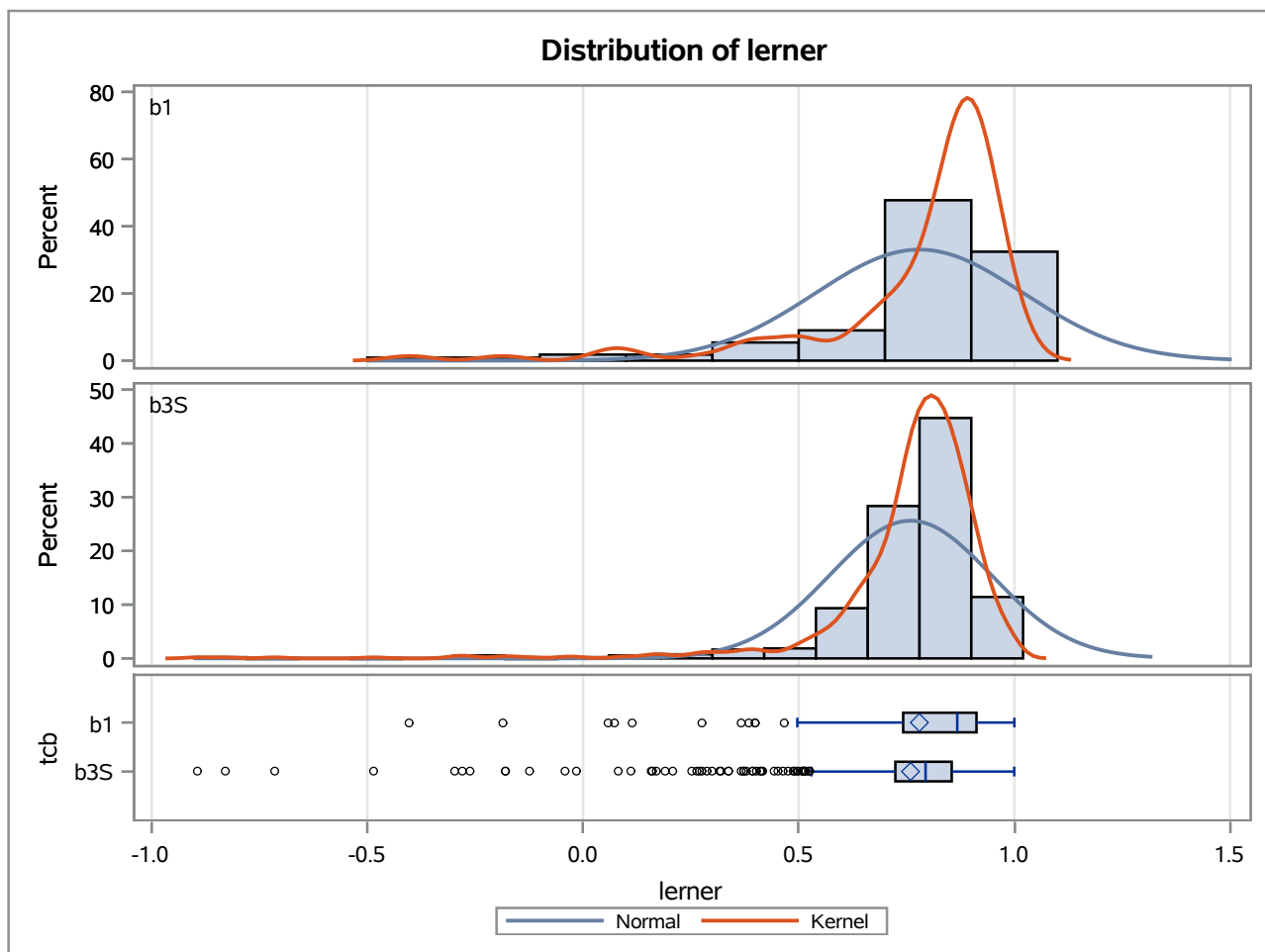
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1019	0.67	0.5053
Satterthwaite	Unequal	135.1	1.42	0.1582

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	110	909	409.73	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR06



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN06

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		107	0.8251	167.9	0.00817	-0.8095	1.0000
b3S		919	0.7830	10.8465	0.00354	-0.9247	0.9962
Diff (1-2)	Pooled		0.0421	54.9790	0.0181		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0421		0.00890		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8251	0.8089	0.8413	167.9	148.0	194.0
b3S		0.7830	0.7760	0.7899	10.8465	10.3723	11.3665
Diff (1-2)	Pooled	0.0421	0.00658	0.0777	54.9790	52.6977	57.4683
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0421	0.0246	0.0597			

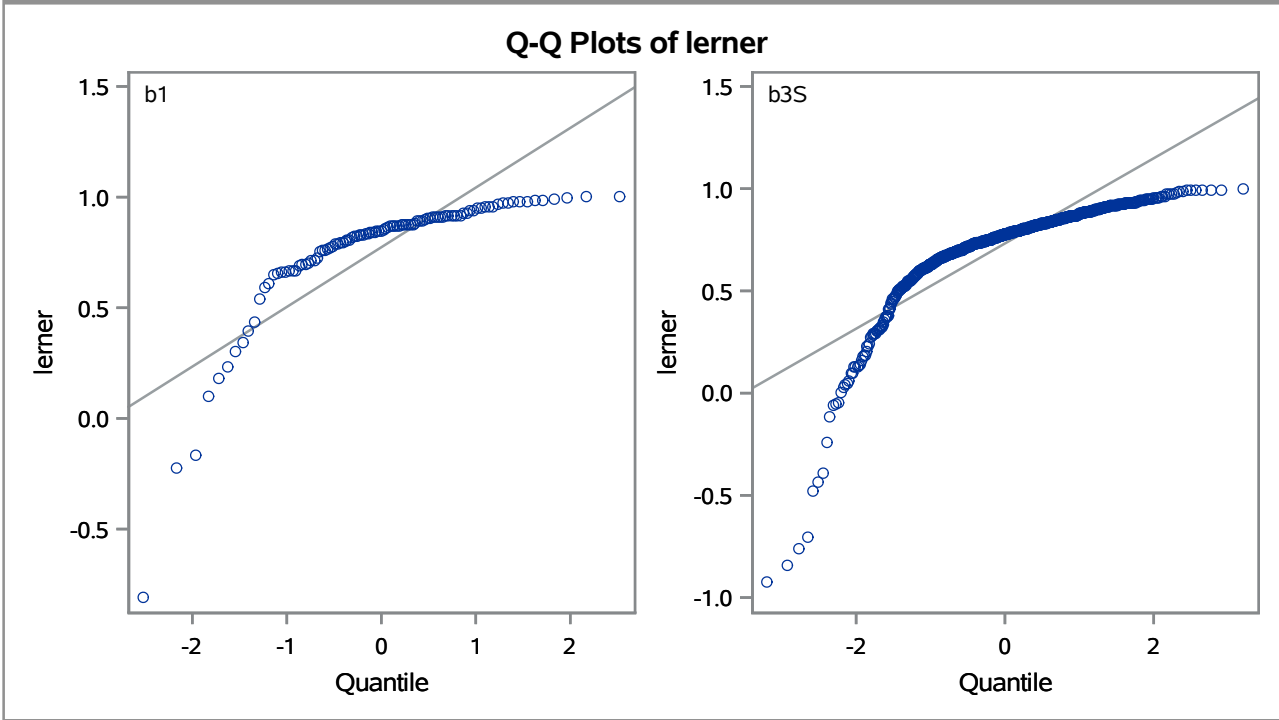
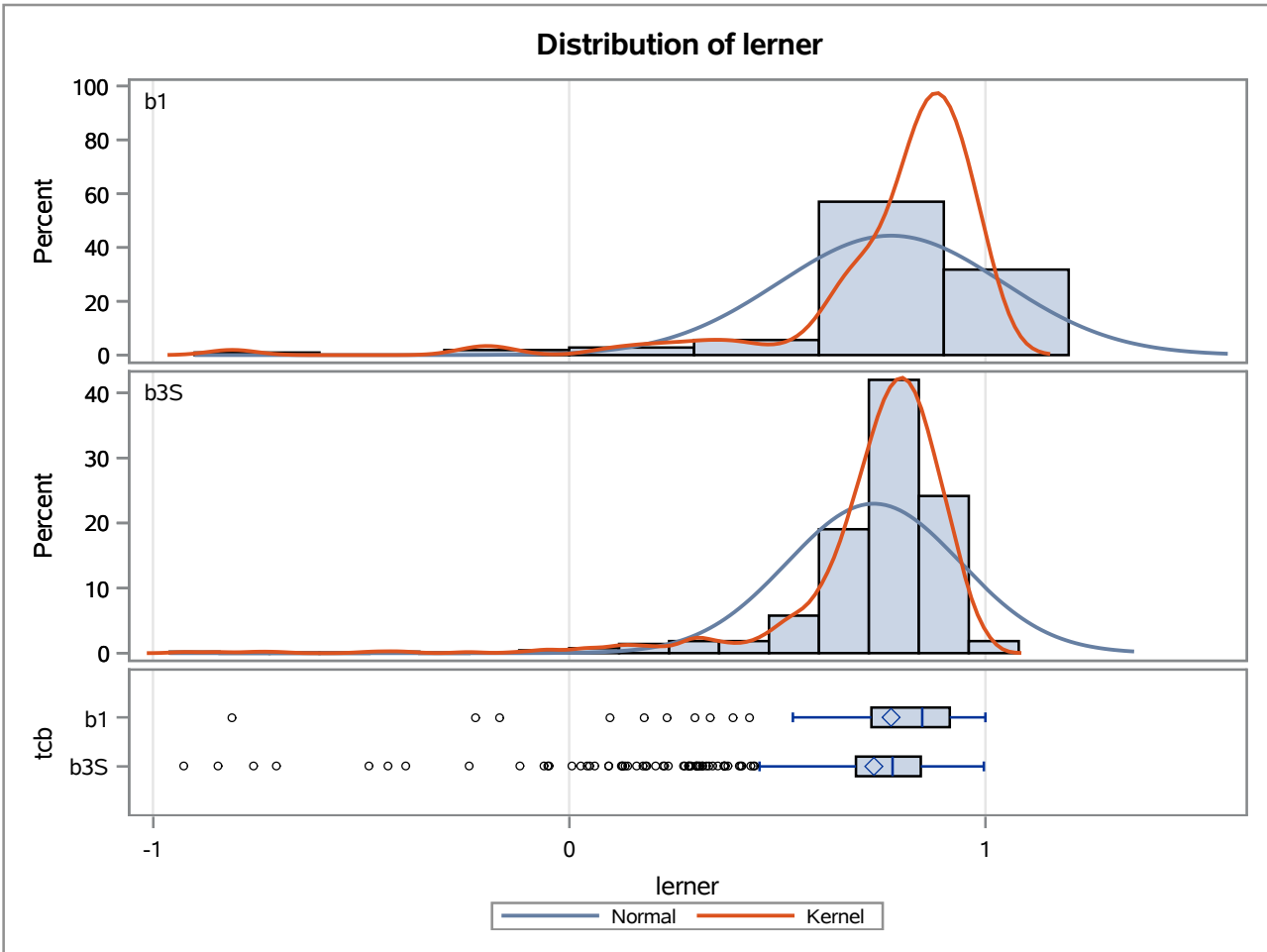
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1024	2.33	0.0202
Satterthwaite	Unequal	148.85	4.73	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	106	918	239.55	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN06



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP06

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		105	0.8208	194.8	0.00927	-0.9932	1.0000
b3S		933	0.7719	12.5080	0.00402	-0.9257	0.9991
Diff (1-2)	Pooled		0.0489	62.8576	0.0204		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0489		0.0101		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8208	0.8024	0.8392	194.8	171.6	225.4
b3S		0.7719	0.7641	0.7798	12.5080	11.9651	13.1029
Diff (1-2)	Pooled	0.0489	0.00879	0.0889	62.8576	60.2640	65.6863
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0489	0.0289	0.0688			

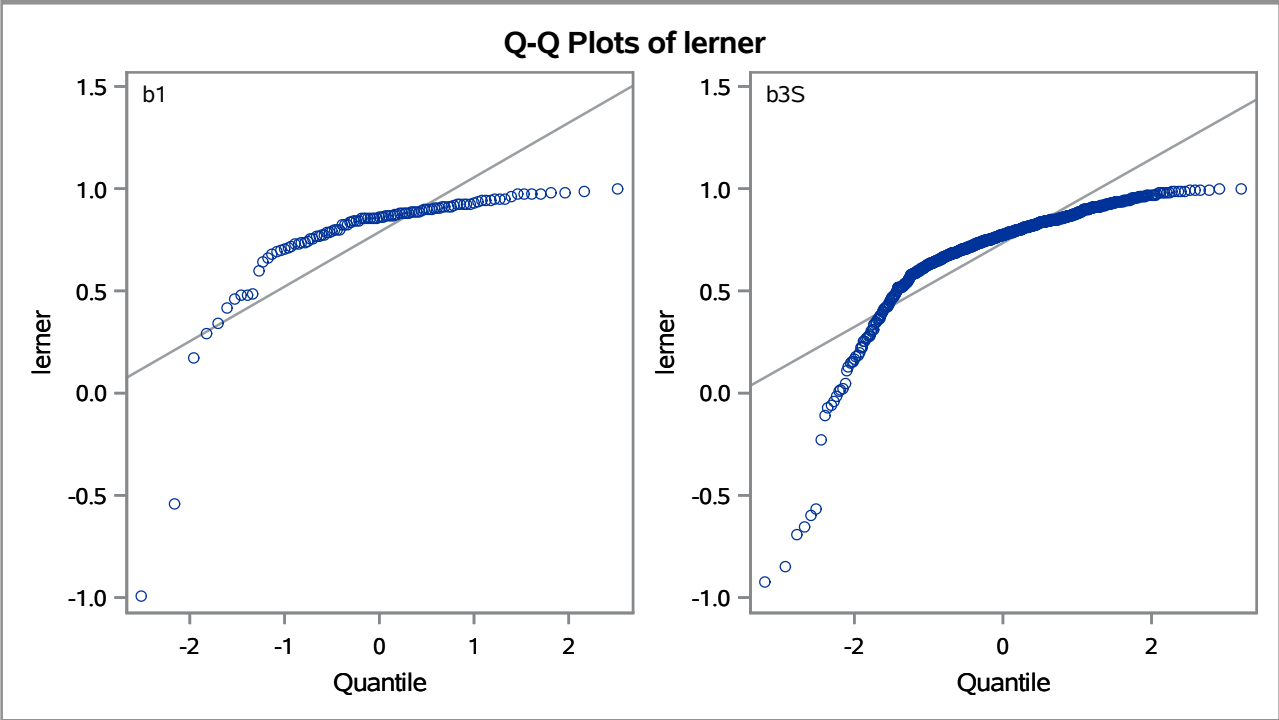
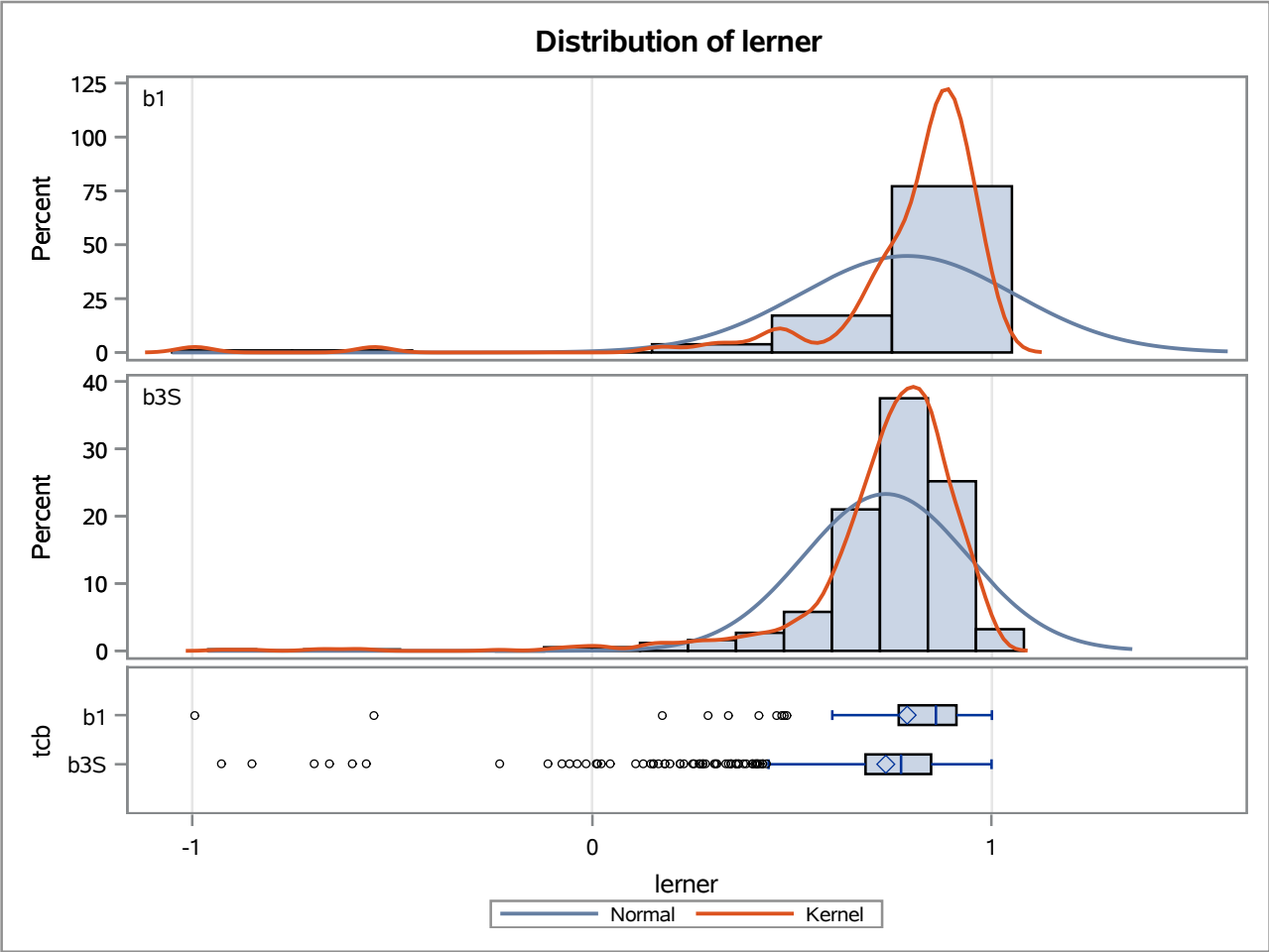
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1036	2.39	0.0169
Satterthwaite	Unequal	146.2	4.84	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	104	932	242.61	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP06



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC06

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		102	0.7967	261.2	0.0120	-0.7598	0.9826
b3S		943	0.7323	14.9726	0.00461	-0.9871	0.9967
Diff (1-2)	Pooled		0.0644	82.5176	0.0257		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0644		0.0129		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7967	0.7729	0.8205	261.2	229.6	302.9
b3S		0.7323	0.7232	0.7413	14.9726	14.3260	15.6807
Diff (1-2)	Pooled	0.0644	0.0141	0.1148	82.5176	79.1237	86.2180
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0644	0.0390	0.0899			

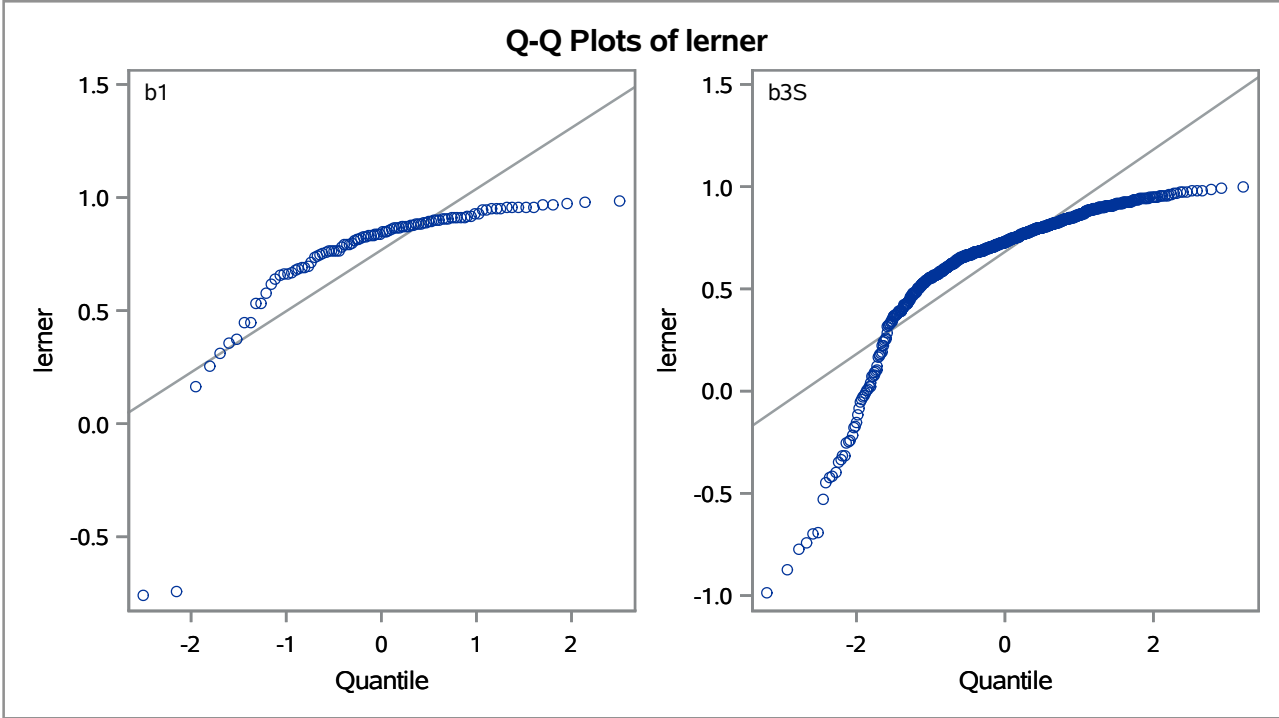
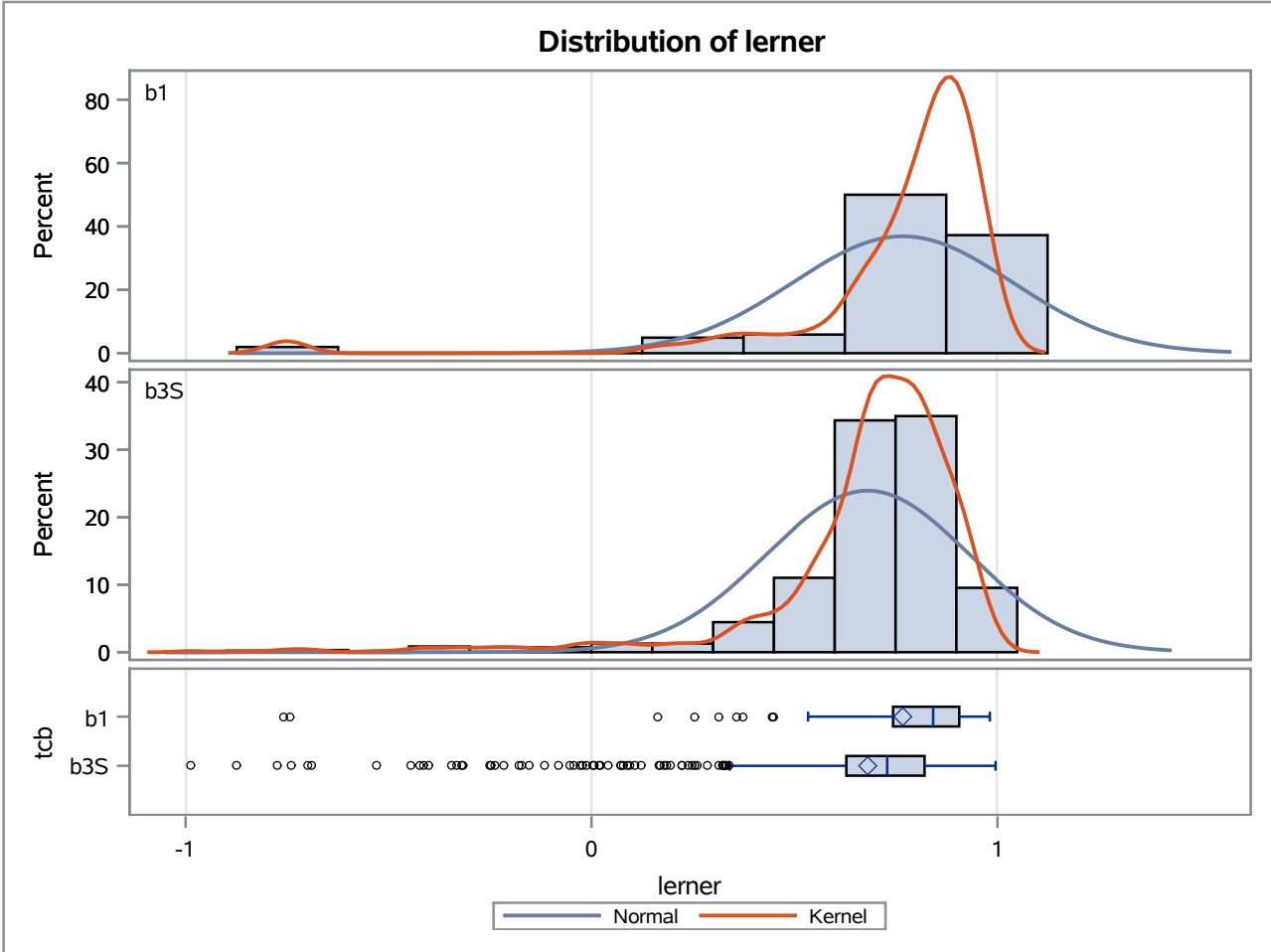
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1043	2.51	0.0122
Satterthwaite	Unequal	132.66	5.01	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	101	942	304.34	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC06



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR07

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		103	0.8013	244.7	0.0110	-0.3699	1.0000
b3S		934	0.7346	13.8948	0.00415	-0.7847	0.9954
Diff (1-2)	Pooled		0.0667	77.9555	0.0235		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0667		0.0118		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8013	0.7794	0.8231	244.7	215.3	283.6
b3S		0.7346	0.7264	0.7427	13.8948	13.2920	14.5553
Diff (1-2)	Pooled	0.0667	0.0205	0.1129	77.9555	74.7373	81.4654
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0667	0.0434	0.0900			

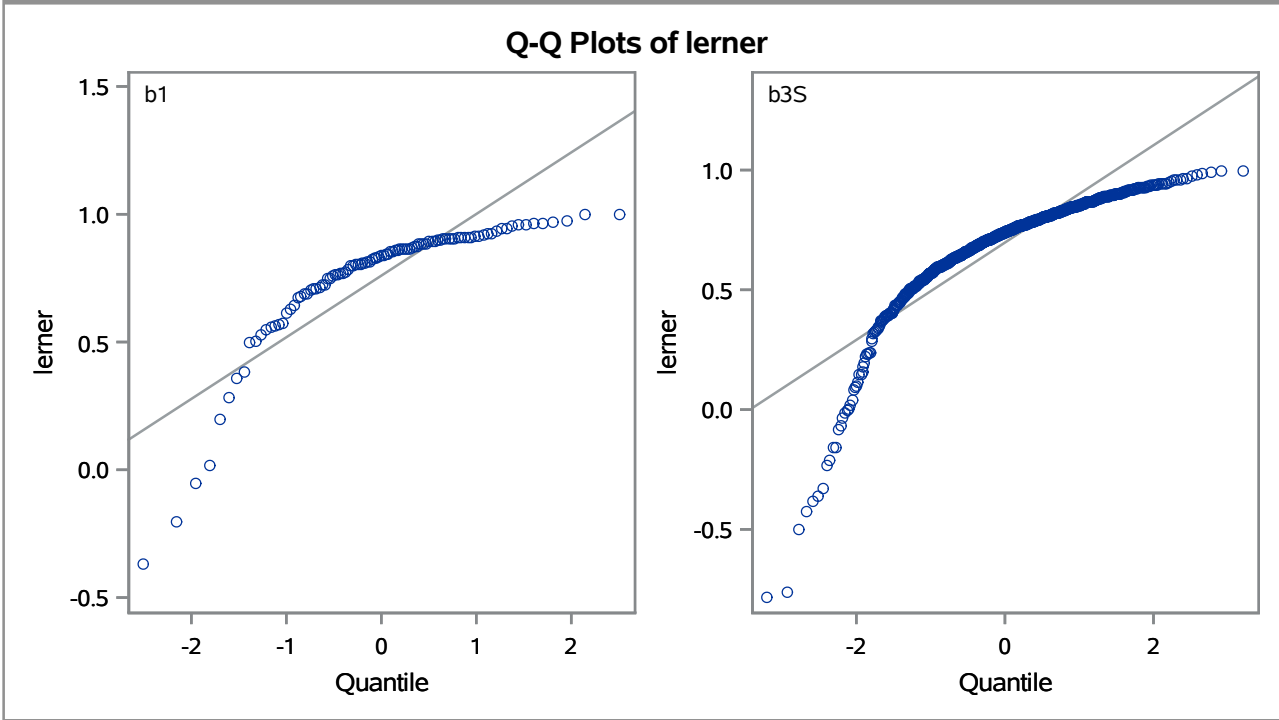
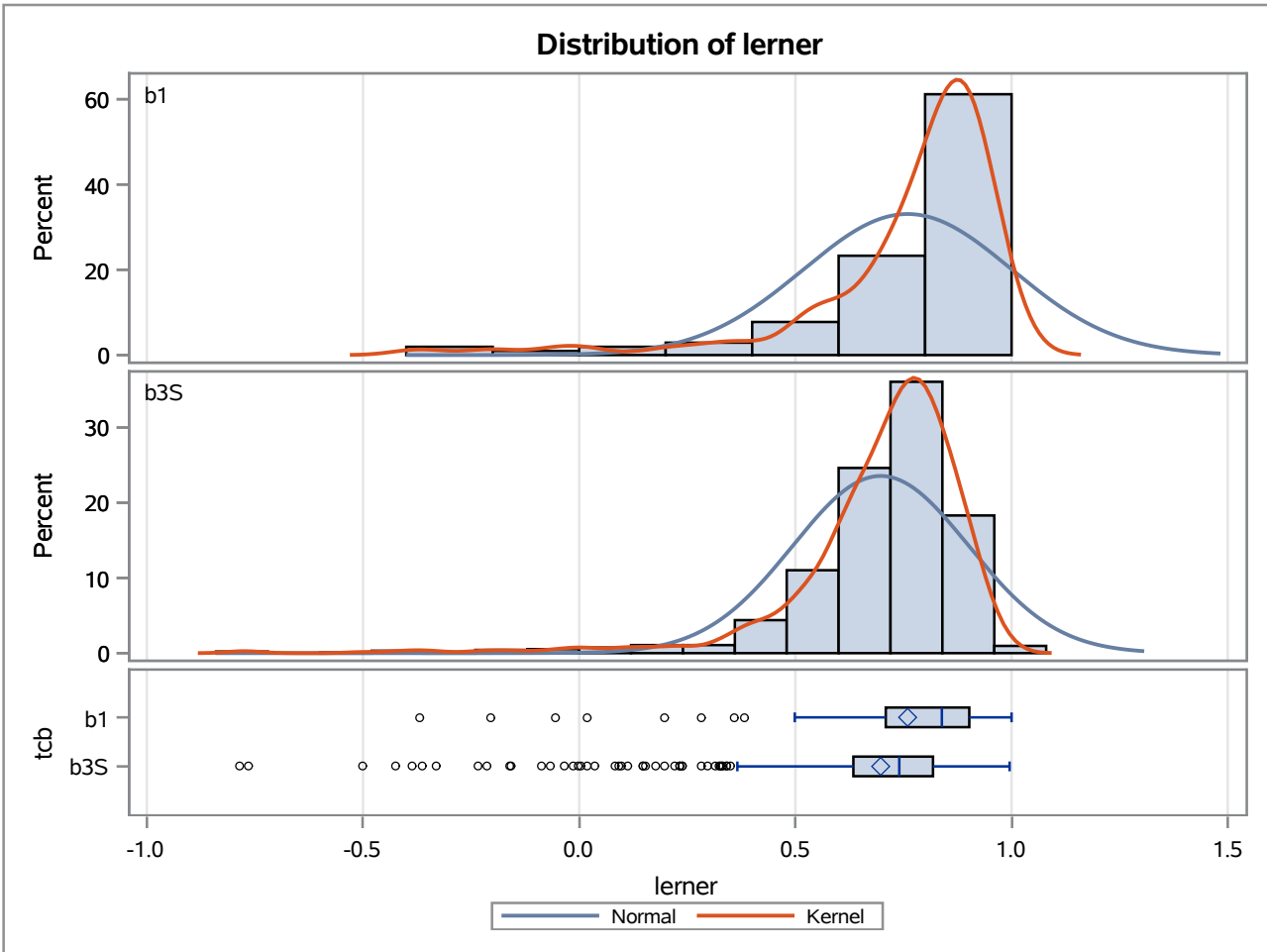
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1035	2.83	0.0047
Satterthwaite	Unequal	132.68	5.67	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	102	933	310.25	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR07



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN07

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		101	0.7762	268.7	0.0117	0.1358	1.0000
b3S		953	0.7192	14.4393	0.00420	-0.8528	0.9928
Diff (1-2)	Pooled		0.0570	83.9665	0.0247		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0570		0.0125		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7762	0.7529	0.7995	268.7	236.0	311.9
b3S		0.7192	0.7110	0.7275	14.4393	13.8189	15.1185
Diff (1-2)	Pooled	0.0570	0.00845	0.1055	83.9665	80.5272	87.7150
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0570	0.0323	0.0816			

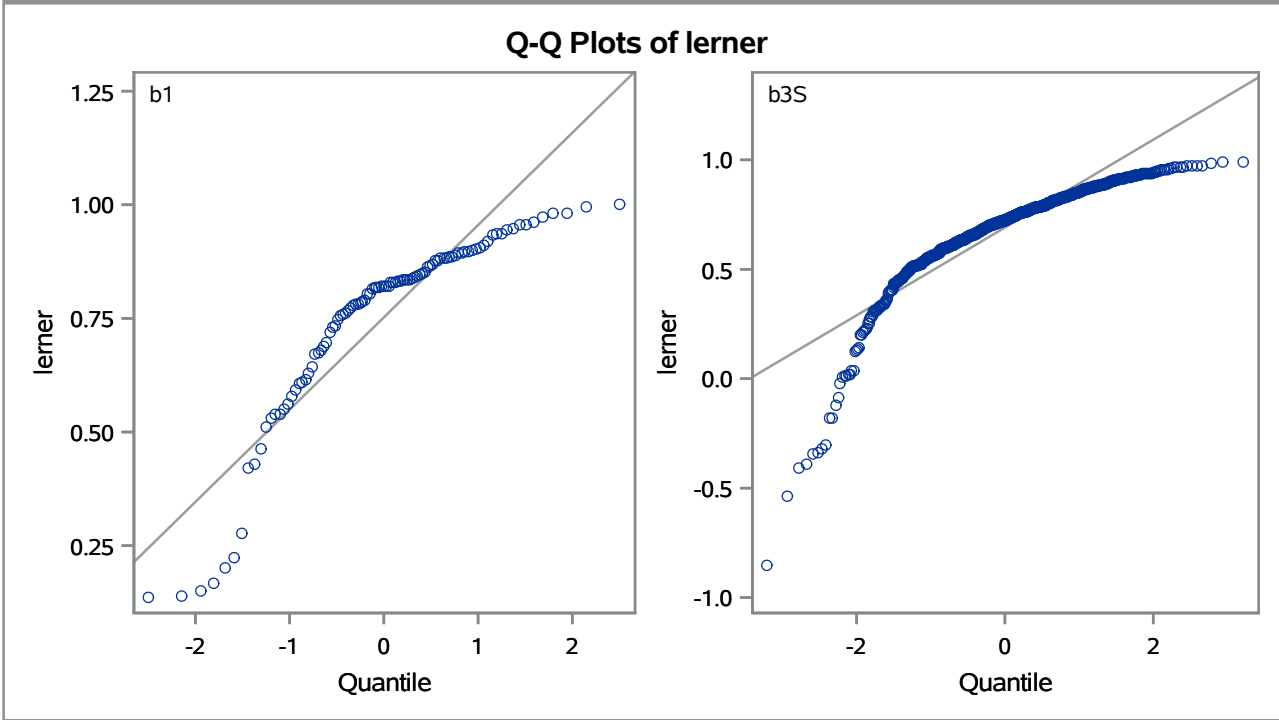
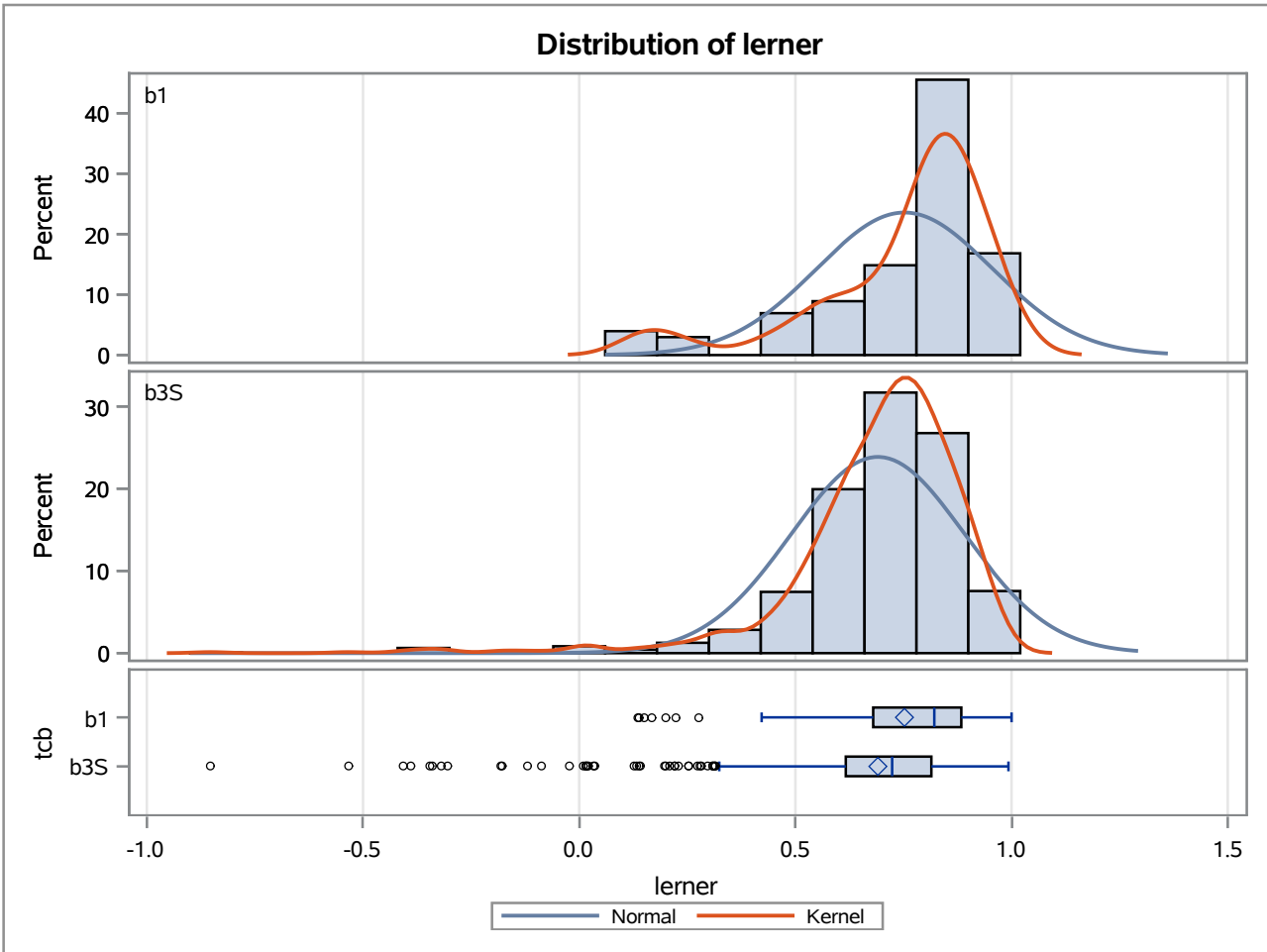
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1052	2.30	0.0214
Satterthwaite	Unequal	127.13	4.57	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	100	952	346.22	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN07



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP07

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		97	0.7817	298.6	0.0126	0.0201	0.9987
b3S		947	0.7026	17.1813	0.00483	-0.8278	0.9998
Diff (1-2)	Pooled		0.0791	92.0967	0.0262		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0791		0.0135		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7817	0.7566	0.8068	298.6	261.7	347.7
b3S		0.7026	0.6931	0.7121	17.1813	16.4408	17.9921
Diff (1-2)	Pooled	0.0791	0.0278	0.1305	92.0967	88.3070	96.2287
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0791	0.0523	0.1059			

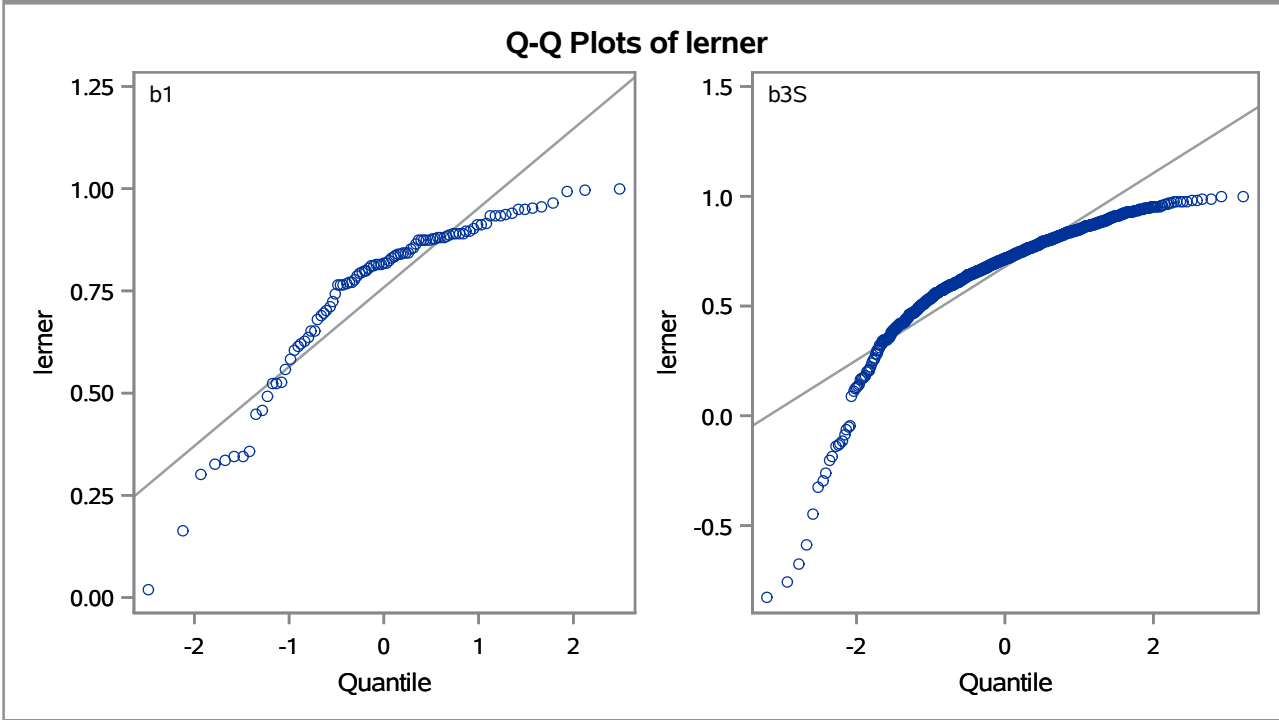
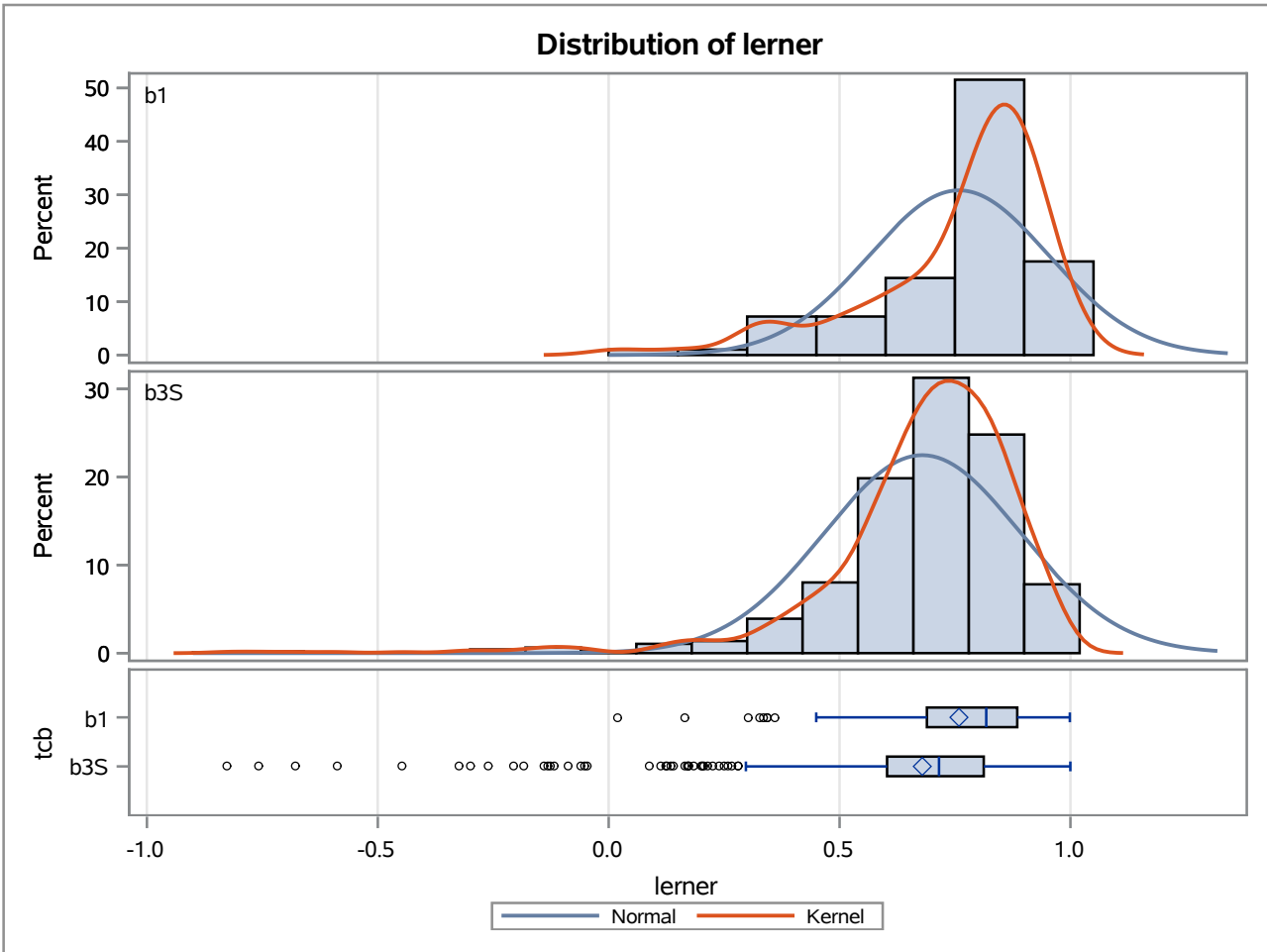
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1042	3.02	0.0026
Satterthwaite	Unequal	125.79	5.85	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	96	946	302.02	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP07



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC07

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		98	0.7574	287.8	0.0117	-0.1444	0.9977
b3S		967	0.6728	19.9715	0.00530	-0.9737	0.9996
Diff (1-2)	Pooled		0.0846	89.0121	0.0239		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0846		0.0129		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7574	0.7341	0.7807	287.8	252.4	334.9
b3S		0.6728	0.6624	0.6832	19.9715	19.1194	20.9038
Diff (1-2)	Pooled	0.0846	0.0377	0.1315	89.0121	85.3843	92.9644
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0846	0.0591	0.1101			

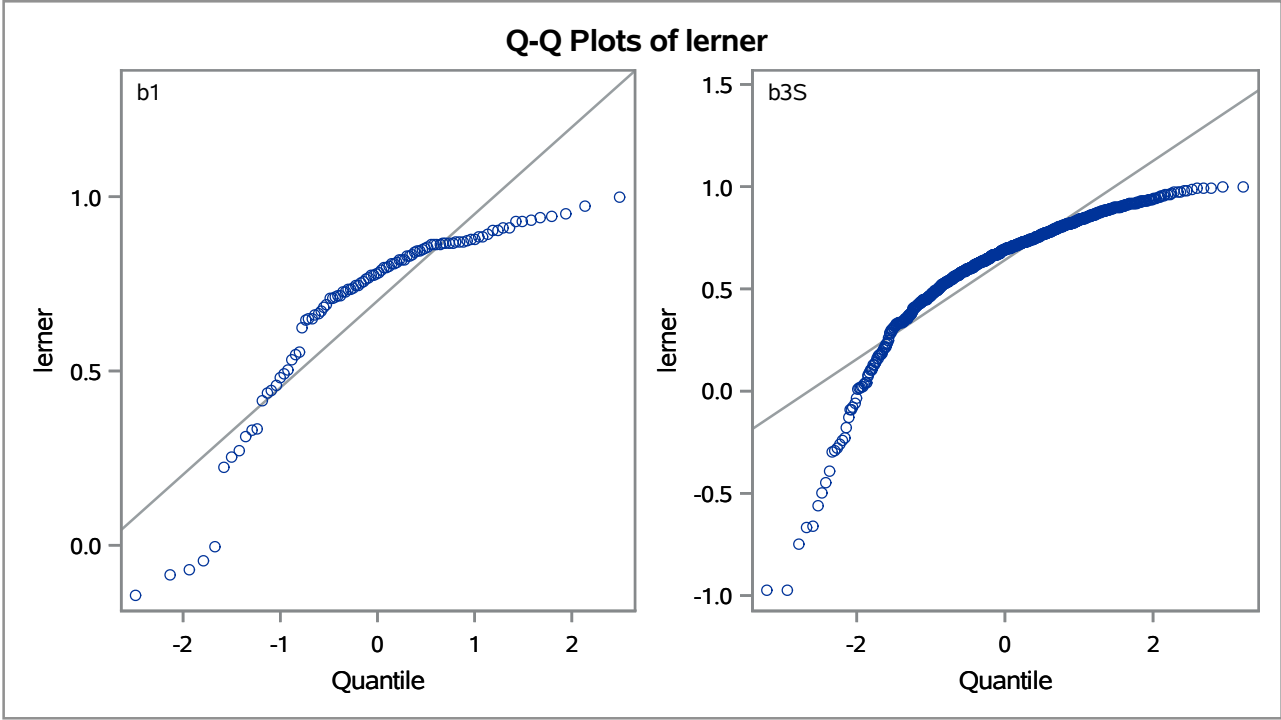
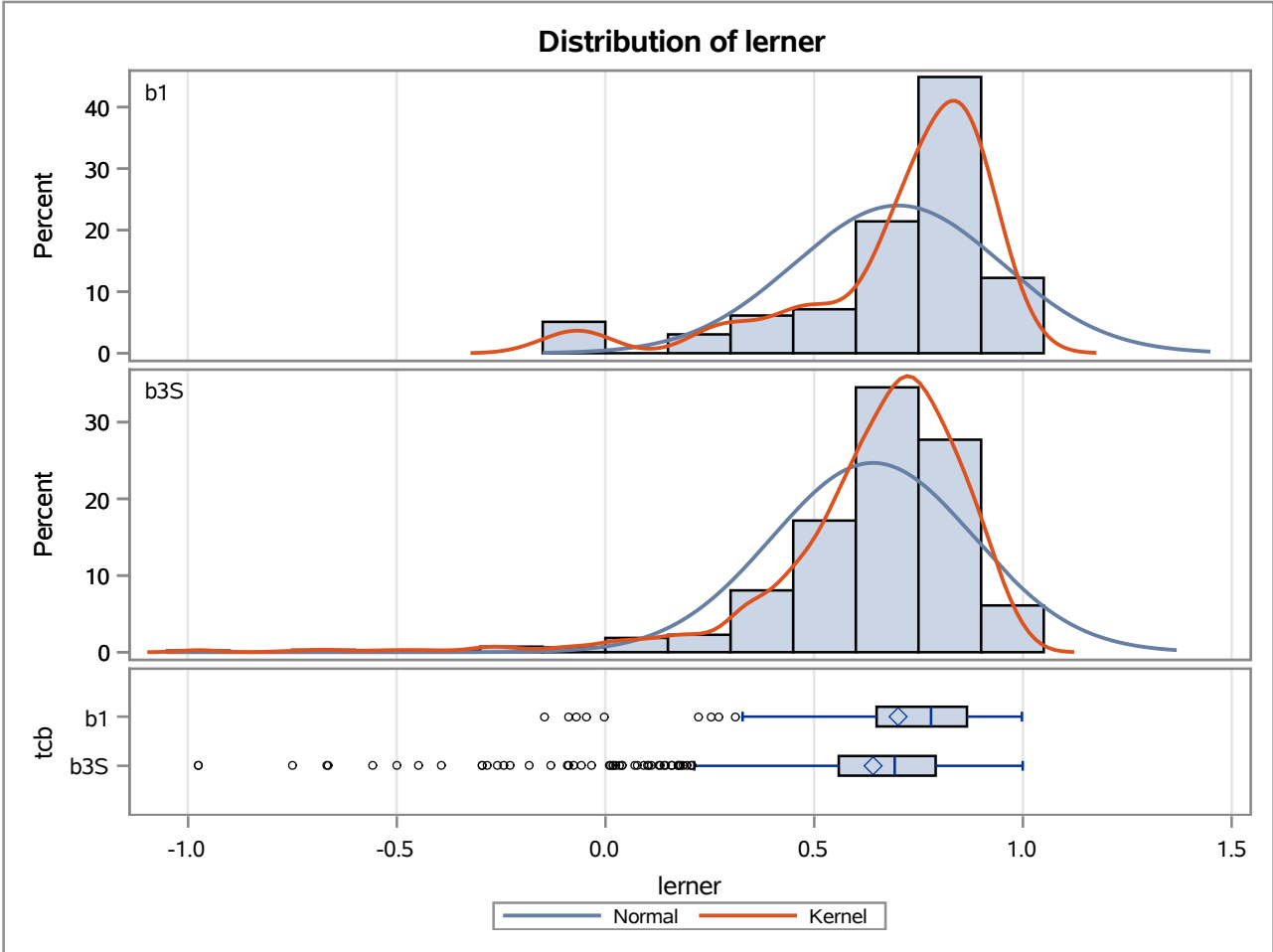
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1063	3.54	0.0004
Satterthwaite	Unequal	139.94	6.57	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	97	966	207.73	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC07



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR08

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		99	0.7764	330.5	0.0132	-0.3996	0.9879
b3S		939	0.6728	20.7166	0.00533	-0.8670	0.9999
Diff (1-2)	Pooled		0.1035	103.5	0.0270		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1035		0.0142		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7764	0.7502	0.8025	330.5	290.0	384.3
b3S		0.6728	0.6624	0.6833	20.7166	19.8201	21.6986
Diff (1-2)	Pooled	0.1035	0.0506	0.1565	103.5	99.2745	108.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1035	0.0754	0.1317			

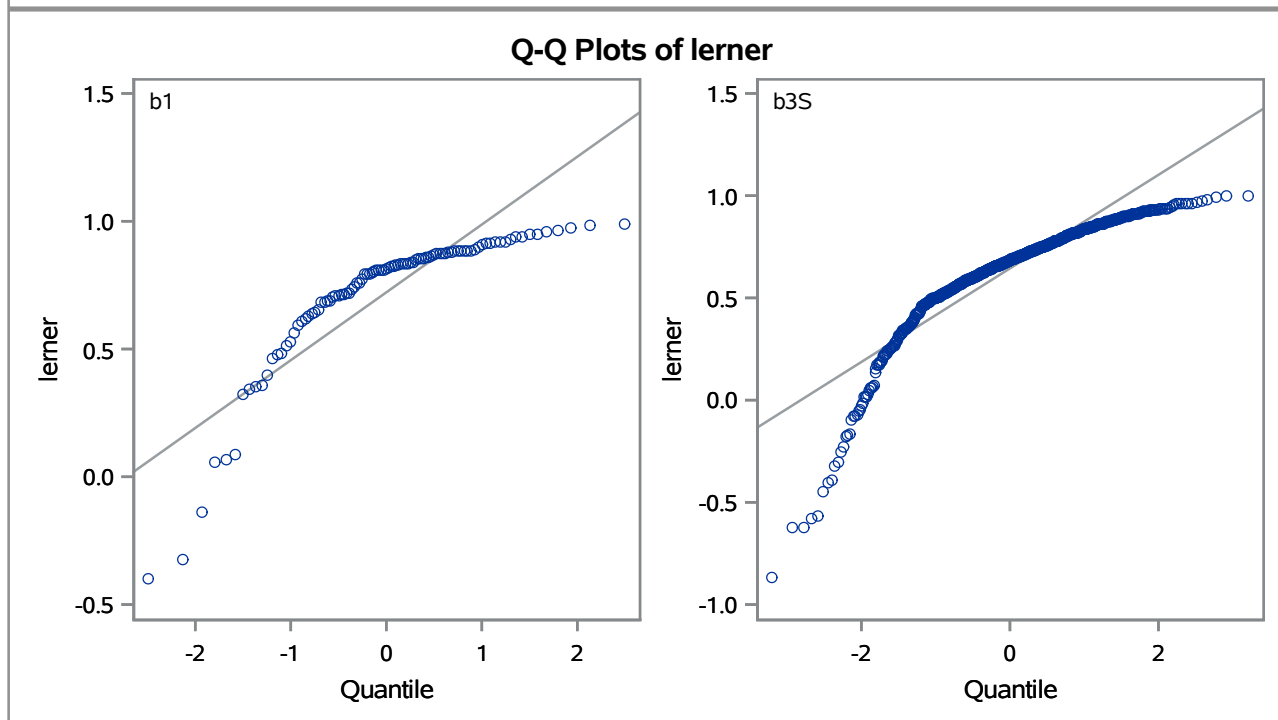
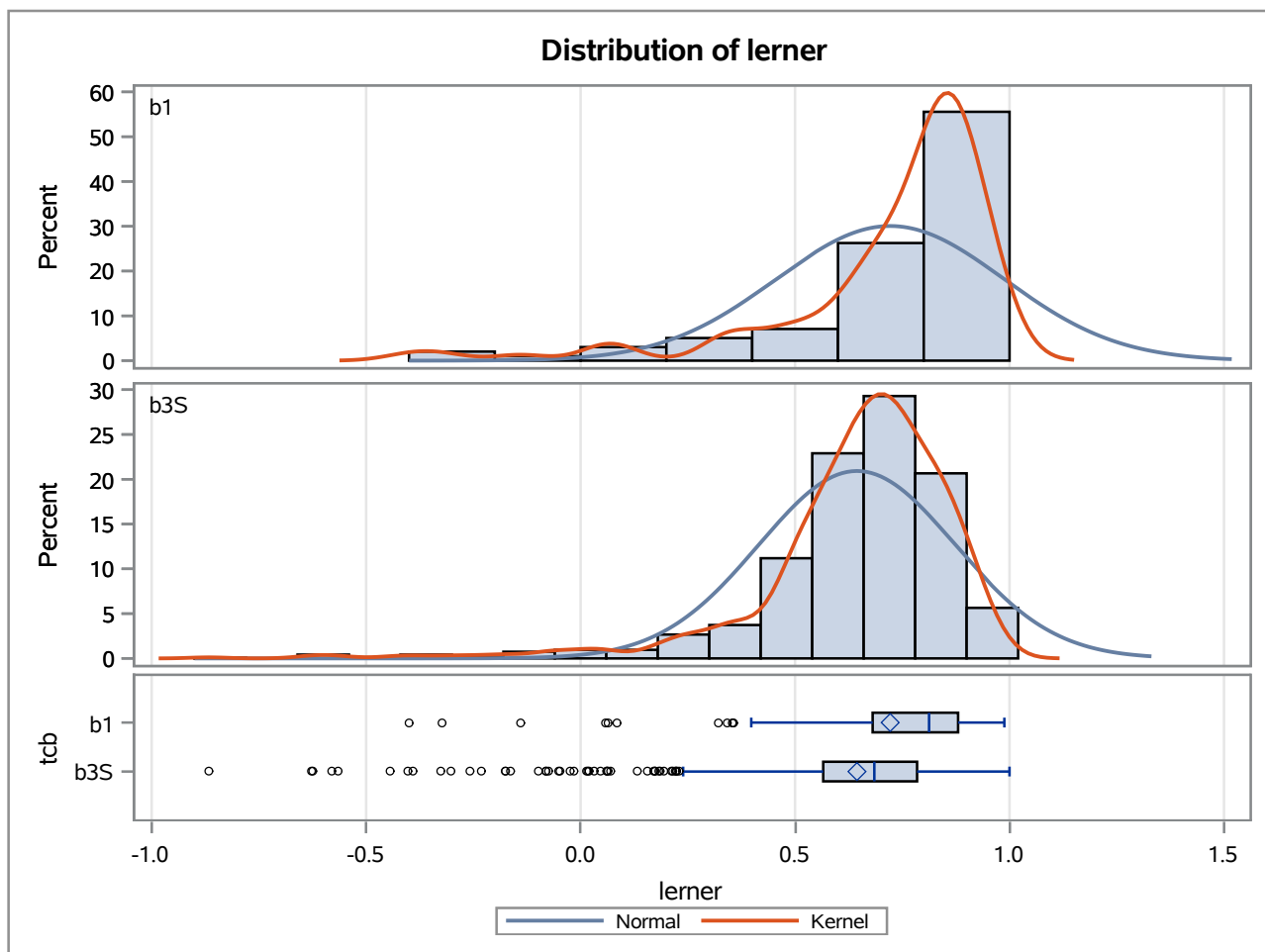
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1036	3.84	0.0001
Satterthwaite	Unequal	132.34	7.28	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	98	938	254.53	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR08



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN08

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		86	0.7723	380.5	0.0149	-0.8379	0.9650
b3S		965	0.6712	20.6899	0.00512	-0.8542	0.9955
Diff (1-2)	Pooled		0.1011	110.1	0.0276		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1011		0.0157		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7723	0.7427	0.8019	380.5	330.9	447.7
b3S		0.6712	0.6611	0.6812	20.6899	19.8062	21.6567
Diff (1-2)	Pooled	0.1011	0.0470	0.1552	110.1	105.6	115.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1011	0.0699	0.1323			

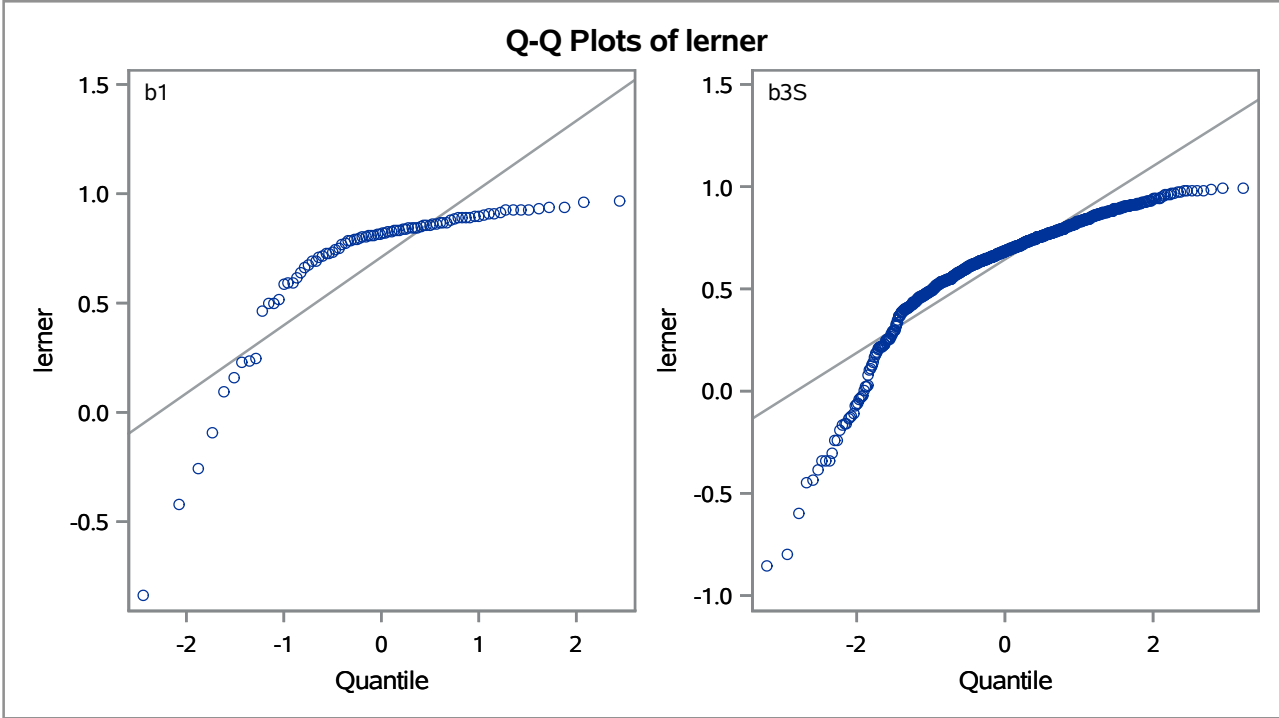
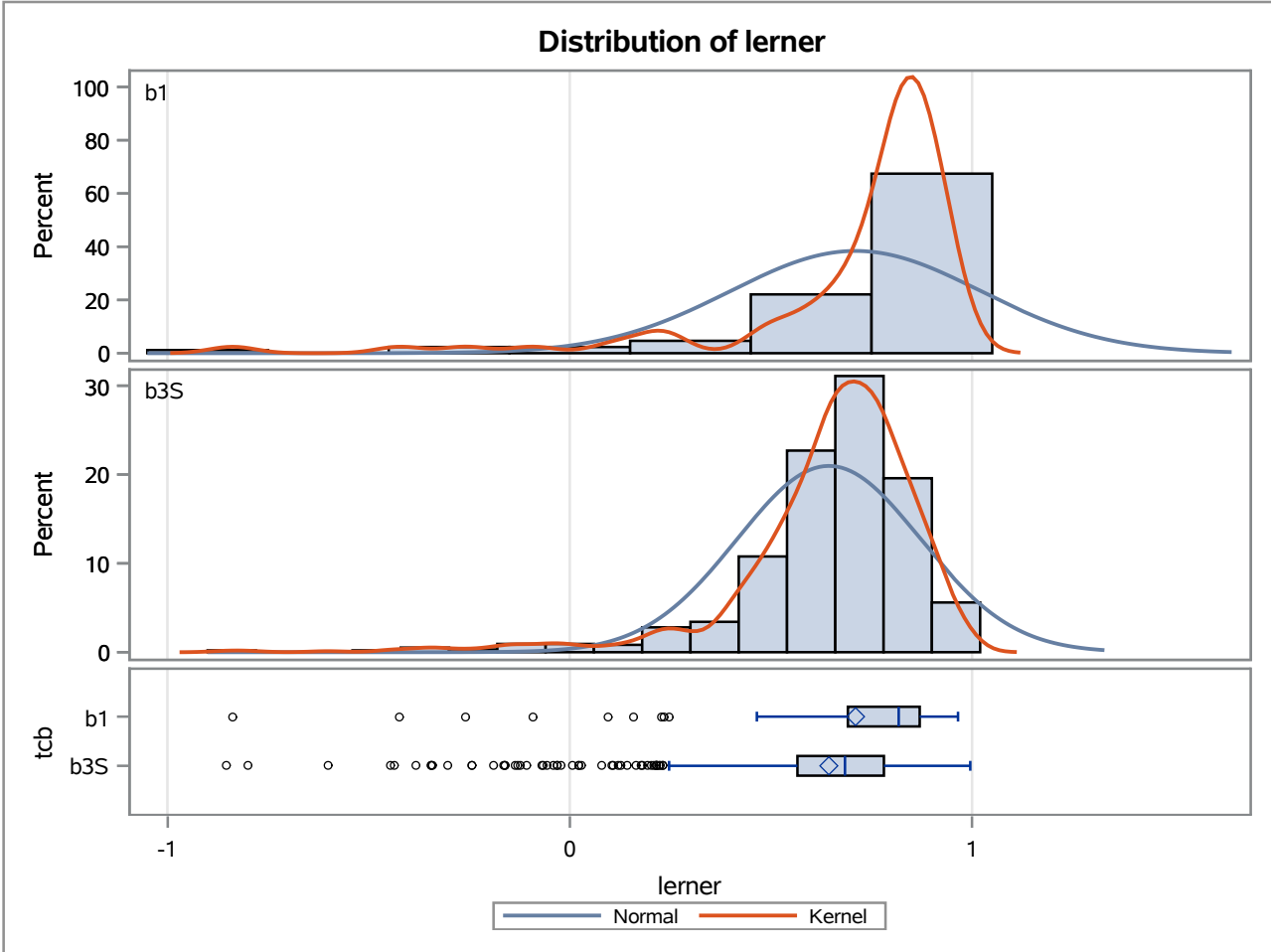
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1049	3.67	0.0003
Satterthwaite	Unequal	106.14	6.42	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	85	964	338.16	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN08



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP08

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		103	0.8152	283.5	0.0106	-0.9566	1.0000
b3S		973	0.6965	24.3629	0.00566	-0.9611	0.9901
Diff (1-2)	Pooled		0.1188	90.3773	0.0213		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1188		0.0120		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8152	0.7943	0.8362	283.5	249.3	328.5
b3S		0.6965	0.6853	0.7076	24.3629	23.3264	25.4964
Diff (1-2)	Pooled	0.1188	0.0771	0.1605	90.3773	86.7119	94.3687
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1188	0.0951	0.1424			

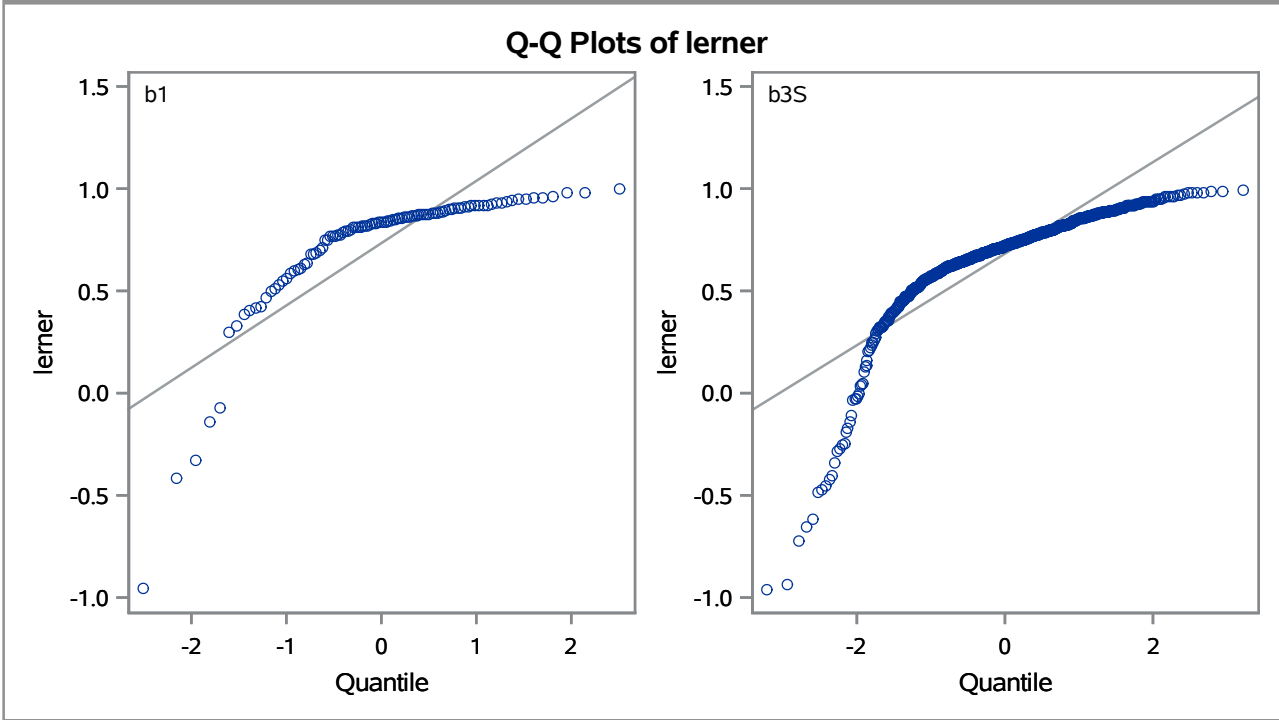
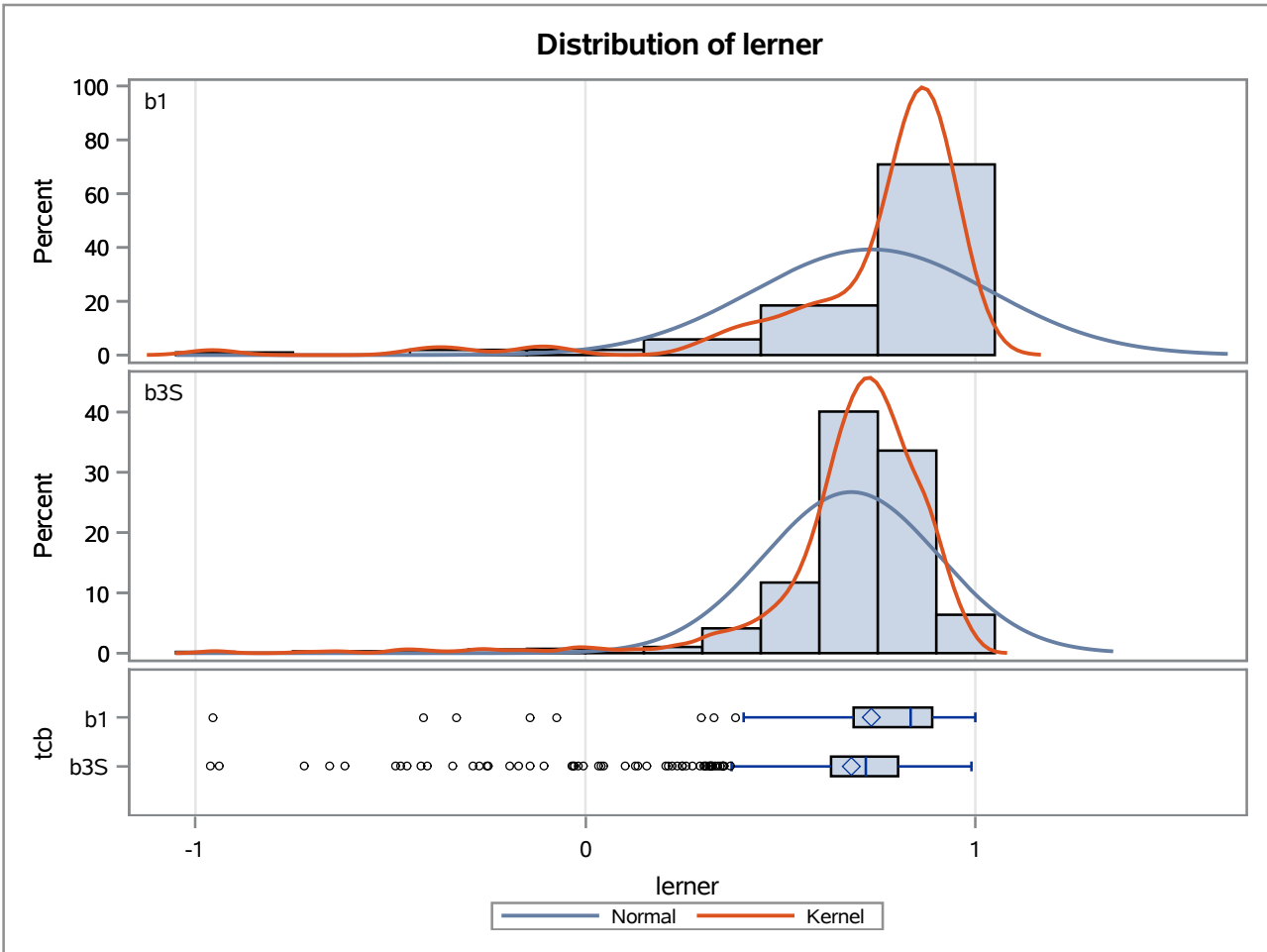
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1074	5.59	<.0001
Satterthwaite	Unequal	167.41	9.91	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	102	972	135.37	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP08



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC08

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		96	0.8371	243.7	0.00896	-0.9722	0.9860
b3S		977	0.7481	17.4474	0.00394	-0.8572	0.9993
Diff (1-2)	Pooled		0.0890	74.4787	0.0171		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0890		0.00979		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8371	0.8193	0.8549	243.7	213.5	284.1
b3S		0.7481	0.7404	0.7558	17.4474	16.7066	18.2575
Diff (1-2)	Pooled	0.0890	0.0555	0.1225	74.4787	71.4541	77.7727
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0890	0.0696	0.1084			

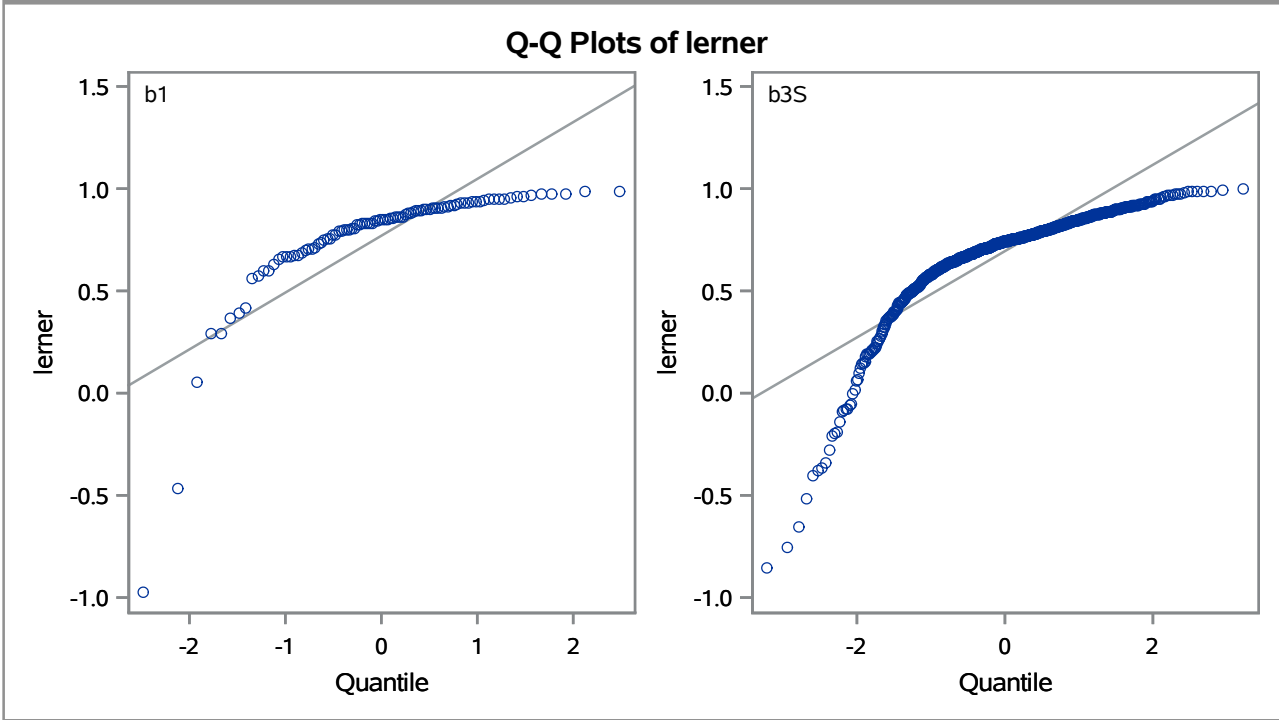
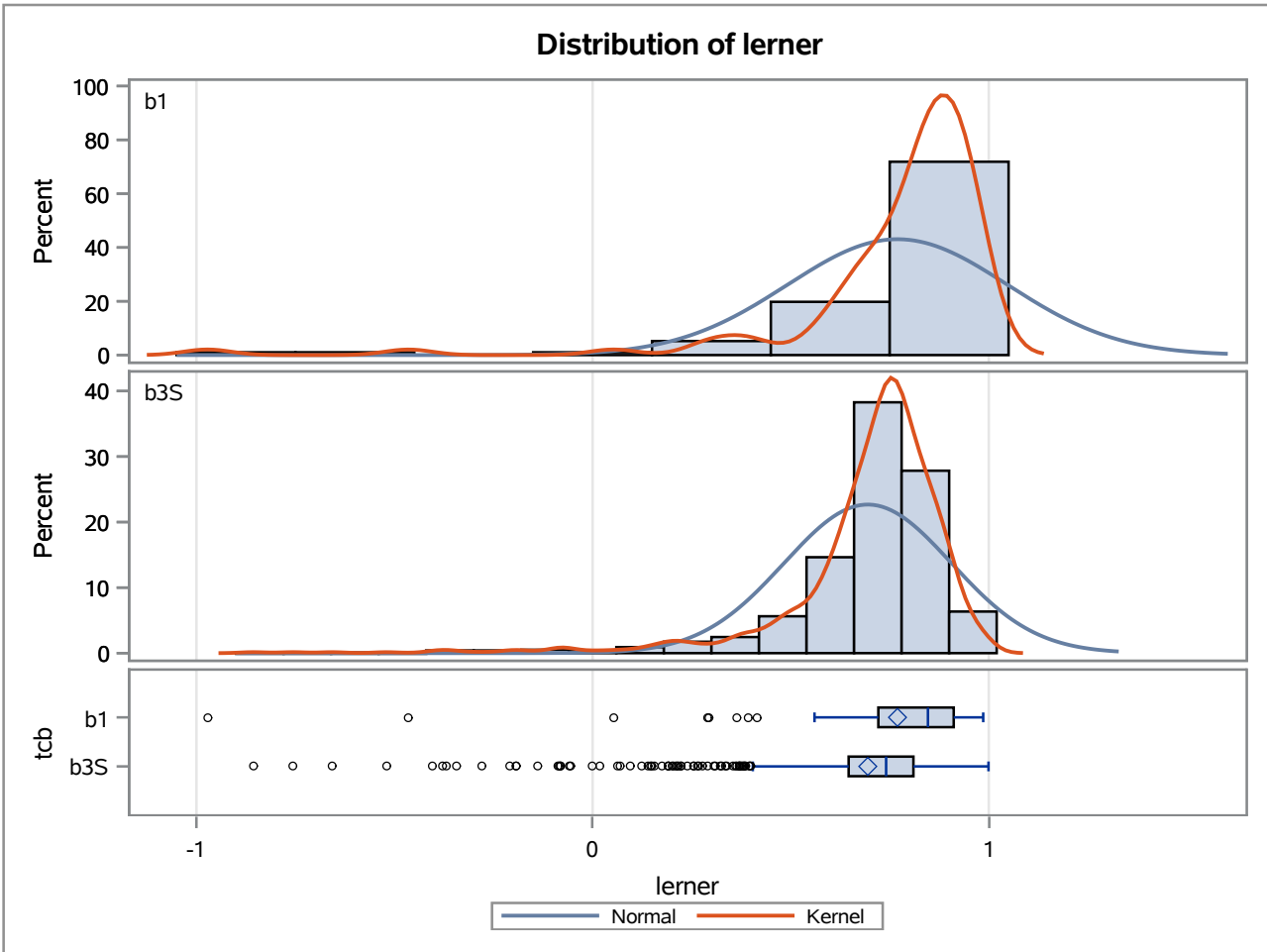
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1071	5.22	<.0001
Satterthwaite	Unequal	134.86	9.09	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	95	976	195.16	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC08



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR09

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		93	0.8084	270.5	0.00991	0.1640	0.9952
b3S		945	0.7464	17.9070	0.00400	-0.9160	0.9984
Diff (1-2)	Pooled		0.0620	82.4062	0.0187		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0620		0.0107		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8084	0.7887	0.8281	270.5	236.4	316.2
b3S		0.7464	0.7386	0.7543	17.9070	17.1345	18.7530
Diff (1-2)	Pooled	0.0620	0.0254	0.0986	82.4062	79.0059	86.1146
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0620	0.0408	0.0832			

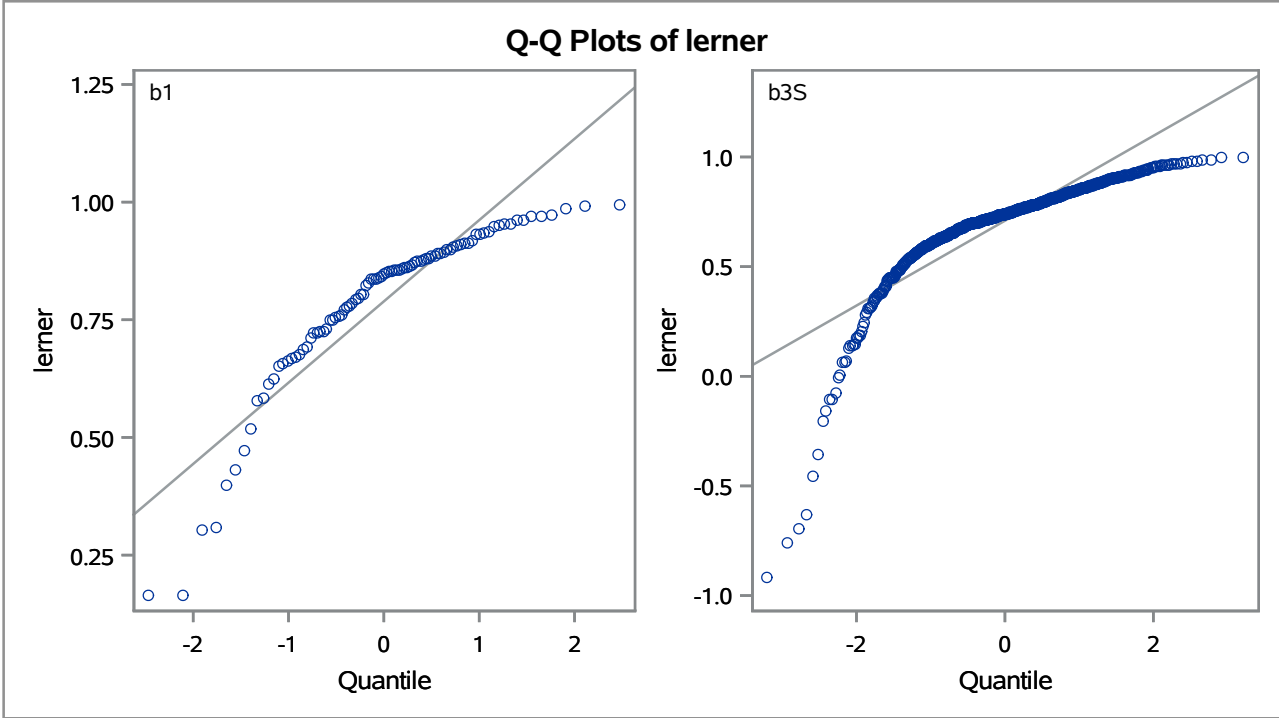
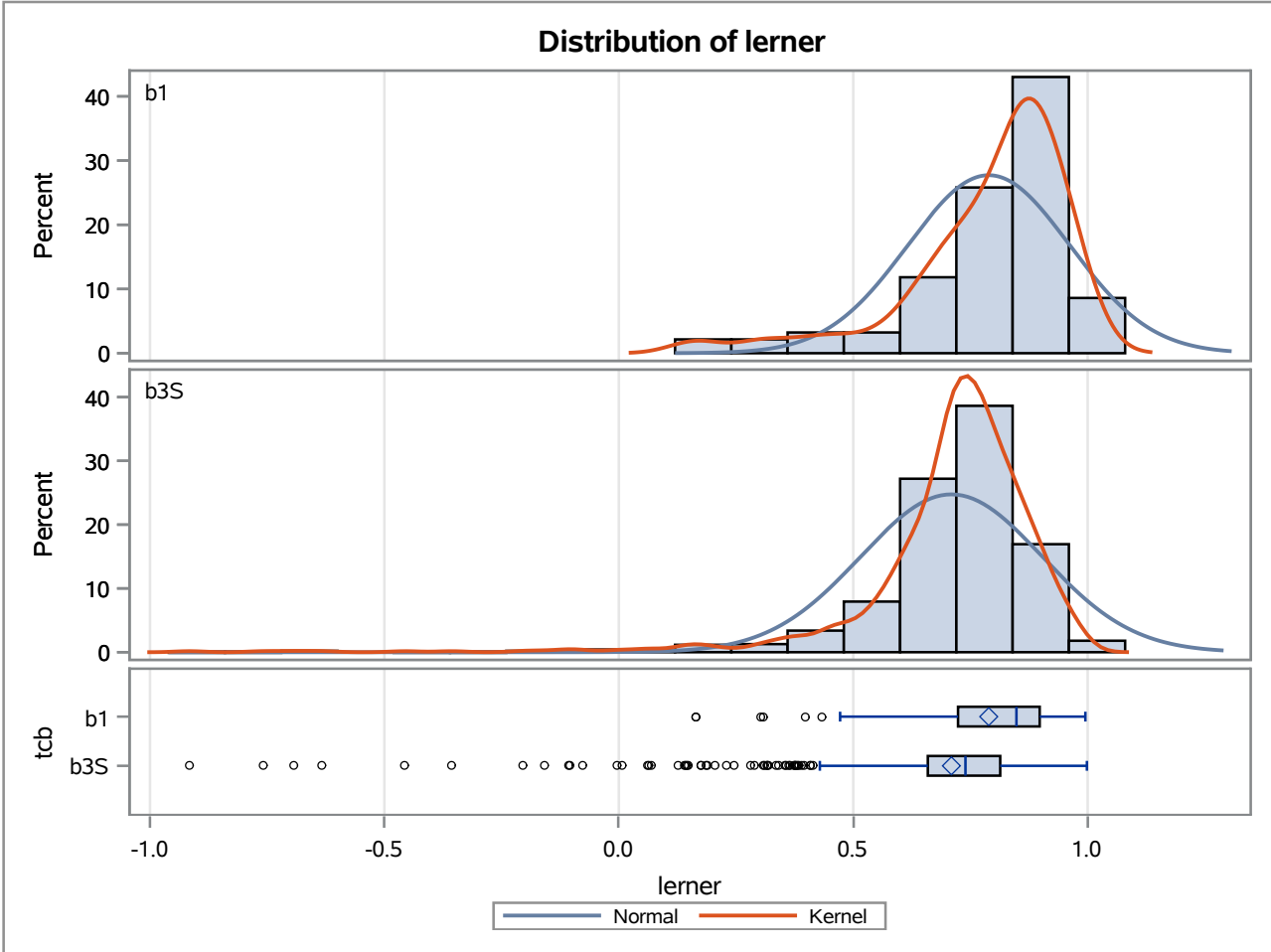
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1036	3.32	0.0009
Satterthwaite	Unequal	124.13	5.80	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	92	944	228.22	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR09



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN09

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		91	0.7390	754.9	0.0275	-0.9141	0.9958
b3S		966	0.7052	23.6760	0.00534	-0.8426	0.9973
Diff (1-2)	Pooled		0.0337	221.6	0.0507		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0337		0.0280		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7390	0.6844	0.7935	754.9	658.9	883.9
b3S		0.7052	0.6948	0.7157	23.6760	22.6653	24.7818
Diff (1-2)	Pooled	0.0337	-0.0657	0.1331	221.6	212.6	231.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0337	-0.0218	0.0892			

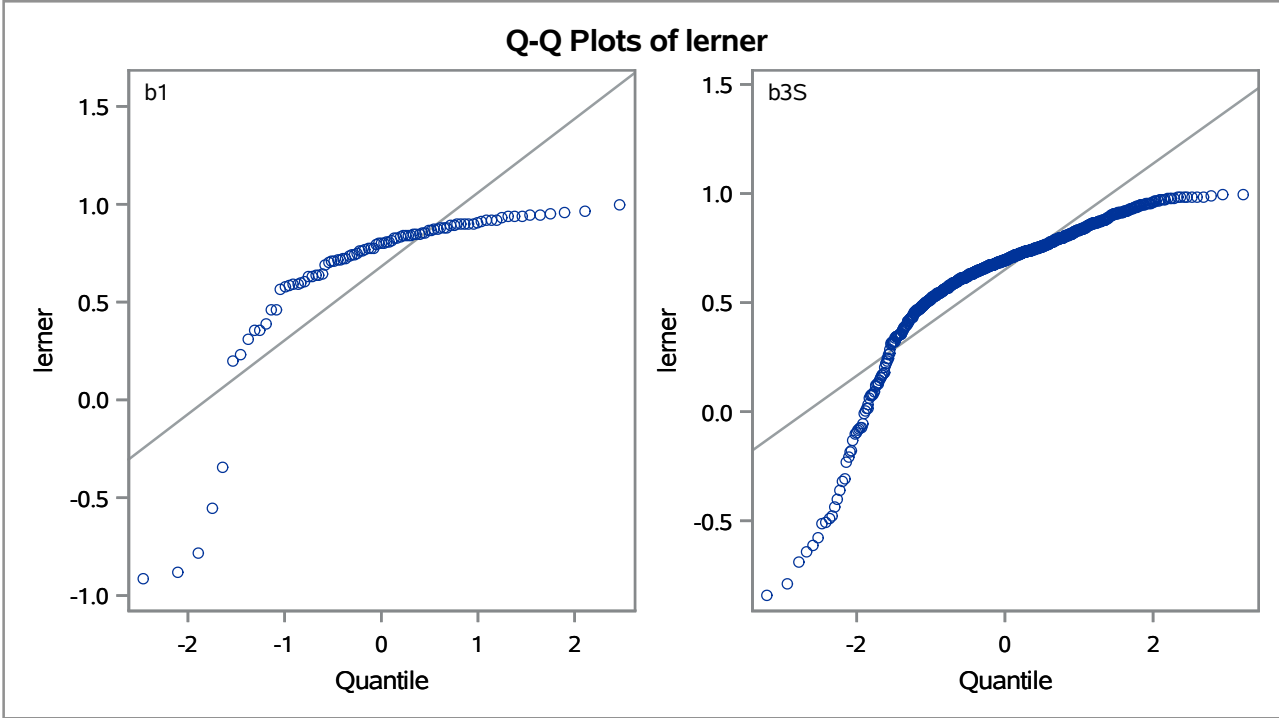
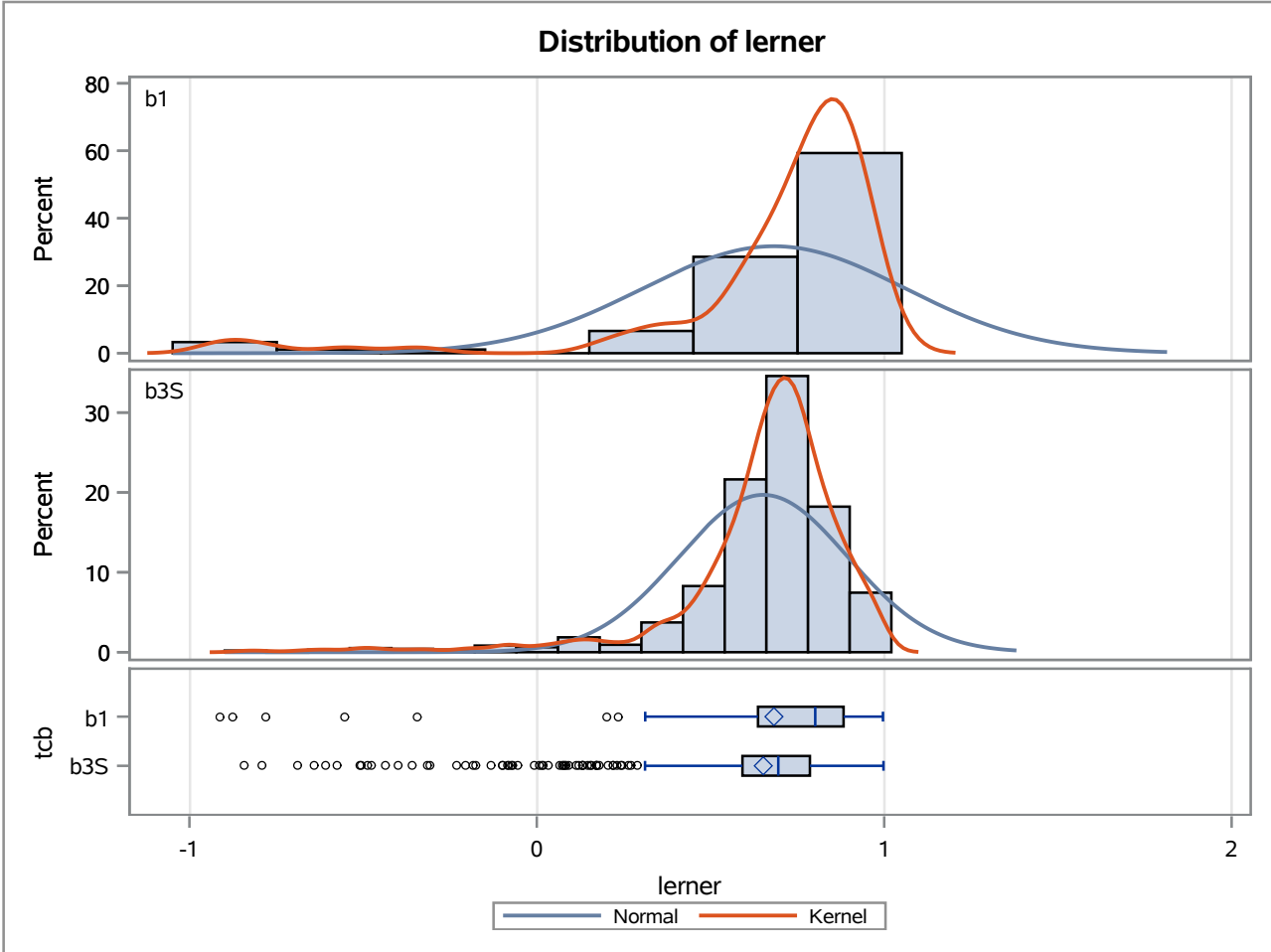
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1055	0.67	0.5057
Satterthwaite	Unequal	96.933	1.21	0.2308

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	90	965	1016.55	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN09



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP09

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		95	0.7662	348.1	0.0124	-0.5550	0.9988
b3S		957	0.6791	21.1194	0.00459	-0.9280	0.9989
Diff (1-2)	Pooled		0.0871	106.1	0.0233		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0871		0.0132		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7662	0.7416	0.7907	348.1	304.7	406.1
b3S		0.6791	0.6701	0.6881	21.1194	20.2138	22.1106
Diff (1-2)	Pooled	0.0871	0.0413	0.1329	106.1	101.7	110.8
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0871	0.0610	0.1132			

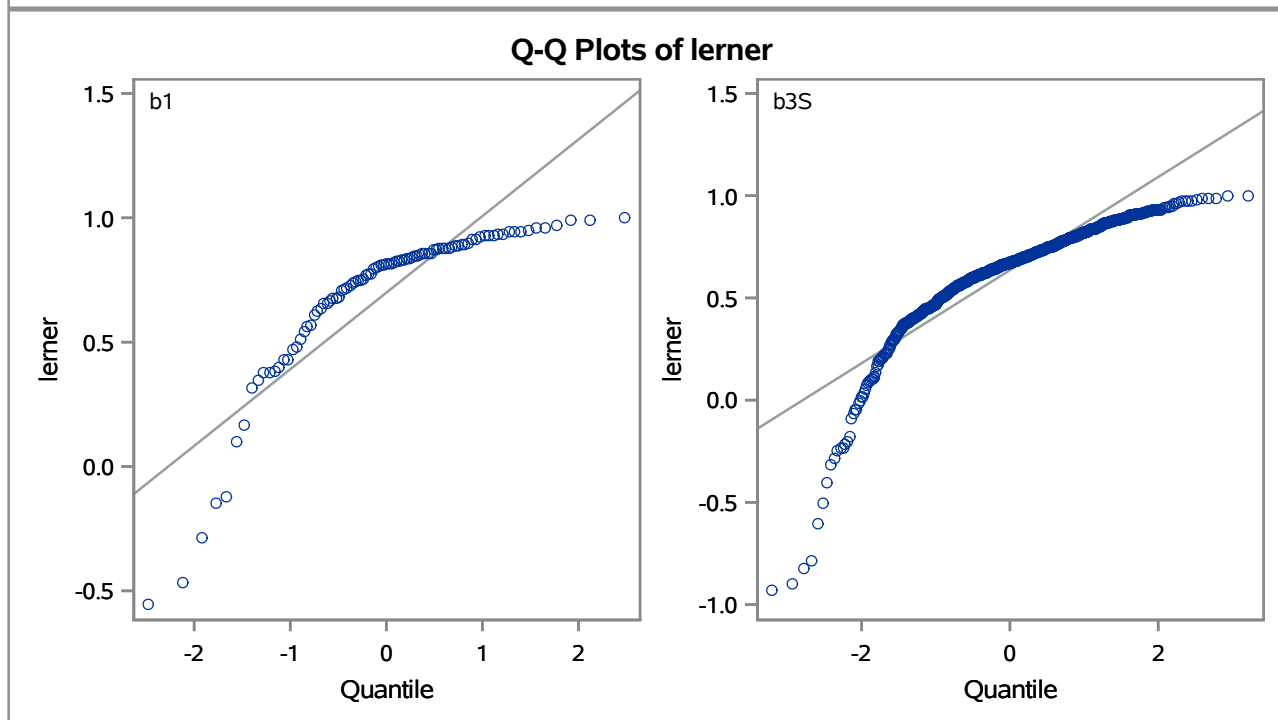
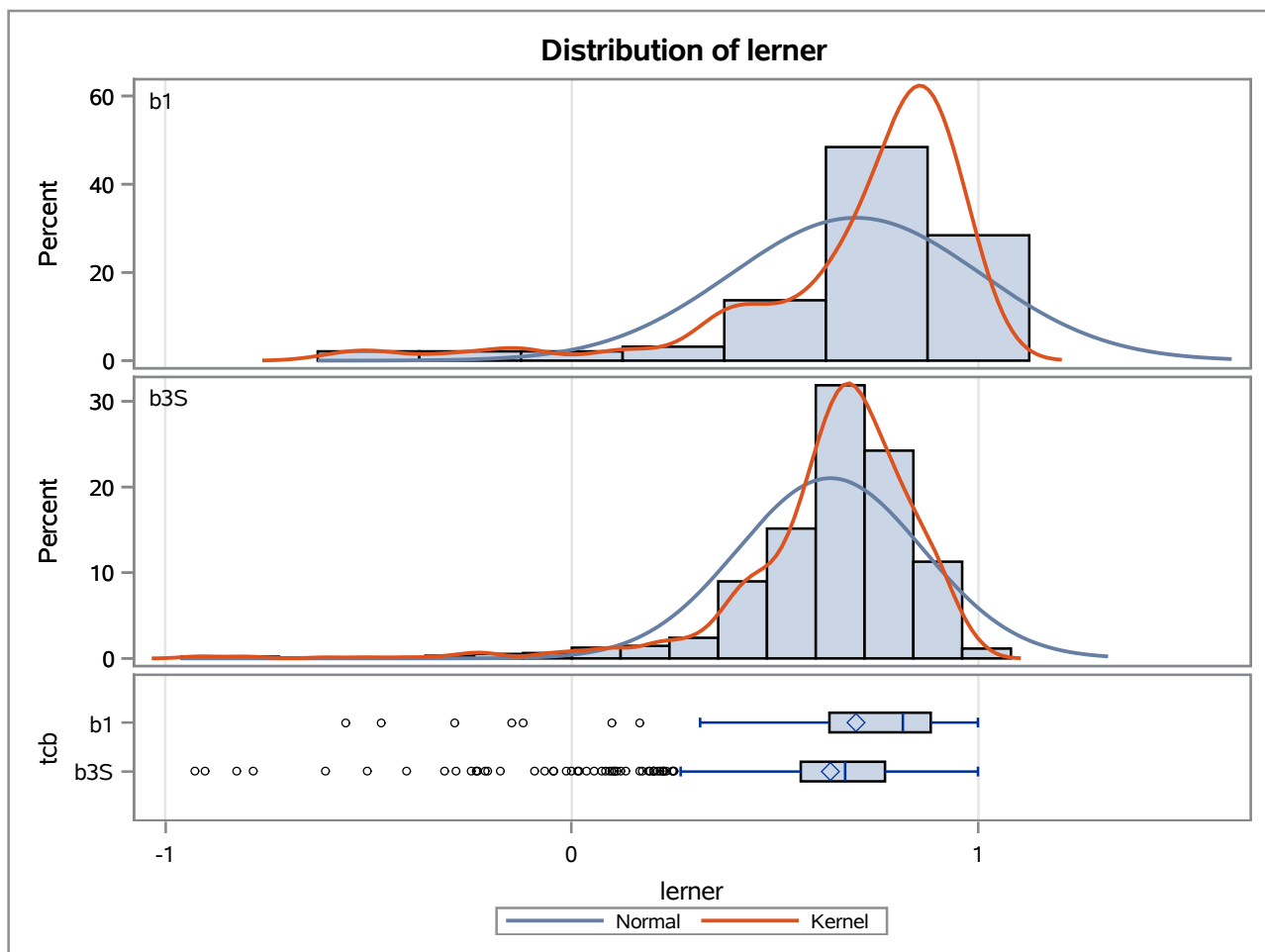
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1050	3.73	0.0002
Satterthwaite	Unequal	121.44	6.61	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	94	956	271.70	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP09



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC09

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		91	0.7541	337.6	0.0117	-0.8460	0.9525
b3S		966	0.6750	23.2916	0.00491	-0.9977	0.9984
Diff (1-2)	Pooled		0.0791	101.1	0.0216		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0791		0.0127		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7541	0.7308	0.7773	337.6	294.7	395.3
b3S		0.6750	0.6654	0.6846	23.2916	22.2973	24.3794
Diff (1-2)	Pooled	0.0791	0.0367	0.1214	101.1	96.9555	105.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0791	0.0540	0.1042			

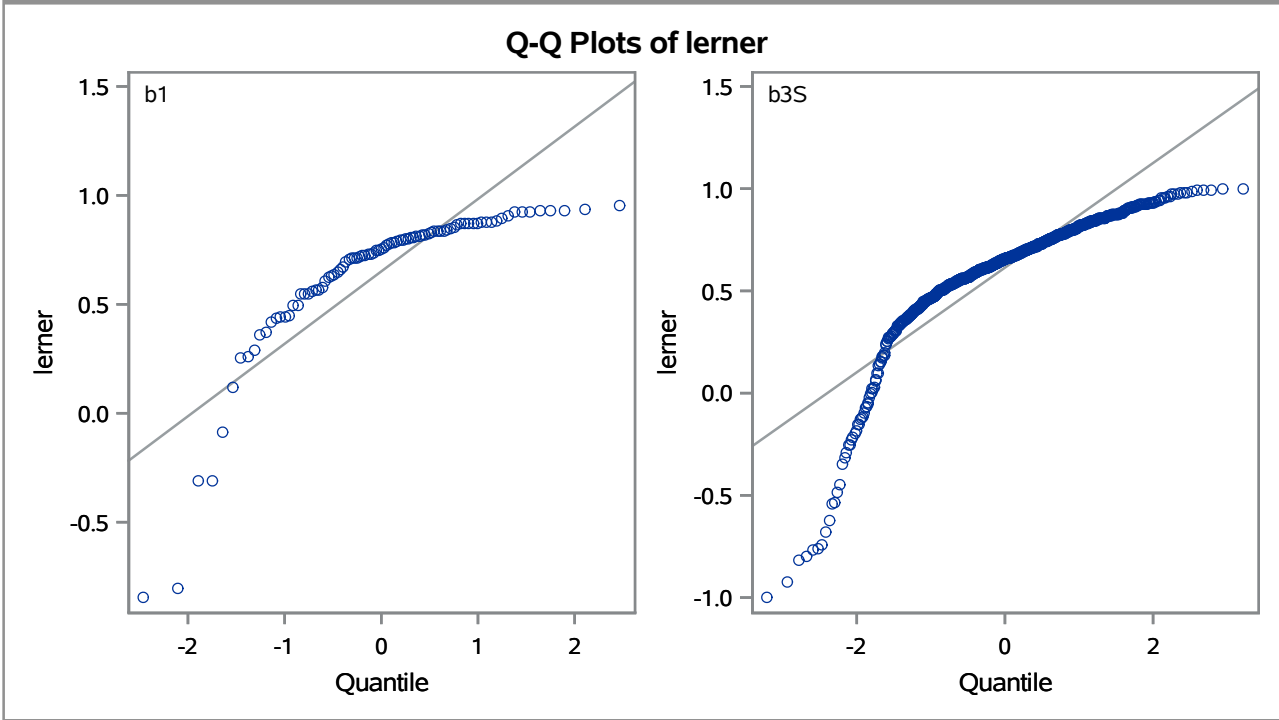
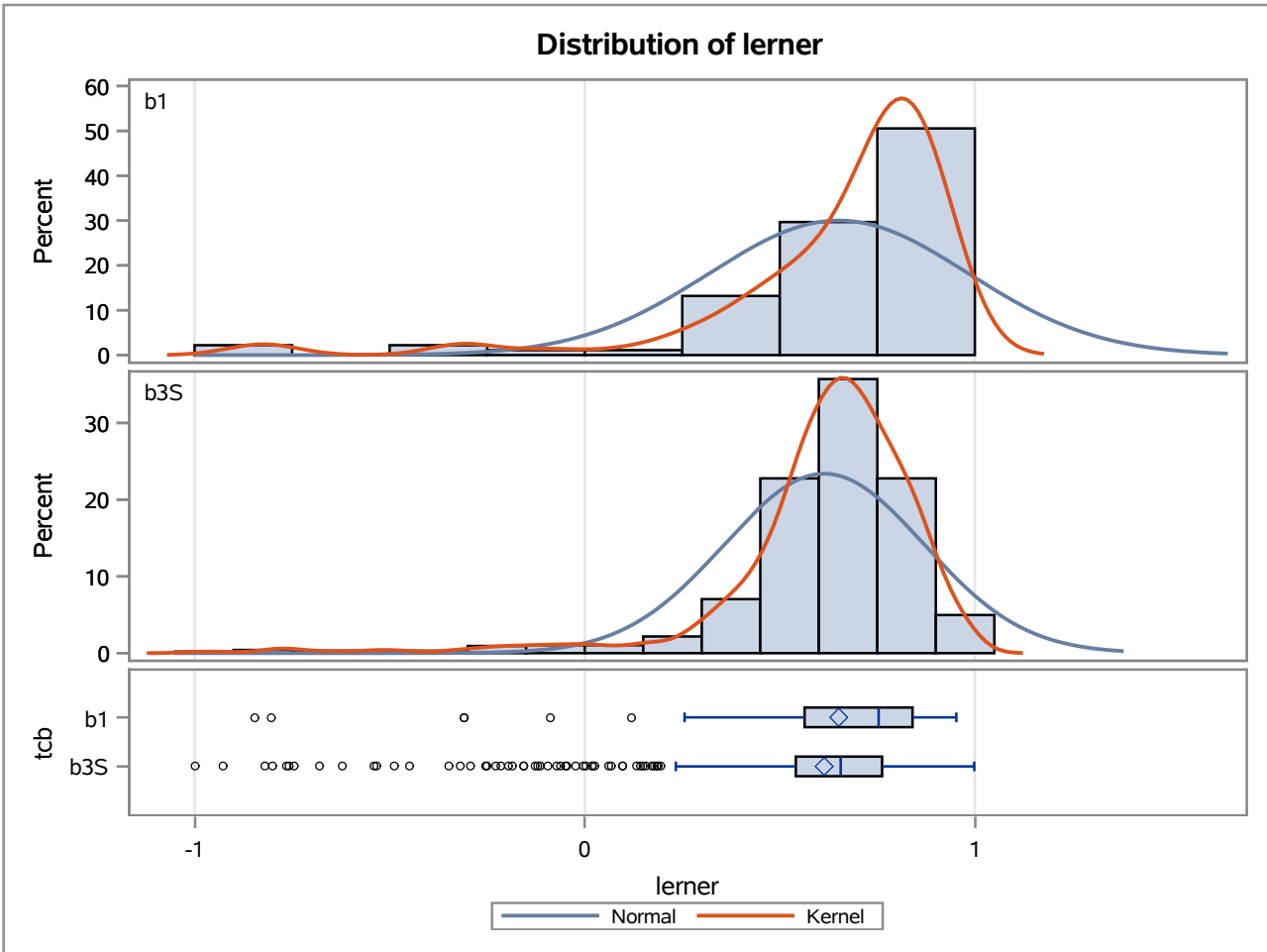
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1055	3.66	0.0003
Satterthwaite	Unequal	124.13	6.23	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	90	965	210.10	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC09



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR10

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		93	0.7696	358.6	0.0121	-0.5447	0.9951
b3S		949	0.6398	29.6488	0.00612	-0.8988	0.9954
Diff (1-2)	Pooled		0.1298	110.4	0.0231		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1298		0.0136		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7696	0.7455	0.7937	358.6	313.4	419.1
b3S		0.6398	0.6278	0.6518	29.6488	28.3723	31.0464
Diff (1-2)	Pooled	0.1298	0.0845	0.1751	110.4	105.8	115.3
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1298	0.1029	0.1567			

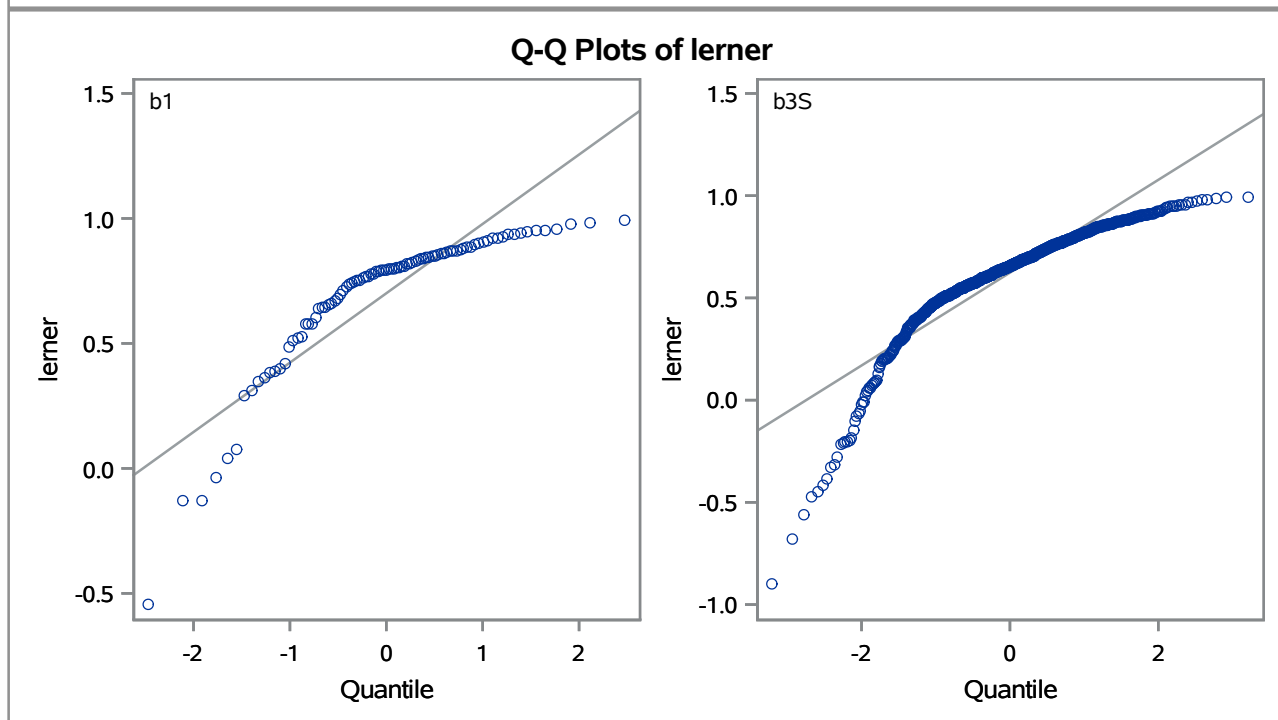
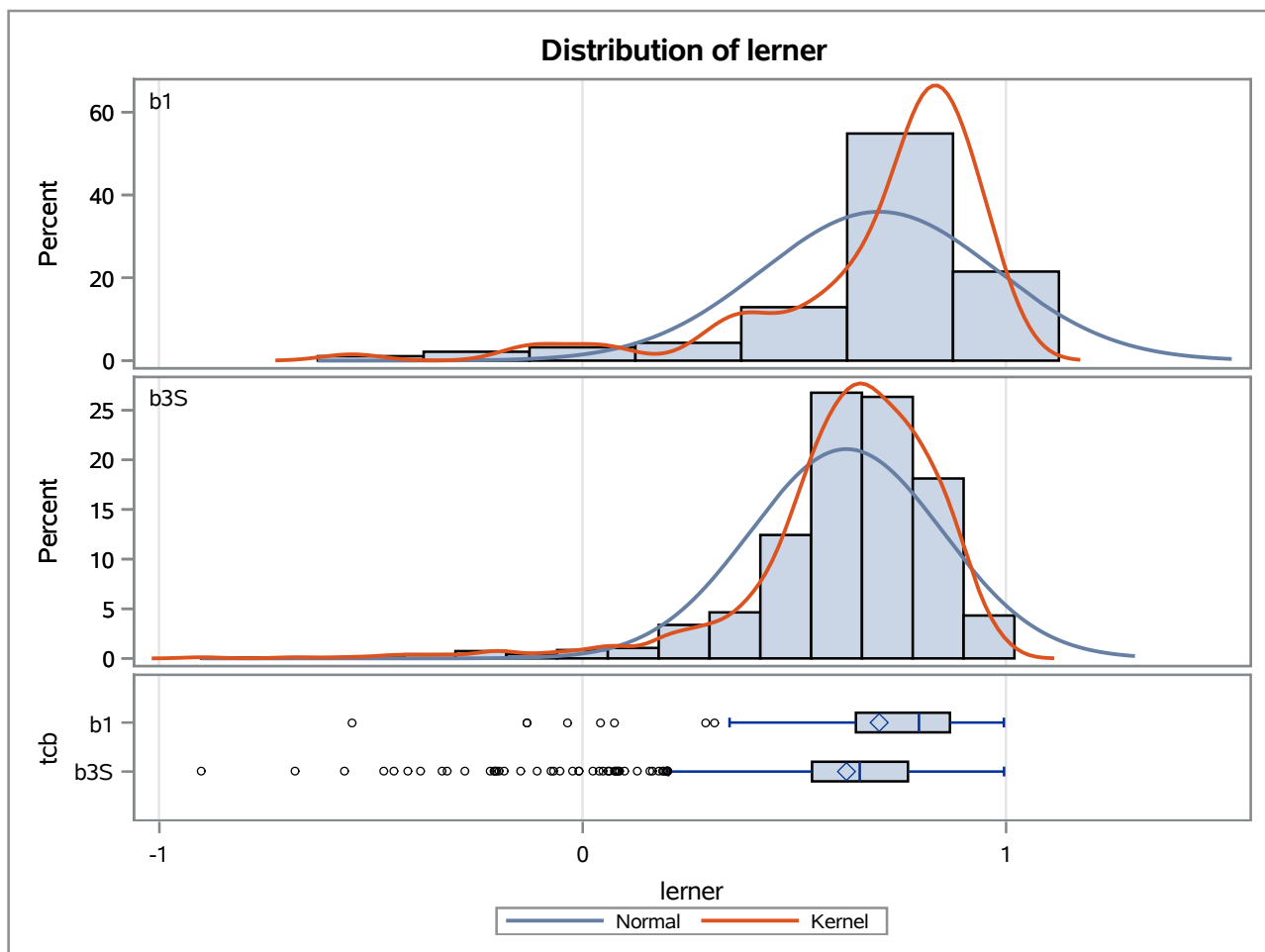
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1040	5.62	<.0001
Satterthwaite	Unequal	143.77	9.54	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	92	948	146.30	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR10



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN10

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		95	0.7892	295.3	0.00965	-0.8065	0.9988
b3S		965	0.6356	27.1896	0.00554	-0.9323	0.9899
Diff (1-2)	Pooled		0.1536	91.7803	0.0189		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1536		0.0111		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7892	0.7700	0.8083	295.3	258.5	344.6
b3S		0.6356	0.6247	0.6464	27.1896	26.0284	28.4602
Diff (1-2)	Pooled	0.1536	0.1165	0.1907	91.7803	88.0311	95.8655
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1536	0.1316	0.1756			

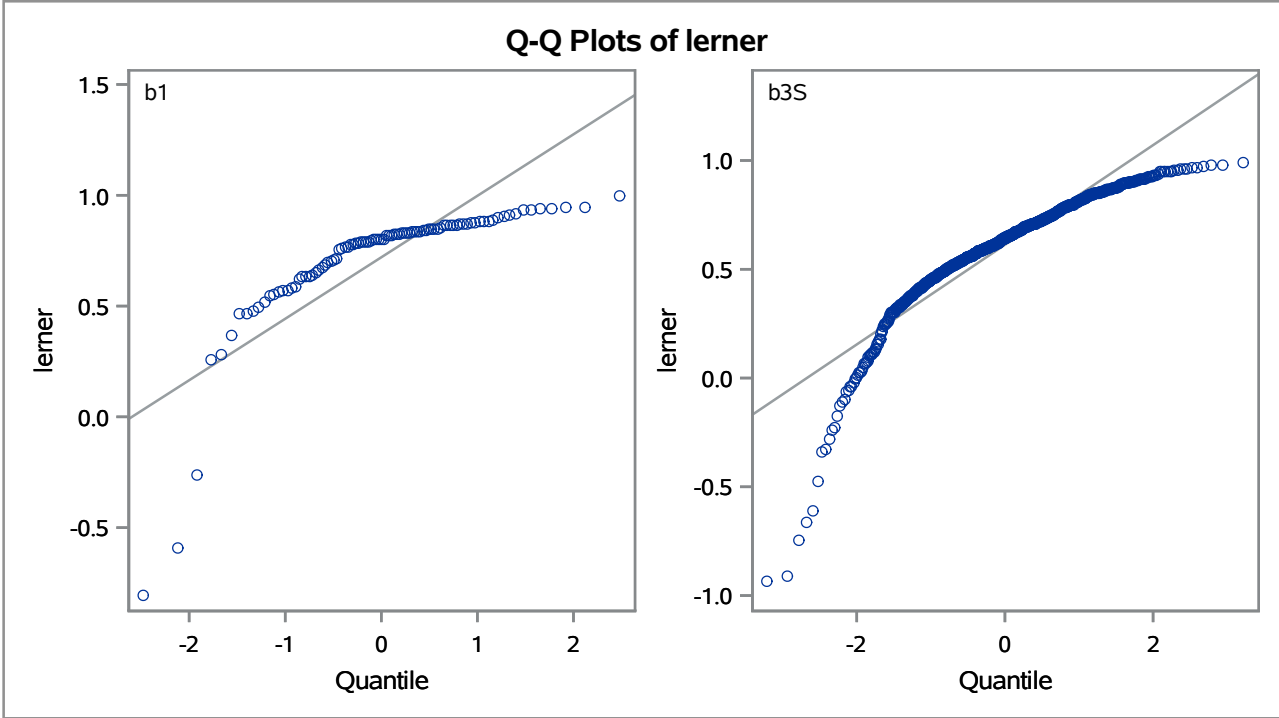
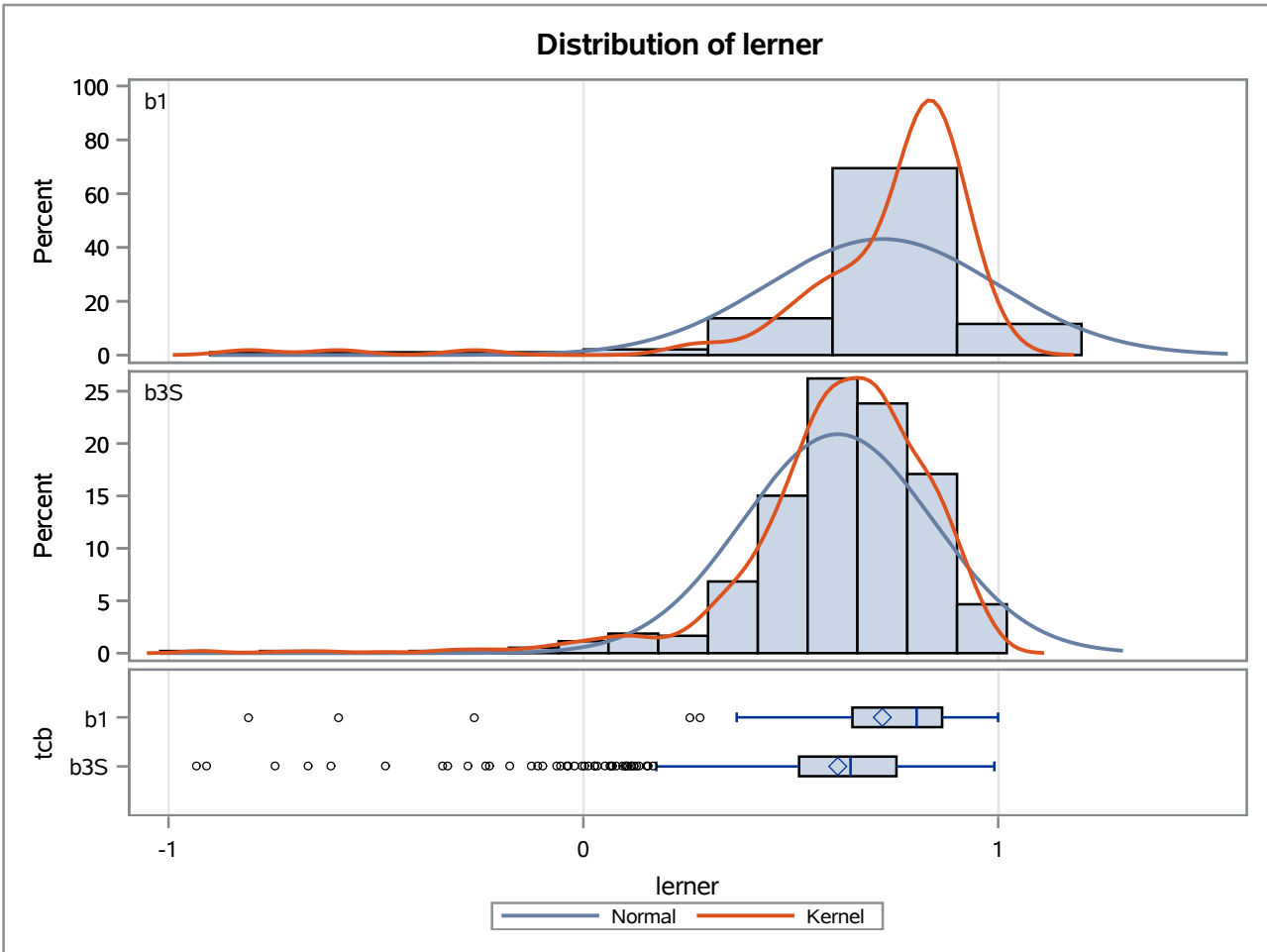
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1058	8.11	<.0001
Satterthwaite	Unequal	164.35	13.81	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	94	964	117.99	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN10



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP10

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		91	0.7971	298.6	0.00943	-0.2433	0.9999
b3S		967	0.6577	23.3043	0.00463	-0.8253	0.9877
Diff (1-2)	Pooled		0.1394	89.9881	0.0181		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1394		0.0105		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7971	0.7784	0.8158	298.6	260.7	349.7
b3S		0.6577	0.6486	0.6668	23.3043	22.3099	24.3921
Diff (1-2)	Pooled	0.1394	0.1039	0.1749	89.9881	86.3088	93.9974
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1394	0.1186	0.1602			

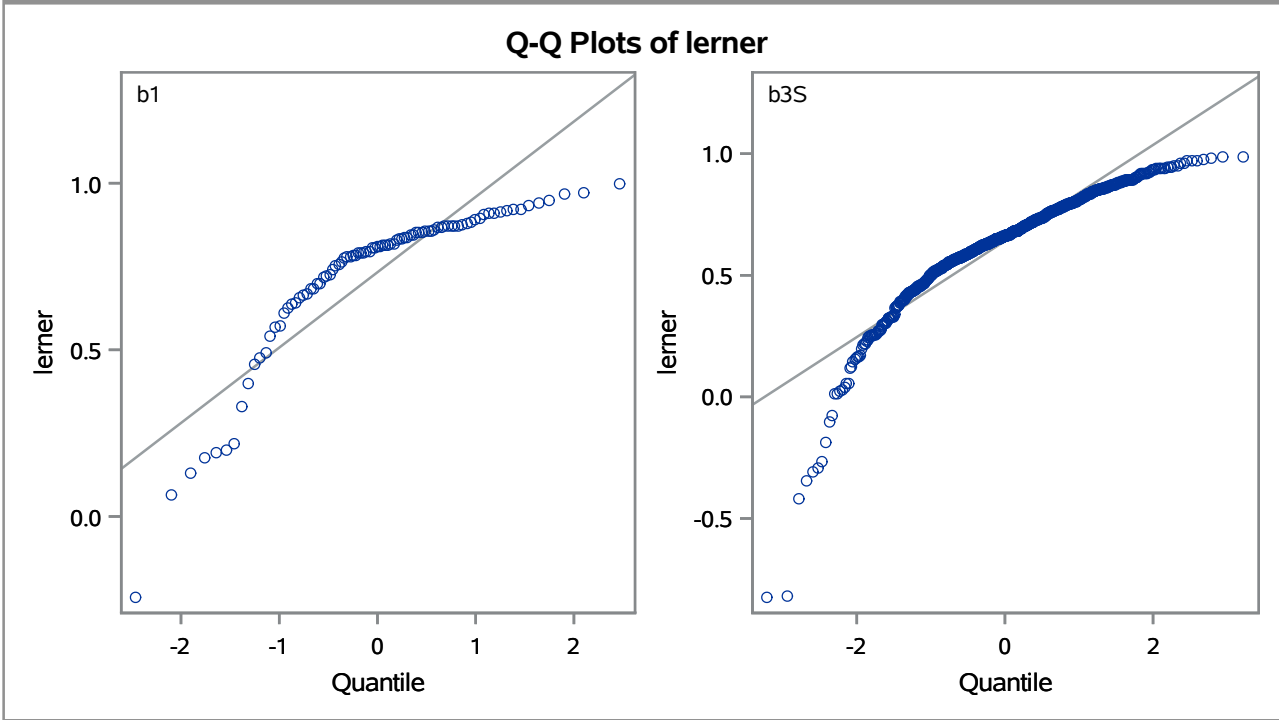
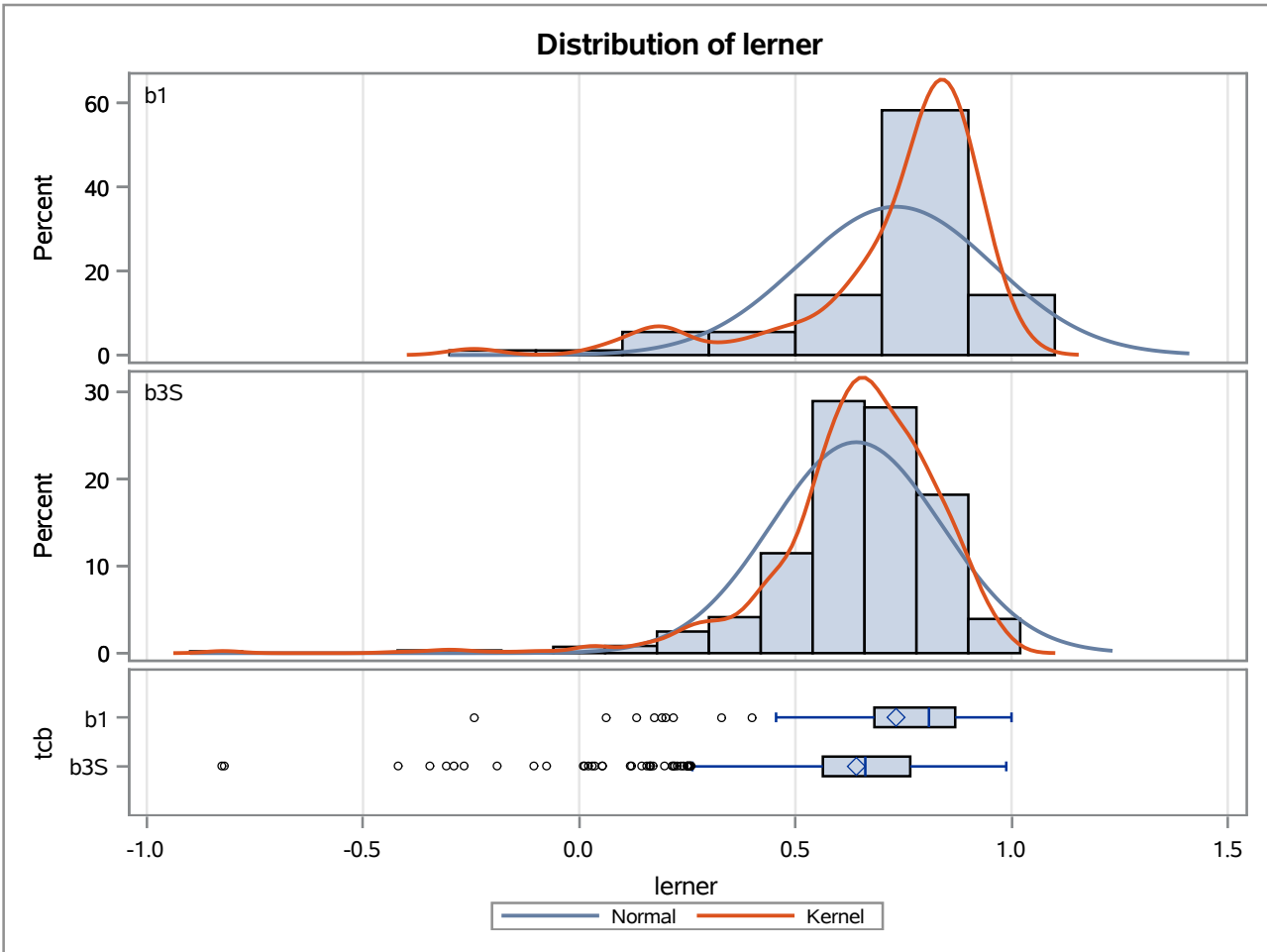
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1056	7.70	<.0001
Satterthwaite	Unequal	137.96	13.28	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	90	966	164.22	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP10



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC10

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		91	0.7823	305.3	0.00938	0.0447	0.9427
b3S		956	0.6731	24.3530	0.00468	-0.8260	0.9992
Diff (1-2)	Pooled		0.1092	92.5618	0.0180		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1092		0.0105		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7823	0.7637	0.8009	305.3	266.4	357.4
b3S		0.6731	0.6639	0.6823	24.3530	23.3082	25.4966
Diff (1-2)	Pooled	0.1092	0.0738	0.1446	92.5618	88.7582	96.7084
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1092	0.0885	0.1299			

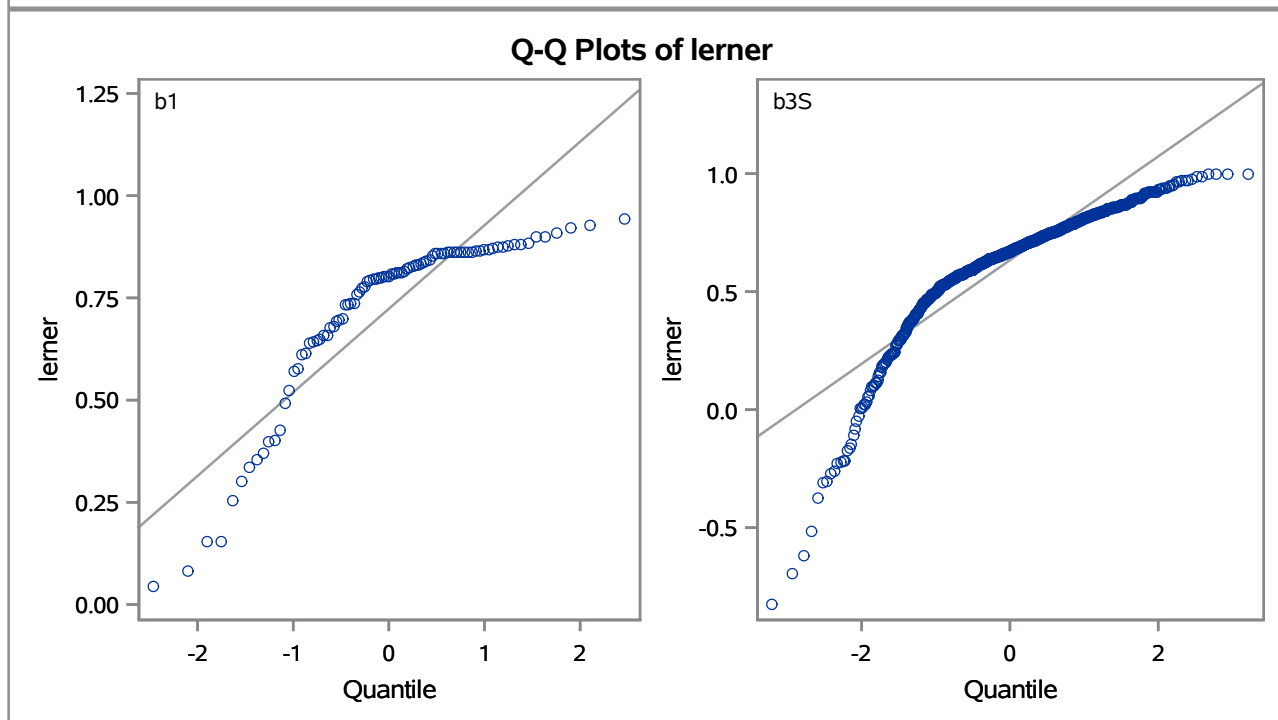
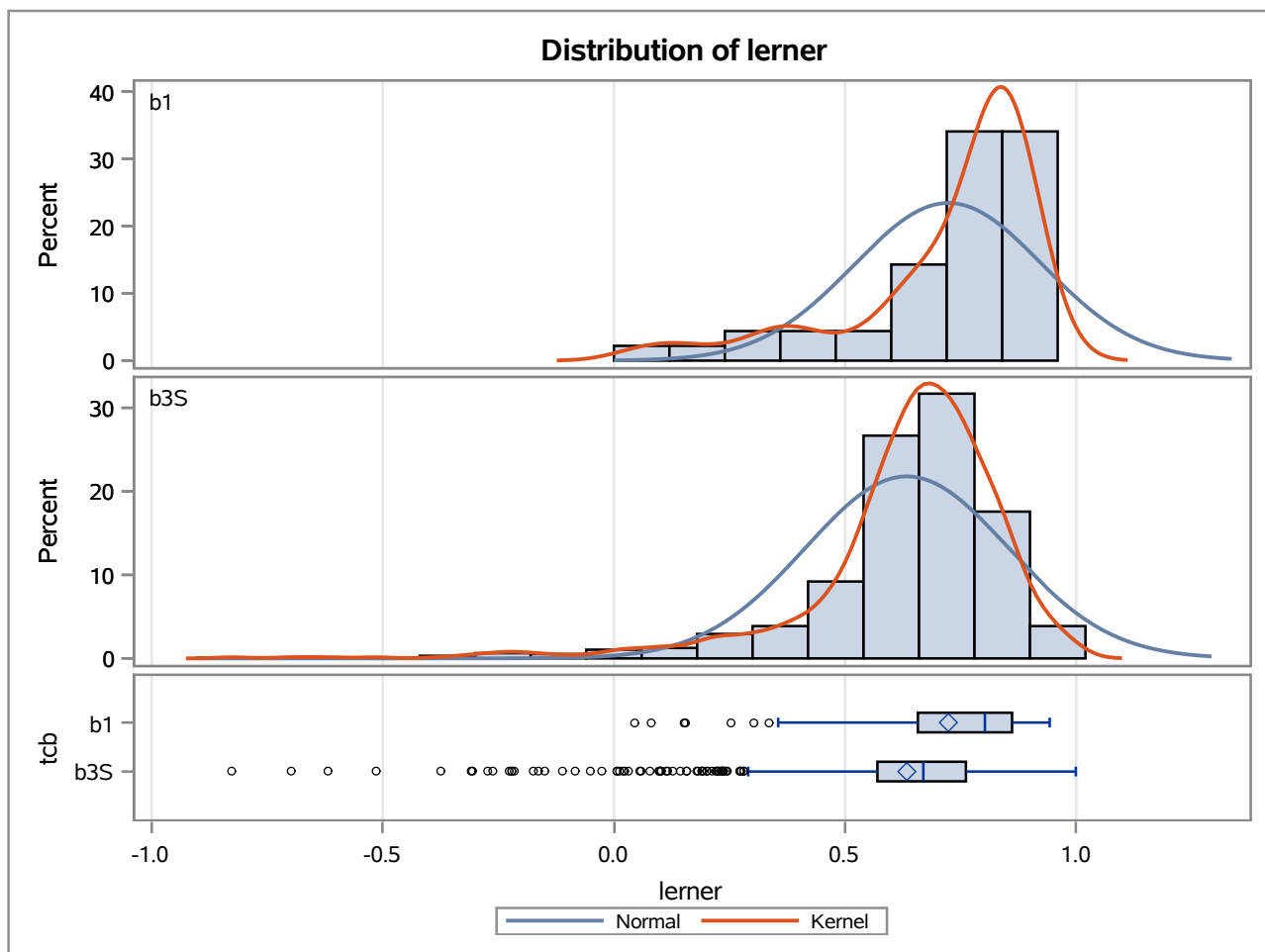
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	1045	6.06	<.0001
Satterthwaite	Unequal	139.68	10.42	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	90	955	157.13	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC10



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR11

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcB	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		89	0.8011	320.6	0.00965	-0.5834	0.9985
b3S		37	0.7172	23.1037	0.0135	0.1671	0.9421
Diff (1-2)	Pooled		0.0840	270.4	0.1580		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0840		0.0166		

tcB	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8011	0.7820	0.8203	320.6	279.4	376.1
b3S		0.7172	0.6898	0.7445	23.1037	18.7882	30.0108
Diff (1-2)	Pooled	0.0840	-0.2287	0.3966	270.4	240.5	308.8
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0840	0.0509	0.1170			

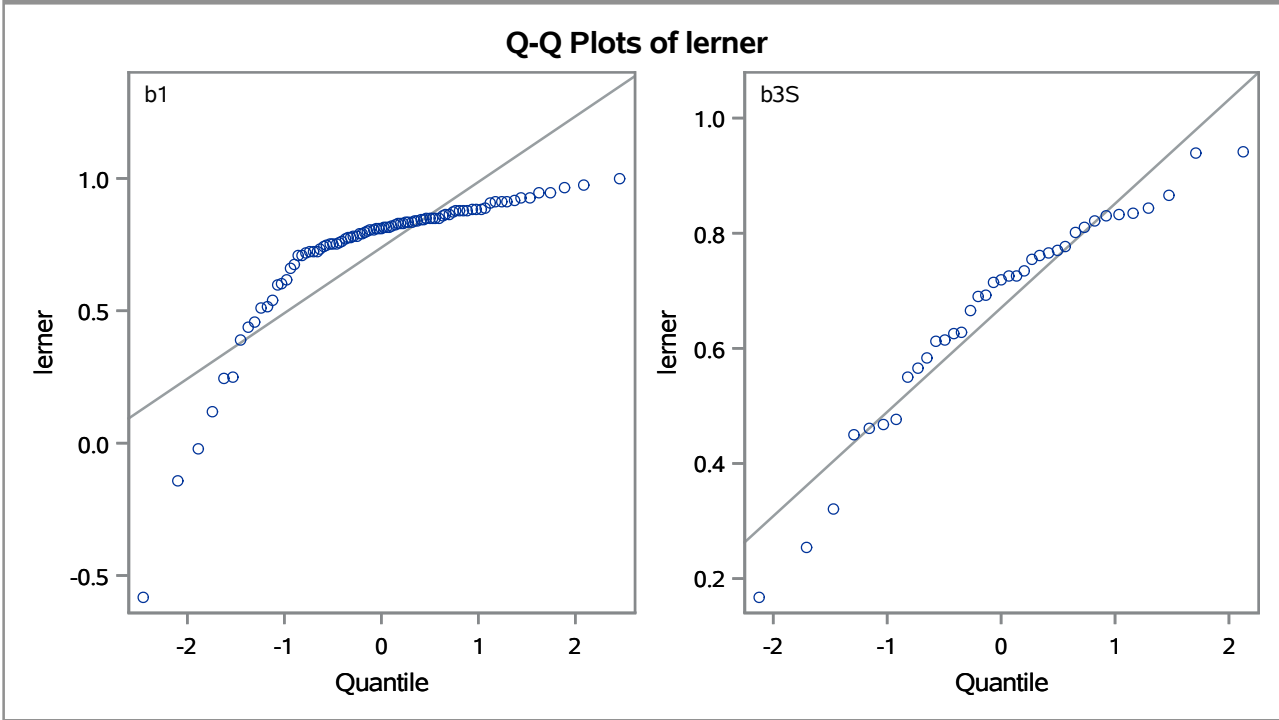
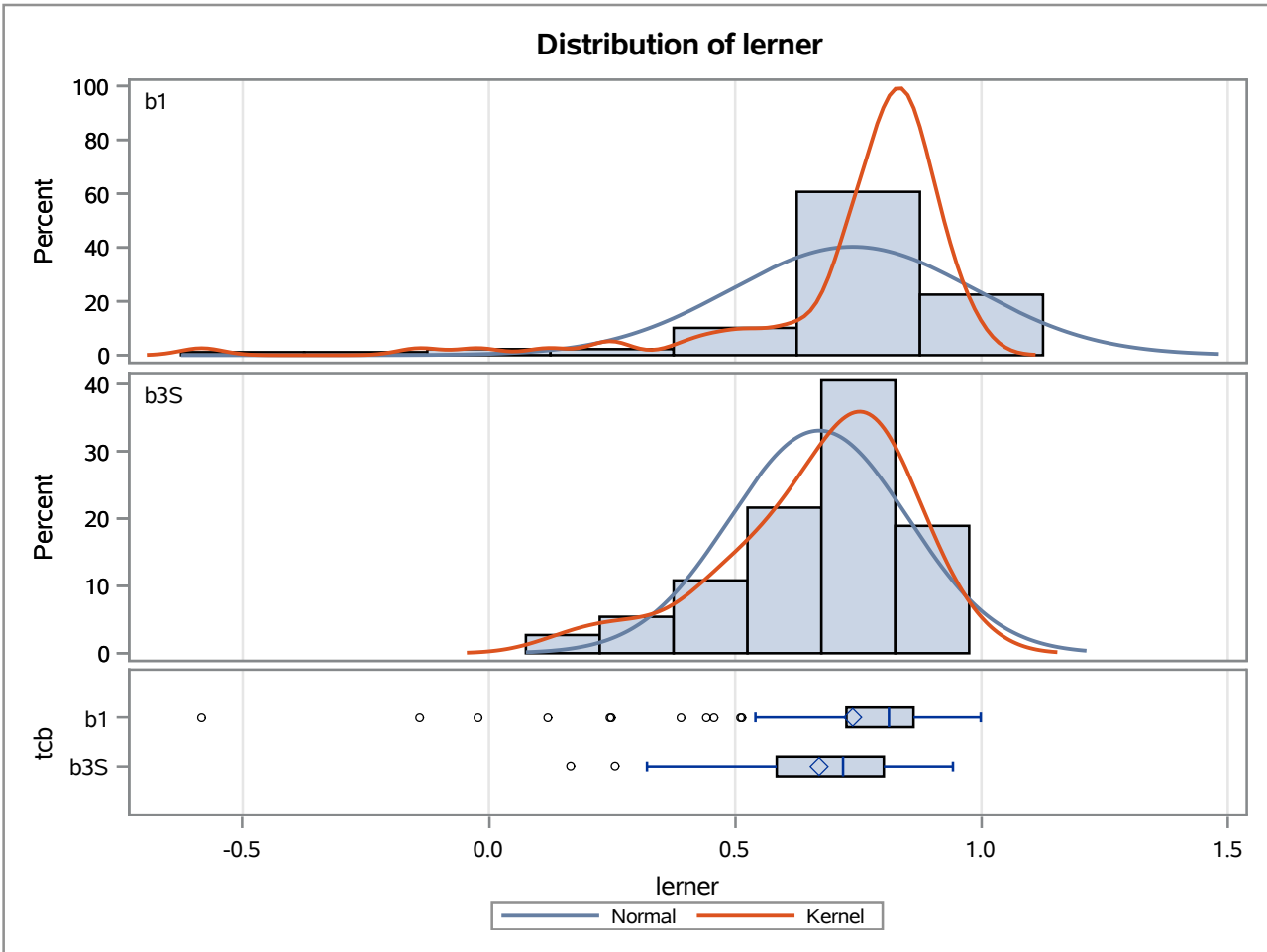
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	124	0.53	0.5959
Satterthwaite	Unequal	74.347	5.07	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	88	36	192.57	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR11



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN11

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		92	0.8045	308.1	0.00905	-0.0404	0.9691
b3S		36	0.7186	35.9795	0.0208	-0.1605	0.9563
Diff (1-2)	Pooled		0.0859	262.6	0.1523		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0859		0.0227		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8045	0.7866	0.8225	308.1	269.1	360.5
b3S		0.7186	0.6763	0.7609	35.9795	29.1823	46.9331
Diff (1-2)	Pooled	0.0859	-0.2155	0.3874	262.6	233.8	299.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0859	0.0403	0.1316			

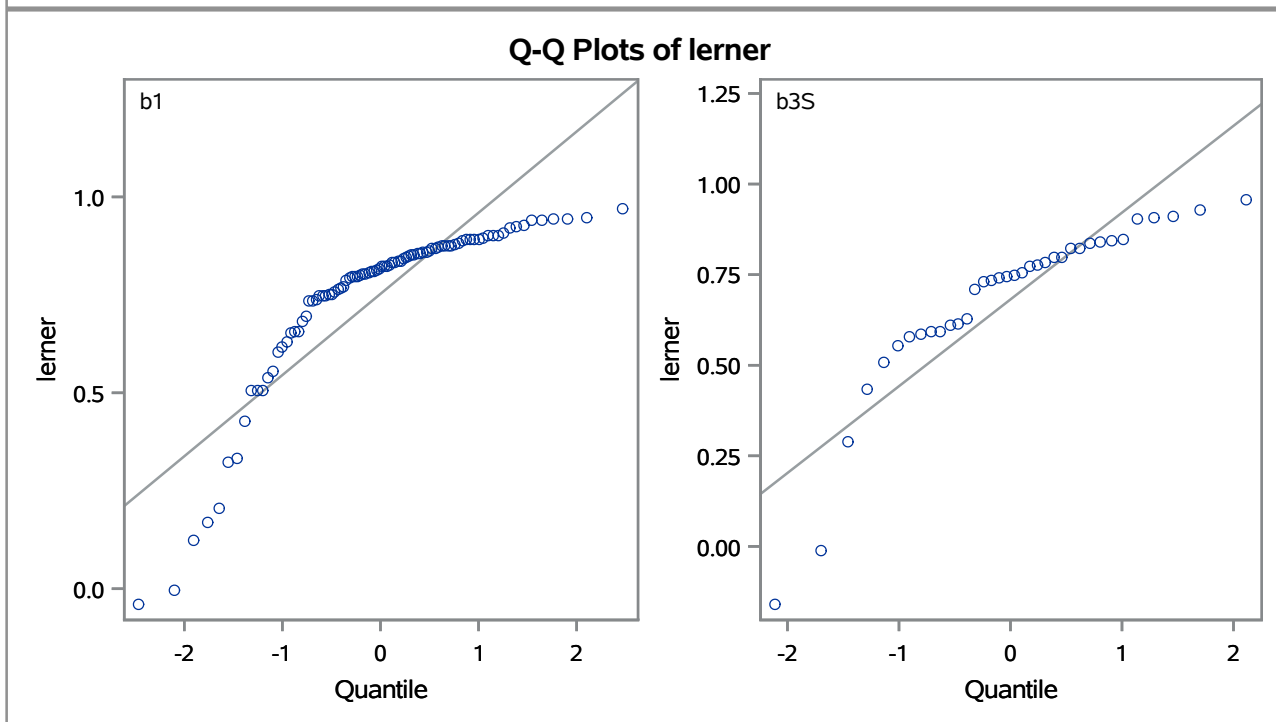
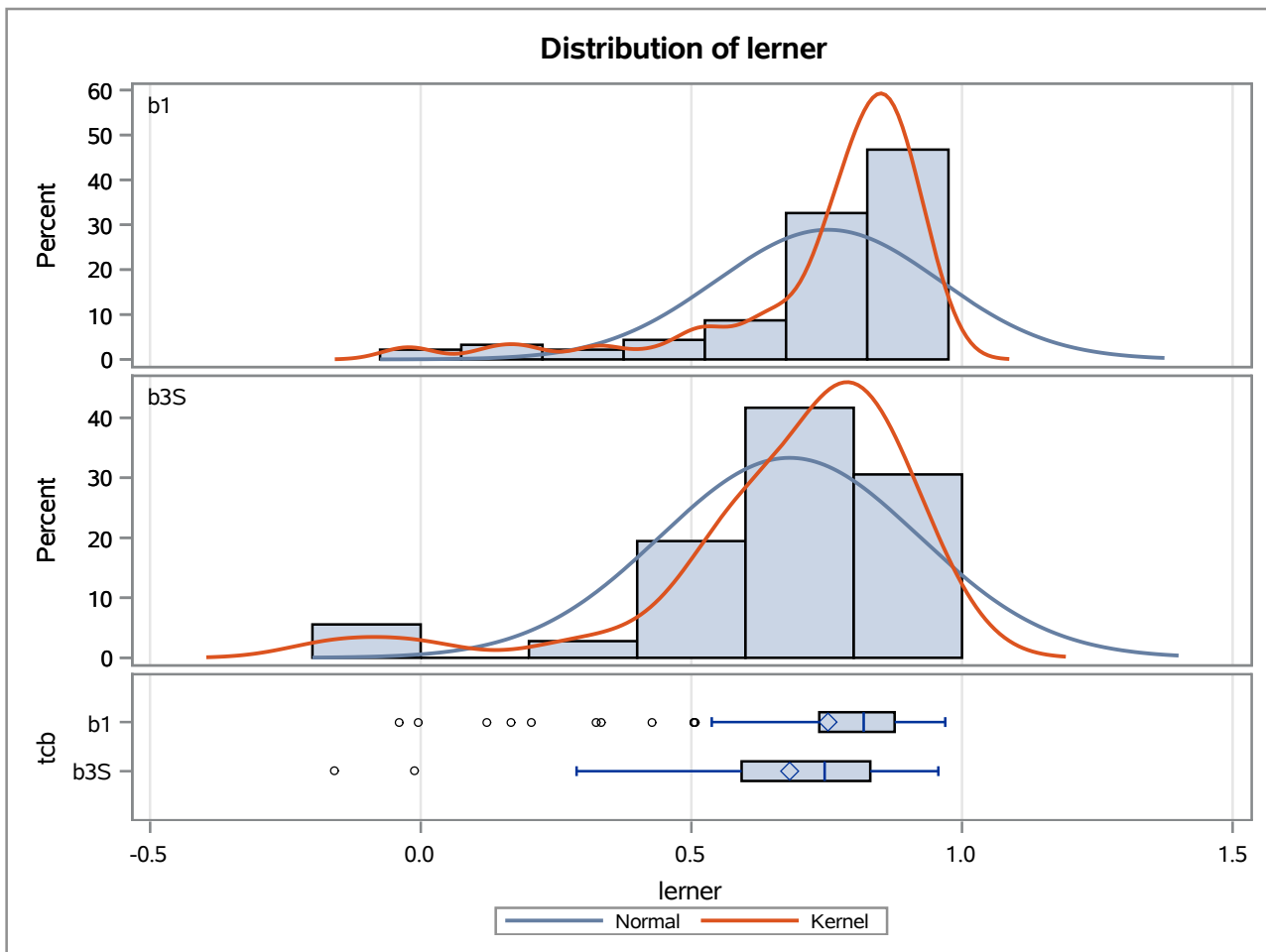
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	126	0.56	0.5737
Satterthwaite	Unequal	48.778	3.78	0.0004

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	91	35	73.35	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN11



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP11

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		95	0.8242	285.6	0.00817	-0.5224	0.9982
b3S		33	0.7526	36.3325	0.0208	-0.2091	0.9302
Diff (1-2)	Pooled		0.0716	247.4	0.1415		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0716		0.0223		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8242	0.8080	0.8404	285.6	250.0	333.2
b3S		0.7526	0.7103	0.7949	36.3325	29.2182	48.0567
Diff (1-2)	Pooled	0.0716	-0.2084	0.3516	247.4	220.2	282.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0716	0.0266	0.1166			

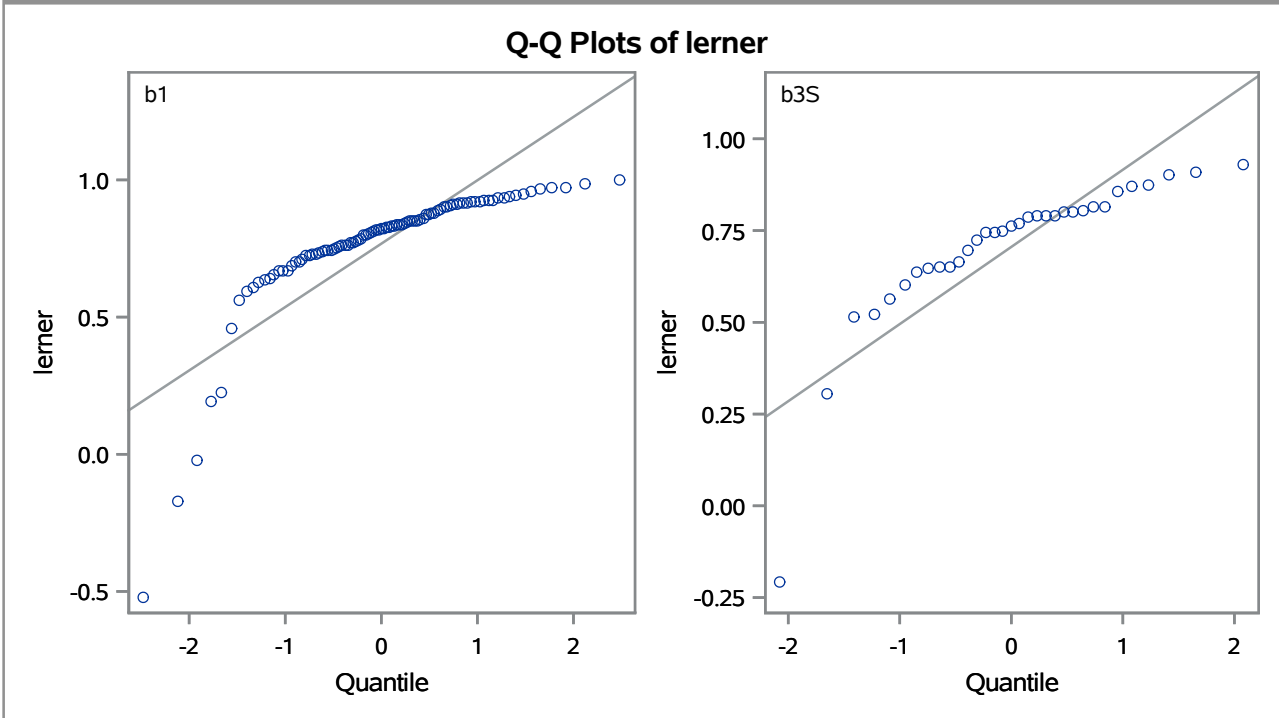
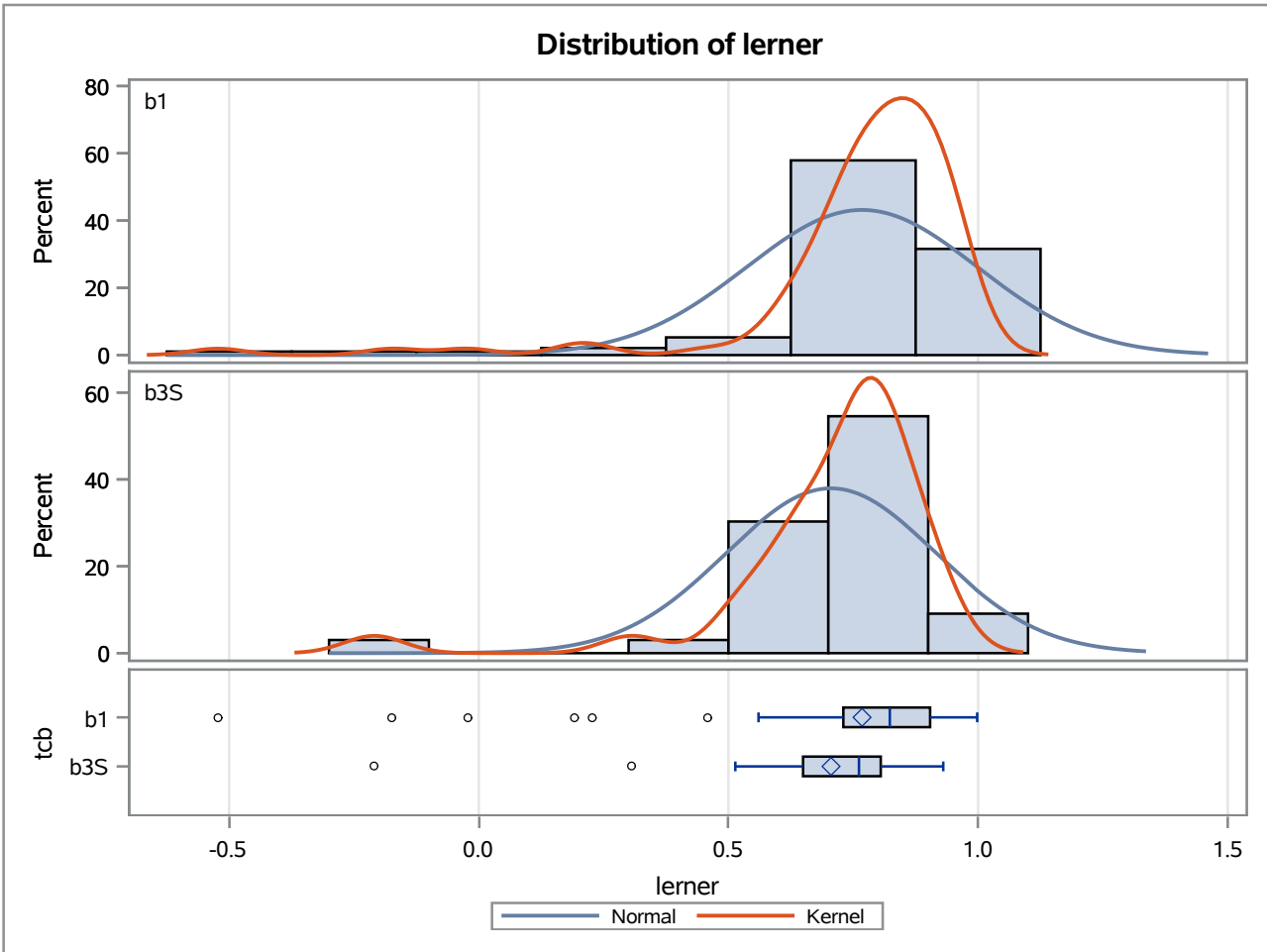
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	126	0.51	0.6137
Satterthwaite	Unequal	42.335	3.21	0.0025

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	94	32	61.79	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP11



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC11

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		89	0.8113	307.3	0.00859	-0.4736	0.9873
b3S		33	0.7017	35.9130	0.0218	0.00135	0.9974
Diff (1-2)	Pooled		0.1096	263.8	0.1606		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1096		0.0235		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8113	0.7942	0.8283	307.3	267.8	360.5
b3S		0.7017	0.6572	0.7462	35.9130	28.8809	47.5019
Diff (1-2)	Pooled	0.1096	-0.2084	0.4276	263.8	234.2	302.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1096	0.0622	0.1570			

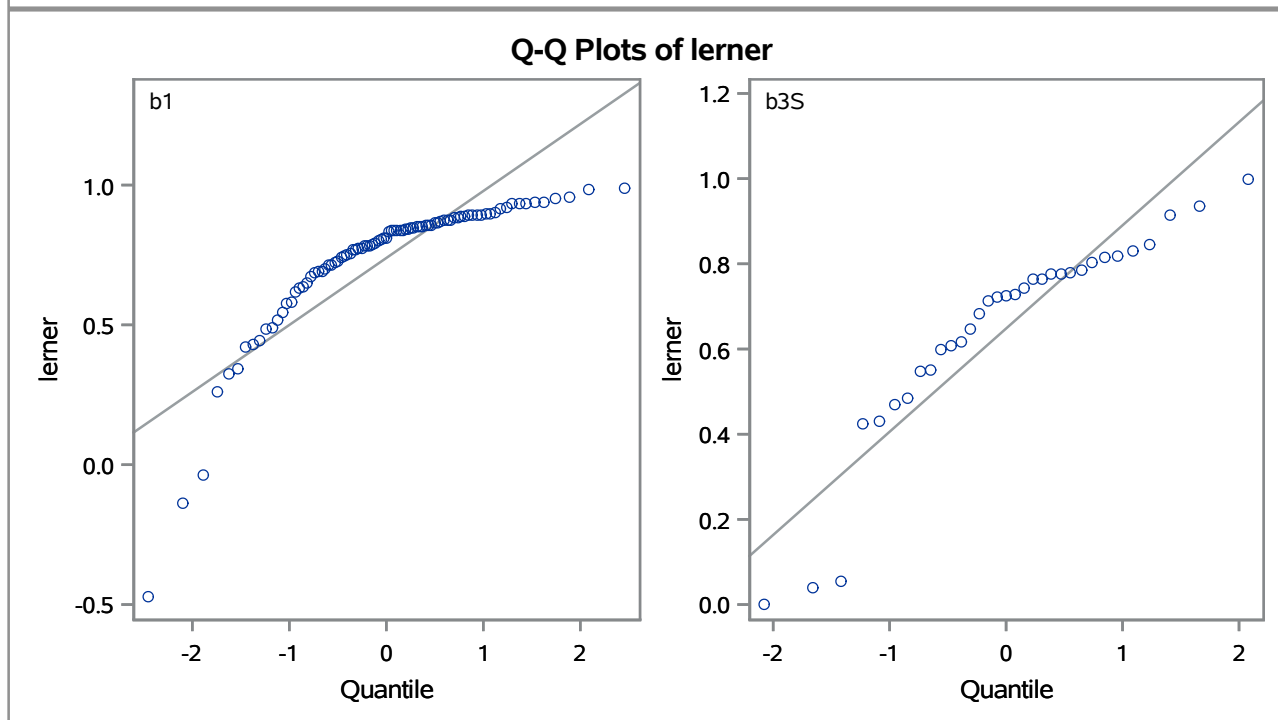
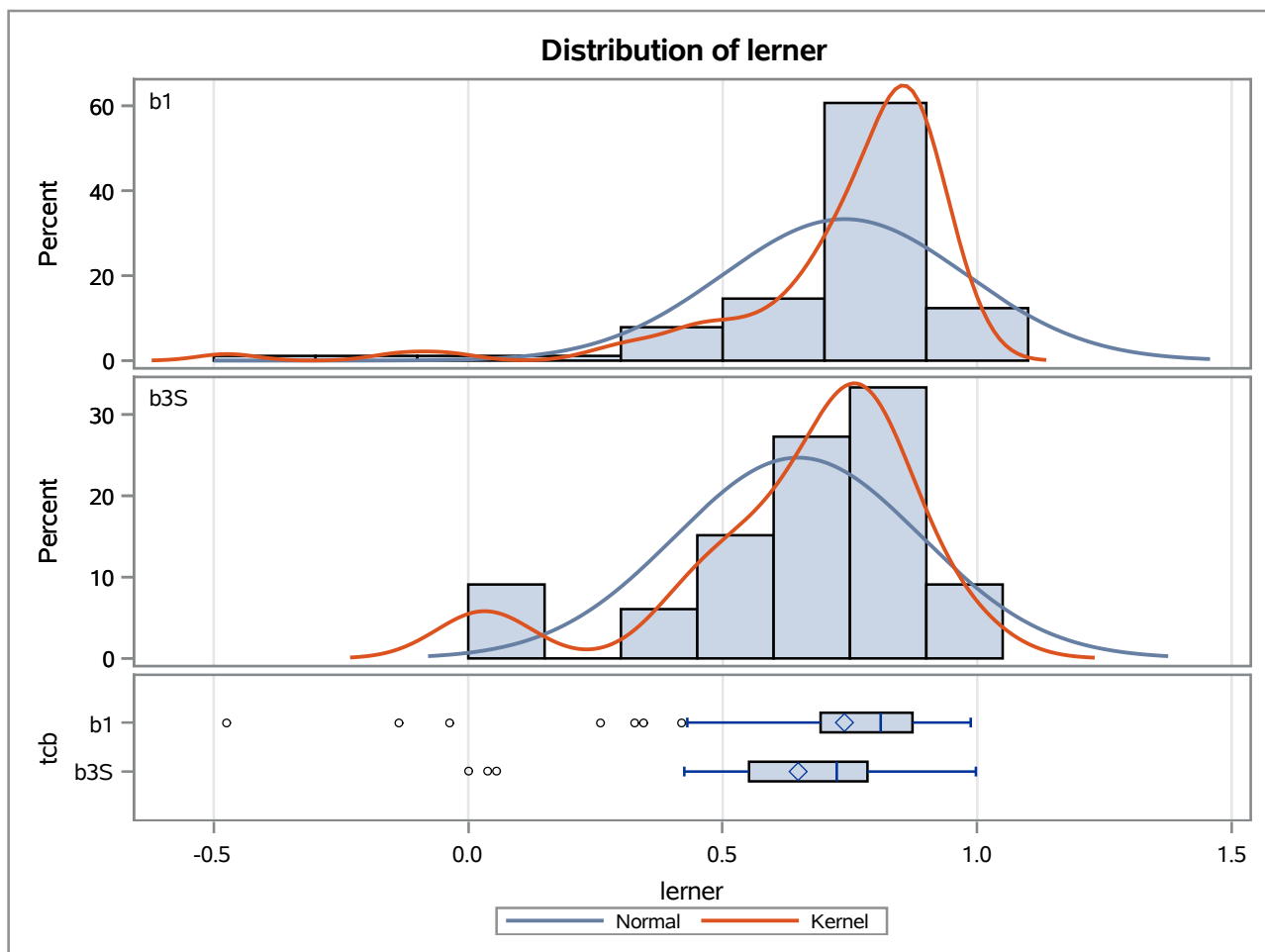
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	120	0.68	0.4963
Satterthwaite	Unequal	42.295	4.67	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	88	32	73.21	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC11



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR12

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		94	0.8055	345.3	0.00951	-0.2977	0.9929
b3S		30	0.7194	49.9365	0.0266	-0.0545	0.9339
Diff (1-2)	Pooled		0.0861	302.4	0.1610		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0861		0.0282		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8055	0.7866	0.8244	345.3	302.0	403.1
b3S		0.7194	0.6651	0.7737	49.9365	39.7698	67.1304
Diff (1-2)	Pooled	0.0861	-0.2327	0.4048	302.4	268.8	345.8
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0861	0.0289	0.1432			

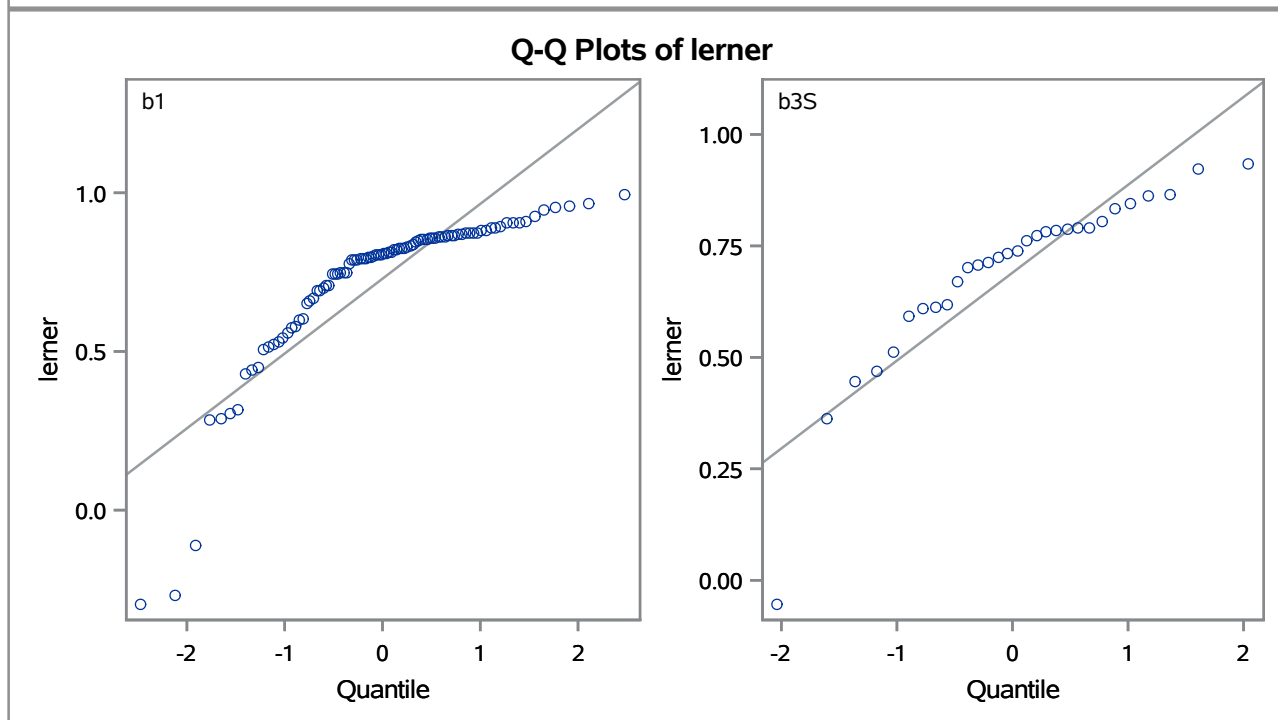
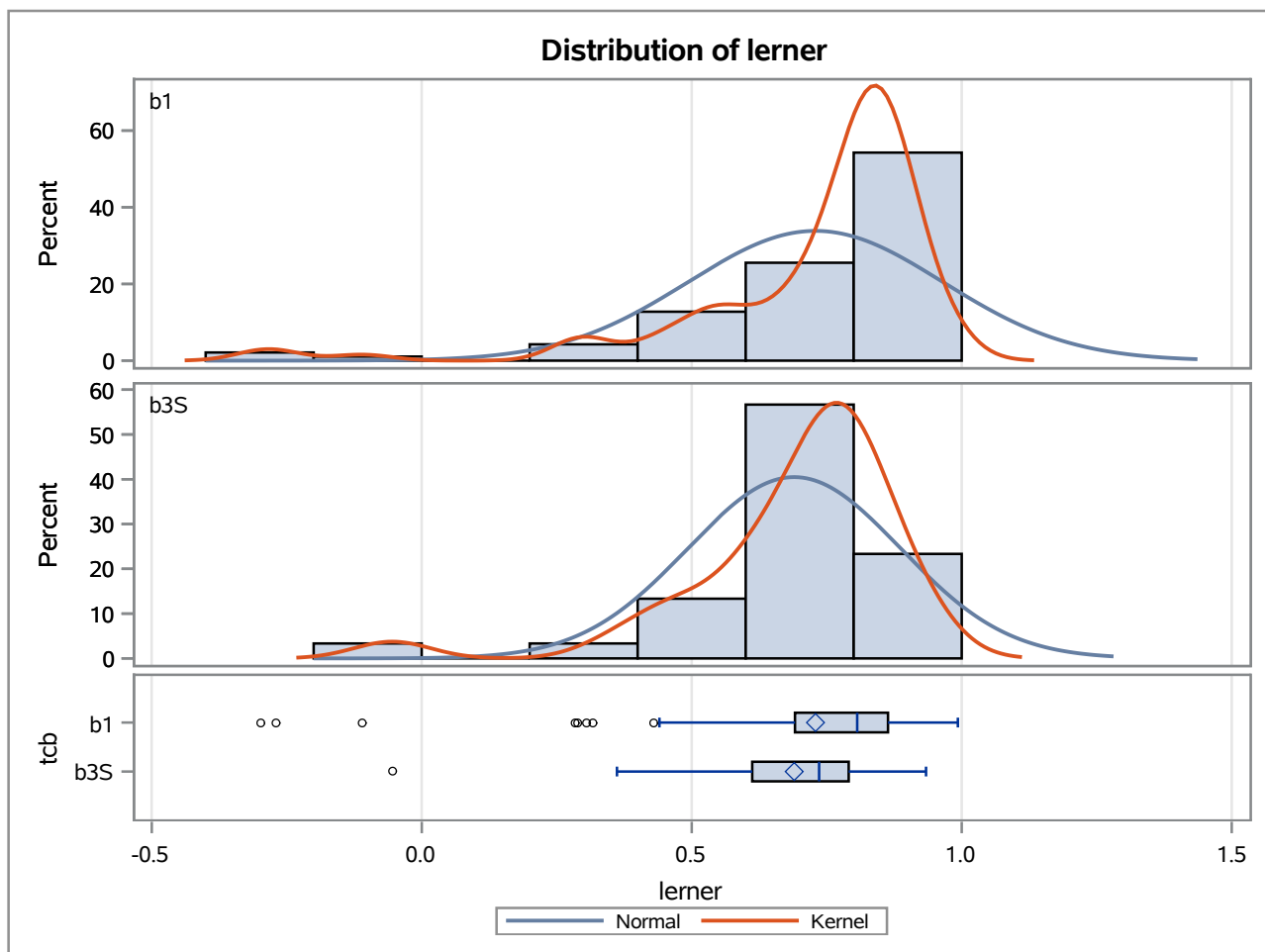
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	122	0.53	0.5940
Satterthwaite	Unequal	36.722	3.05	0.0042

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	93	29	47.80	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR12



The TTEST Procedure**Variable: lerner**

trimestre=JUN12

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		90	0.8014	391.1	0.0105	-0.8930	0.9816
b3S		30	0.6835	73.4731	0.0388	-0.0498	0.9660
Diff (1-2)	Pooled		0.1179	341.6	0.1805		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1179		0.0402		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8014	0.7805	0.8223	391.1	341.1	458.3
b3S		0.6835	0.6042	0.7628	73.4731	58.5145	98.7710
Diff (1-2)	Pooled	0.1179	-0.2395	0.4753	341.6	303.0	391.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1179	0.0362	0.1996			

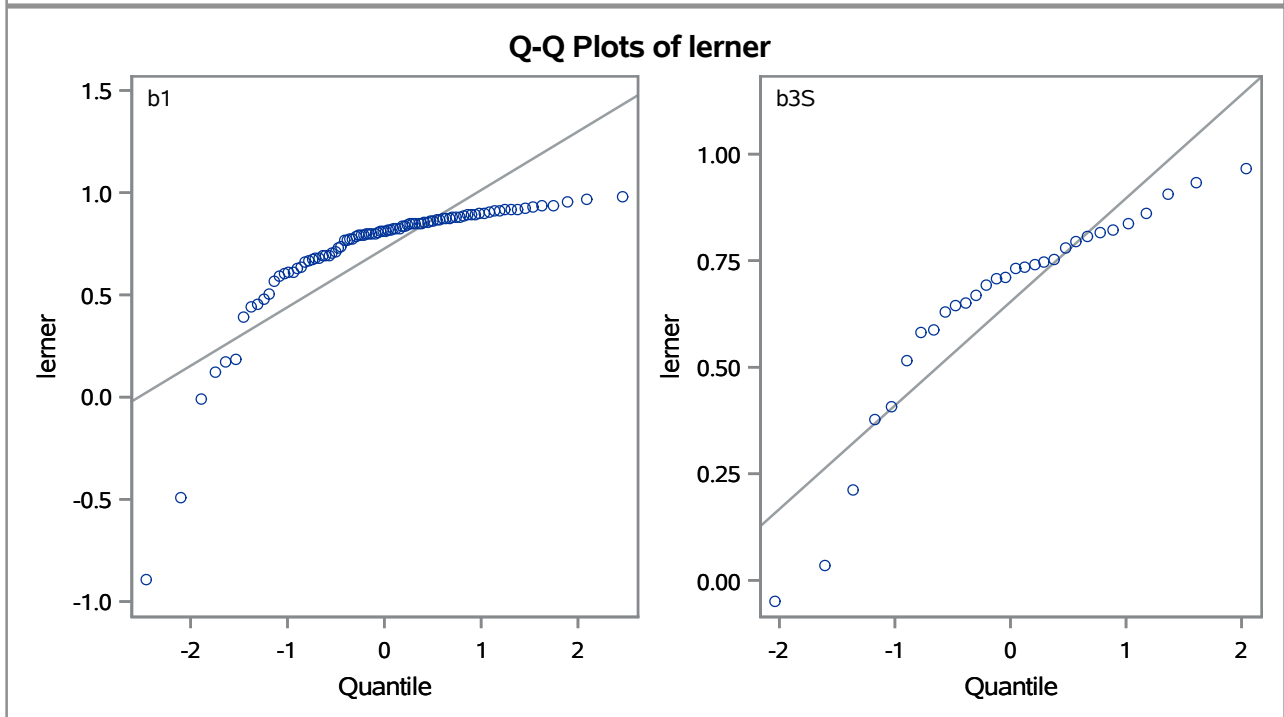
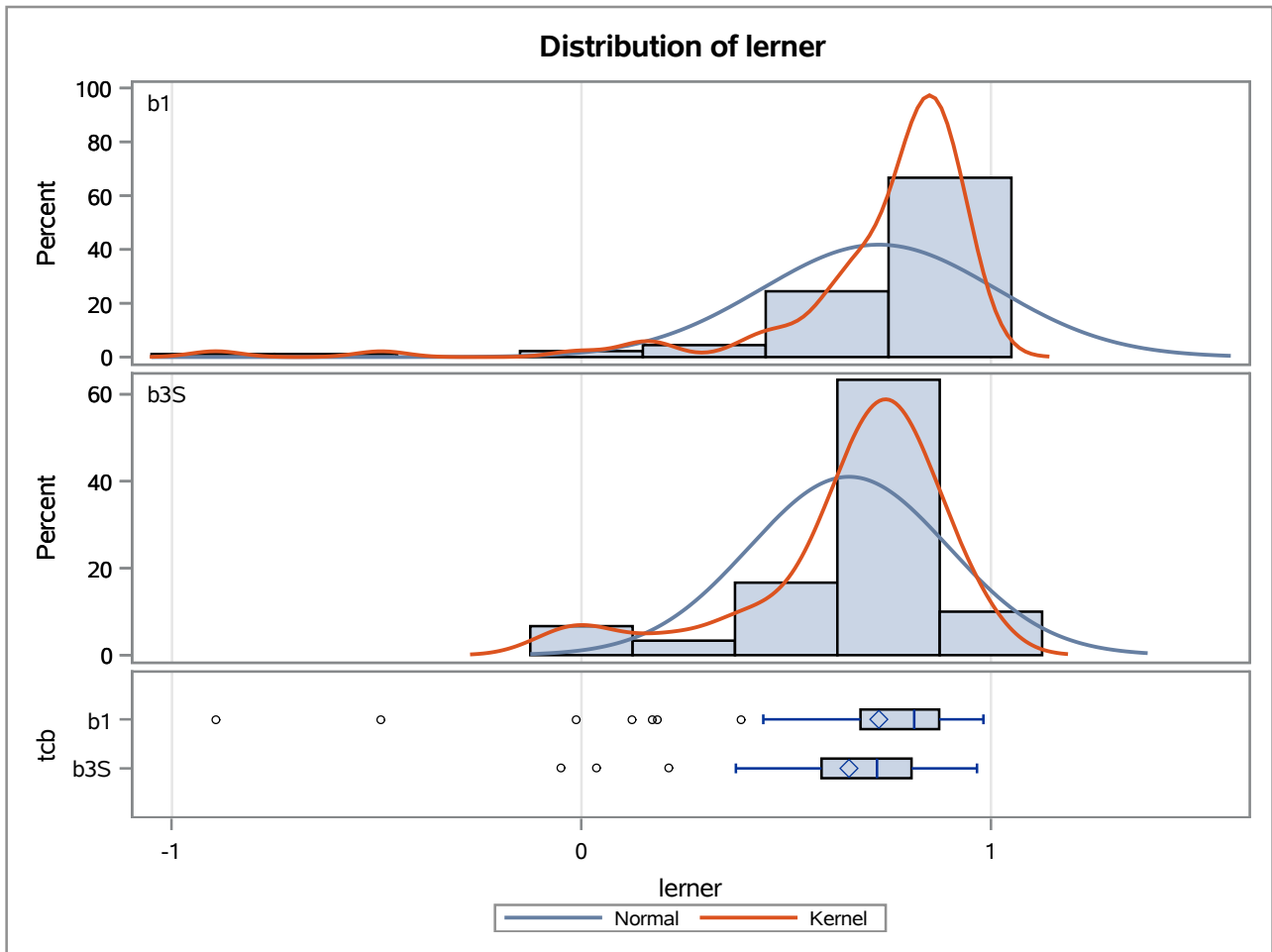
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	118	0.65	0.5148
Satterthwaite	Unequal	33.381	2.94	0.0060

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	89	29	28.33	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN12



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP12

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcB	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		92	0.7963	405.0	0.0107	-0.9031	0.9888
b3S		29	0.7334	30.1872	0.0155	-0.1207	0.9095
Diff (1-2)	Pooled		0.0629	354.5	0.1823		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0629		0.0188		

tcB	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7963	0.7751	0.8175	405.0	353.8	473.8
b3S		0.7334	0.7016	0.7651	30.1872	23.9559	40.8267
Diff (1-2)	Pooled	0.0629	-0.2980	0.4238	354.5	314.6	406.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0629	0.0252	0.1006			

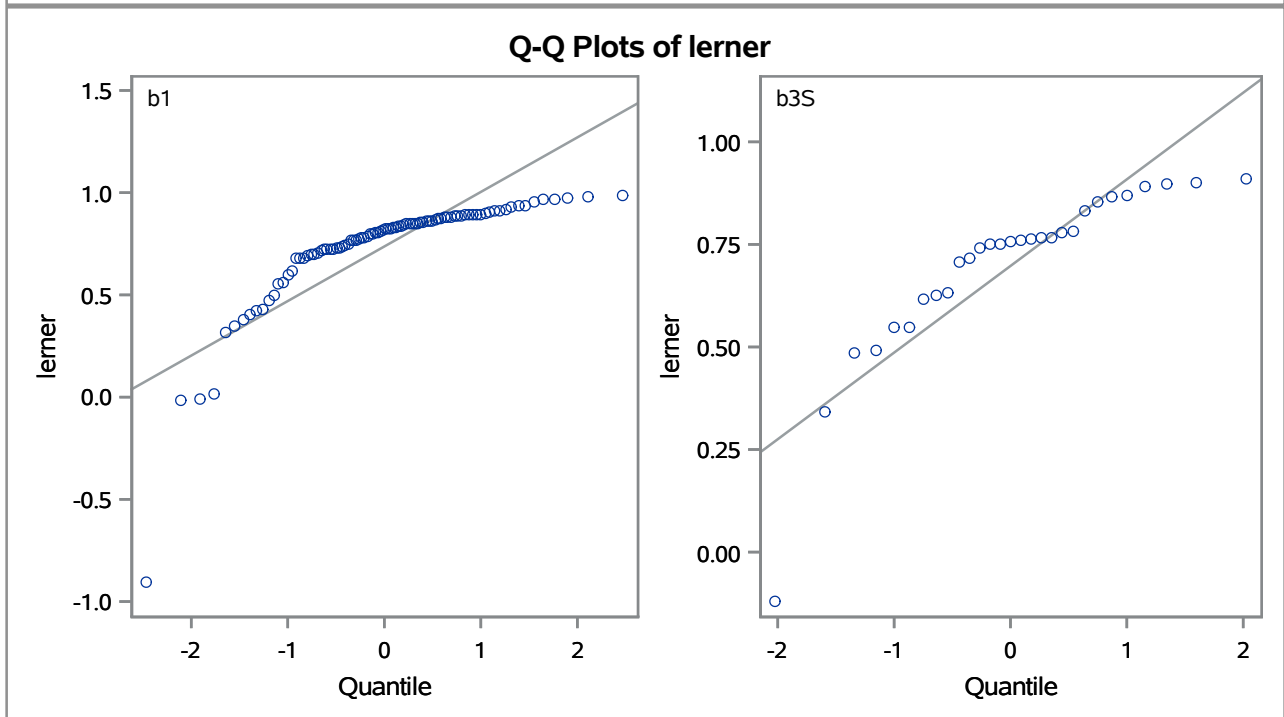
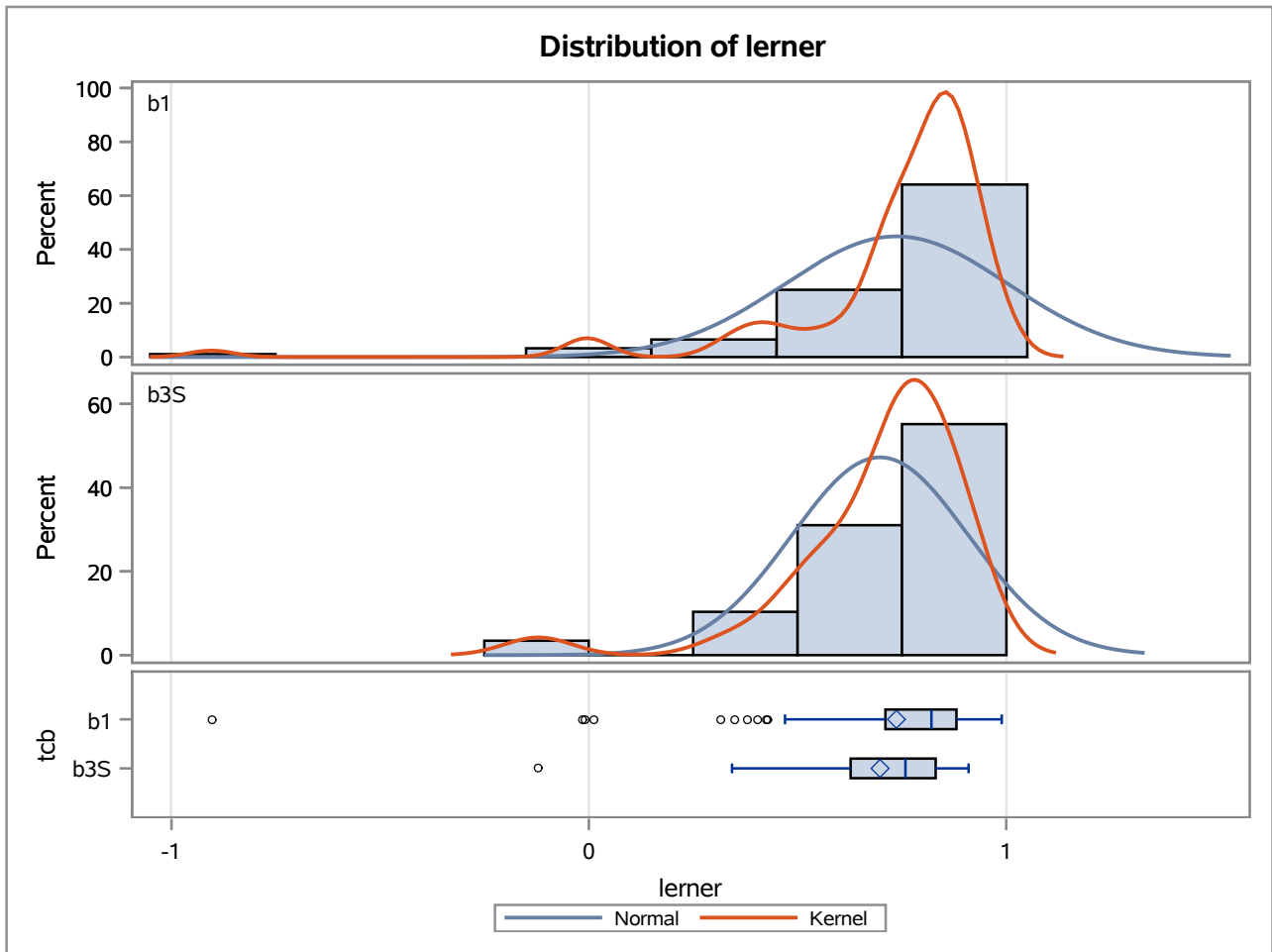
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	119	0.35	0.7306
Satterthwaite	Unequal	56.992	3.34	0.0015

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	91	28	180.03	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP12



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC12

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		89	0.7763	455.8	0.0117	-0.9513	0.9909
b3S		28	0.7063	70.4755	0.0350	0.1539	0.9390
Diff (1-2)	Pooled		0.0700	400.2	0.1991		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0700		0.0369		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7763	0.7530	0.7996	455.8	397.3	534.7
b3S		0.7063	0.6344	0.7782	70.4755	55.7193	95.9268
Diff (1-2)	Pooled	0.0700	-0.3245	0.4645	400.2	354.5	459.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0700	-0.00512	0.1451			

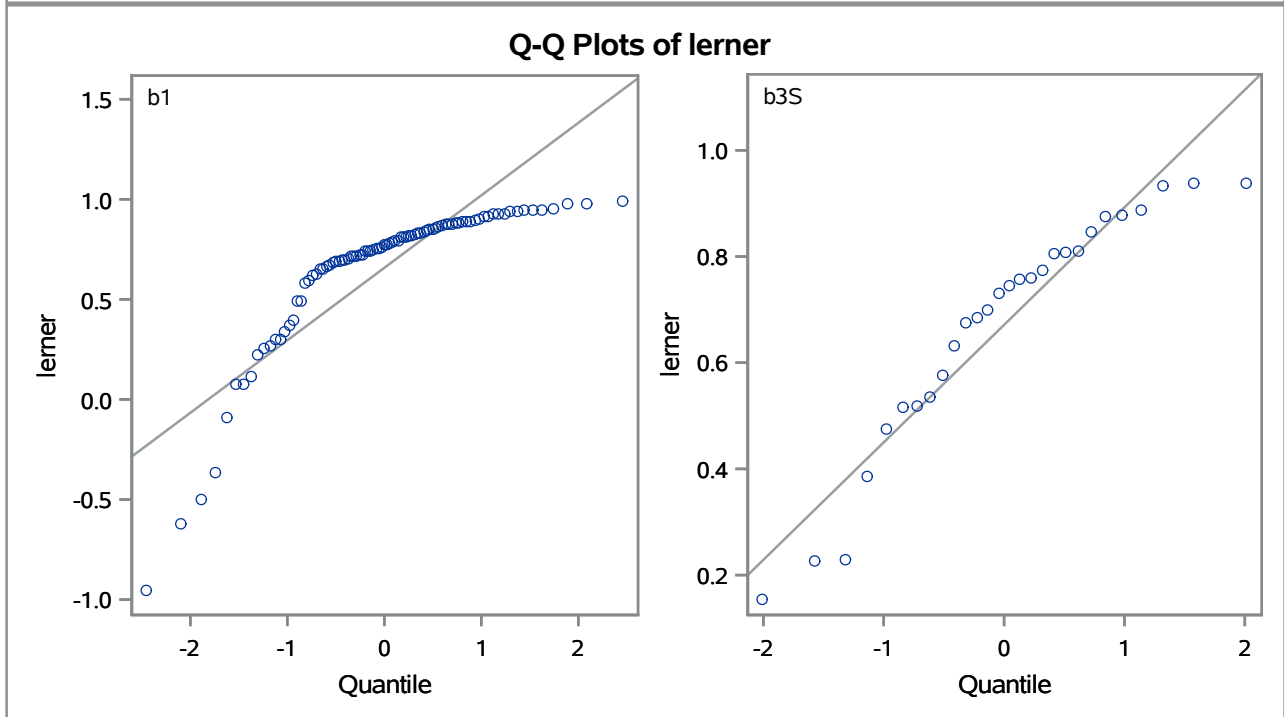
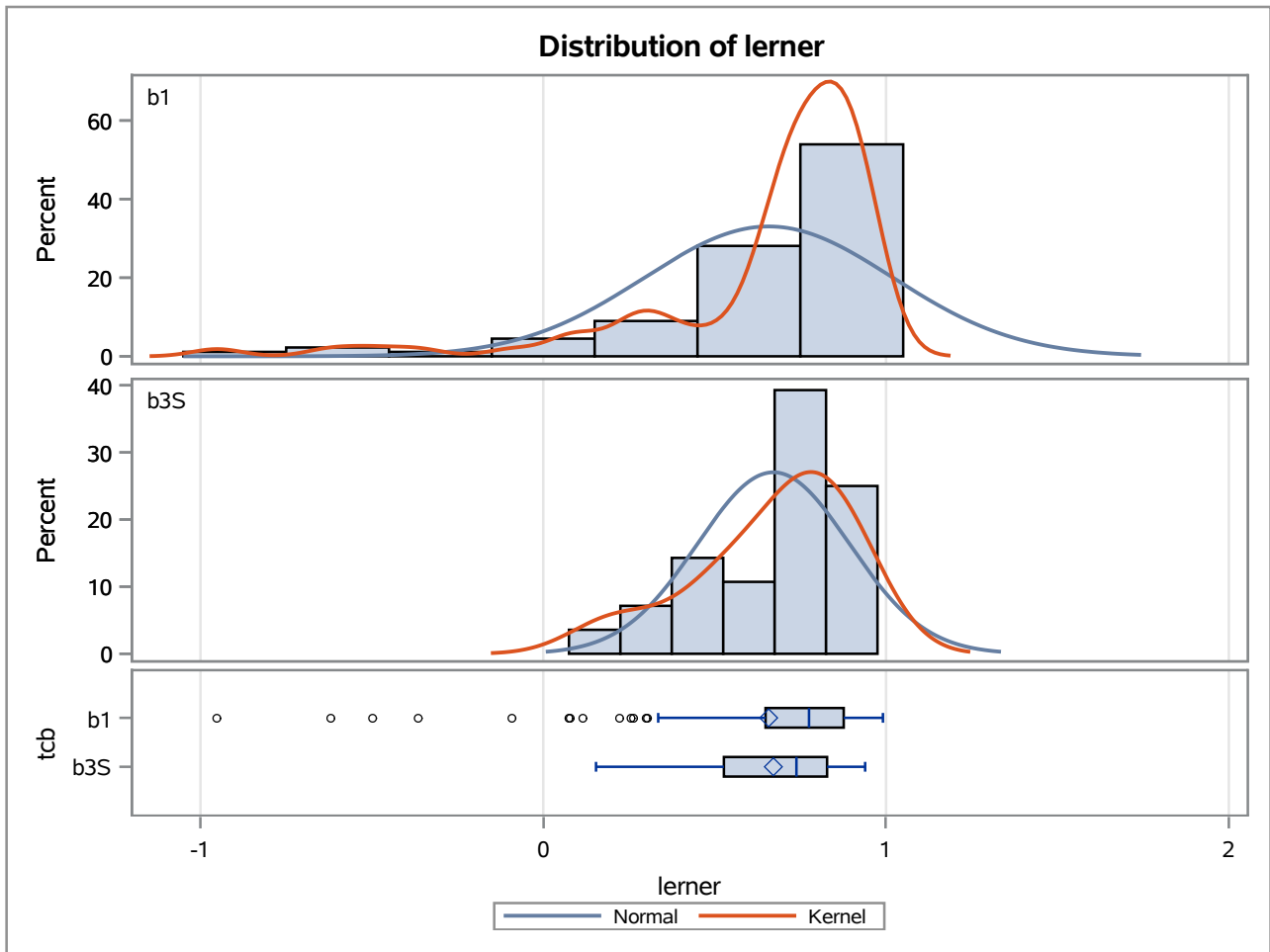
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	115	0.35	0.7259
Satterthwaite	Unequal	33.251	1.90	0.0668

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	88	27	41.83	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC12



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR13

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcB	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		90	0.7736	498.0	0.0126	-0.9534	0.9704
b3S		26	0.6465	67.5149	0.0339	0.2092	0.9414
Diff (1-2)	Pooled		0.1271	441.2	0.2217		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1271		0.0361		

tcB	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7736	0.7487	0.7986	498.0	434.4	583.7
b3S		0.6465	0.5767	0.7162	67.5149	52.9491	93.1982
Diff (1-2)	Pooled	0.1271	-0.3119	0.5662	441.2	390.6	507.0
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1271	0.0536	0.2007			

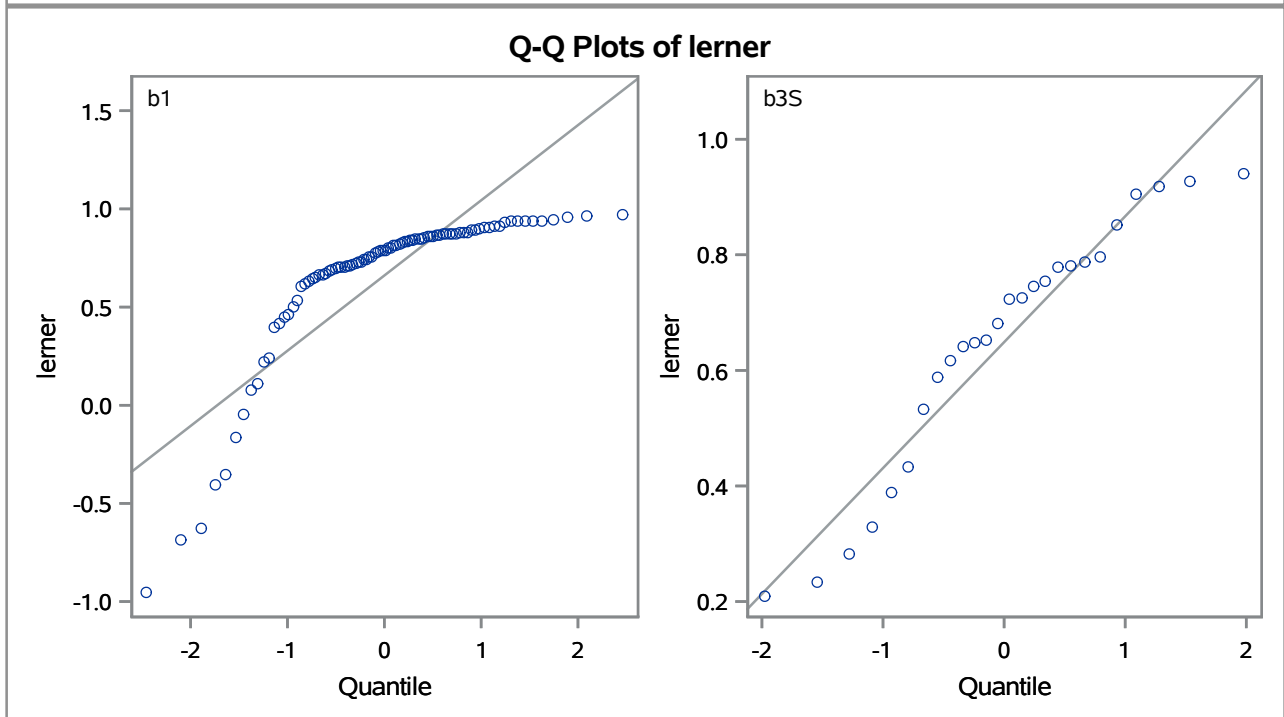
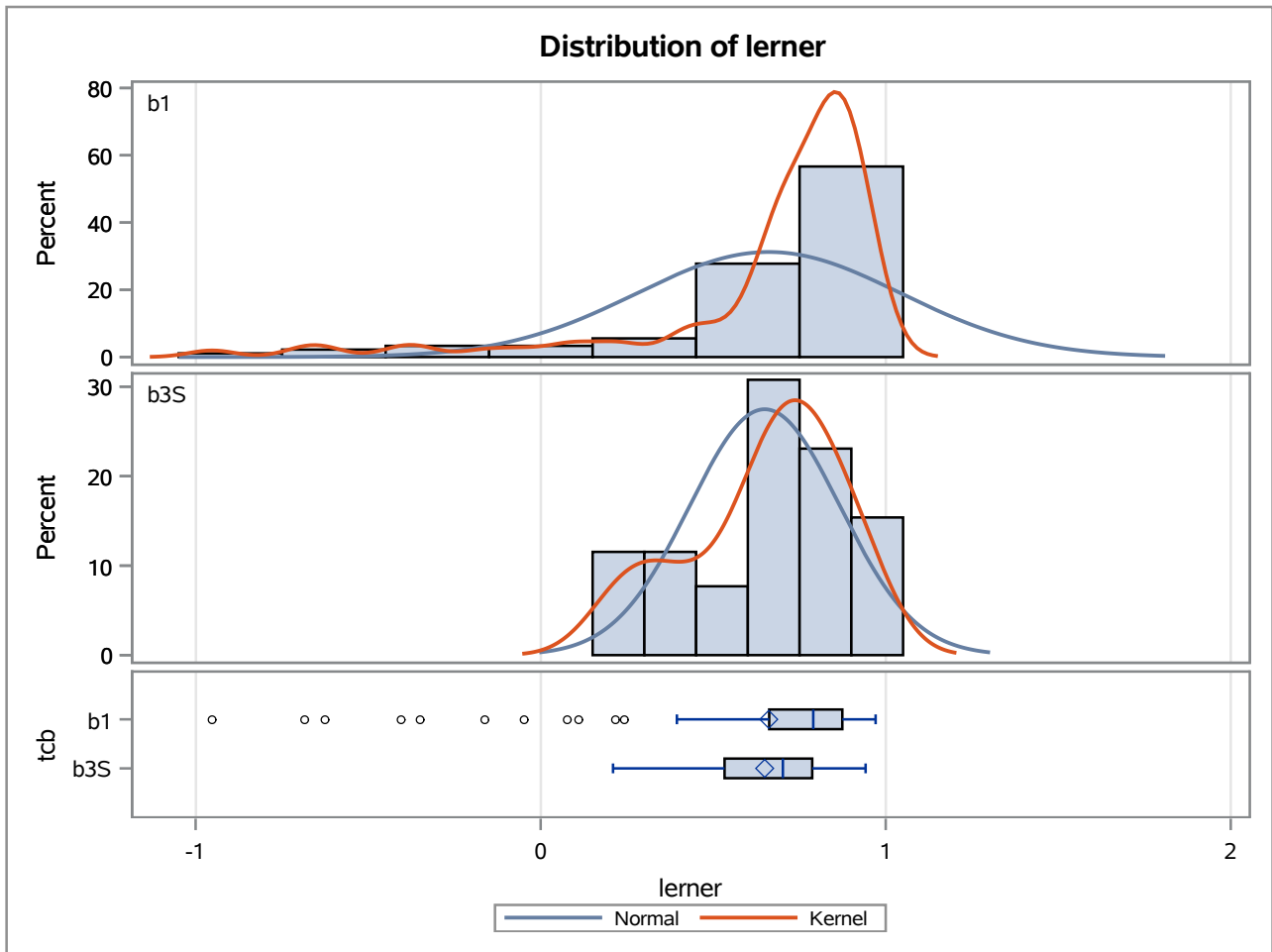
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	114	0.57	0.5674
Satterthwaite	Unequal	32.165	3.52	0.0013

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	89	25	54.42	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR13



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN13

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcB	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		90	0.7794	491.3	0.0121	-0.8285	0.9974
b3S		25	0.6782	64.3634	0.0317	-0.00764	0.9869
Diff (1-2)	Pooled		0.1012	437.1	0.2155		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1012		0.0339		

tcB	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7794	0.7554	0.8034	491.3	428.5	575.8
b3S		0.6782	0.6128	0.7436	64.3634	50.2568	89.5393
Diff (1-2)	Pooled	0.1012	-0.3258	0.5282	437.1	386.7	502.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1012	0.0321	0.1704			

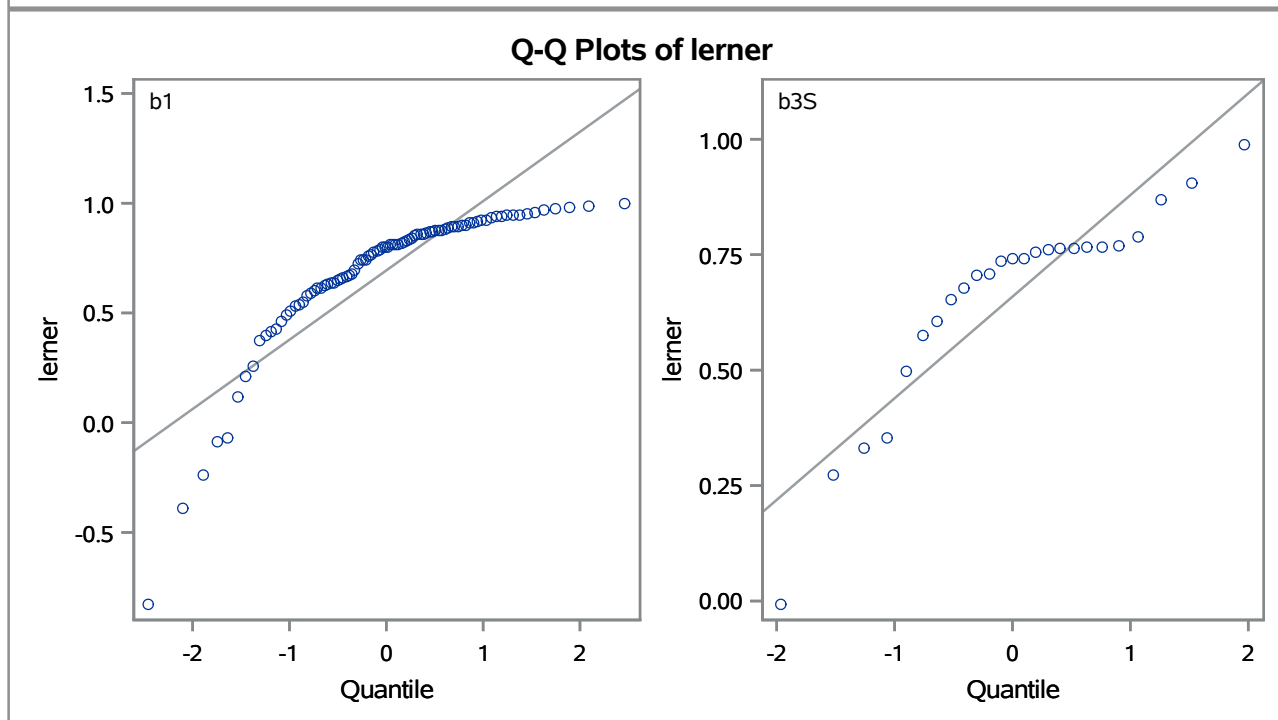
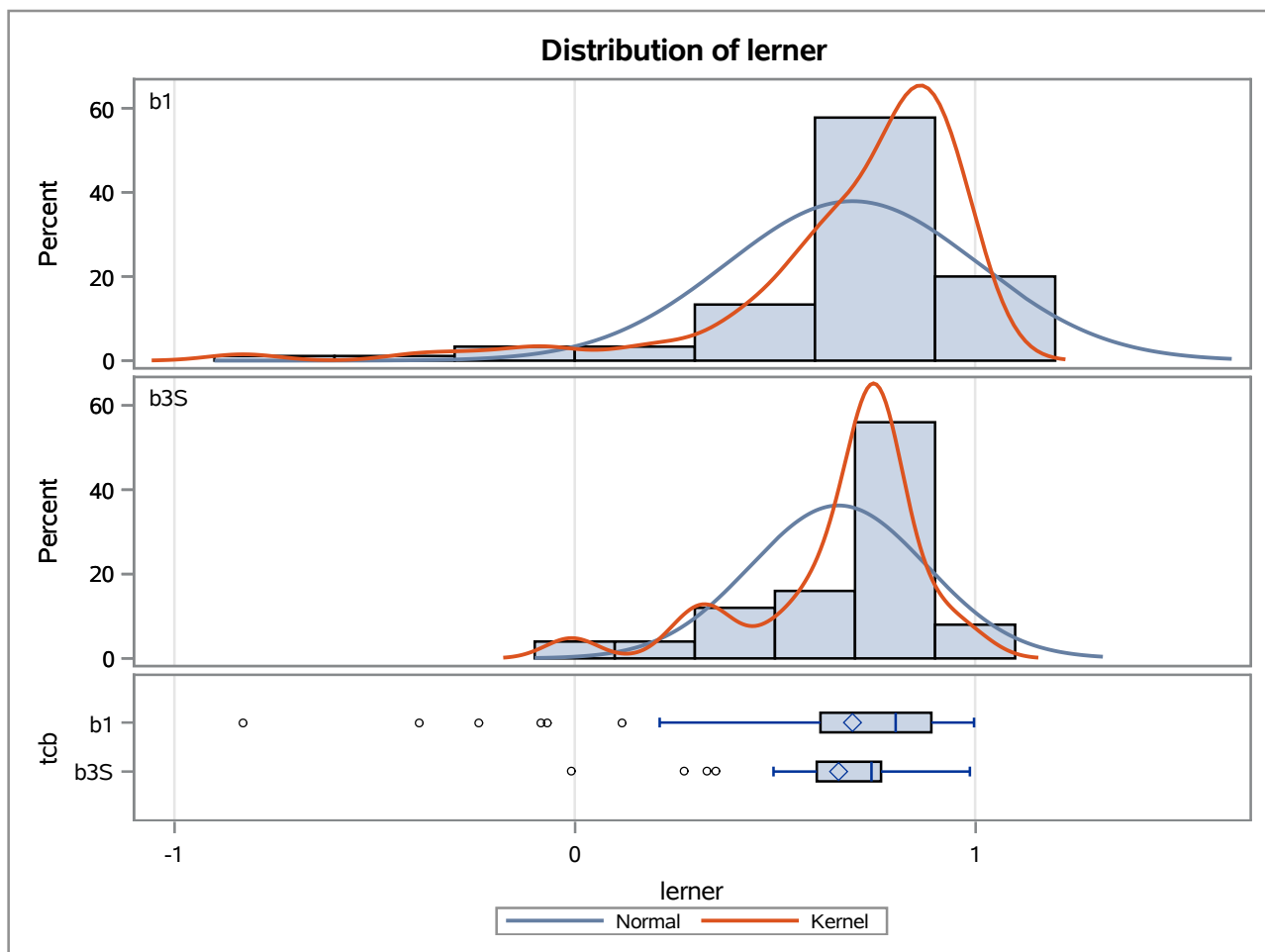
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	113	0.47	0.6395
Satterthwaite	Unequal	31.271	2.98	0.0055

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	89	24	58.27	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN13



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP13

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		93	0.8107	396.9	0.00957	-0.9978	0.9974
b3S		23	0.7289	40.9278	0.0193	0.1308	0.8799
Diff (1-2)	Pooled		0.0817	357.0	0.1685		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0817		0.0215		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8107	0.7917	0.8297	396.9	346.9	463.8
b3S		0.7289	0.6889	0.7689	40.9278	31.6533	57.9272
Diff (1-2)	Pooled	0.0817	-0.2520	0.4155	357.0	316.0	410.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0817	0.0380	0.1255			

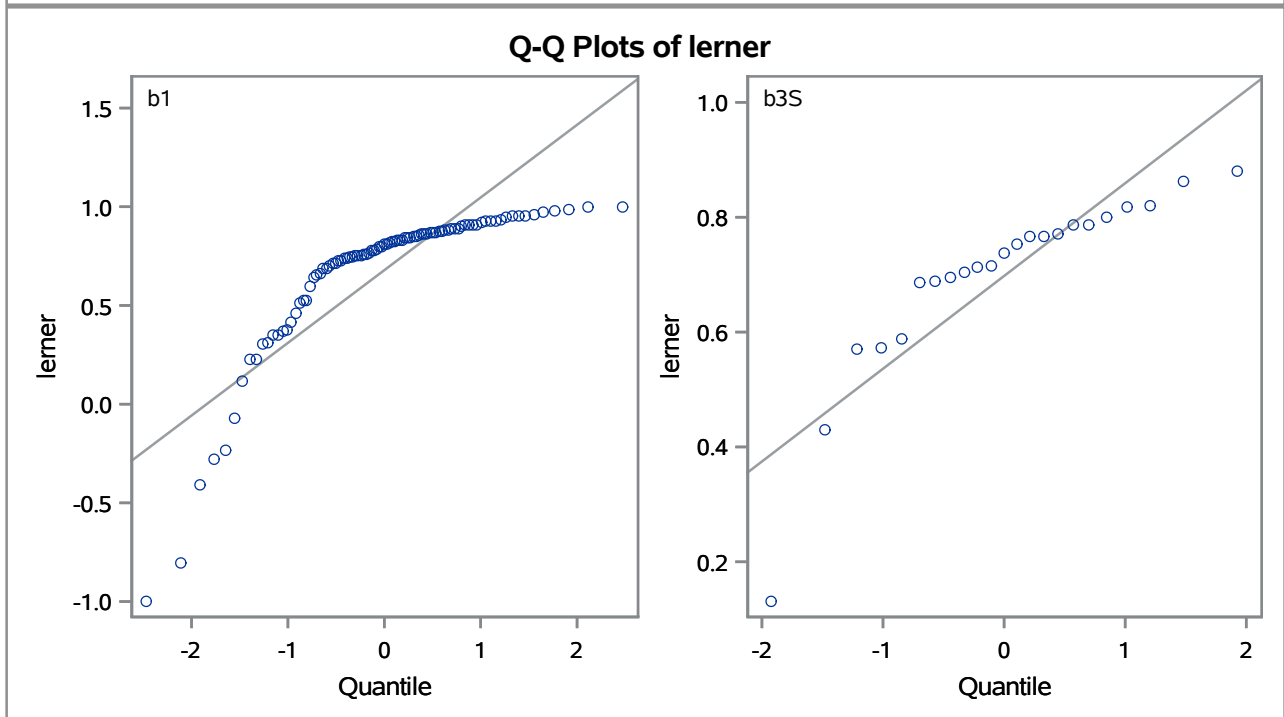
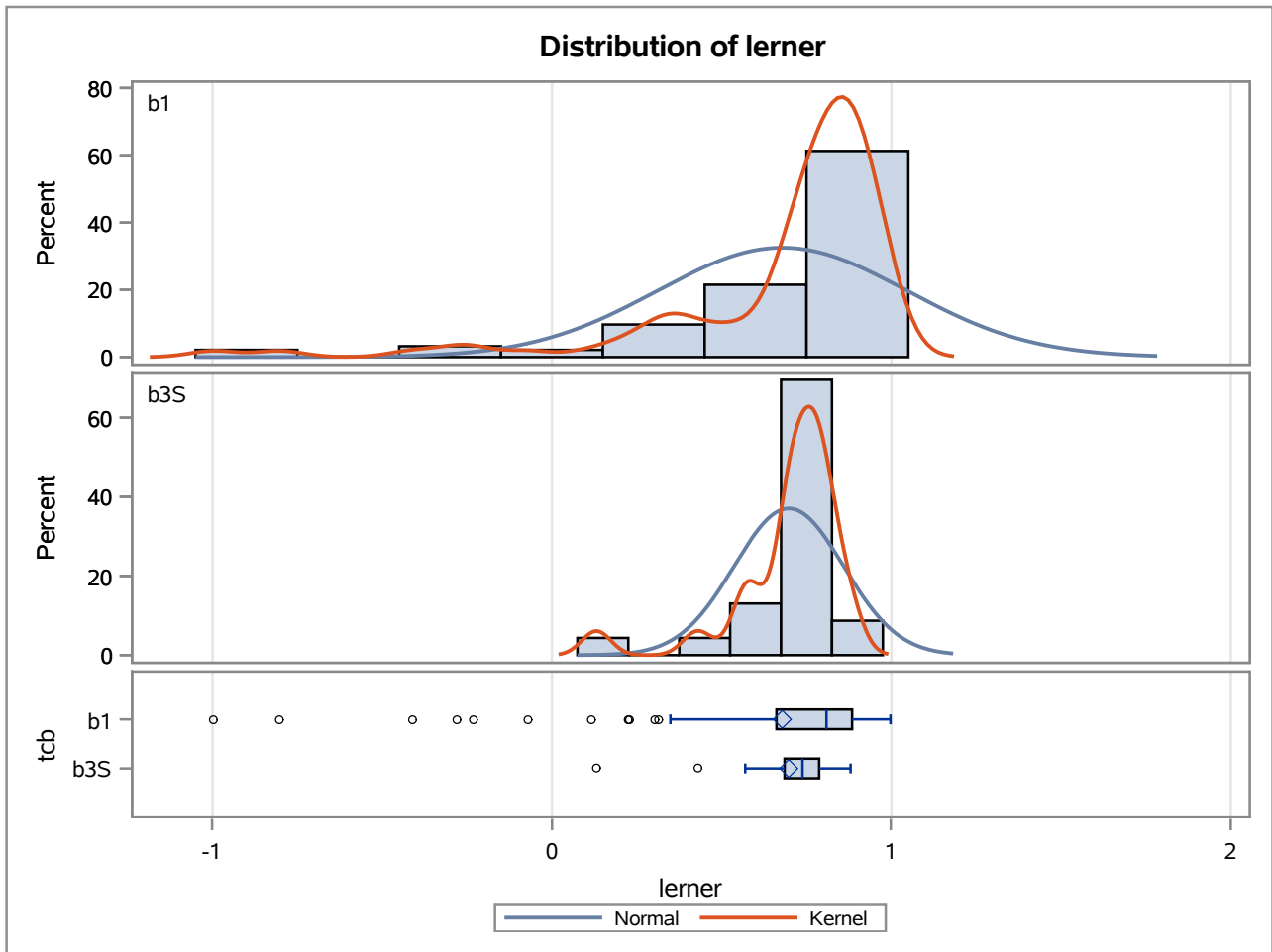
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	114	0.49	0.6285
Satterthwaite	Unequal	33.666	3.80	0.0006

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	92	22	94.02	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP13



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC13

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		91	0.8154	380.2	0.00894	-0.9540	0.9845
b3S		22	0.7270	40.1243	0.0186	0.2197	0.9532
Diff (1-2)	Pooled		0.0883	342.8	0.1587		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0883		0.0206		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8154	0.7976	0.8331	380.2	331.8	445.1
b3S		0.7270	0.6885	0.7656	40.1243	30.8697	57.3402
Diff (1-2)	Pooled	0.0883	-0.2262	0.4029	342.8	303.0	394.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0883	0.0464	0.1303			

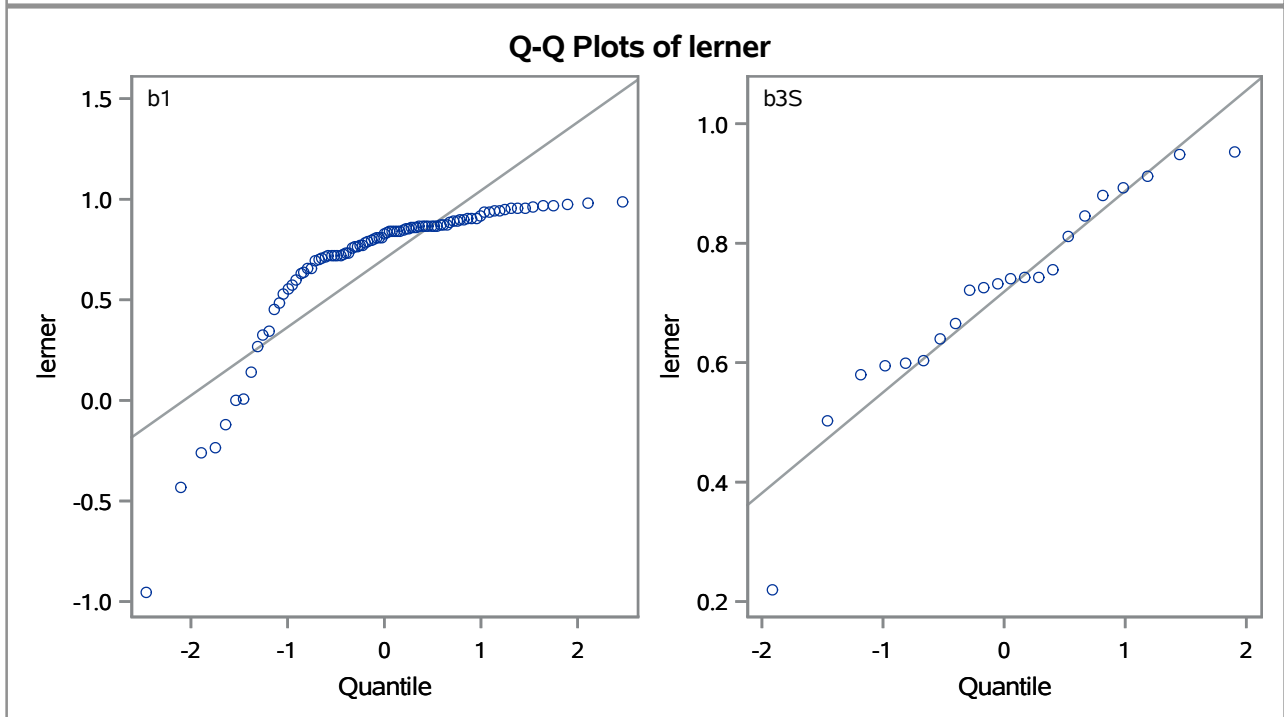
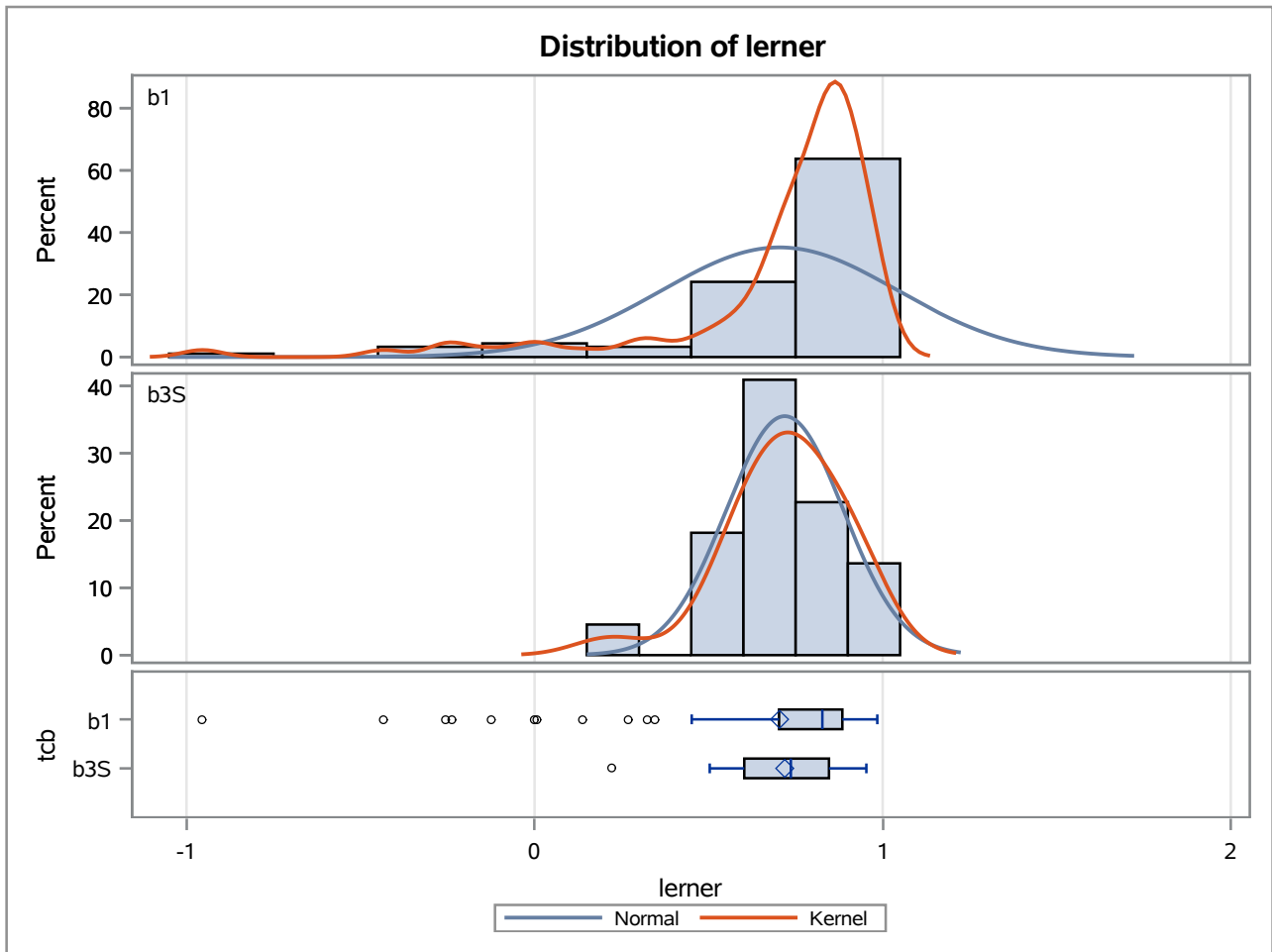
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	111	0.56	0.5790
Satterthwaite	Unequal	31.479	4.29	0.0002

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	90	21	89.76	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC13



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR14

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		92	0.8175	370.9	0.00860	-0.3584	0.9967
b3S		23	0.7527	59.8228	0.0270	0.2507	0.9842
Diff (1-2)	Pooled		0.0649	333.9	0.1510		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0649		0.0284		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8175	0.8005	0.8346	370.9	324.0	433.9
b3S		0.7527	0.6966	0.8087	59.8228	46.2667	84.6703
Diff (1-2)	Pooled	0.0649	-0.2343	0.3641	333.9	295.5	383.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0649	0.00664	0.1231			

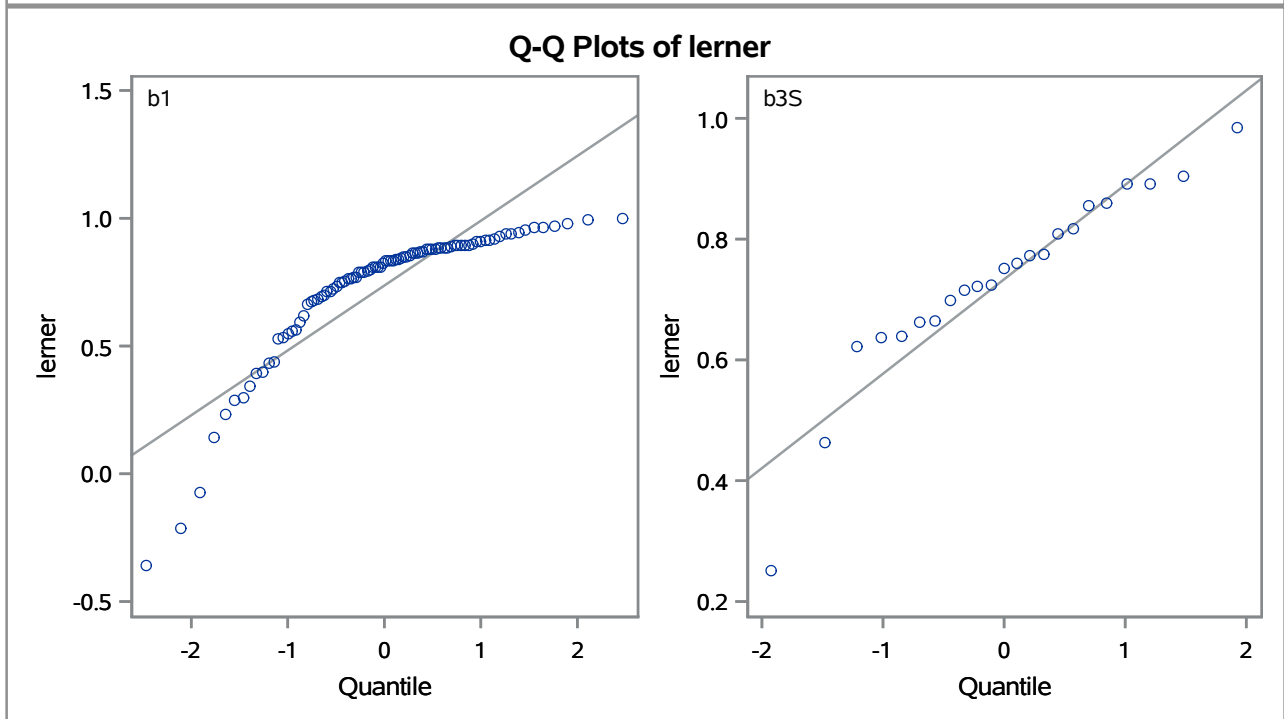
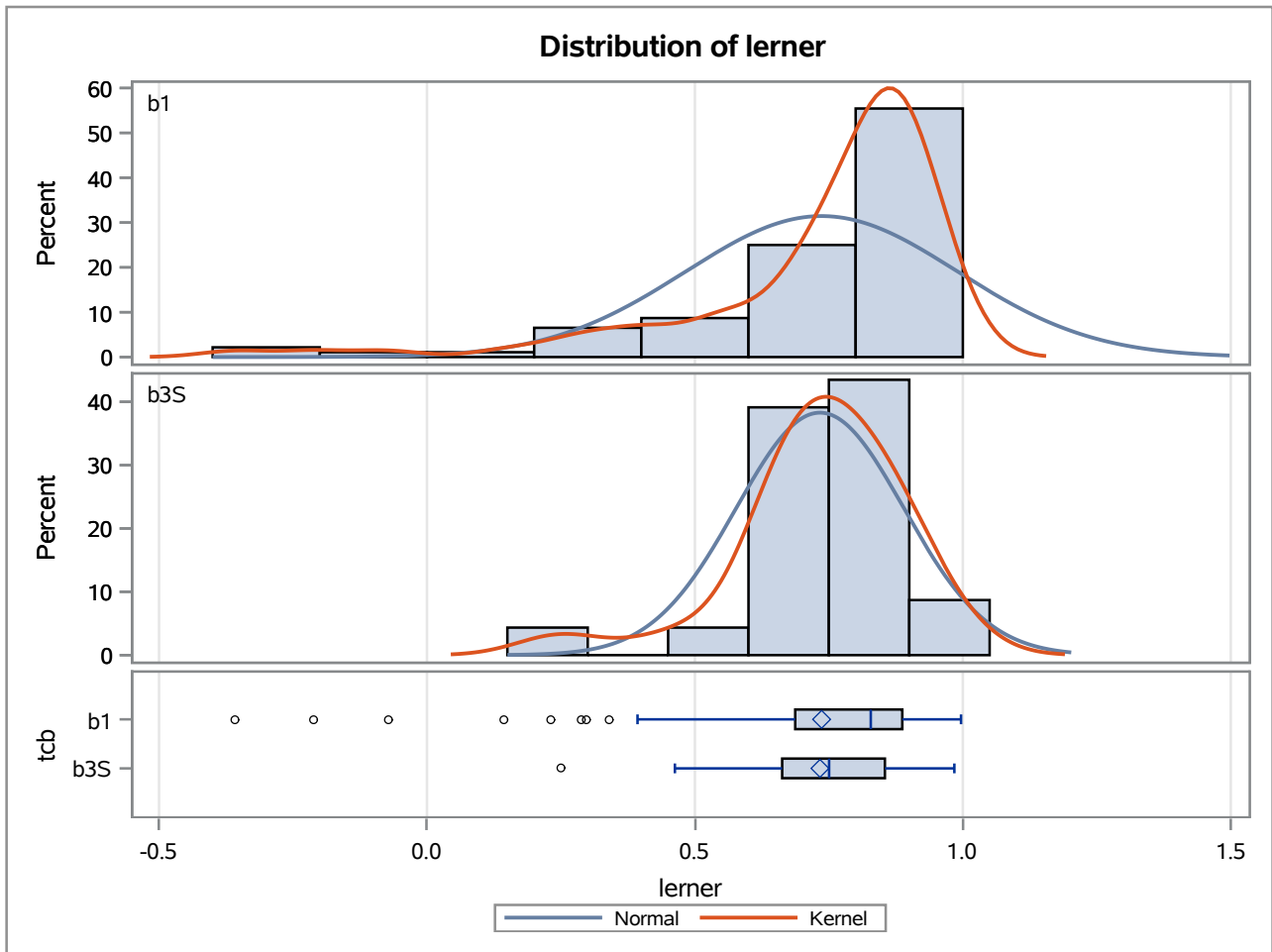
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	113	0.43	0.6684
Satterthwaite	Unequal	26.615	2.29	0.0303

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	91	22	38.45	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR14



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN14

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		92	0.8334	368.9	0.00841	-0.8440	0.9987
b3S		20	0.7178	43.0459	0.0256	0.3918	0.9910
Diff (1-2)	Pooled		0.1156	336.0	0.1997		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1156		0.0269		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8334	0.8167	0.8501	368.9	322.2	431.5
b3S		0.7178	0.6643	0.7713	43.0459	32.7360	62.8716
Diff (1-2)	Pooled	0.1156	-0.2802	0.5114	336.0	296.8	387.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1156	0.0600	0.1712			

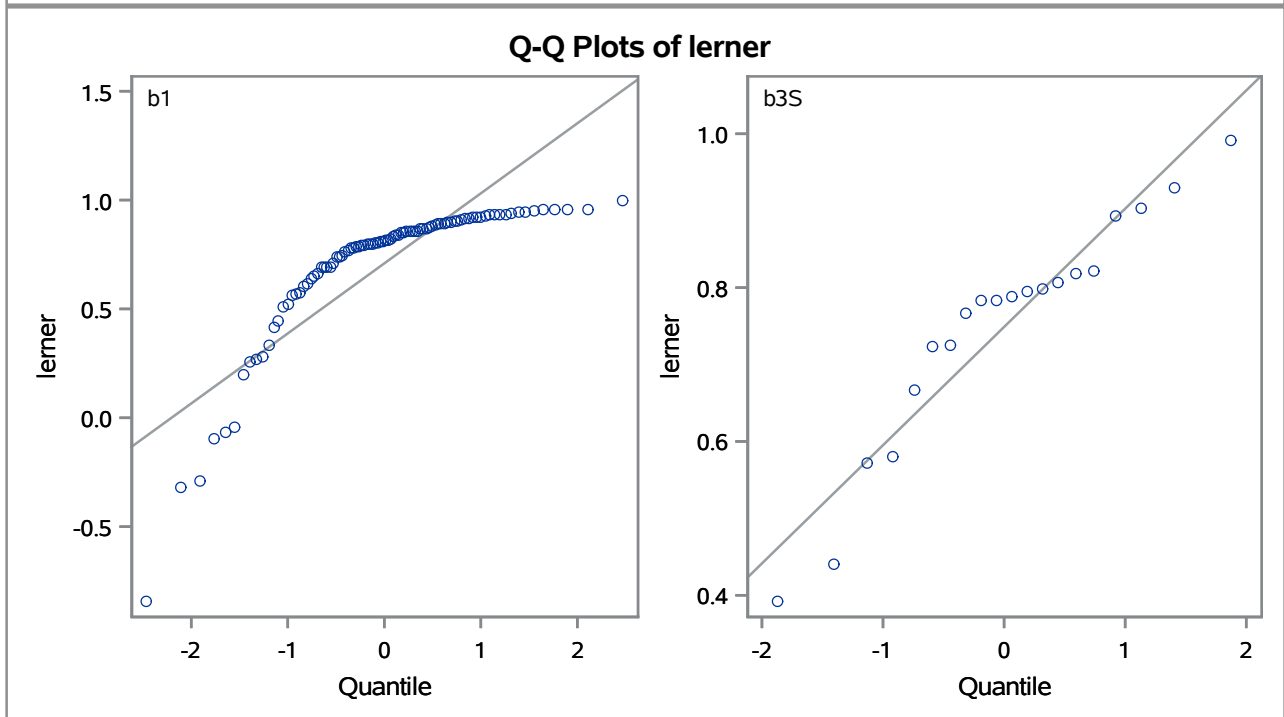
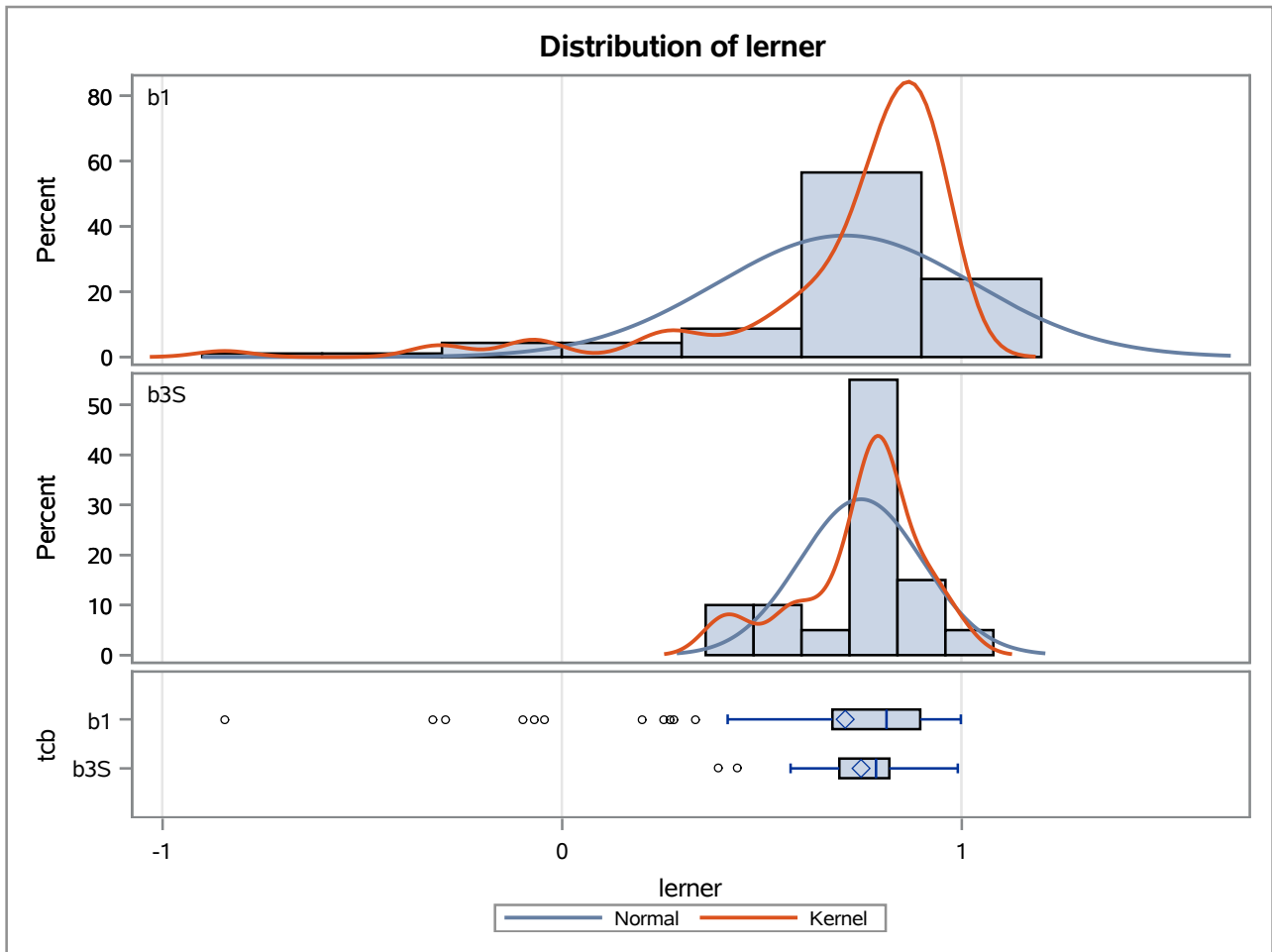
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	110	0.58	0.5639
Satterthwaite	Unequal	23.274	4.29	0.0003

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	91	19	73.43	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN14



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP14

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		92	0.8486	335.1	0.00756	-0.5140	0.9944
b3S		20	0.8086	37.7354	0.0170	0.3993	0.9203
Diff (1-2)	Pooled		0.0399	305.2	0.1380		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0399		0.0186		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8486	0.8336	0.8636	335.1	292.7	392.0
b3S		0.8086	0.7730	0.8443	37.7354	28.6974	55.1153
Diff (1-2)	Pooled	0.0399	-0.2336	0.3135	305.2	269.7	351.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0399	0.00168	0.0782			

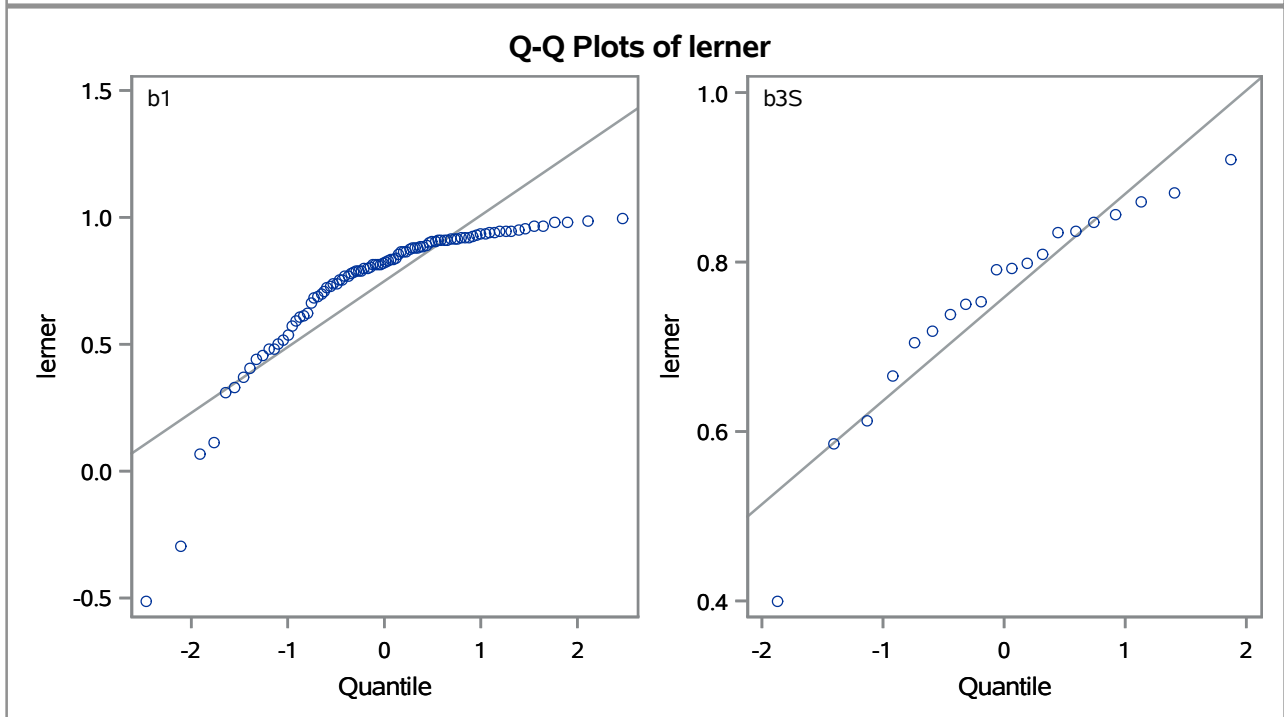
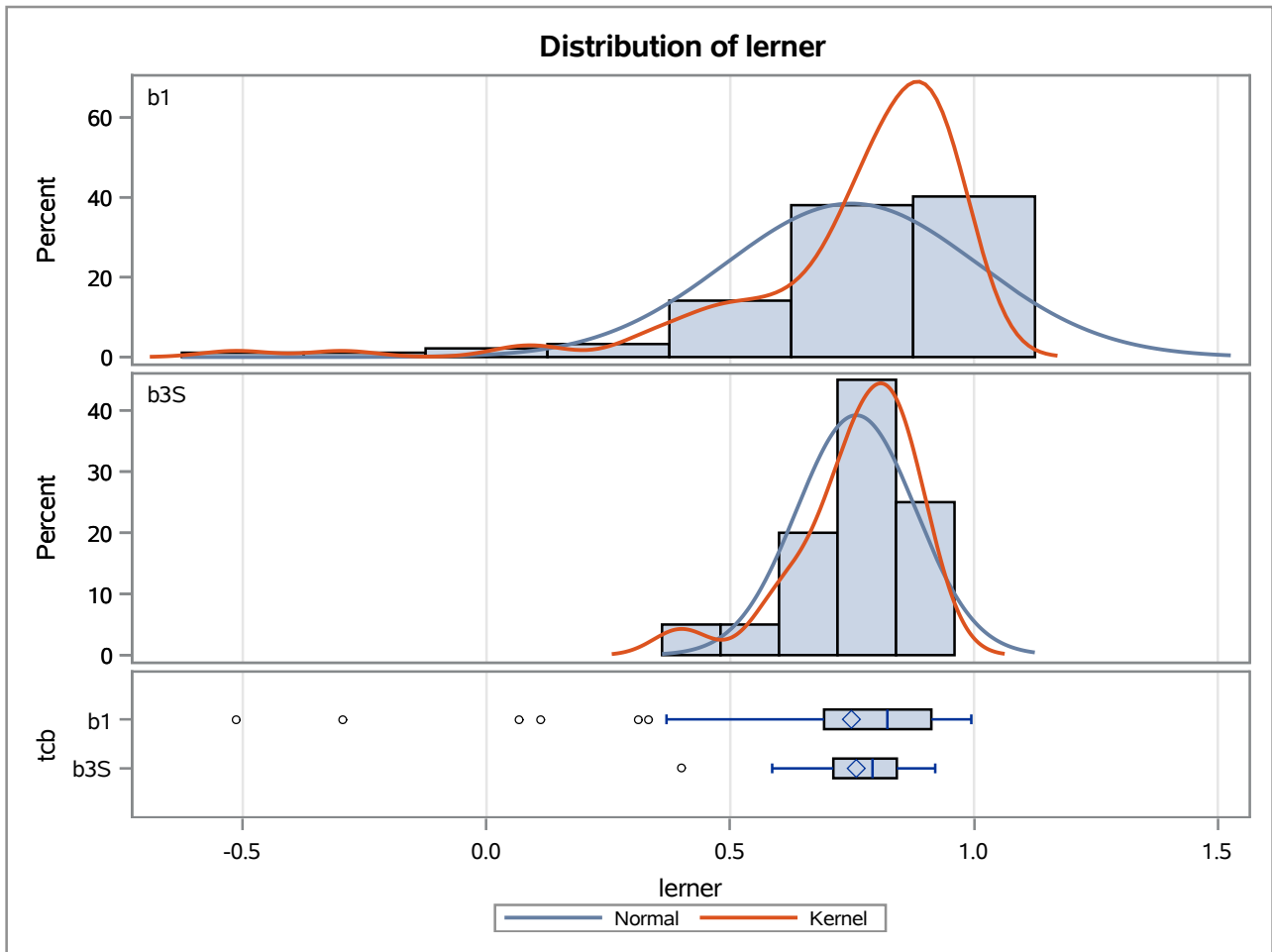
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	110	0.29	0.7729
Satterthwaite	Unequal	26.987	2.14	0.0414

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	91	19	78.87	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP14



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC14

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		90	0.8494	320.3	0.00709	-0.2335	0.9972
b3S		20	0.8025	51.1751	0.0232	0.0935	0.9595
Diff (1-2)	Pooled		0.0469	291.6	0.1322		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0469		0.0242		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8494	0.8353	0.8635	320.3	279.4	375.4
b3S		0.8025	0.7540	0.8510	51.1751	38.9182	74.7449
Diff (1-2)	Pooled	0.0469	-0.2152	0.3089	291.6	257.3	336.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0469	-0.00331	0.0970			

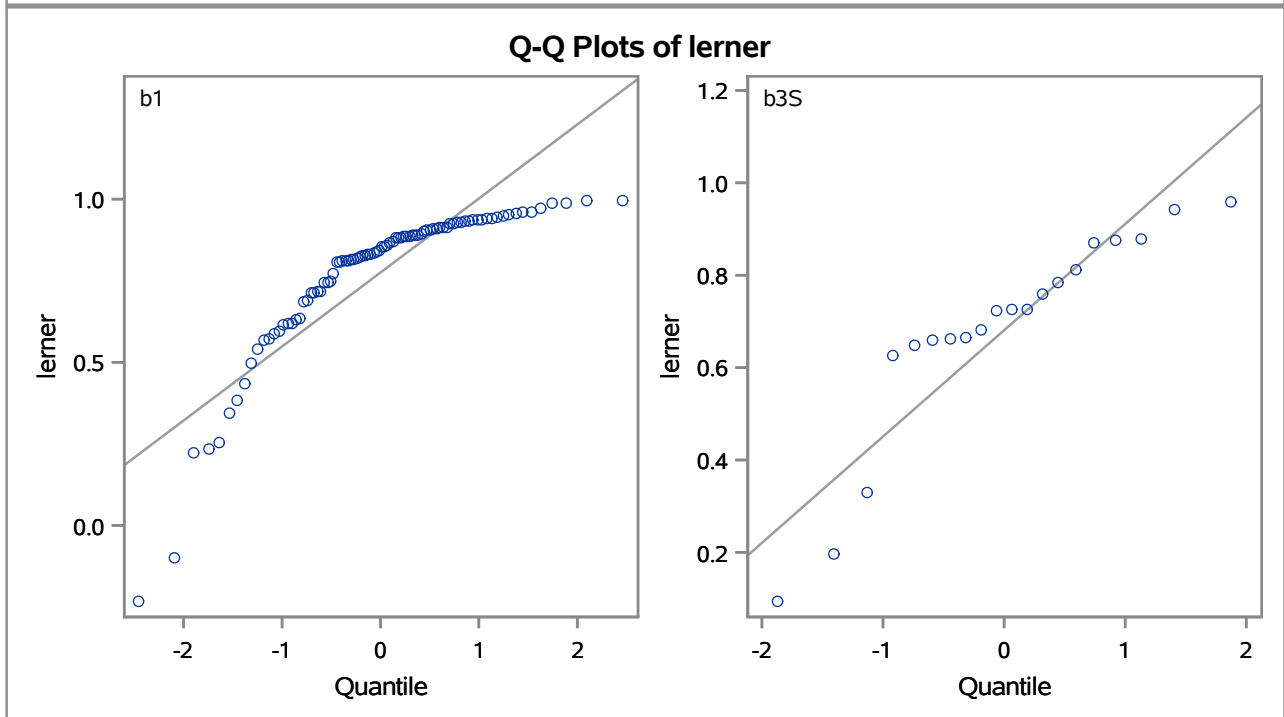
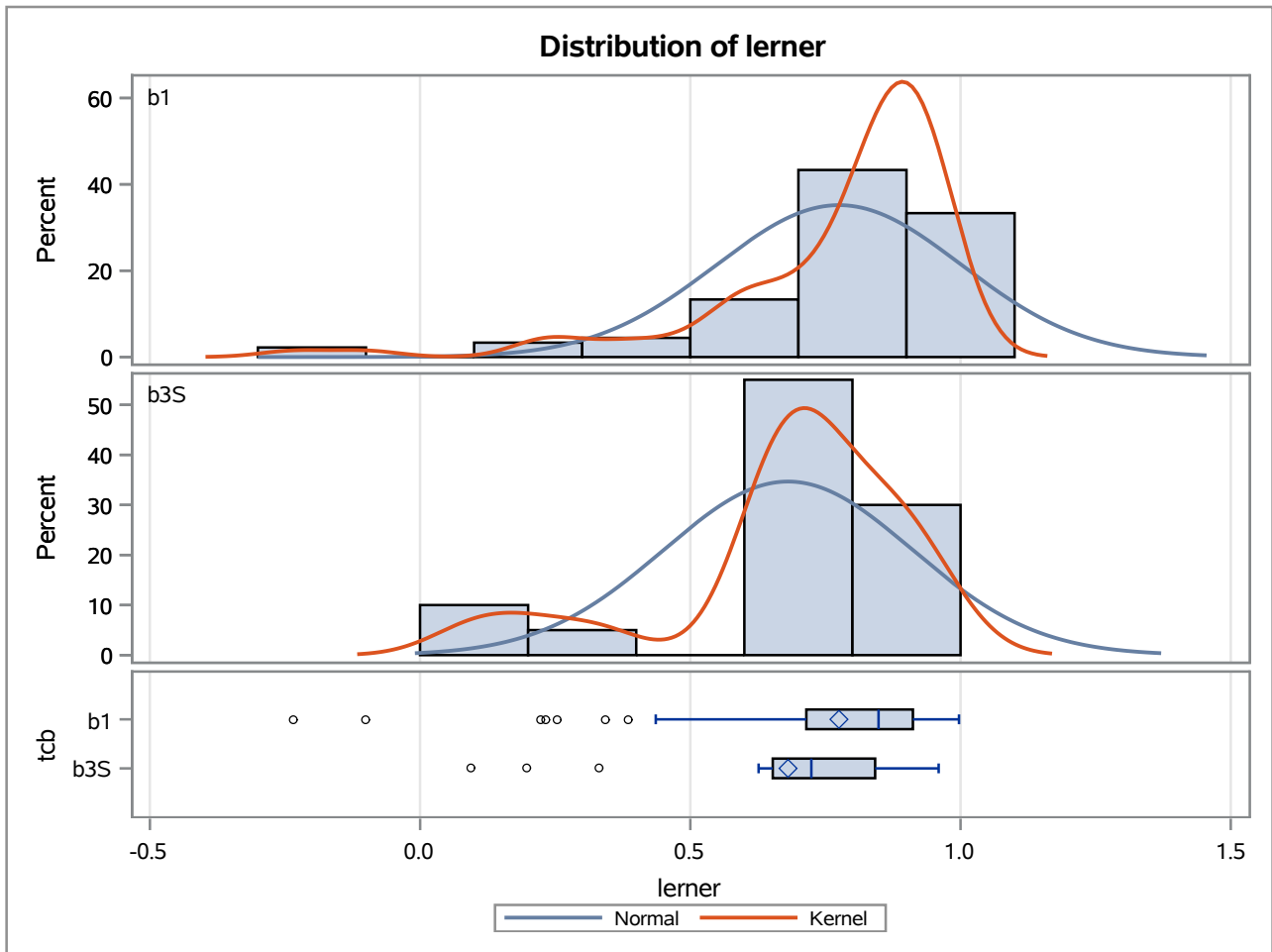
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	108	0.35	0.7236
Satterthwaite	Unequal	22.682	1.93	0.0657

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	89	19	39.17	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC14



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR15

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		91	0.8579	345.6	0.00759	-0.8406	0.9966
b3S		18	0.7892	65.9643	0.0301	0.3368	0.9556
Diff (1-2)	Pooled		0.0686	318.1	0.1452		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0686		0.0310		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8579	0.8428	0.8729	345.6	301.7	404.7
b3S		0.7892	0.7258	0.8527	65.9643	49.4988	98.8900
Diff (1-2)	Pooled	0.0686	-0.2192	0.3565	318.1	280.6	367.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0686	0.00377	0.1335			

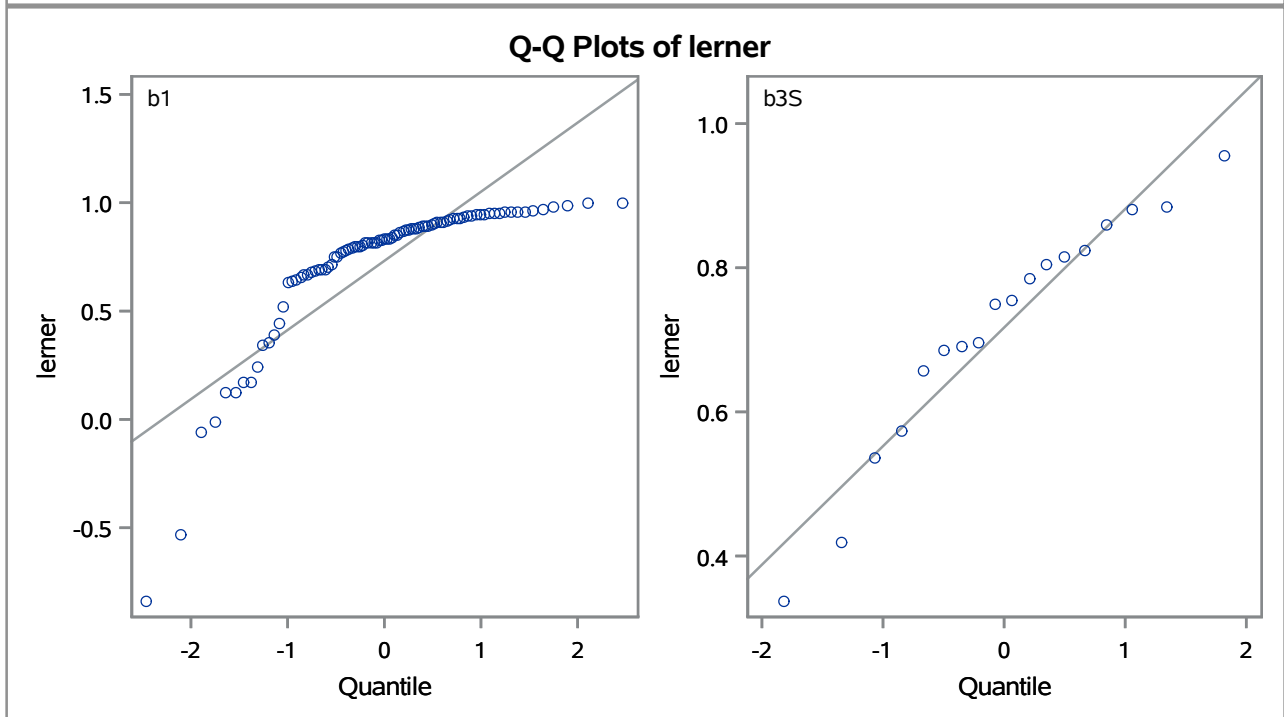
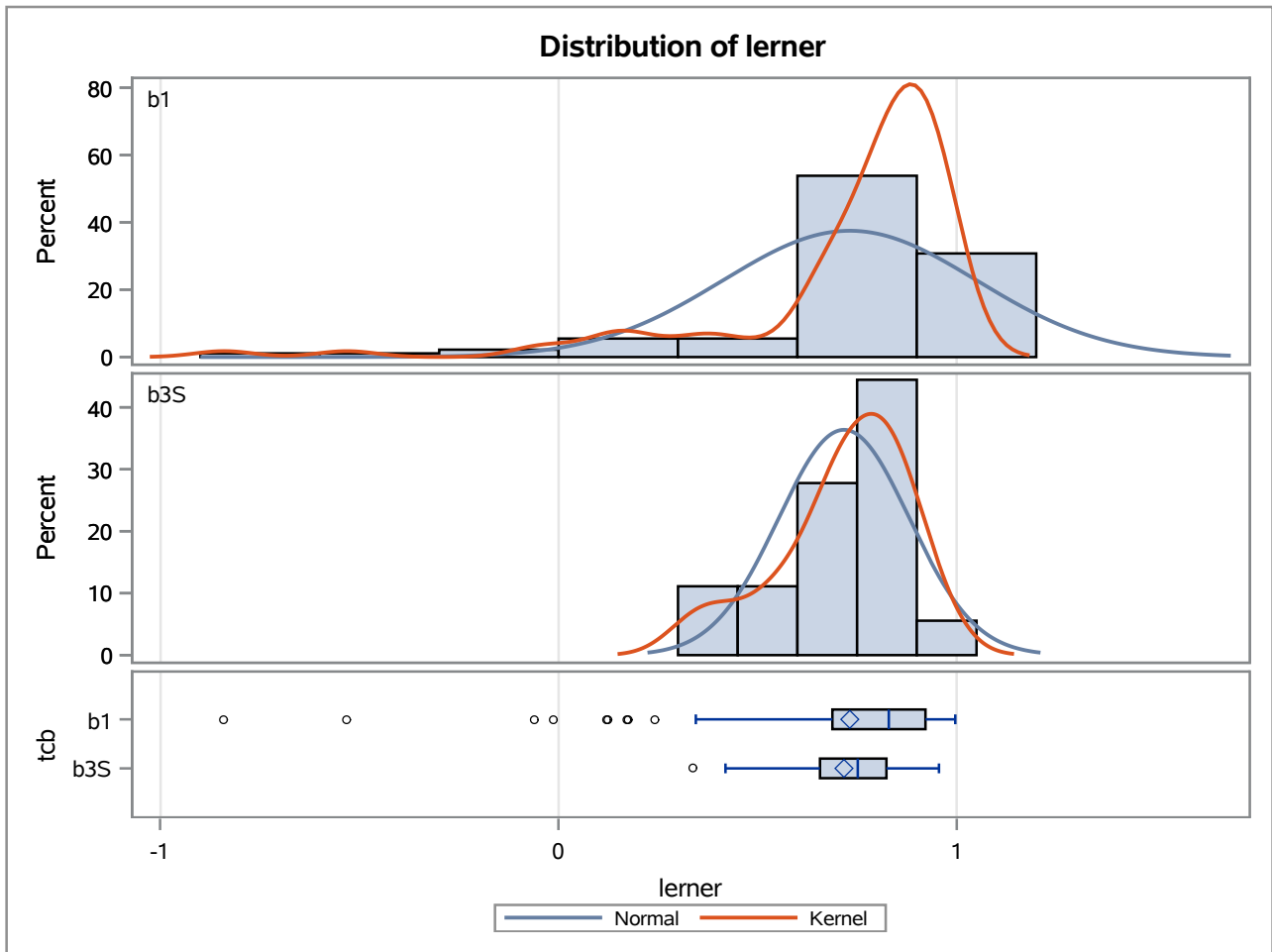
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	107	0.47	0.6373
Satterthwaite	Unequal	19.217	2.21	0.0392

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	90	17	27.45	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR15



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN15

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		88	0.8708	370.3	0.00810	-0.7448	0.9995
b3S		18	0.7616	59.4225	0.0265	0.5371	0.8957
Diff (1-2)	Pooled		0.1092	339.5	0.1516		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1092		0.0277		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8708	0.8547	0.8869	370.3	322.5	434.8
b3S		0.7616	0.7057	0.8175	59.4225	44.5899	89.0830
Diff (1-2)	Pooled	0.1092	-0.1914	0.4098	339.5	299.0	392.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1092	0.0515	0.1670			

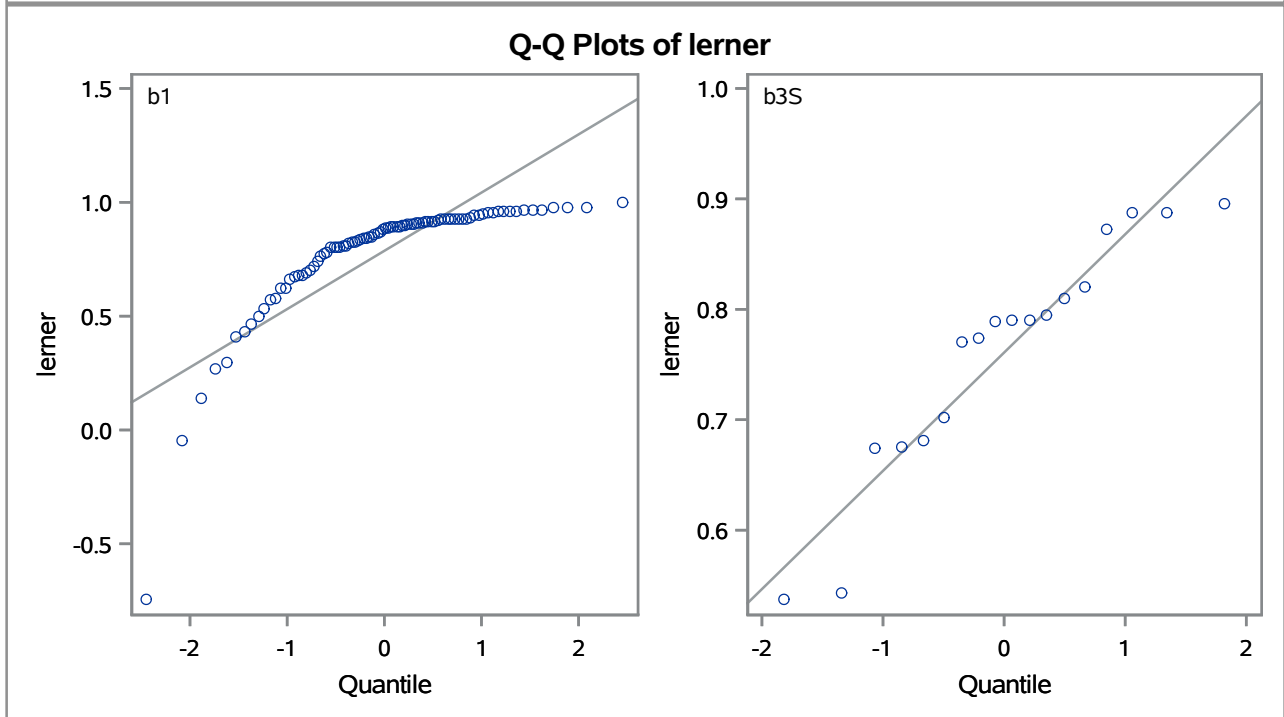
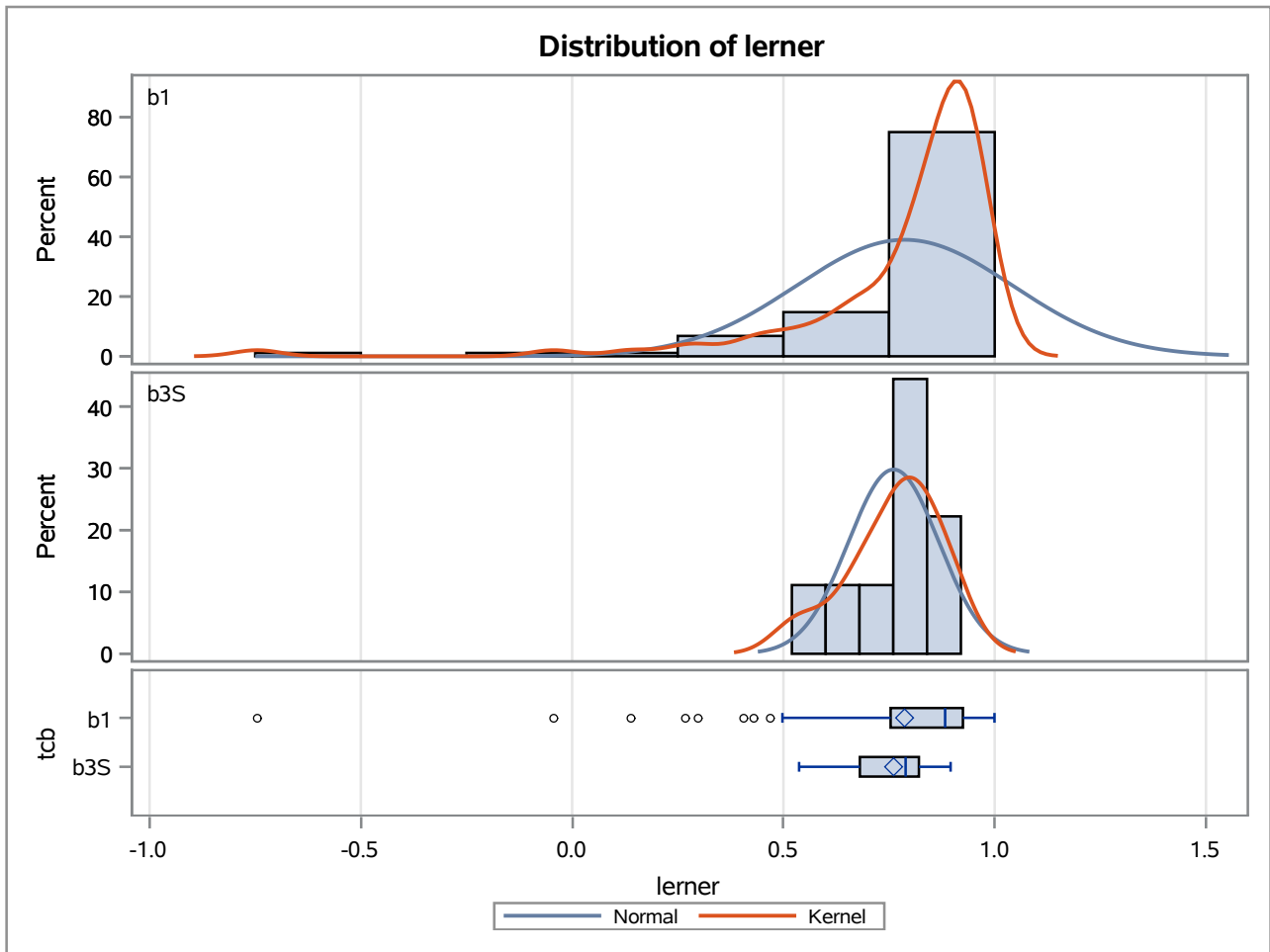
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	104	0.72	0.4728
Satterthwaite	Unequal	20.292	3.94	0.0008

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	87	17	38.83	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN15



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP15

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		90	0.8907	285.1	0.00619	-0.3909	0.9970
b3S		17	0.7794	35.0065	0.0197	0.0869	0.8453
Diff (1-2)	Pooled		0.1113	262.8	0.1480		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1113		0.0206		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8907	0.8784	0.9030	285.1	248.7	334.1
b3S		0.7794	0.7376	0.8211	35.0065	26.0718	53.2774
Diff (1-2)	Pooled	0.1113	-0.1820	0.4047	262.8	231.6	303.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1113	0.0682	0.1545			

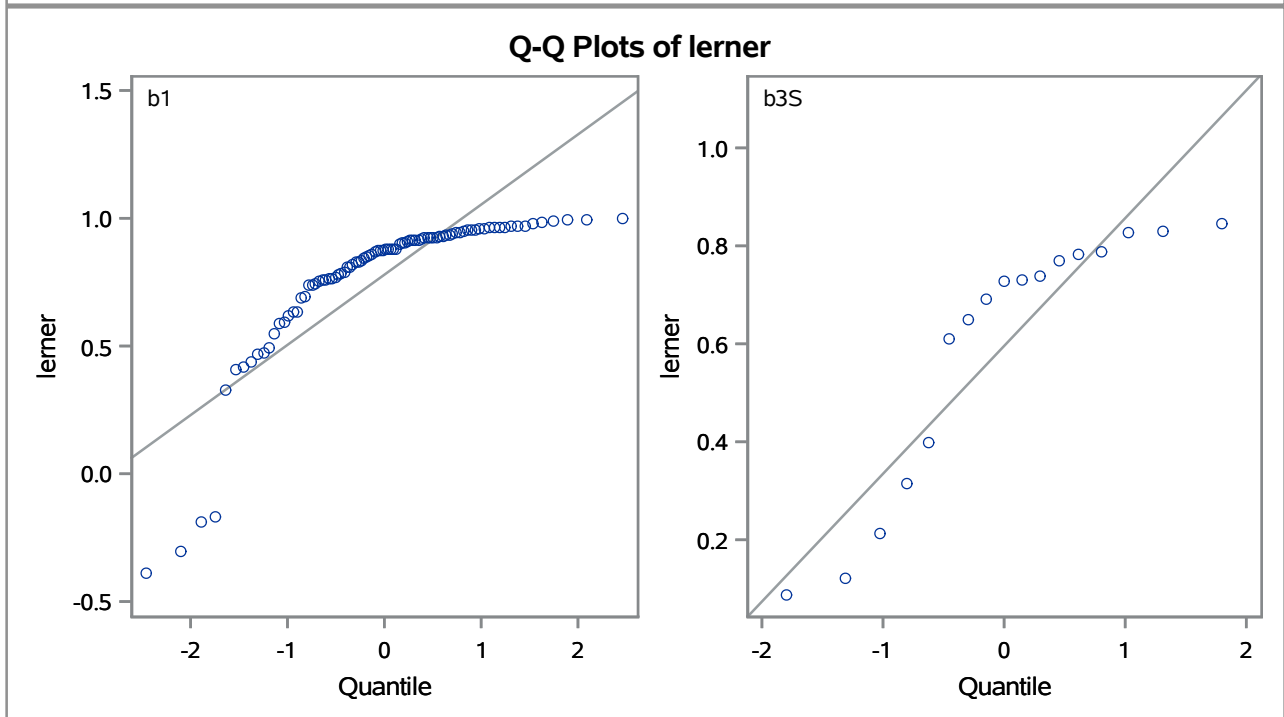
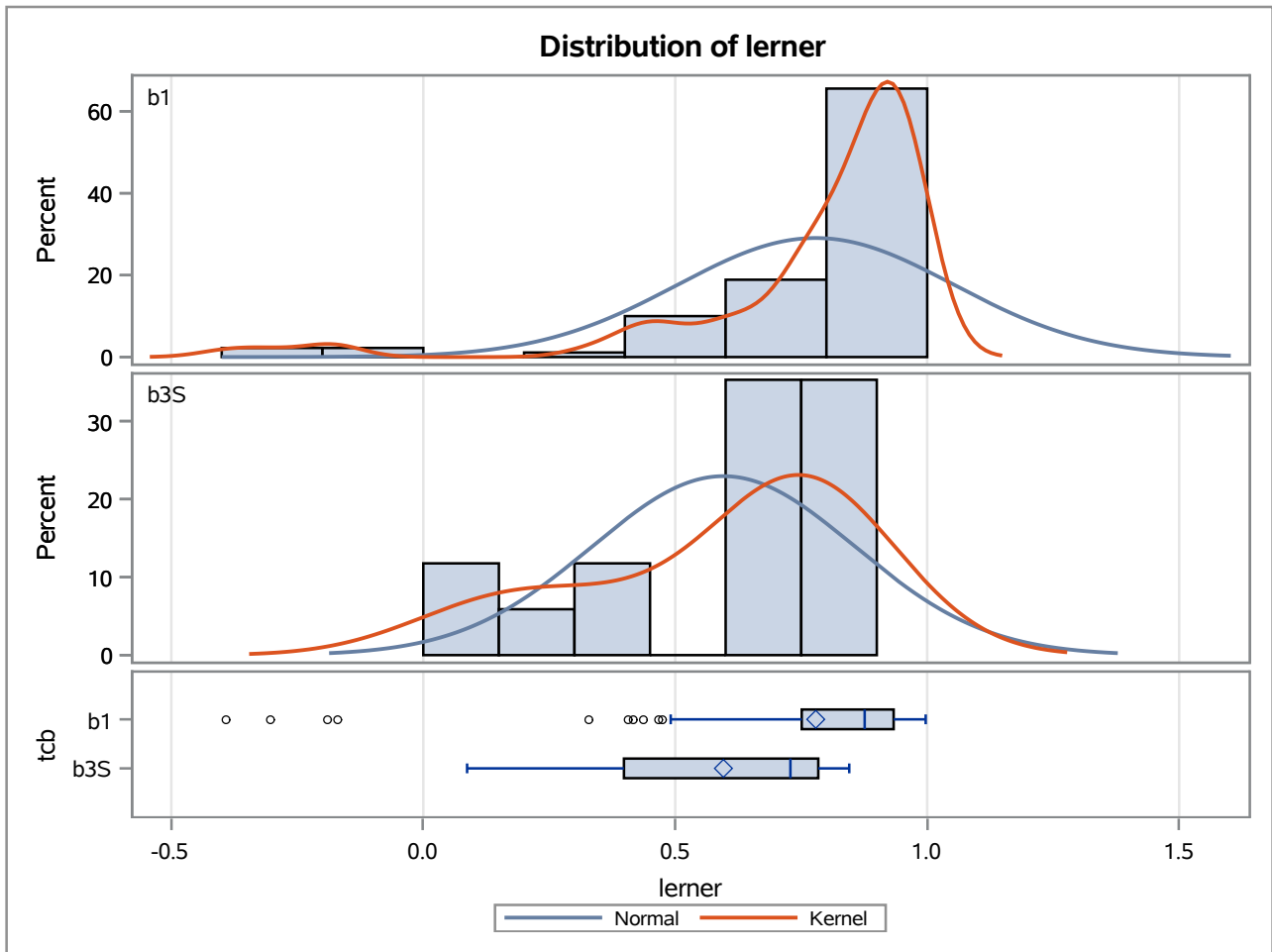
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	105	0.75	0.4535
Satterthwaite	Unequal	19.287	5.39	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	89	16	66.33	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP15



The TTEST Procedure**Variable: lerner**

trimestre=DEC15

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		87	0.8825	307.9	0.00670	-0.1419	0.9985
b3S		17	0.7941	35.3596	0.0196	-0.00062	0.9646
Diff (1-2)	Pooled		0.0884	283.1	0.1573		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0884		0.0207		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8825	0.8691	0.8958	307.9	268.0	362.0
b3S		0.7941	0.7524	0.8357	35.3596	26.3347	53.8147
Diff (1-2)	Pooled	0.0884	-0.2236	0.4004	283.1	249.0	328.1
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0884	0.0451	0.1317			

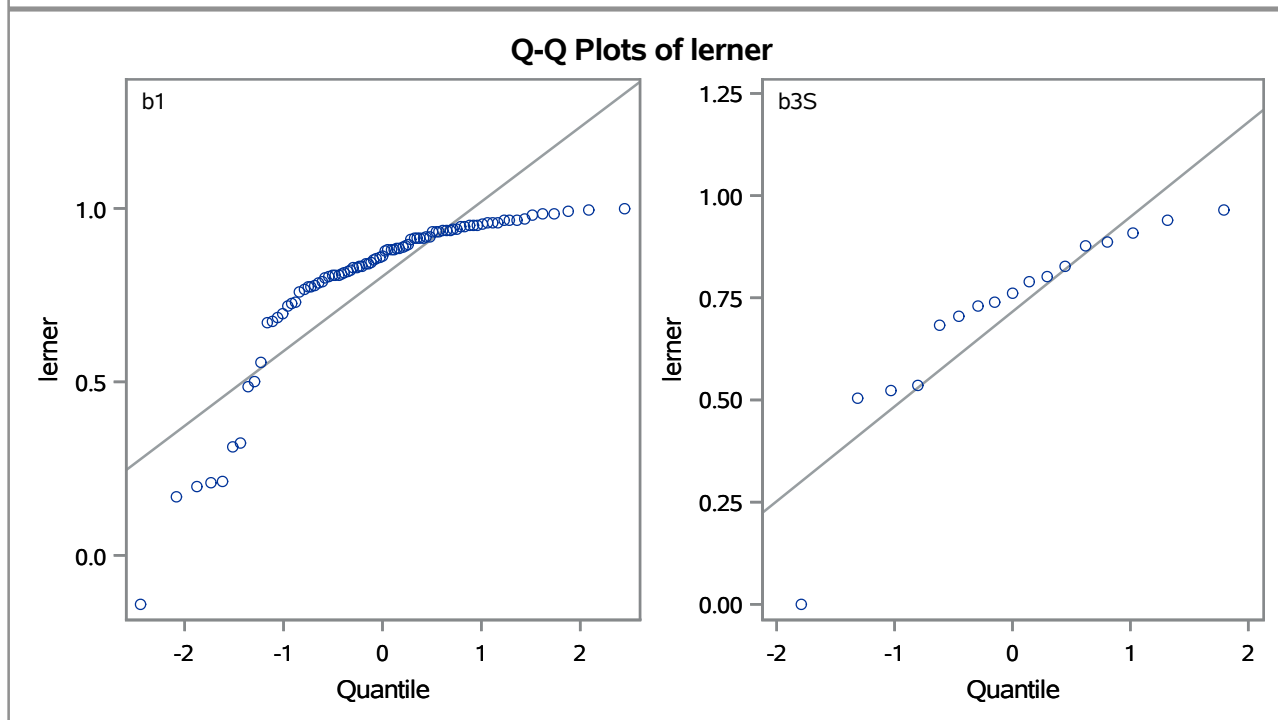
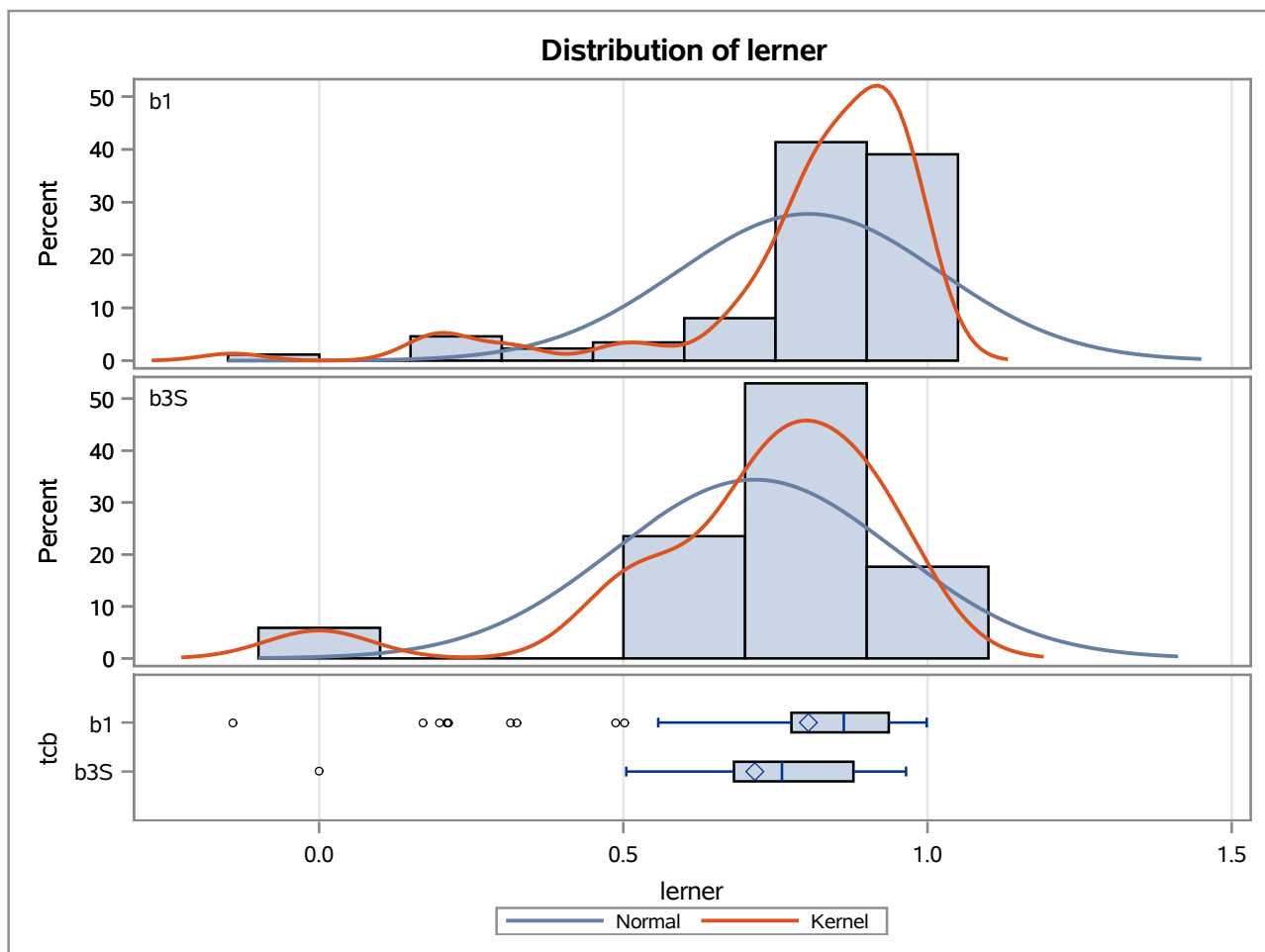
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	102	0.56	0.5754
Satterthwaite	Unequal	19.893	4.26	0.0004

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	86	16	75.84	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC15



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR16

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		89	0.8650	323.2	0.00703	-0.6685	0.9994
b3S		19	0.8020	58.3506	0.0245	-0.3763	0.9778
Diff (1-2)	Pooled		0.0630	295.4	0.1241		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0630		0.0255		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8650	0.8511	0.8790	323.2	281.7	379.1
b3S		0.8020	0.7506	0.8535	58.3506	44.0904	86.2903
Diff (1-2)	Pooled	0.0630	-0.1831	0.3091	295.4	260.5	341.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0630	0.0100	0.1160			

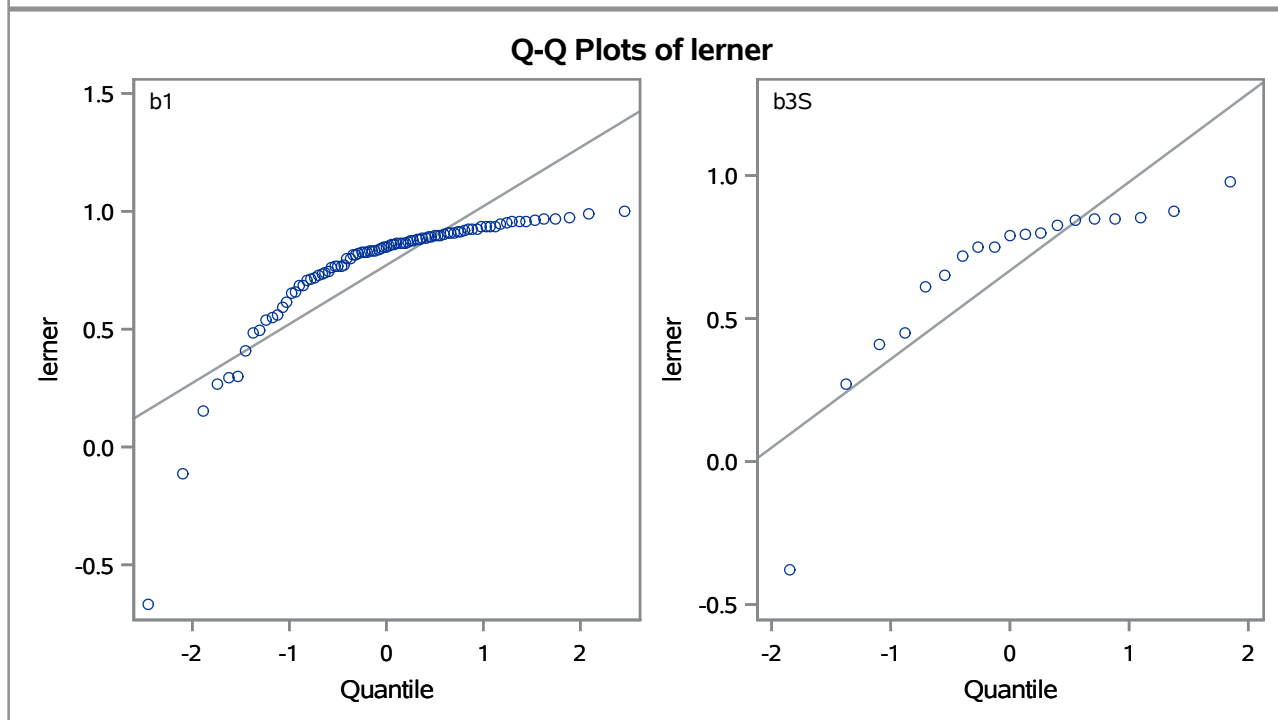
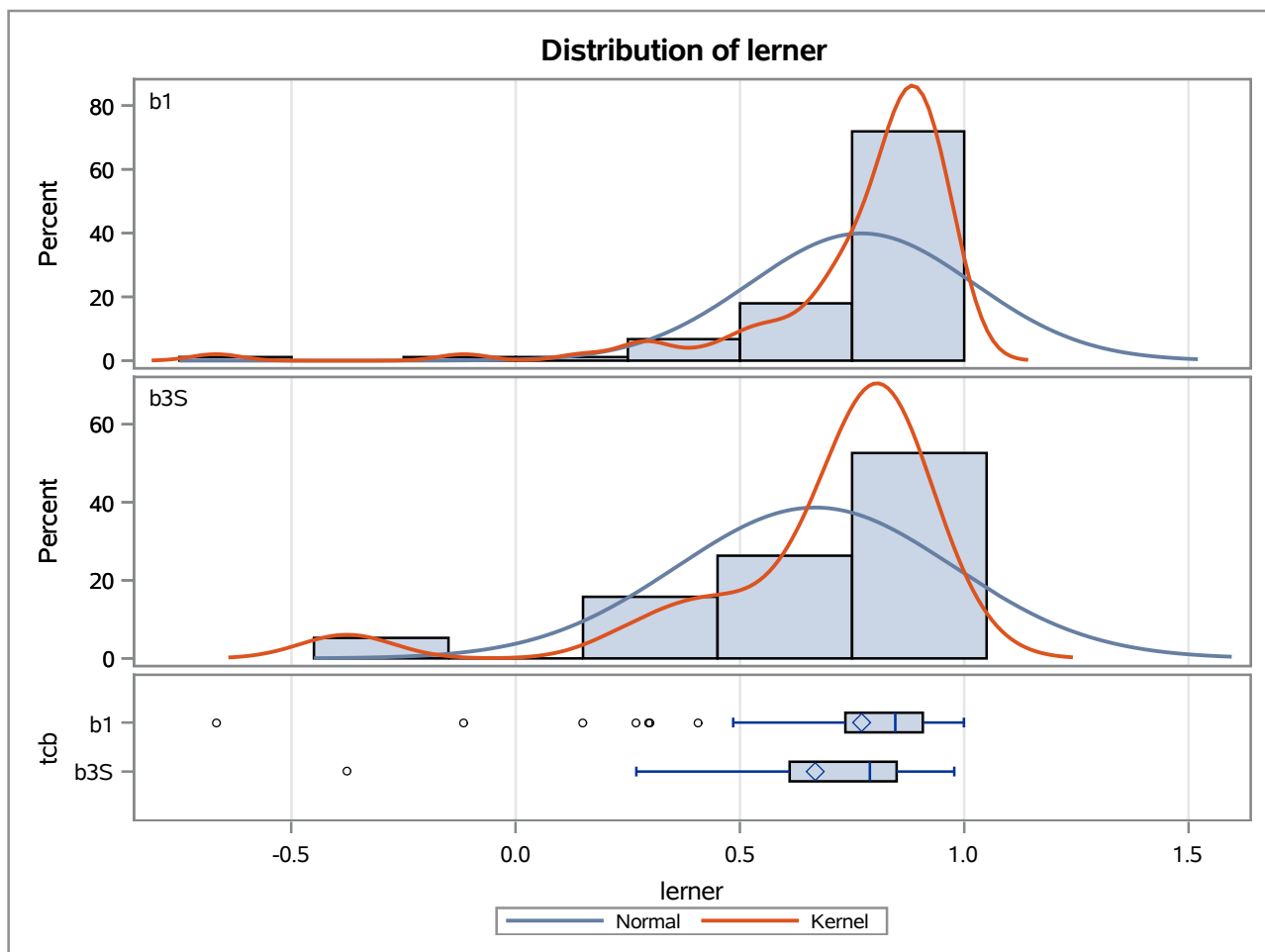
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	106	0.51	0.6129
Satterthwaite	Unequal	21.064	2.47	0.0220

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	88	18	30.68	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR16



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN16

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		89	0.8755	339.4	0.00742	-0.2093	0.9956
b3S		23	0.8350	81.2126	0.0319	0.3461	0.9705
Diff (1-2)	Pooled		0.0405	305.7	0.1203		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0405		0.0328		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8755	0.8608	0.8903	339.4	295.8	398.1
b3S		0.8350	0.7688	0.9012	81.2126	62.8094	114.9
Diff (1-2)	Pooled	0.0405	-0.1979	0.2790	305.7	270.1	352.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0405	-0.0270	0.1081			

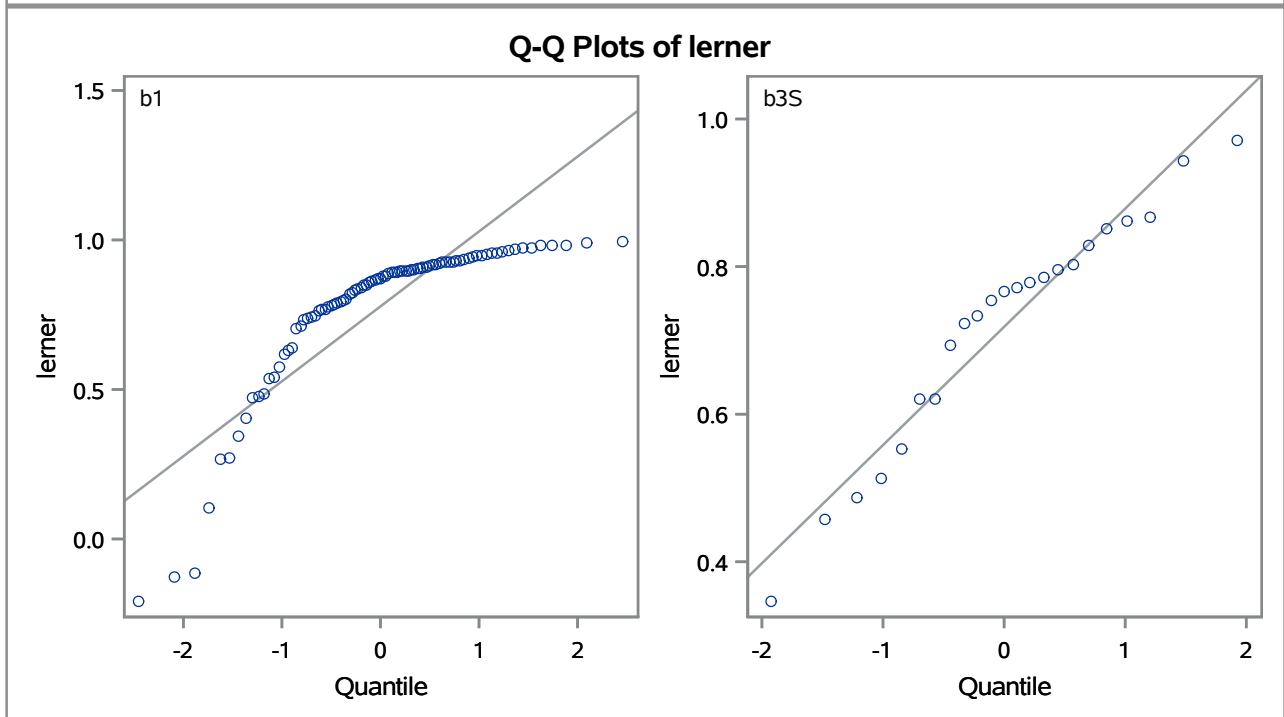
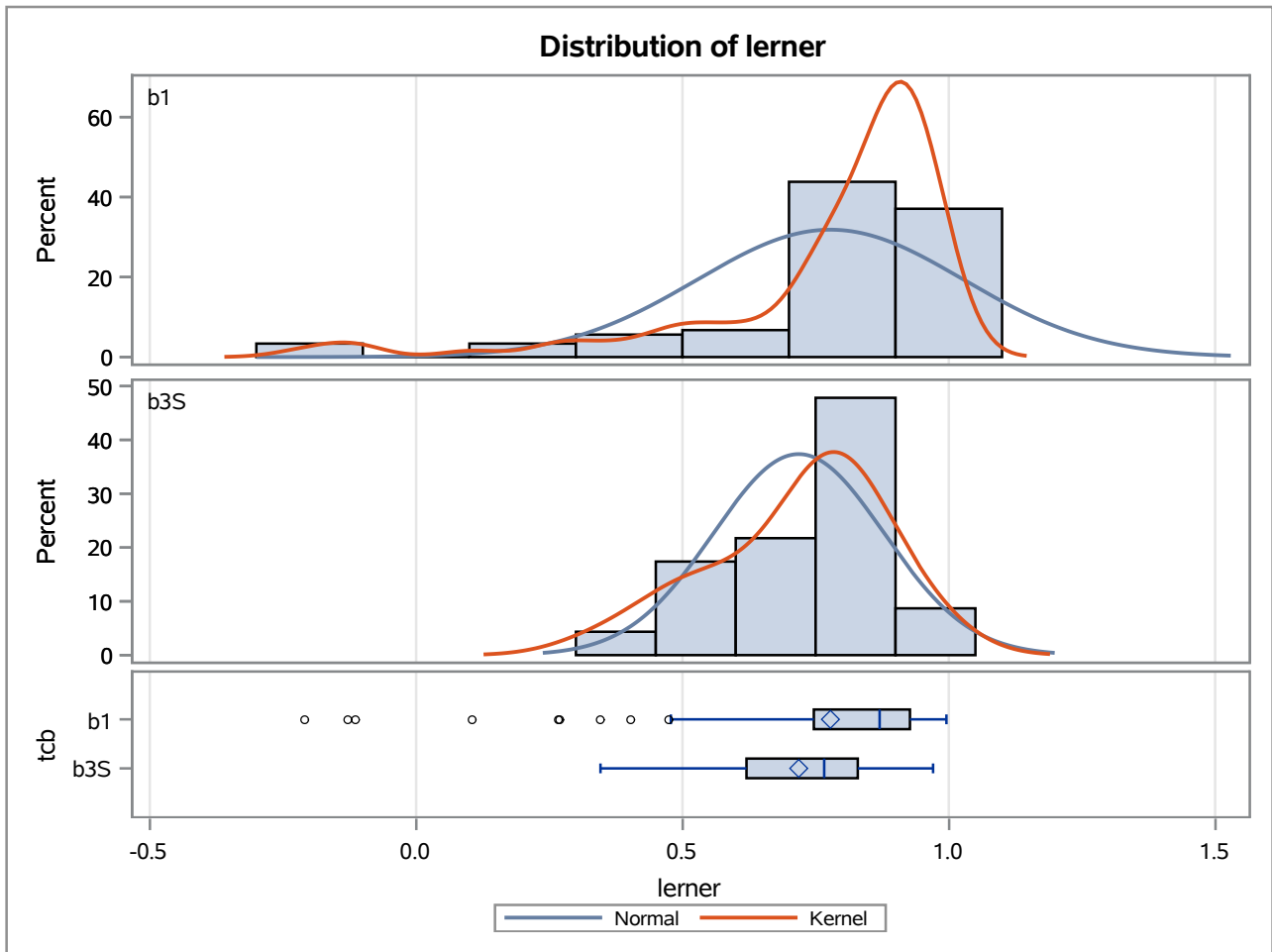
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	110	0.34	0.7368
Satterthwaite	Unequal	24.423	1.24	0.2277

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	88	22	17.46	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN16



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP16

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		88	0.8858	307.3	0.00673	-0.5093	0.9954
b3S		26	0.8148	45.2500	0.0168	0.4423	0.9447
Diff (1-2)	Pooled		0.0710	271.6	0.1011		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0710		0.0181		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8858	0.8724	0.8992	307.3	267.6	360.8
b3S		0.8148	0.7802	0.8495	45.2500	35.4876	62.4635
Diff (1-2)	Pooled	0.0710	-0.1293	0.2713	271.6	240.2	312.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0710	0.0342	0.1078			

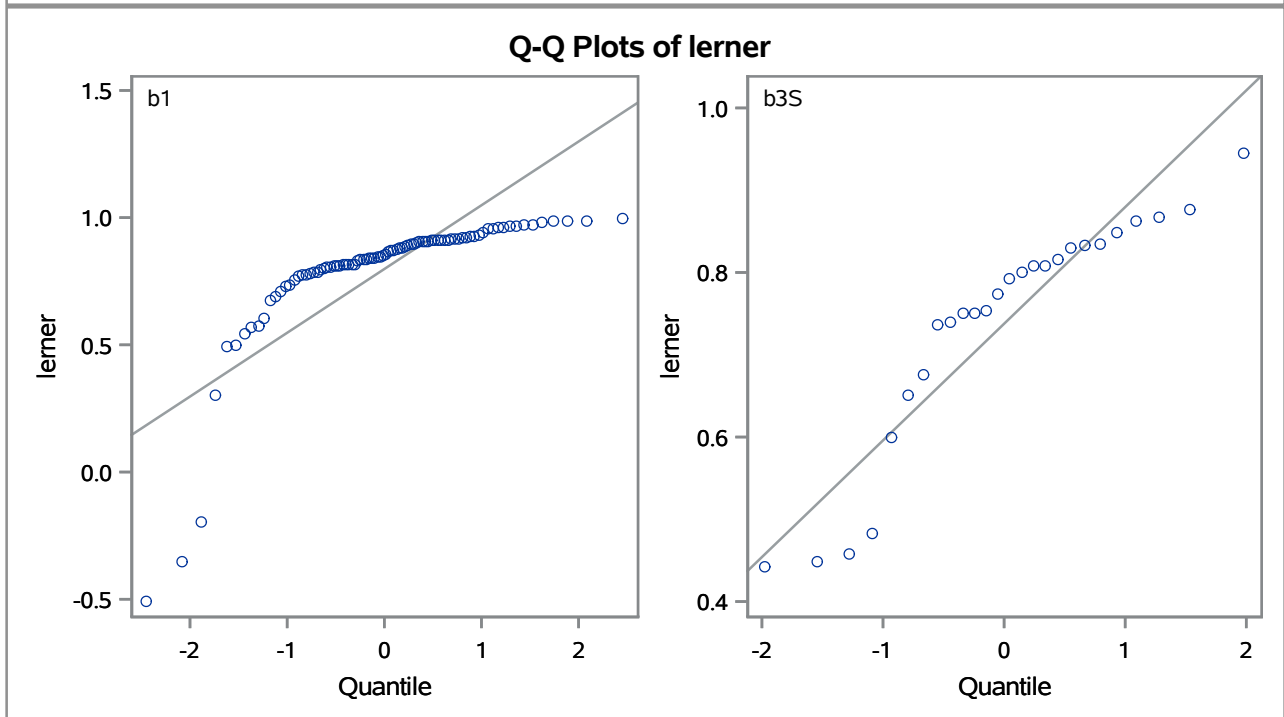
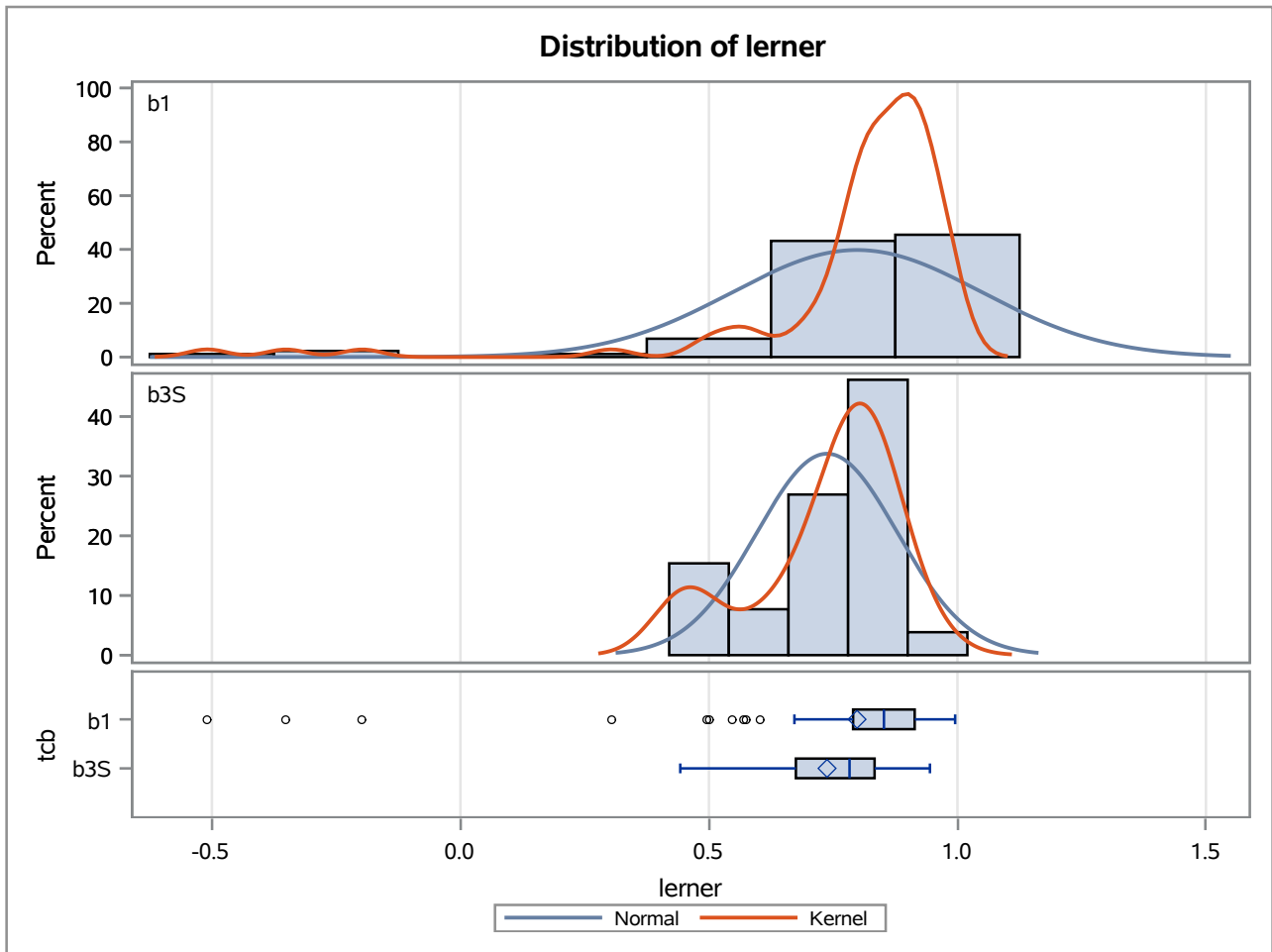
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	112	0.70	0.4840
Satterthwaite	Unequal	33.414	3.92	0.0004

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	87	25	46.11	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP16



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC16

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		86	0.8774	340.9	0.00748	-0.6322	0.9926
b3S		28	0.8339	21.8691	0.00788	0.5878	0.9673
Diff (1-2)	Pooled		0.0434	297.2	0.1073		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0434		0.0109		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8774	0.8625	0.8922	340.9	296.5	401.2
b3S		0.8339	0.8178	0.8501	21.8691	17.2902	29.7668
Diff (1-2)	Pooled	0.0434	-0.1691	0.2560	297.2	262.9	341.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0434	0.0218	0.0651			

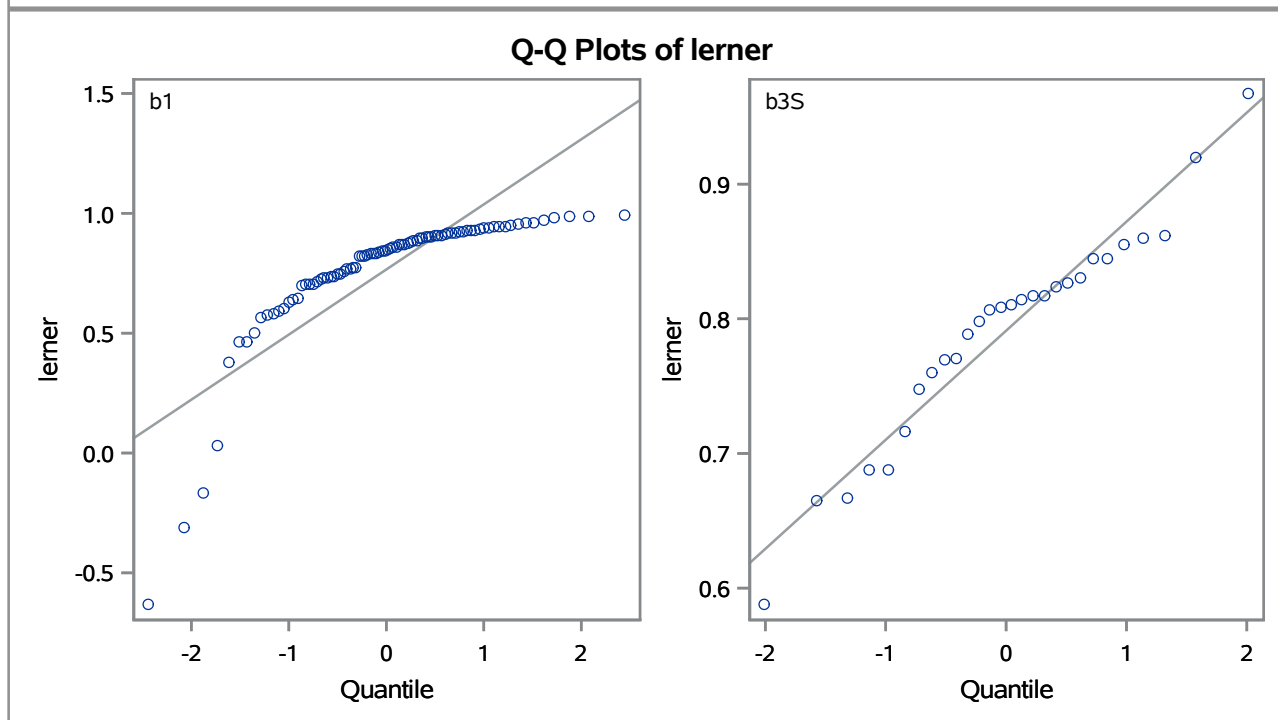
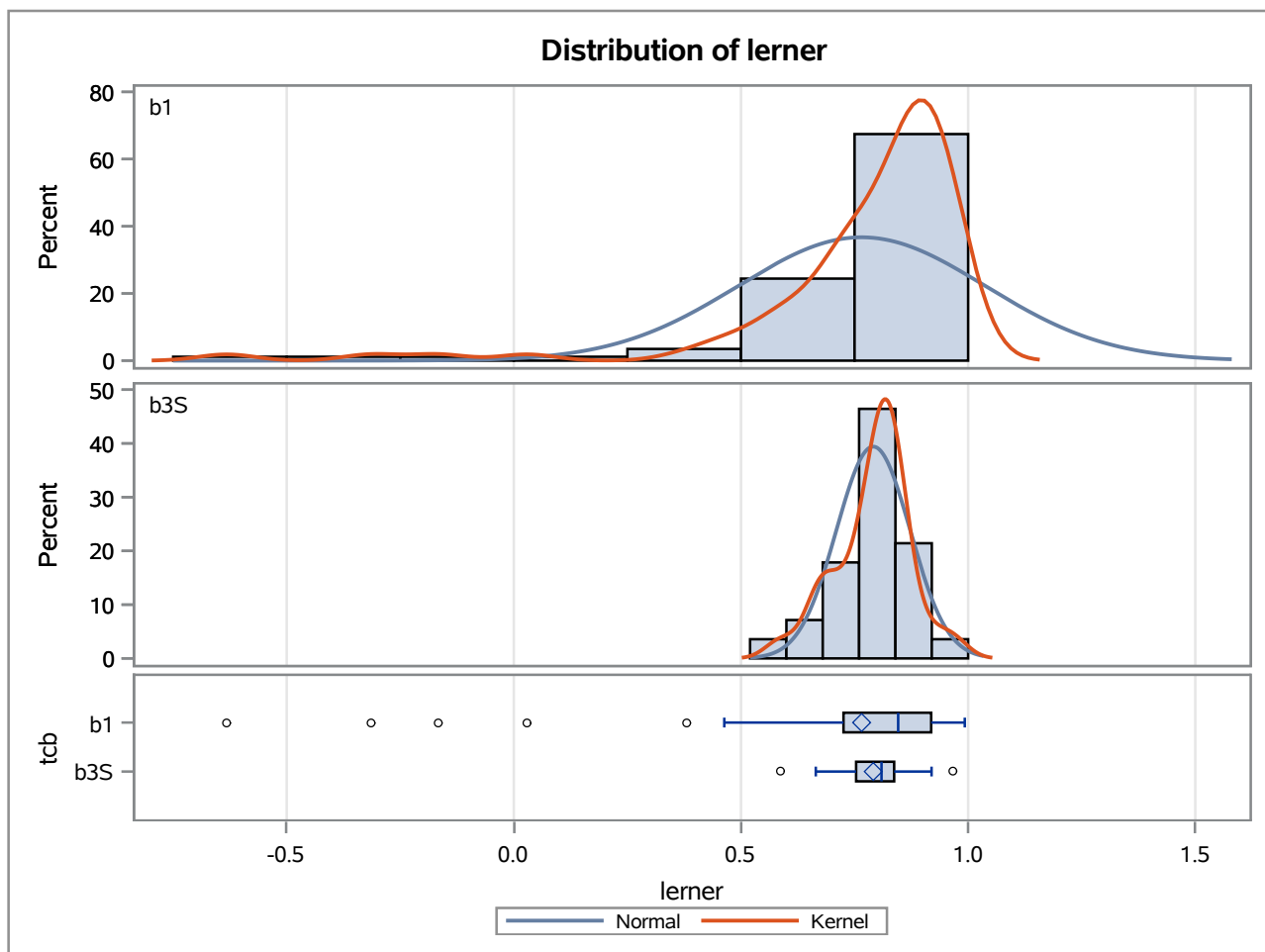
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	112	0.41	0.6862
Satterthwaite	Unequal	77.642	4.00	0.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	85	27	243.02	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC16



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR17

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		86	0.8666	353.4	0.00776	-0.00359	0.9923
b3S		28	0.8080	38.7720	0.0139	0.3517	0.8878
Diff (1-2)	Pooled		0.0585	308.5	0.1110		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0585		0.0159		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8666	0.8511	0.8820	353.4	307.3	415.8
b3S		0.8080	0.7795	0.8366	38.7720	30.6539	52.7740
Diff (1-2)	Pooled	0.0585	-0.1615	0.2785	308.5	272.8	354.9
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0585	0.0264	0.0906			

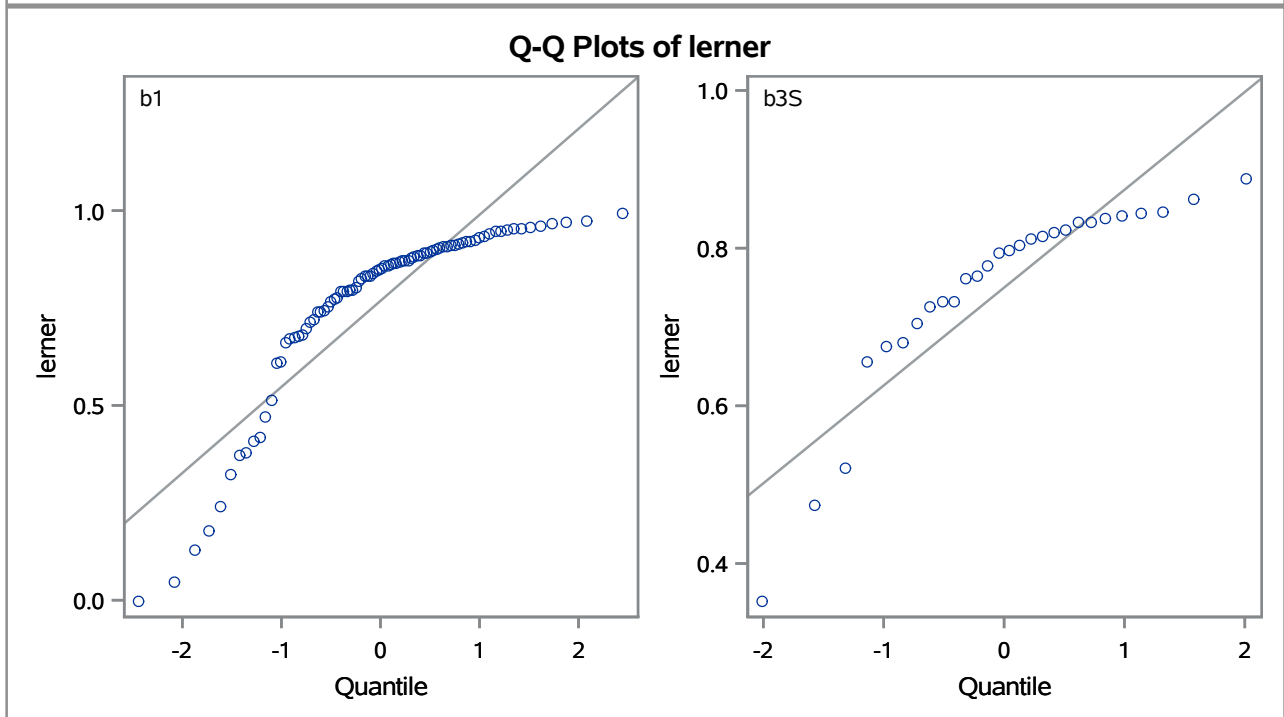
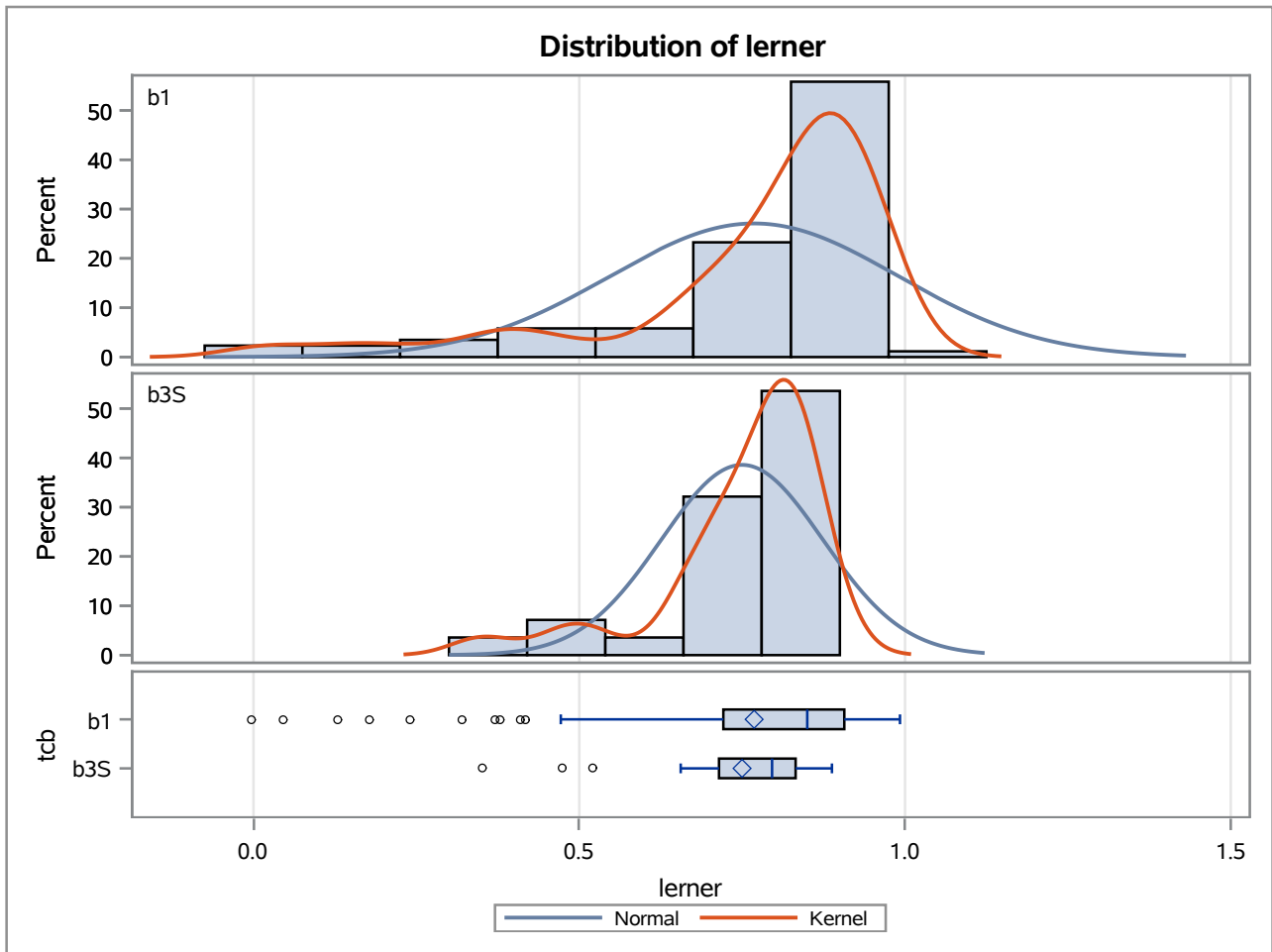
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	112	0.53	0.5993
Satterthwaite	Unequal	44.981	3.67	0.0006

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	85	27	83.08	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR17



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN17

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		86	0.8553	378.6	0.00834	-0.3045	0.9903
b3S		31	0.7971	32.3051	0.0105	0.4143	0.9064
Diff (1-2)	Pooled		0.0582	325.9	0.1065		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0582		0.0134		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8553	0.8387	0.8718	378.6	329.3	445.5
b3S		0.7971	0.7756	0.8186	32.3051	25.8154	43.1813
Diff (1-2)	Pooled	0.0582	-0.1528	0.2692	325.9	288.7	374.3
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0582	0.0314	0.0850			

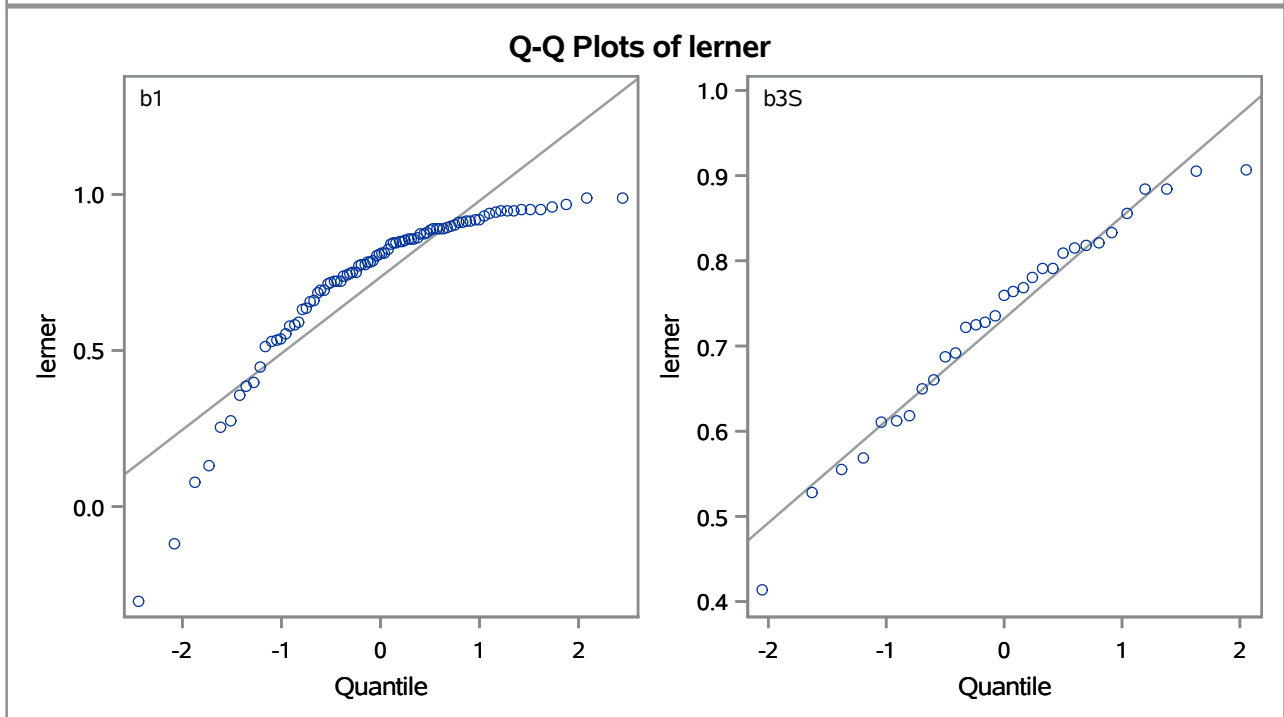
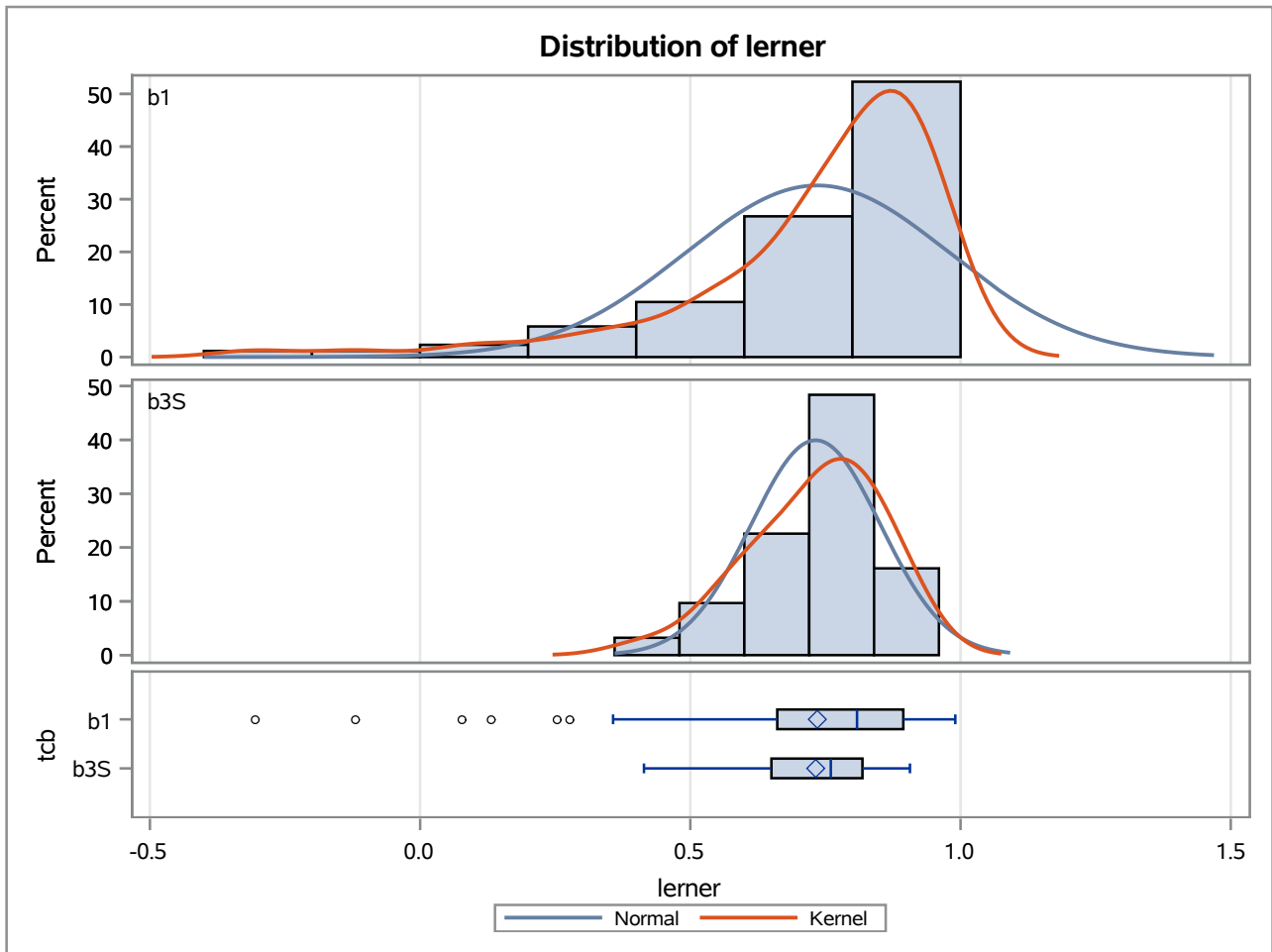
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	115	0.55	0.5860
Satterthwaite	Unequal	69.704	4.33	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	85	30	137.37	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN17



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP17

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		85	0.8269	432.8	0.00960	-0.8740	0.9828
b3S		33	0.7425	47.8129	0.0152	-0.0373	0.9390
Diff (1-2)	Pooled		0.0844	369.2	0.1177		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0844		0.0180		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8269	0.8078	0.8460	432.8	376.1	509.8
b3S		0.7425	0.7116	0.7735	47.8129	38.4506	63.2418
Diff (1-2)	Pooled	0.0844	-0.1487	0.3174	369.2	327.2	423.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0844	0.0484	0.1203			

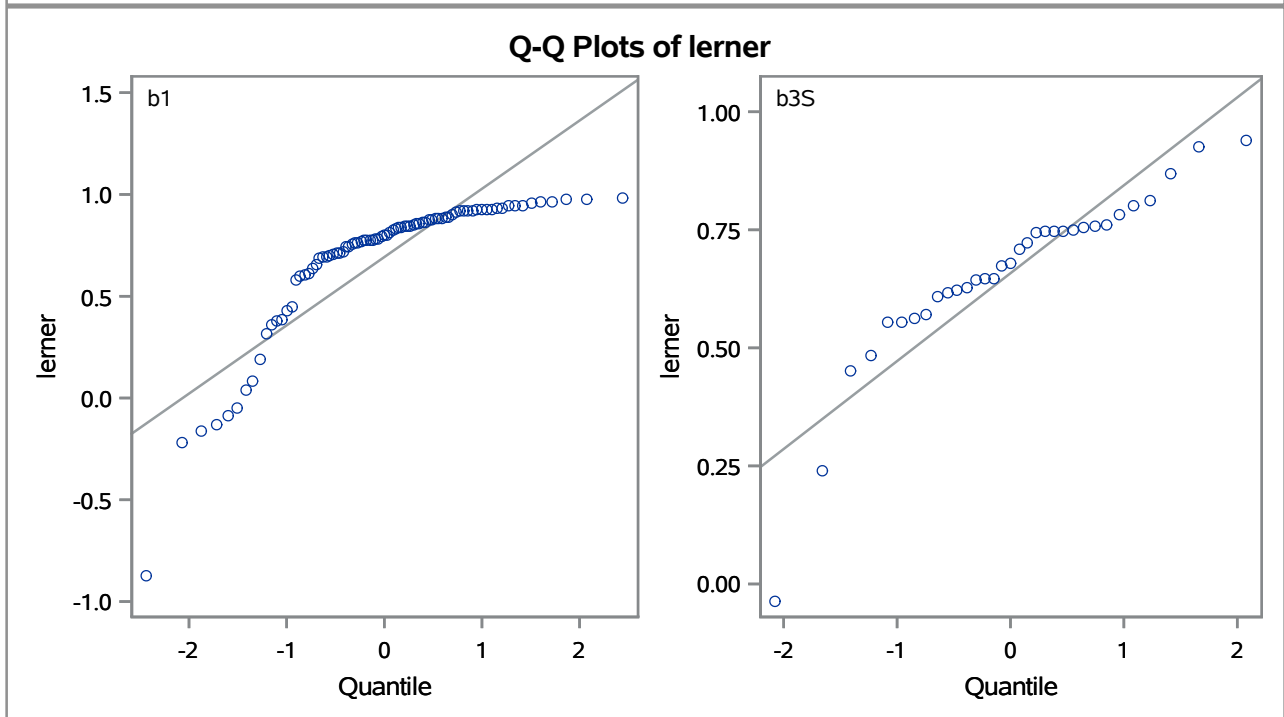
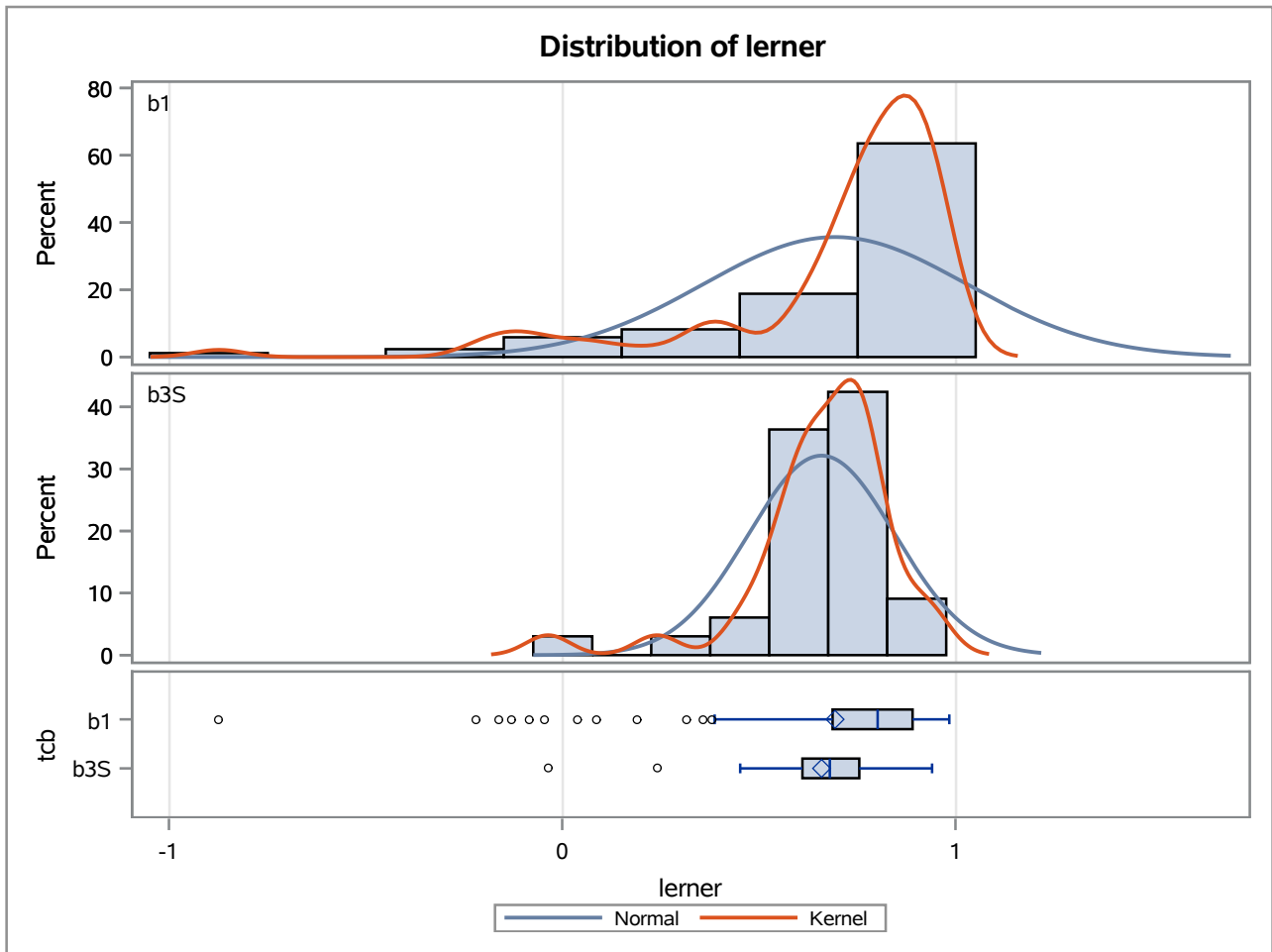
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	116	0.72	0.4749
Satterthwaite	Unequal	59.025	4.69	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	84	32	81.95	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP17



The TTEST Procedure**Variable: lerner**

trimestre=DEC17

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcB	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		81	0.8269	464.8	0.0103	-0.7187	0.9957
b3S		34	0.7434	60.4378	0.0189	0.0437	0.9015
Diff (1-2)	Pooled		0.0836	392.4	0.1229		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0836		0.0215		

tcB	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.8269	0.8063	0.8475	464.8	402.6	549.9
b3S		0.7434	0.7050	0.7818	60.4378	48.7477	79.5529
Diff (1-2)	Pooled	0.0836	-0.1599	0.3270	392.4	347.3	451.2
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0836	0.0404	0.1267			

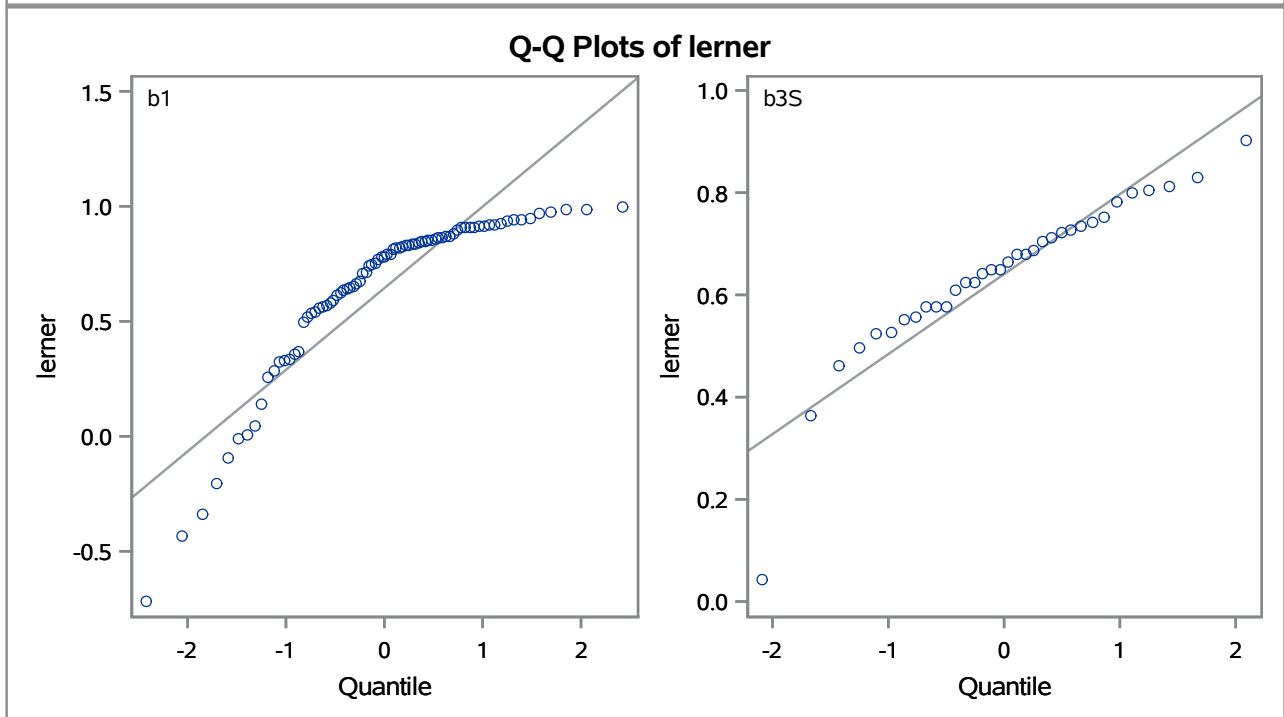
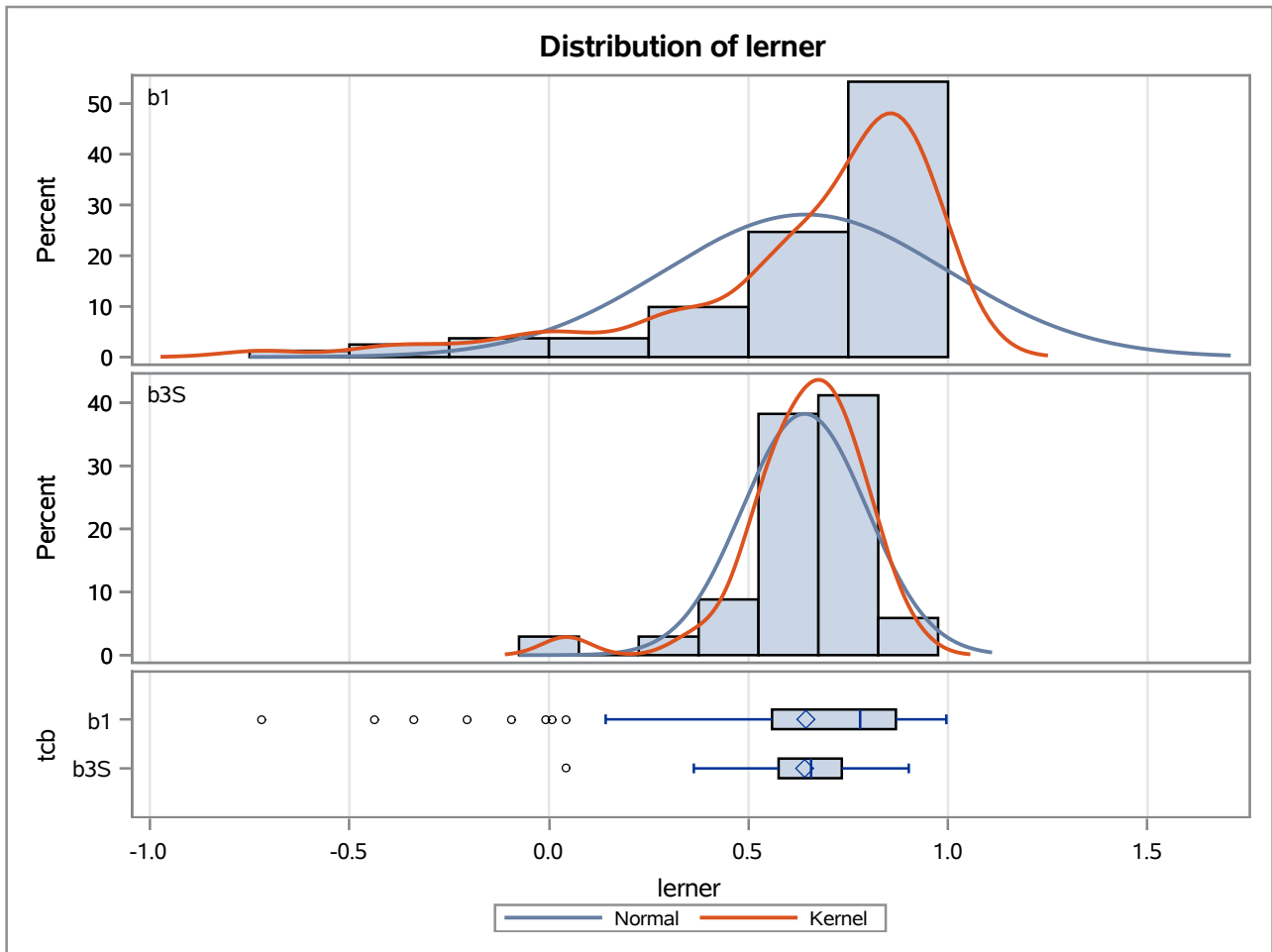
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	113	0.68	0.4978
Satterthwaite	Unequal	53.801	3.88	0.0003

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	80	33	59.14	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC17



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR18

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		81	0.7997	548.1	0.0122	-0.7697	0.9974
b3S		33	0.7199	65.4124	0.0203	0.0655	0.8610
Diff (1-2)	Pooled		0.0799	464.6	0.1449		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0799		0.0237		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7997	0.7755	0.8239	548.1	474.8	648.5
b3S		0.7199	0.6784	0.7613	65.4124	52.6040	86.5206
Diff (1-2)	Pooled	0.0799	-0.2072	0.3669	464.6	410.9	534.5
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0799	0.0324	0.1273			

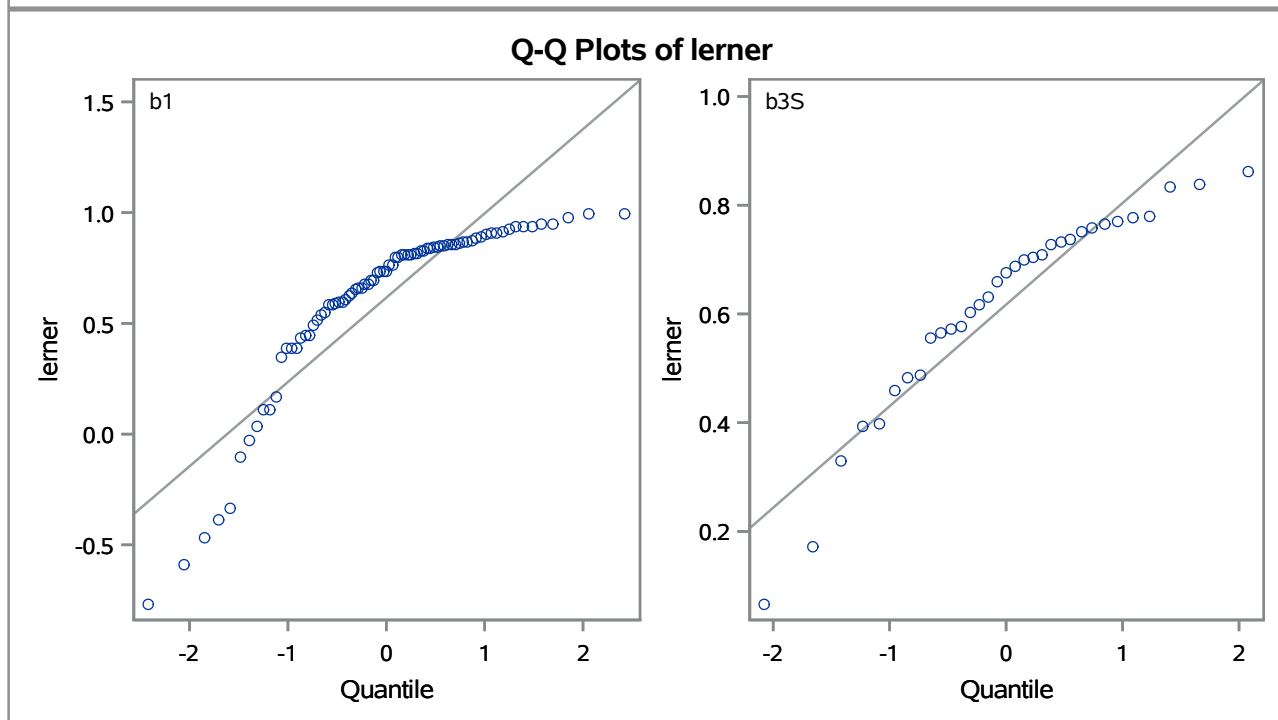
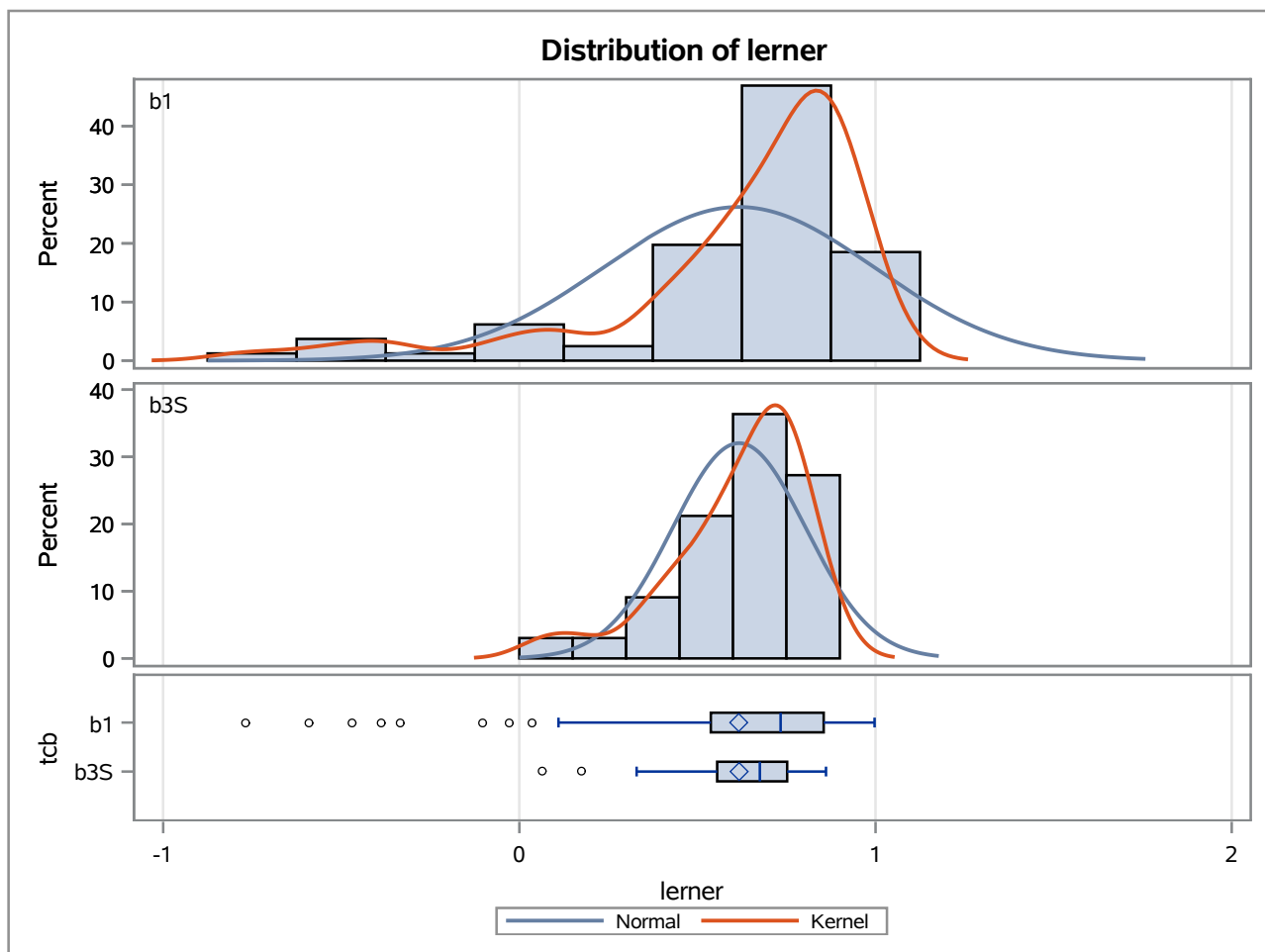
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	112	0.55	0.5826
Satterthwaite	Unequal	56.05	3.37	0.0014

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	80	32	70.22	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR18



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN18

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		81	0.7896	547.4	0.0121	-0.8167	0.9739
b3S		35	0.6728	134.6	0.0404	-0.0521	0.8490
Diff (1-2)	Pooled		0.1168	464.5	0.1396		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1168		0.0421		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7896	0.7656	0.8136	547.4	474.2	647.7
b3S		0.6728	0.5908	0.7548	134.6	108.9	176.3
Diff (1-2)	Pooled	0.1168	-0.1599	0.3934	464.5	411.2	533.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1168	0.0317	0.2019			

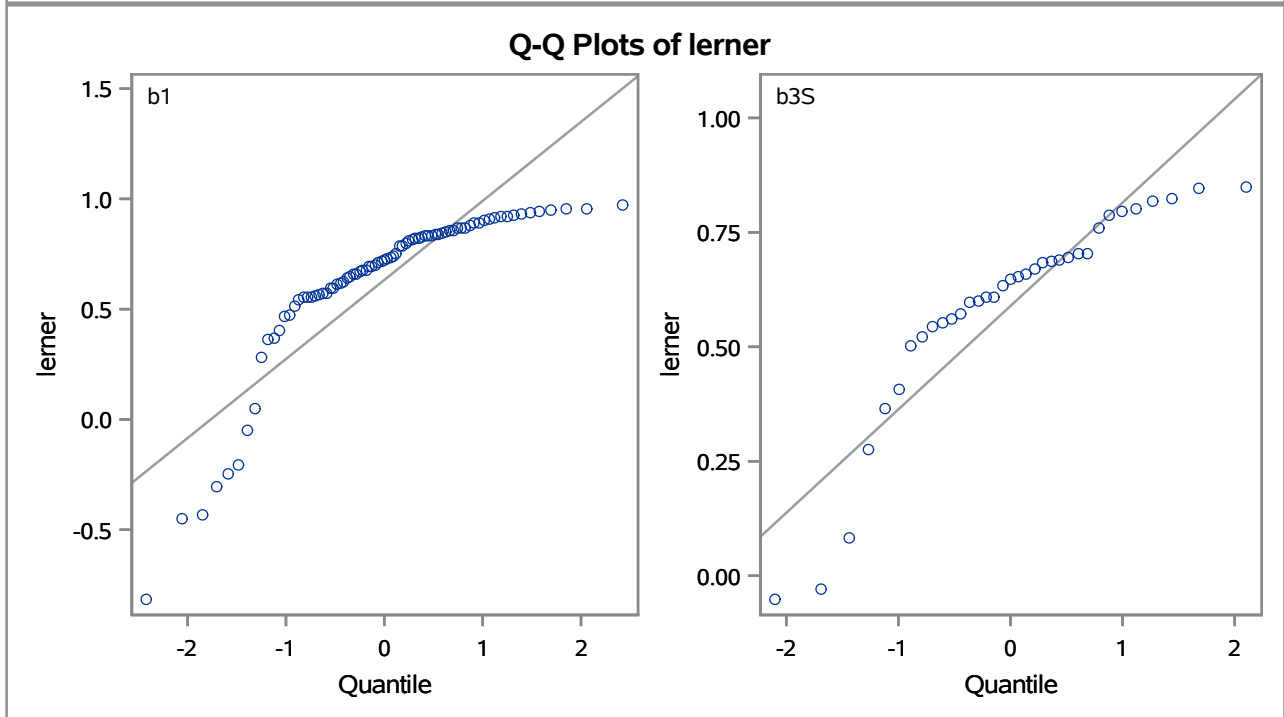
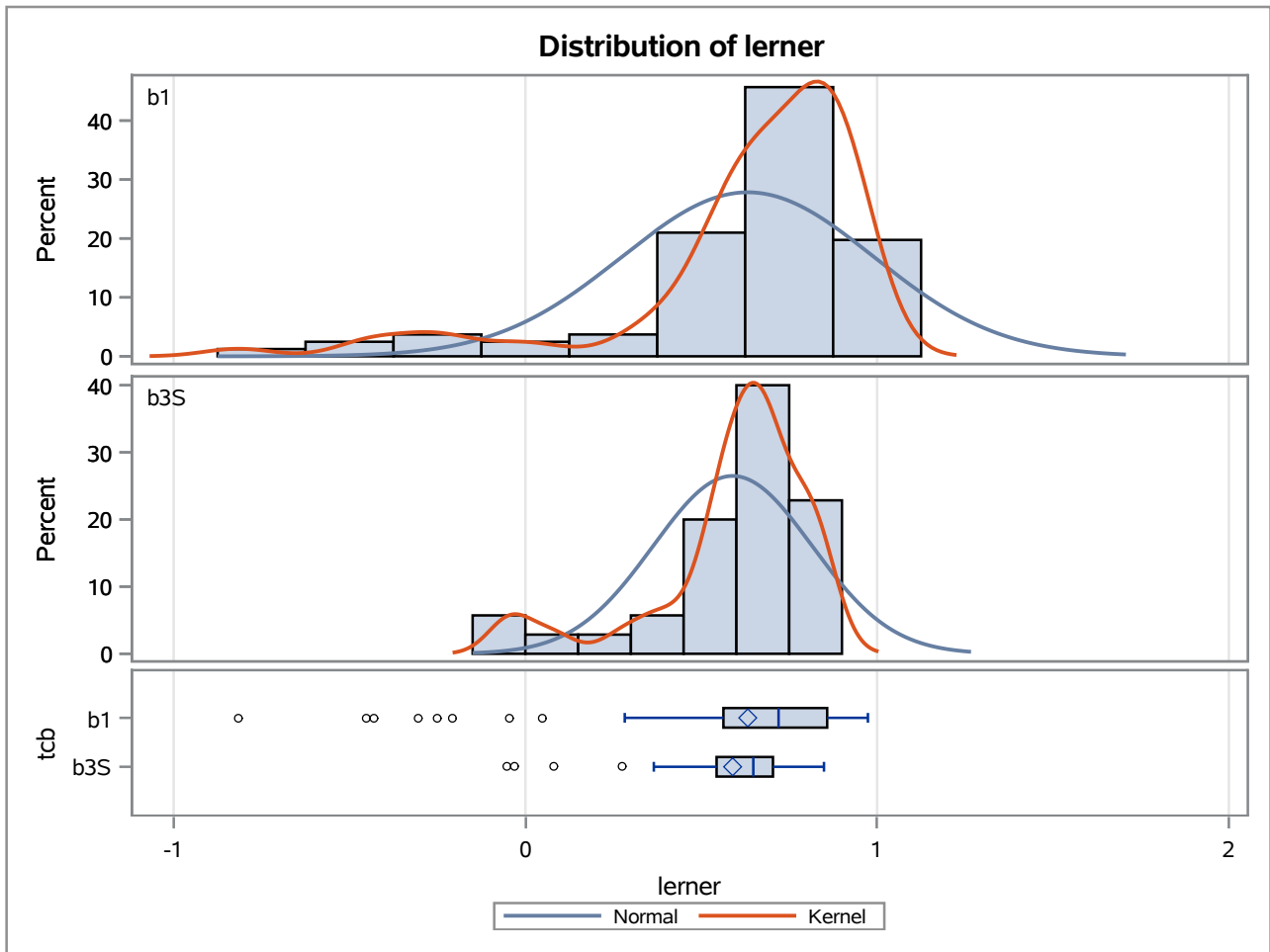
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	114	0.84	0.4048
Satterthwaite	Unequal	40.206	2.77	0.0084

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	80	34	16.55	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN18



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP18

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		85	0.7836	526.4	0.0115	-0.7716	0.9920
b3S		35	0.6830	61.0943	0.0178	-0.3219	0.8820
Diff (1-2)	Pooled		0.1007	445.3	0.1302		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1007		0.0212		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7836	0.7607	0.8066	526.4	457.4	620.0
b3S		0.6830	0.6468	0.7191	61.0943	49.4175	80.0459
Diff (1-2)	Pooled	0.1007	-0.1571	0.3584	445.3	395.0	510.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1007	0.0583	0.1431			

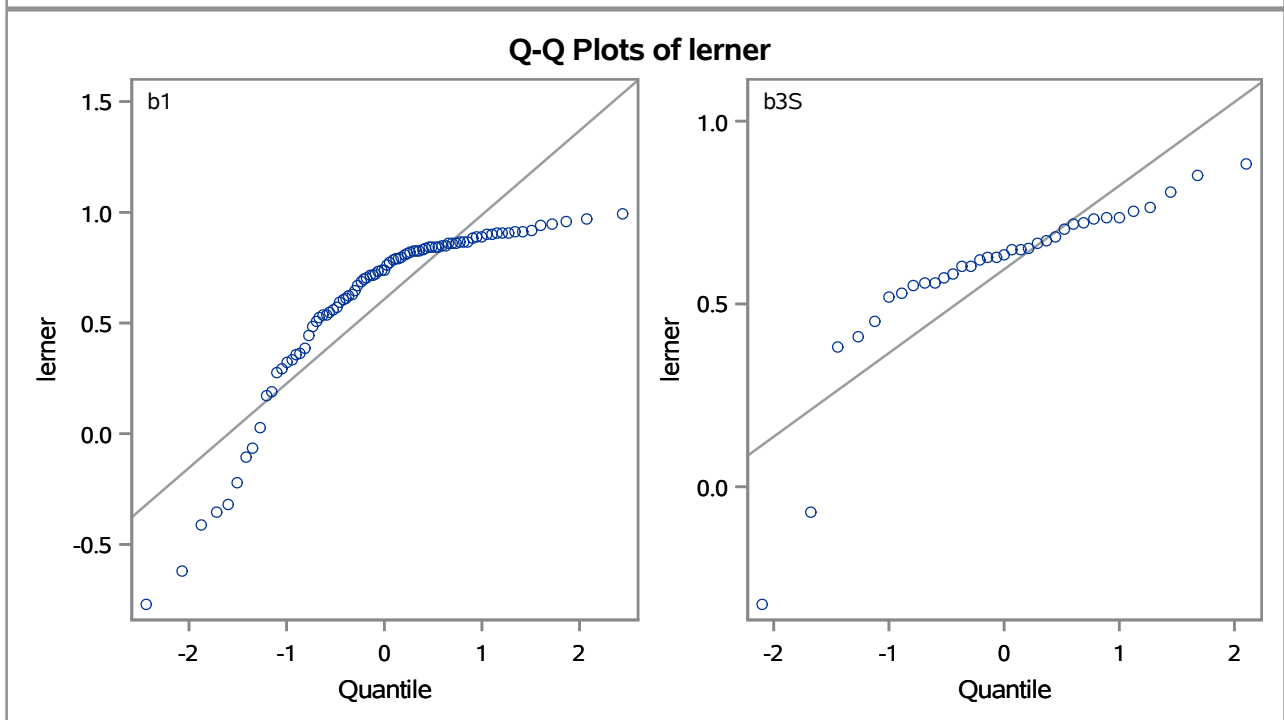
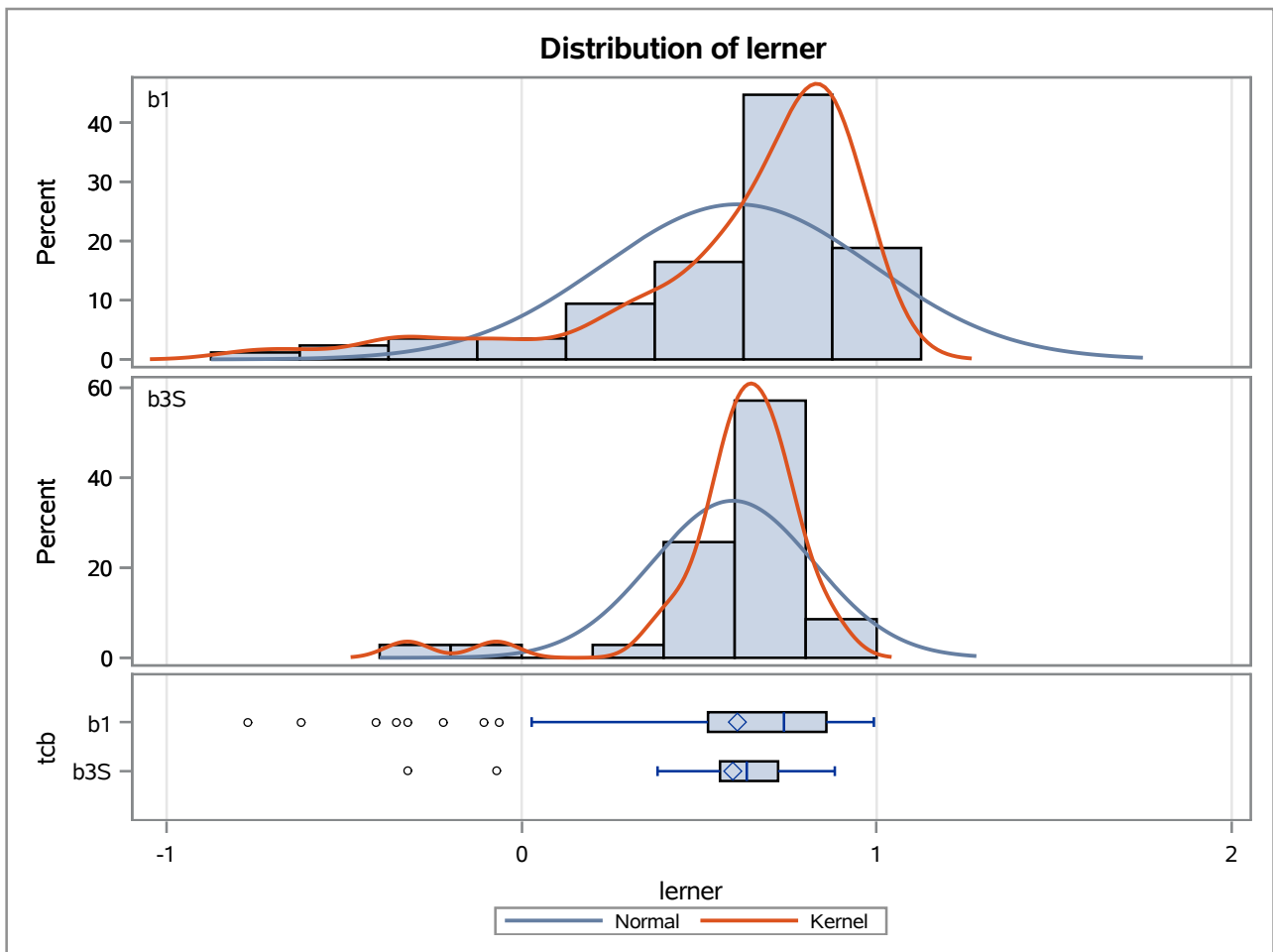
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	118	0.77	0.4407
Satterthwaite	Unequal	64.031	4.74	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	84	34	74.23	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP18



The TTEST Procedure**Variable: lerner**

trimestre=DEC18

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		78	0.7669	546.0	0.0121	-0.6418	0.9719
b3S		35	0.6992	89.7406	0.0255	-0.1459	0.9763
Diff (1-2)	Pooled		0.0677	457.5	0.1305		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0677		0.0282		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7669	0.7429	0.7909	546.0	471.7	648.2
b3S		0.6992	0.6474	0.7511	89.7406	72.5887	117.6
Diff (1-2)	Pooled	0.0677	-0.1908	0.3262	457.5	404.4	526.7
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0677	0.0110	0.1244			

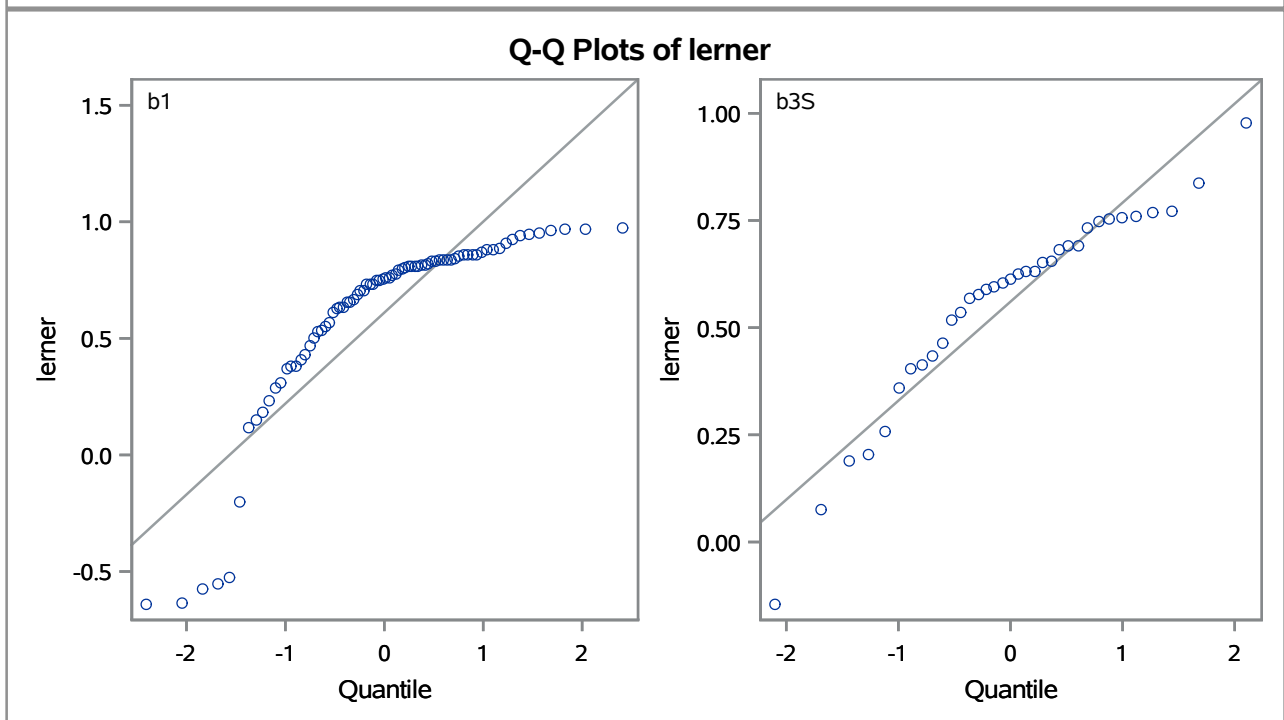
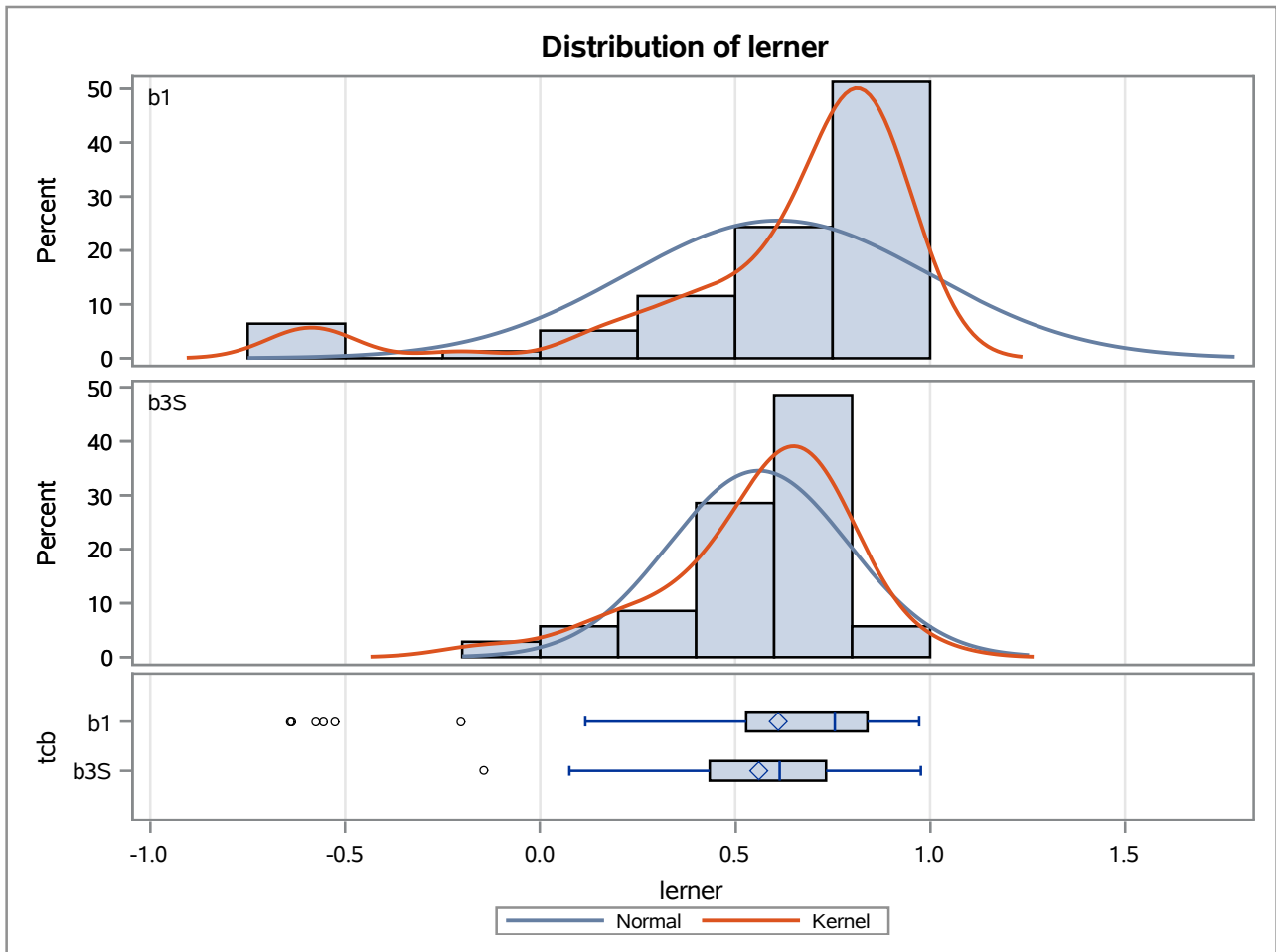
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	111	0.52	0.6049
Satterthwaite	Unequal	49.783	2.40	0.0203

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	77	34	37.02	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=DEC18



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR19

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		83	0.7733	587.7	0.0129	-0.7868	0.9777
b3S		34	0.6879	87.7498	0.0246	-0.4442	0.9243
Diff (1-2)	Pooled		0.0854	498.5	0.1403		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0854		0.0278		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7733	0.7477	0.7989	587.7	509.9	693.8
b3S		0.6879	0.6378	0.7380	87.7498	70.7770	115.5
Diff (1-2)	Pooled	0.0854	-0.1925	0.3633	498.5	441.6	572.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0854	0.0297	0.1412			

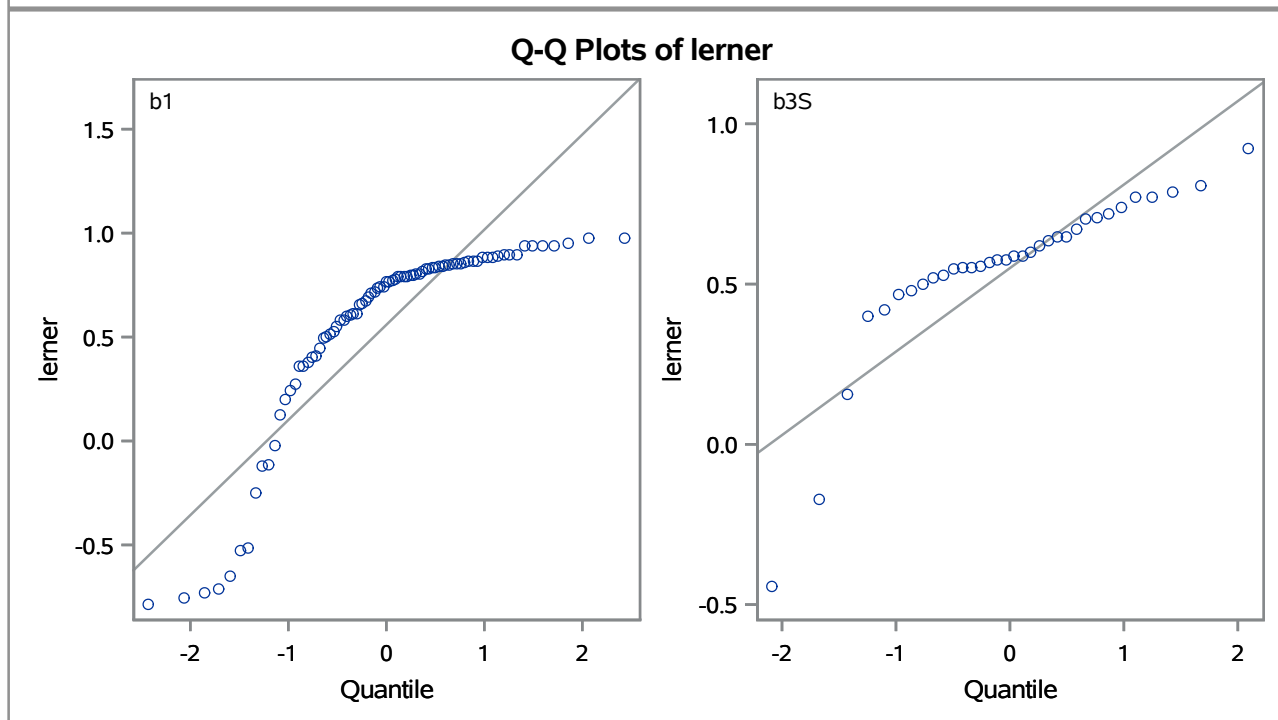
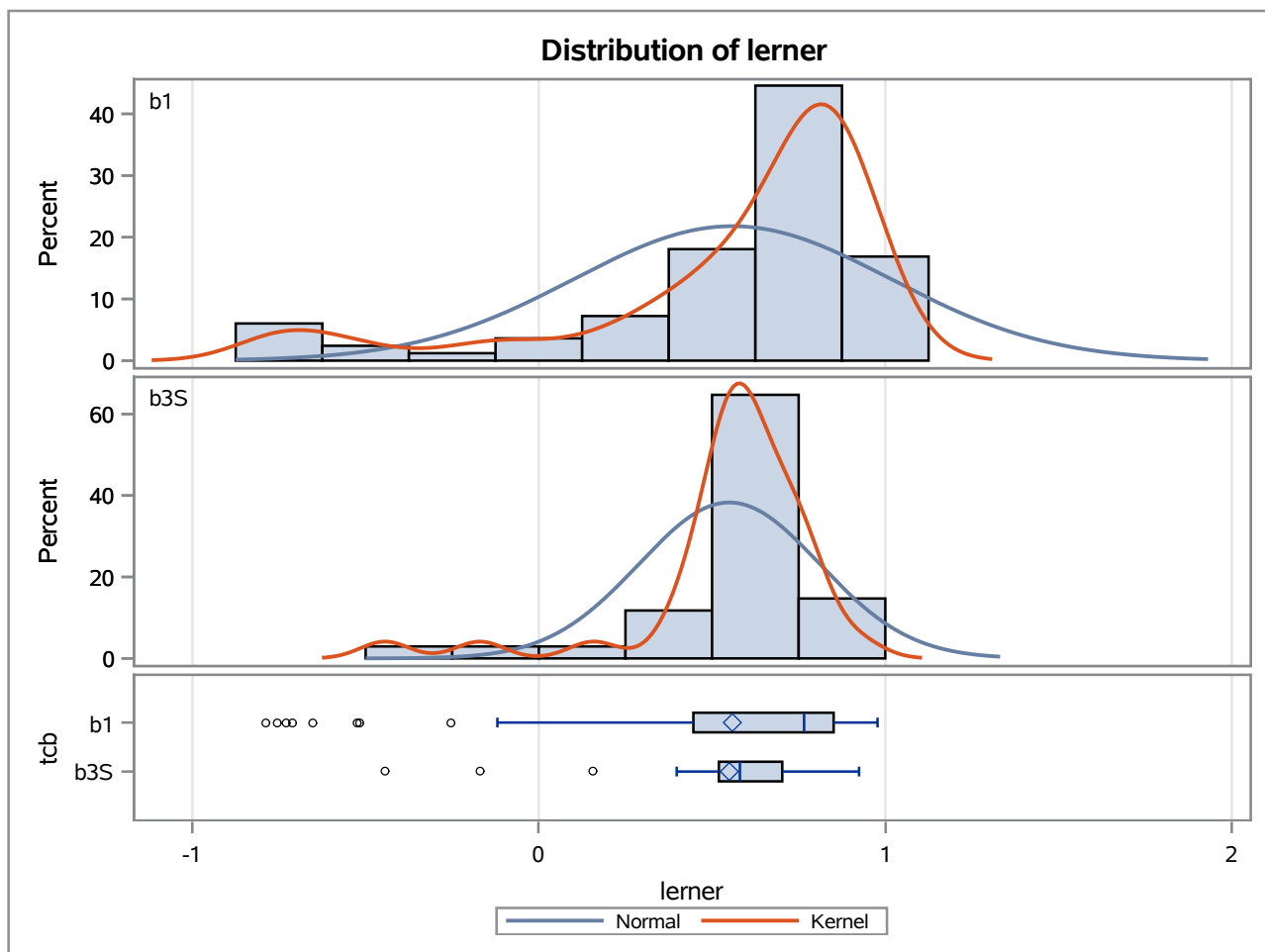
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	115	0.61	0.5439
Satterthwaite	Unequal	51.912	3.07	0.0034

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	82	33	44.86	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=MAR19



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN19

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		85	0.7747	625.6	0.0137	-0.9547	0.9913
b3S		34	0.7016	89.7426	0.0248	0.0111	0.9650
Diff (1-2)	Pooled		0.0731	532.2	0.1476		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0731		0.0283		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7747	0.7475	0.8020	625.6	543.6	736.9
b3S		0.7016	0.6511	0.7521	89.7426	72.3843	118.1
Diff (1-2)	Pooled	0.0731	-0.2193	0.3655	532.2	471.9	610.4
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0731	0.0163	0.1299			

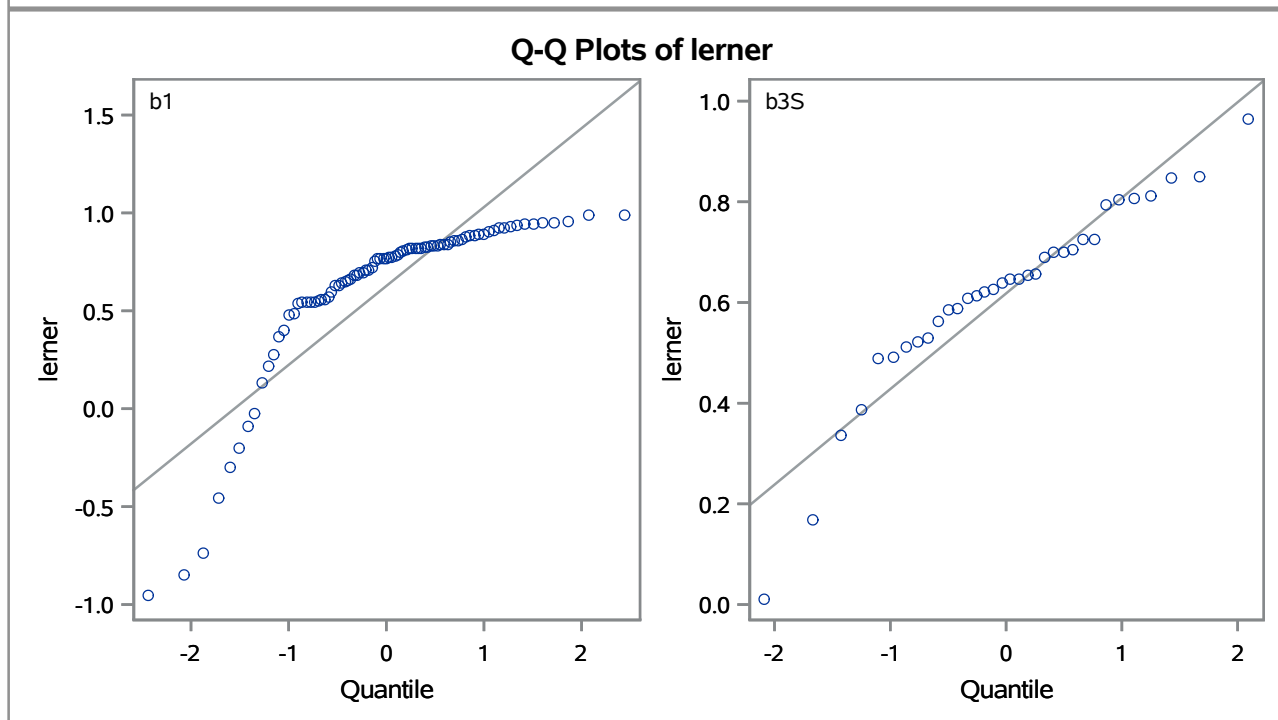
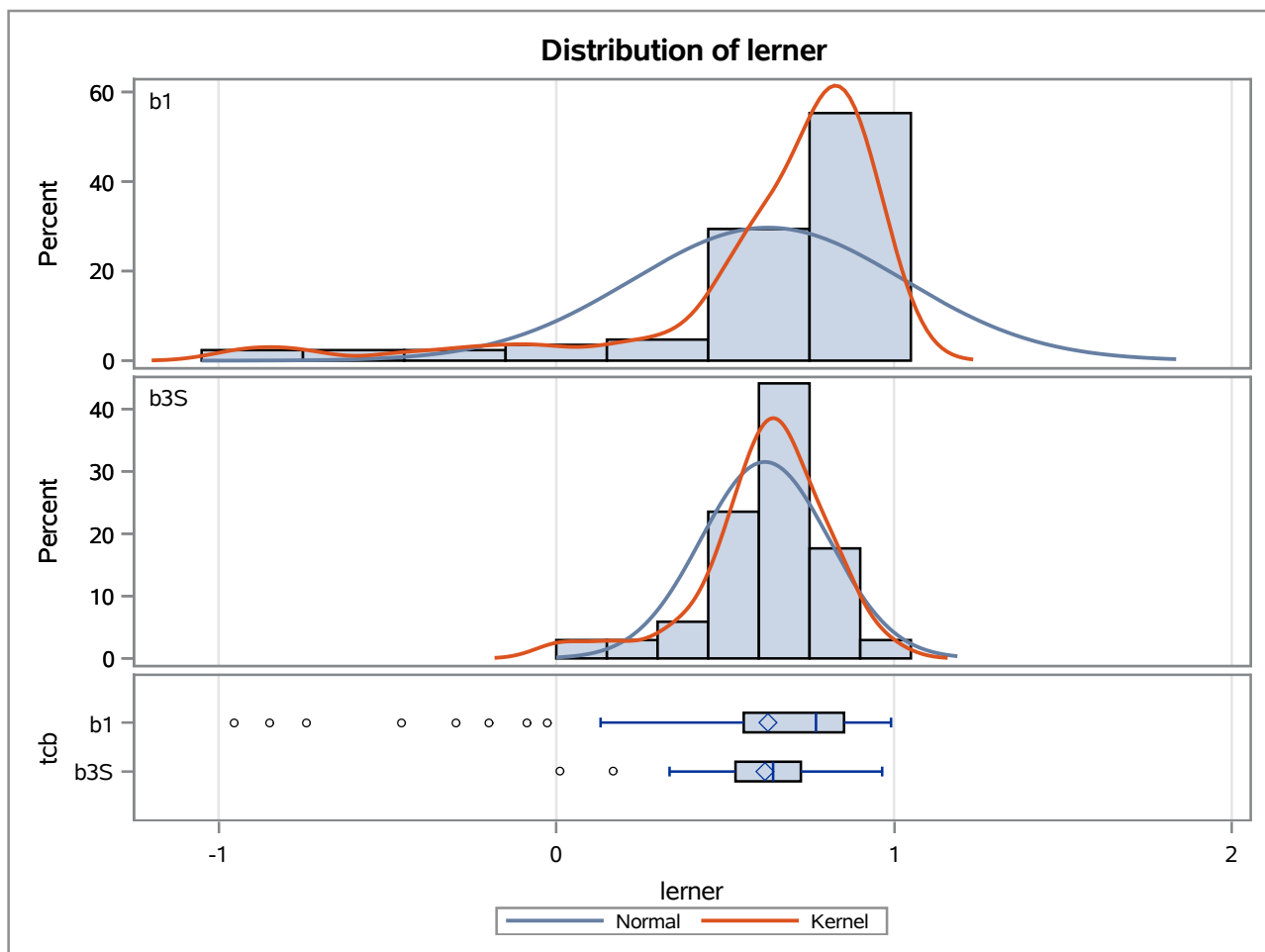
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	117	0.50	0.6213
Satterthwaite	Unequal	54.15	2.58	0.0126

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	84	33	48.60	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=JUN19



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP19

Weight: Credito_Liquidas_Provisao

tcb	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
b1		81	0.7510	713.5	0.0154	-0.8722	0.9852
b3S		35	0.6740	99.4371	0.0262	-0.1496	0.7962
Diff (1-2)	Pooled		0.0770	600.2	0.1589		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0770		0.0304		

tcb	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
b1		0.7510	0.7203	0.7817	713.5	618.0	844.2
b3S		0.6740	0.6207	0.7274	99.4371	80.4319	130.3
Diff (1-2)	Pooled	0.0770	-0.2379	0.3918	600.2	531.4	689.6
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0770	0.0161	0.1379			

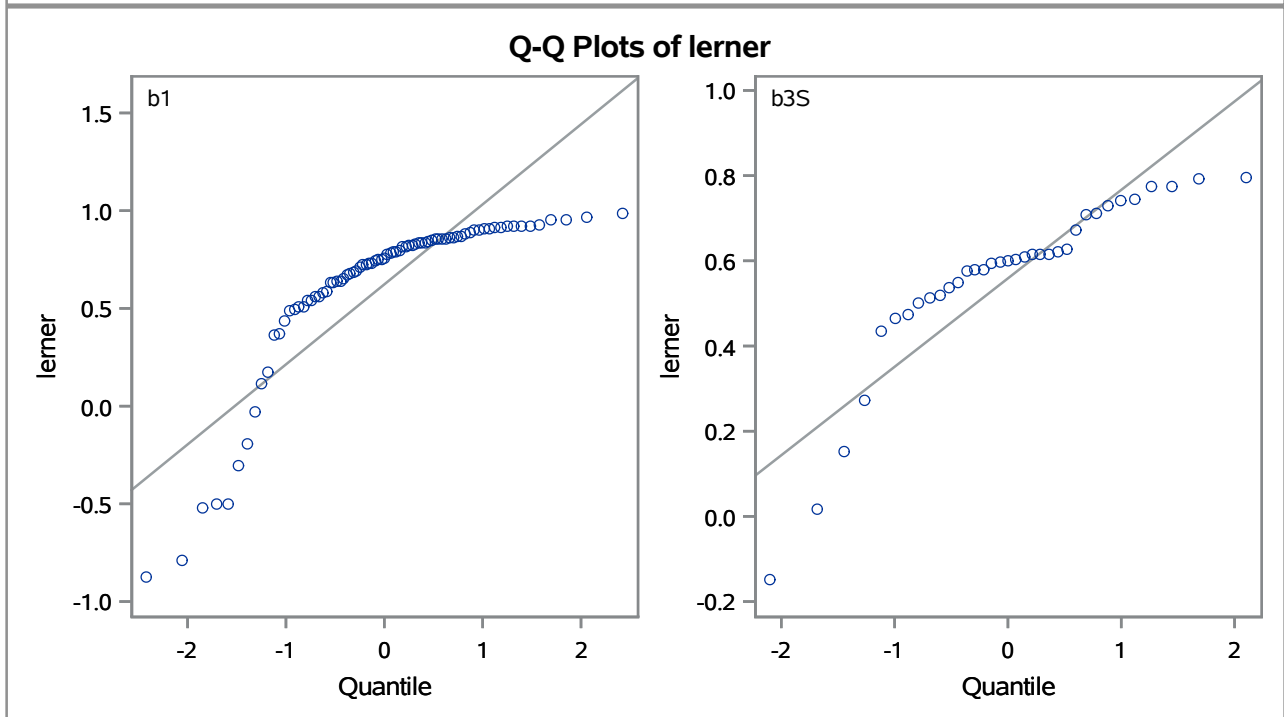
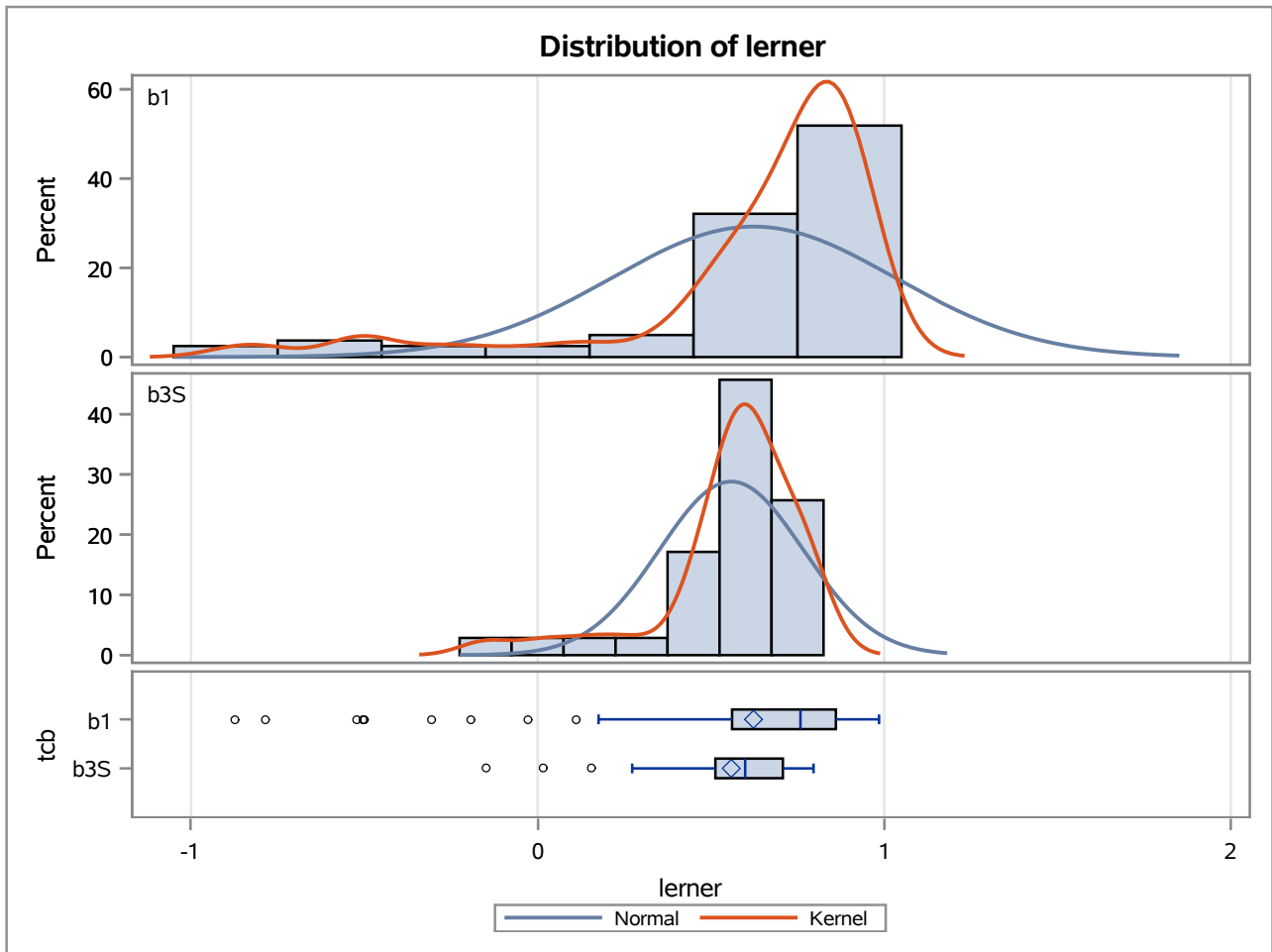
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	114	0.48	0.6291
Satterthwaite	Unequal	58.522	2.53	0.0141

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	80	34	51.49	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=SEP19



APÊNDICE D

The VARMAX Procedure

Number of Observations	79
Number of Pairwise Missing	0

Simple Summary Statistics							
Variable	Type	N	Mean	Standard Deviation	Min	Max	Label
media	Dependent	79	0.81327	0.03577	0.74628	0.89080	the mean, lerner
IHH	Dependent	79	0.08547	0.03728	0.03944	0.14937	

Dickey-Fuller Unit Root Tests					
Variable	Type	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
media	Zero Mean	-0.03	0.6728	-0.17	0.6214
	Single Mean	-10.77	0.1001	-2.21	0.2036
	Trend	-9.97	0.4123	-2.04	0.5706
IHH	Zero Mean	0.38	0.7725	0.58	0.8398
	Single Mean	-0.94	0.8888	-0.59	0.8664
	Trend	-7.71	0.5874	-2.34	0.4087

Granger-Causality Wald Test			
Test	DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
1	1	0.06	0.8074
2	1	5.02	0.0251

Test 1: Group 1 Variables:	media
Group 2 Variables:	IHH

Test 2: Group 1 Variables:	IHH
Group 2 Variables:	media

Minimum Information Criterion Based on AIC		
Lag	MA 0	MA 1
AR 0	-13.3081	-13.45211
AR 1	-19.20709	-19.21699

Cointegration Rank Test Using Trace						
H0: Rank=r	H1: Rank>r	Eigenvalue	Trace	Pr > Trace	Drift in ECM	Drift in Process
0	0	0.1387	11.6937	0.1720	Constant	Linear
1	1	0.0006	0.0503	0.8228		

The VARMAX Procedure

Cointegration Rank Test Using Trace Under Restriction						
H0: Rank=r	H1: Rank>r	Eigenvalue	Trace	Pr > Trace	Drift in ECM	Drift in Process
0	0	0.1534	15.4766	0.1995	Constant	Constant
1	1	0.0313	2.4834	0.6802		

Hypothesis of the Restriction		
Hypothesis	Drift in ECM	Drift in Process
H0(Case 2)	Constant	Constant
H1(Case 3)	Constant	Linear

Hypothesis Test of the Restriction					
Rank	Eigenvalue	Restricted Eigenvalue	DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
0	0.1387	0.1534	2	3.78	0.1509
1	0.0006	0.0313	1	2.43	0.1188

Long-Run Parameter Beta Estimates		
Variable	1	2
media	29.52119	-6.22693
IHH	-3.67656	28.39620

Adjustment Coefficient Alpha Estimates		
Variable	1	2
media	-0.00663	-0.00030
IHH	0.00079	-0.00006

Long-Run Coefficient Beta Based on the Restricted Trend		
Variable	1	2
media	27.50595	-9.93571
IHH	-3.69599	-2.61143
1	-21.70844	9.22997

Adjustment Coefficient Alpha Based on the Restricted Trend		
Variable	1	2
media	-0.00612	0.00255
IHH	0.00100	0.00037

The VARMAX Procedure

Type of Model	VARMA(1,1)
Estimation Method	Maximum Likelihood Estimation

Model Parameter Estimates						
Equation	Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Variable
media	CONST1	0.13690	0.06723	2.04	0.0451	1
	AR1_1_1	0.83155	0.08571	9.70	0.0001	media(t-1)
	AR1_1_2	0.00167	0.06698	0.02	0.9802	IHH(t-1)
	MA1_1_1	0.06321	0.13495	0.47	0.6408	e1(t-1)
IHH	MA1_1_2	0.58857	1.31309	0.45	0.6552	e2(t-1)
	CONST2	-0.01019	0.01387	-0.73	0.4647	1
	AR1_2_1	0.01450	0.01723	0.84	0.4028	media(t-1)
	AR1_2_2	0.98925	0.00972	101.77	0.0001	IHH(t-1)
	MA1_2_1	-0.03094	0.02626	-1.18	0.2422	e1(t-1)
	MA1_2_2	-0.40535	0.09182	-4.41	0.0001	e2(t-1)

Covariance Parameter Estimates				
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
COV1_1	0.00041	0.00000		
COV1_2	-0.00000	0.00000		
COV2_2	0.00001	0.00000		

Covariances of Innovations		
Variable	media	IHH
media	0.00041	-0.00000
IHH	-0.00000	0.00001

Log-likelihood	684.8736
----------------	----------

Information Criteria	
AICC	-1338.06
HQC	-1331.48
AIC	-1343.75
SBC	-1313.11
FPEC	3.826E-9

APÊNDICE E

The VARMAX Procedure

Number of Observations	78
Number of Pairwise Missing	1

Simple Summary Statistics						
Variable	Type	N	Mean	Standard Deviation	Min	Max
lerner_dif	Dependent	78	0.00012	0.01181	-0.03532	0.03179
ihh_dif	Dependent	78	0.00065	0.00298	-0.01291	0.00612

Dickey-Fuller Unit Root Tests					
Variable	Type	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
lerner_dif	Zero Mean	-78.02	<.0001	-6.15	<.0001
	Single Mean	-78.01	0.0007	-6.10	0.0001
	Trend	-81.89	0.0002	-6.22	<.0001
ihh_dif	Zero Mean	-12.89	0.0106	-2.45	0.0145
	Single Mean	-13.85	0.0438	-2.51	0.1166
	Trend	-13.47	0.2142	-2.35	0.4005

Granger-Causality Wald Test			
Test	DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
1	1	0.00	0.9831
2	1	6.58	0.0103

Test 1: Group 1 Variables:	lerner_dif
Group 2 Variables:	ihh_dif
Test 2: Group 1 Variables:	ihh_dif
Group 2 Variables:	lerner_dif

Minimum Information Criterion Based on AIC		
Lag	MA 0	MA 1
AR 0	-20.5077	-20.66457
AR 1	-20.95098	-21.00813

Cointegration Rank Test Using Trace						
H0: Rank=r	H1: Rank>r	Eigenvalue	Trace	Pr > Trace	Drift in ECM	Drift in Process
0	0	0.6031	86.1185	<.0001	Constant	Linear
1	1	0.1767	14.9681	0.0002		

The VARMAX Procedure

Cointegration Rank Test Using Trace Under Restriction						
H0: Rank=r	H1: Rank>r	Eigenvalue	Trace	Pr > Trace	Drift in ECM	Drift in Process
0	0	0.6032	86.1708	<.0001	Constant	Constant
1	1	0.1769	14.9928	0.0037		

Hypothesis of the Restriction		
Hypothesis	Drift in ECM	Drift in Process
H0(Case 2)	Constant	Constant
H1(Case 3)	Constant	Linear

Hypothesis Test of the Restriction					
Rank	Eigenvalue	Restricted Eigenvalue	DF	Chi-Square	Pr > ChiSq
0	0.6031	0.6032	2	0.05	0.9742
1	0.1767	0.1769	1	0.02	0.8752

Long-Run Parameter Beta Estimates		
Variable	1	2
lerner_dif	84.17544	20.95240
ihh_dif	-22.78915	343.44250

Adjustment Coefficient Alpha Estimates		
Variable	1	2
lerner_dif	-0.01388	-0.00095
ihh_dif	0.00095	-0.00101

Long-Run Coefficient Beta Based on the Restricted Trend		
Variable	1	2
lerner_dif	84.15396	20.83169
ihh_dif	-22.72371	343.15909
1	0.01570	-0.20153

Adjustment Coefficient Alpha Based on the Restricted Trend		
Variable	1	2
lerner_dif	-0.01389	-0.00095
ihh_dif	0.00095	-0.00101

The VARMAX Procedure

Type of Model	VARMA(1,1)
Estimation Method	Maximum Likelihood Estimation

Model Parameter Estimates						
Equation	Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Variable
lerner_dif	CONST1	0.00040	0.00269	0.15	0.8830	1
	AR1_1_1	-1.00401	0.17148	-5.85	0.0001	lerner_dif(t-1)
	AR1_1_2	-0.03212	1.10854	-0.03	0.9770	ihh_dif(t-1)
	MA1_1_1	-0.92978	0.15742	-5.91	0.0001	e1(t-1)
	MA1_1_2	0.34783	0.77971	0.45	0.6568	e2(t-1)
ihh_dif	CONST2	0.00004	0.00041	0.10	0.9230	1
	AR1_2_1	0.29156	0.05439	5.36	0.0001	lerner_dif(t-1)
	AR1_2_2	0.88566	0.17940	4.94	0.0001	ihh_dif(t-1)
	MA1_2_1	0.25378	0.05420	4.68	0.0001	e1(t-1)
	MA1_2_2	0.25719	0.22731	1.13	0.2614	e2(t-1)

Covariance Parameter Estimates				
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
COV1_1	0.00013	0.00000		
COV1_2	-0.00000	0.00000		
COV2_2	0.00000	0.00000		

Covariances of Innovations		
Variable	lerner_dif	ihh_dif
lerner_dif	0.00013	-0.00000
ihh_dif	-0.00000	0.00000

Log-likelihood	744.0545
----------------	----------

Information Criteria	
AICC	-1456.33
HQC	-1449.92
AIC	-1462.11
SBC	-1431.64
FPEC	6.43E-10

APÊNDICE F

The PANEL Procedure Panel Stationarity Tests

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Breitung Test Options	
ADF Lags	MAIC
Maximum ADF Lags	0

**The PANEL Procedure
Panel Stationarity Tests**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

IPS Test Options	
ADF Lags	MAIC
Maximum ADF Lags	0

**The PANEL Procedure
Panel Stationarity Tests**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Combination Test Options	
ADF Lags	MAIC
Maximum ADF Lags	0
Time Series Unit Root Test	ADF Test

**The PANEL Procedure
Panel Stationarity Tests**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Combination Test Results with ADF Rho								
Deterministic Variables	Fisher Test		Asymptotic Fisher Test		Inverse Normal Test		Logit Test	
	Chi-Square	Pr > ChiSq	FisherI	Pr > FisherI	Z	Pr < Z	L*	Pr < L*
Zero Mean	548.81	1.0000	-20.92	1.0000	21.32	1.0000	19.52	1.0000
CS Fixed	1155.8	1.0000	-10.30	1.0000	22.91	1.0000	23.10	1.0000
CS Fixed, Time	2227.8	<.0001	8.19	<.0001	4.39	1.0000	3.33	0.9996
TS Fixed	1427.4	1.0000	-6.30	1.0000	3.34	0.9996	2.30	0.9893
CS, TS Fixed	3614.1	<.0001	31.05	<.0001	-18.66	<.0001	-20.57	<.0001

Combination Test Results with ADF Tau								
Deterministic Variables	Fisher Test		Asymptotic Fisher Test		Inverse Normal Test		Logit Test	
	Chi-Square	Pr > ChiSq	FisherI	Pr > FisherI	Z	Pr < Z	L*	Pr < L*
Zero Mean	549.19	1.0000	-20.91	1.0000	51.40	1.0000	60.19	1.0000
CS Fixed	1322.0	1.0000	-7.50	1.0000	20.53	1.0000	22.18	1.0000
CS Fixed, Time	2237.6	<.0001	8.36	<.0001	1.49	0.9320	0.57	0.7171
TS Fixed	1811.9	0.4568	0.10	0.4611	0.56	0.7123	-0.03	0.4869
CS, TS Fixed	3444.8	<.0001	28.20	<.0001	-15.85	<.0001	-17.32	<.0001

Combination Test Results with ADF F								
Deterministic Variables	Fisher Test		Asymptotic Fisher Test		Inverse Normal Test		Logit Test	
	Chi-Square	Pr > ChiSq	FisherI	Pr > FisherI	Z	Pr < Z	L*	Pr < L*
CS Fixed	4103.8	<.0001	39.28	<.0001	-22.21	<.0001	-26.35	<.0001
CS Fixed, Time	2540.1	<.0001	13.48	<.0001	-0.93	0.1767	-3.04	0.0012
CS, TS Fixed	3166.5	<.0001	23.52	<.0001	-9.88	<.0001	-12.57	<.0001

**The PANEL Procedure
Panel Stationarity Tests**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Hadri Test Options	
Kernel	Quadratic
Bandwidth Method	Andrews(91)

Hadri Test Results						
Deterministic Variables	IID Error		Hetero Error		Autocorr Error	
	Z	Pr > Z	Z	Pr > Z	Z	Pr > Z
CS, TS Fixed	1602.3	<.0001	1602.3	<.0001	801.96	<.0001

**The PANEL Procedure
Panel Stationarity Tests**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Harris and Tzavalis Test Results					
Deterministic Variables	Estimates	Finite T Case		Infinite T Case	
		Z	Pr < Z	Z	Pr < Z
TS Fixed	1.0098	17.74	1.0000	17.88	1.0000
CS, TS Fixed	0.9926	30.85	1.0000	30.67	1.0000

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Model Description	
Estimation Method	FixTwo
Number of Cross Sections	1523
Time Series Length	66
Hetero. Corr. Cov. Matrix Estimator	4

Fit Statistics			
SSE	454.9400	DFE	54118
MSE	0.0084	Root MSE	0.0917
R-Square	0.9984		

F Test for No Fixed Effects			
Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
1587	54118	65.78	<.0001

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1	1	0.06319	0.0170	3.73	0.0002	Cross Sectional Effect 1
CS2	1	0.058675	0.0195	3.01	0.0026	Cross Sectional Effect 2
CS3	1	0.040608	0.0232	1.75	0.0801	Cross Sectional Effect 3
CS4	1	0.036449	0.0242	1.51	0.1314	Cross Sectional Effect 4
CS5	1	0.015364	0.0478	0.32	0.7480	Cross Sectional Effect 5
CS6	1	-0.22562	0.0228	-9.88	<.0001	Cross Sectional Effect 6
CS7	1	-0.45007	0.0260	-17.34	<.0001	Cross Sectional Effect 7
CS8	1	-0.08913	0.0225	-3.96	<.0001	Cross Sectional Effect 8
CS9	1	-0.02489	0.0225	-1.11	0.2683	Cross Sectional Effect 9
CS10	1	0.08795	0.0236	3.73	0.0002	Cross Sectional Effect 10
CS11	1	0.013773	0.0243	0.57	0.5716	Cross Sectional Effect 11
CS12	1	0.009998	0.0225	0.44	0.6564	Cross Sectional Effect 12
CS13	1	-0.09782	0.0203	-4.82	<.0001	Cross Sectional Effect 13
CS14	1	-0.00222	0.0227	-0.10	0.9221	Cross Sectional Effect 14
CS15	1	-0.01883	0.0235	-0.80	0.4228	Cross Sectional Effect 15
CS16	1	-0.05291	0.0300	-1.76	0.0777	Cross Sectional Effect 16
CS17	1	-0.00243	0.0345	-0.07	0.9439	Cross Sectional Effect 17
CS18	1	0.031189	0.0194	1.61	0.1079	Cross Sectional Effect 18
CS19	1	-0.01707	0.0198	-0.86	0.3891	Cross Sectional Effect 19
CS20	1	0.040389	0.0194	2.08	0.0373	Cross Sectional Effect 20
CS21	1	0.036355	0.0245	1.49	0.1371	Cross Sectional Effect 21
CS22	1	0.054579	0.0198	2.76	0.0057	Cross Sectional Effect 22
CS23	1	-0.02762	0.0198	-1.39	0.1634	Cross Sectional Effect 23
CS24	1	0.015478	0.0196	0.79	0.4295	Cross Sectional Effect 24
CS25	1	0.040206	0.0199	2.02	0.0432	Cross Sectional Effect 25
CS26	1	0.012034	0.0179	0.67	0.5013	Cross Sectional Effect 26
CS27	1	-0.01418	0.0178	-0.80	0.4259	Cross Sectional Effect 27
CS28	1	-0.07619	0.0178	-4.29	<.0001	Cross Sectional Effect 28
CS29	1	-0.01203	0.0177	-0.68	0.4960	Cross Sectional Effect 29
CS30	1	-0.01173	0.0177	-0.66	0.5076	Cross Sectional Effect 30
CS31	1	-0.03887	0.0173	-2.24	0.0249	Cross Sectional Effect 31
CS32	1	0.002289	0.0180	0.13	0.8990	Cross Sectional Effect 32
CS33	1	0.126734	0.0220	5.75	<.0001	Cross Sectional Effect 33
CS34	1	-0.0115	0.0268	-0.43	0.6674	Cross Sectional Effect 34
CS35	1	0.090021	0.0237	3.79	0.0002	Cross Sectional Effect 35

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS36	1	0.111084	0.0218	5.10	<.0001	Cross Sectional Effect 36
CS37	1	0.01422	0.0204	0.70	0.4855	Cross Sectional Effect 37
CS38	1	0.025128	0.0245	1.03	0.3049	Cross Sectional Effect 38
CS39	1	-0.06989	0.0222	-3.15	0.0016	Cross Sectional Effect 39
CS40	1	0.068587	0.0227	3.02	0.0025	Cross Sectional Effect 40
CS41	1	0.15333	0.0186	8.24	<.0001	Cross Sectional Effect 41
CS42	1	0.083494	0.0202	4.14	<.0001	Cross Sectional Effect 42
CS43	1	0.082678	0.0201	4.12	<.0001	Cross Sectional Effect 43
CS44	1	0.037854	0.0196	1.94	0.0530	Cross Sectional Effect 44
CS45	1	0.17194	0.0209	8.23	<.0001	Cross Sectional Effect 45
CS46	1	0.112807	0.0222	5.08	<.0001	Cross Sectional Effect 46
CS47	1	0.172895	0.0247	6.99	<.0001	Cross Sectional Effect 47
CS48	1	0.141368	0.0243	5.81	<.0001	Cross Sectional Effect 48
CS49	1	0.171446	0.0219	7.82	<.0001	Cross Sectional Effect 49
CS50	1	0.150501	0.0256	5.88	<.0001	Cross Sectional Effect 50
CS51	1	0.227595	0.0223	10.20	<.0001	Cross Sectional Effect 51
CS52	1	0.045125	0.0209	2.16	0.0305	Cross Sectional Effect 52
CS53	1	0.047627	0.0271	1.76	0.0786	Cross Sectional Effect 53
CS54	1	0.088796	0.0299	2.97	0.0030	Cross Sectional Effect 54
CS55	1	0.07815	0.0392	2.00	0.0460	Cross Sectional Effect 55
CS56	1	0.072296	0.0659	1.10	0.2725	Cross Sectional Effect 56
CS57	1	0.167424	0.0288	5.81	<.0001	Cross Sectional Effect 57
CS58	1	0.01996	0.0289	0.69	0.4897	Cross Sectional Effect 58
CS59	1	-0.10318	0.0176	-5.87	<.0001	Cross Sectional Effect 59
CS60	1	-0.12949	0.0188	-6.90	<.0001	Cross Sectional Effect 60
CS61	1	-0.00492	0.0201	-0.25	0.8063	Cross Sectional Effect 61
CS62	1	0.066596	0.0181	3.68	0.0002	Cross Sectional Effect 62
CS63	1	-0.0555	0.0177	-3.14	0.0017	Cross Sectional Effect 63
CS64	1	0.008992	0.0193	0.47	0.6405	Cross Sectional Effect 64
CS65	1	0.021214	0.0182	1.16	0.2444	Cross Sectional Effect 65
CS66	1	0.077765	0.0178	4.36	<.0001	Cross Sectional Effect 66
CS67	1	0.058492	0.0174	3.35	0.0008	Cross Sectional Effect 67
CS68	1	0.099614	0.0177	5.61	<.0001	Cross Sectional Effect 68
CS69	1	0.048804	0.0179	2.73	0.0063	Cross Sectional Effect 69
CS70	1	0.051981	0.0178	2.91	0.0036	Cross Sectional Effect 70

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS71	1	0.097308	0.0178	5.47	<.0001	Cross Sectional Effect 71
CS72	1	0.082668	0.0179	4.63	<.0001	Cross Sectional Effect 72
CS73	1	0.058932	0.0180	3.28	0.0010	Cross Sectional Effect 73
CS74	1	0.05162	0.0187	2.76	0.0059	Cross Sectional Effect 74
CS75	1	0.036672	0.0179	2.04	0.0410	Cross Sectional Effect 75
CS76	1	0.036476	0.0179	2.04	0.0410	Cross Sectional Effect 76
CS77	1	0.013284	0.0179	0.74	0.4568	Cross Sectional Effect 77
CS78	1	0.013298	0.0178	0.75	0.4560	Cross Sectional Effect 78
CS79	1	0.022095	0.0179	1.23	0.2172	Cross Sectional Effect 79
CS80	1	0.052742	0.0179	2.95	0.0031	Cross Sectional Effect 80
CS81	1	0.05203	0.0180	2.89	0.0039	Cross Sectional Effect 81
CS82	1	0.049812	0.0179	2.79	0.0053	Cross Sectional Effect 82
CS83	1	0.050607	0.0190	2.67	0.0077	Cross Sectional Effect 83
CS84	1	0.050651	0.0174	2.91	0.0036	Cross Sectional Effect 84
CS85	1	0.051786	0.0178	2.91	0.0036	Cross Sectional Effect 85
CS86	1	0.096501	0.0178	5.42	<.0001	Cross Sectional Effect 86
CS87	1	0.022768	0.0178	1.28	0.2007	Cross Sectional Effect 87
CS88	1	0.020474	0.0179	1.14	0.2526	Cross Sectional Effect 88
CS89	1	0.055281	0.0178	3.11	0.0019	Cross Sectional Effect 89
CS90	1	0.06709	0.0179	3.76	0.0002	Cross Sectional Effect 90
CS91	1	0.052368	0.0178	2.94	0.0033	Cross Sectional Effect 91
CS92	1	0.070928	0.0179	3.97	<.0001	Cross Sectional Effect 92
CS93	1	0.044105	0.0183	2.41	0.0158	Cross Sectional Effect 93
CS94	1	0.029748	0.0178	1.67	0.0946	Cross Sectional Effect 94
CS95	1	0.025643	0.0178	1.44	0.1504	Cross Sectional Effect 95
CS96	1	0.011072	0.0180	0.62	0.5375	Cross Sectional Effect 96
CS97	1	0.007913	0.0179	0.44	0.6578	Cross Sectional Effect 97
CS98	1	0.03601	0.0299	1.20	0.2288	Cross Sectional Effect 98
CS99	1	0.0387	0.0178	2.17	0.0300	Cross Sectional Effect 99
CS100	1	0.074824	0.0179	4.18	<.0001	Cross Sectional Effect 100
CS101	1	0.031187	0.0178	1.76	0.0792	Cross Sectional Effect 101
CS102	1	-0.03208	0.0178	-1.80	0.0718	Cross Sectional Effect 102
CS103	1	0.006754	0.0179	0.38	0.7054	Cross Sectional Effect 103
CS104	1	0.046448	0.0179	2.59	0.0097	Cross Sectional Effect 104
CS105	1	0.028509	0.0178	1.60	0.1087	Cross Sectional Effect 105

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS106	1	0.03364	0.0178	1.89	0.0588	Cross Sectional Effect 106
CS107	1	0.027205	0.0178	1.53	0.1269	Cross Sectional Effect 107
CS108	1	0.011307	0.0178	0.63	0.5256	Cross Sectional Effect 108
CS109	1	0.038091	0.0182	2.09	0.0362	Cross Sectional Effect 109
CS110	1	0.026022	0.0178	1.46	0.1443	Cross Sectional Effect 110
CS111	1	0.038734	0.0178	2.17	0.0299	Cross Sectional Effect 111
CS112	1	0.043969	0.0179	2.46	0.0138	Cross Sectional Effect 112
CS113	1	0.027428	0.0179	1.53	0.1252	Cross Sectional Effect 113
CS114	1	0.019041	0.0178	1.07	0.2855	Cross Sectional Effect 114
CS115	1	0.044264	0.0181	2.45	0.0143	Cross Sectional Effect 115
CS116	1	0.047981	0.0178	2.69	0.0071	Cross Sectional Effect 116
CS117	1	0.058126	0.0203	2.86	0.0042	Cross Sectional Effect 117
CS118	1	-0.23851	0.0305	-7.82	<.0001	Cross Sectional Effect 118
CS119	1	-0.04141	0.0197	-2.10	0.0358	Cross Sectional Effect 119
CS120	1	0.038513	0.0186	2.07	0.0382	Cross Sectional Effect 120
CS121	1	0.052212	0.0188	2.78	0.0054	Cross Sectional Effect 121
CS122	1	0.443083	0.0194	22.82	<.0001	Cross Sectional Effect 122
CS123	1	0.016232	0.0191	0.85	0.3942	Cross Sectional Effect 123
CS124	1	0.048194	0.0178	2.71	0.0068	Cross Sectional Effect 124
CS125	1	0.114569	0.0271	4.23	<.0001	Cross Sectional Effect 125
CS126	1	0.040797	0.0179	2.28	0.0225	Cross Sectional Effect 126
CS127	1	0.029573	0.0178	1.66	0.0975	Cross Sectional Effect 127
CS128	1	0.041674	0.0178	2.34	0.0194	Cross Sectional Effect 128
CS129	1	0.057988	0.0179	3.24	0.0012	Cross Sectional Effect 129
CS130	1	0.061807	0.0184	3.37	0.0008	Cross Sectional Effect 130
CS131	1	0.05853	0.0178	3.28	0.0010	Cross Sectional Effect 131
CS132	1	0.053951	0.0179	3.01	0.0026	Cross Sectional Effect 132
CS133	1	0.091133	0.0178	5.12	<.0001	Cross Sectional Effect 133
CS134	1	0.072592	0.0180	4.04	<.0001	Cross Sectional Effect 134
CS135	1	0.095449	0.0178	5.37	<.0001	Cross Sectional Effect 135
CS136	1	0.066804	0.0179	3.74	0.0002	Cross Sectional Effect 136
CS137	1	0.053292	0.0179	2.98	0.0029	Cross Sectional Effect 137
CS138	1	0.08221	0.0180	4.56	<.0001	Cross Sectional Effect 138
CS139	1	0.079717	0.0180	4.42	<.0001	Cross Sectional Effect 139
CS140	1	0.060923	0.0181	3.37	0.0008	Cross Sectional Effect 140

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS141	1	0.068781	0.0181	3.81	0.0001	Cross Sectional Effect 141
CS142	1	0.060163	0.0180	3.34	0.0008	Cross Sectional Effect 142
CS143	1	0.032641	0.0180	1.81	0.0701	Cross Sectional Effect 143
CS144	1	0.082447	0.0216	3.81	0.0001	Cross Sectional Effect 144
CS145	1	0.04659	0.0210	2.22	0.0267	Cross Sectional Effect 145
CS146	1	0.056248	0.0210	2.68	0.0073	Cross Sectional Effect 146
CS147	1	-0.09848	0.0268	-3.68	0.0002	Cross Sectional Effect 147
CS148	1	0.157269	0.0231	6.82	<.0001	Cross Sectional Effect 148
CS149	1	-0.01948	0.0187	-1.04	0.2979	Cross Sectional Effect 149
CS150	1	0.008199	0.0212	0.39	0.6994	Cross Sectional Effect 150
CS151	1	0.120672	0.0236	5.12	<.0001	Cross Sectional Effect 151
CS152	1	0.023689	0.0193	1.23	0.2202	Cross Sectional Effect 152
CS153	1	0.225938	0.0269	8.39	<.0001	Cross Sectional Effect 153
CS154	1	0.029857	0.0271	1.10	0.2713	Cross Sectional Effect 154
CS155	1	-0.12124	0.0247	-4.92	<.0001	Cross Sectional Effect 155
CS156	1	0.01563	0.0346	0.45	0.6511	Cross Sectional Effect 156
CS157	1	0.010452	0.0166	0.63	0.5298	Cross Sectional Effect 157
CS158	1	-0.26961	0.0201	-13.42	<.0001	Cross Sectional Effect 158
CS159	1	-0.06132	0.0217	-2.82	0.0048	Cross Sectional Effect 159
CS160	1	0.038808	0.0172	2.25	0.0244	Cross Sectional Effect 160
CS161	1	0.131153	0.0272	4.81	<.0001	Cross Sectional Effect 161
CS162	1	0.157359	0.0189	8.31	<.0001	Cross Sectional Effect 162
CS163	1	-0.00332	0.0548	-0.06	0.9517	Cross Sectional Effect 163
CS164	1	0.033975	0.0219	1.55	0.1216	Cross Sectional Effect 164
CS165	1	0.066432	0.0234	2.84	0.0046	Cross Sectional Effect 165
CS166	1	0.022796	0.0276	0.82	0.4094	Cross Sectional Effect 166
CS167	1	0.028632	0.0475	0.60	0.5471	Cross Sectional Effect 167
CS168	1	0.241058	0.0215	11.24	<.0001	Cross Sectional Effect 168
CS169	1	0.019669	0.0227	0.87	0.3855	Cross Sectional Effect 169
CS170	1	-0.05838	0.0242	-2.41	0.0160	Cross Sectional Effect 170
CS171	1	-0.04901	0.0184	-2.66	0.0078	Cross Sectional Effect 171
CS172	1	-0.01485	0.0170	-0.87	0.3824	Cross Sectional Effect 172
CS173	1	0.003557	0.0173	0.21	0.8372	Cross Sectional Effect 173
CS174	1	0.179904	0.0194	9.28	<.0001	Cross Sectional Effect 174
CS175	1	0.063193	0.0183	3.46	0.0006	Cross Sectional Effect 175

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS176	1	0.040679	0.0164	2.49	0.0129	Cross Sectional Effect 176
CS177	1	0.012258	0.0242	0.51	0.6125	Cross Sectional Effect 177
CS178	1	0.023771	0.0230	1.03	0.3014	Cross Sectional Effect 178
CS179	1	0.030317	0.0177	1.71	0.0868	Cross Sectional Effect 179
CS180	1	-0.0203	0.0271	-0.75	0.4531	Cross Sectional Effect 180
CS181	1	0.156043	0.0216	7.23	<.0001	Cross Sectional Effect 181
CS182	1	0.234258	0.0401	5.84	<.0001	Cross Sectional Effect 182
CS183	1	0.044784	0.0175	2.56	0.0104	Cross Sectional Effect 183
CS184	1	-0.06074	0.0206	-2.95	0.0032	Cross Sectional Effect 184
CS185	1	-0.01216	0.0216	-0.56	0.5738	Cross Sectional Effect 185
CS186	1	-0.03448	0.0221	-1.56	0.1180	Cross Sectional Effect 186
CS187	1	0.01043	0.0209	0.50	0.6182	Cross Sectional Effect 187
CS188	1	0.170808	0.0191	8.94	<.0001	Cross Sectional Effect 188
CS189	1	0.048057	0.0162	2.96	0.0031	Cross Sectional Effect 189
CS190	1	0.132556	0.0661	2.01	0.0449	Cross Sectional Effect 190
CS191	1	-0.06795	0.0253	-2.69	0.0072	Cross Sectional Effect 191
CS192	1	0.012424	0.0177	0.70	0.4829	Cross Sectional Effect 192
CS193	1	0.054357	0.0210	2.59	0.0095	Cross Sectional Effect 193
CS194	1	0.000994	0.0314	0.03	0.9747	Cross Sectional Effect 194
CS195	1	0.017273	0.0210	0.82	0.4100	Cross Sectional Effect 195
CS196	1	0.08895	0.0314	2.84	0.0046	Cross Sectional Effect 196
CS197	1	-0.04606	0.0220	-2.09	0.0363	Cross Sectional Effect 197
CS198	1	0.029031	0.0543	0.53	0.5929	Cross Sectional Effect 198
CS199	1	0.040305	0.0176	2.29	0.0223	Cross Sectional Effect 199
CS200	1	-0.04893	0.0171	-2.86	0.0042	Cross Sectional Effect 200
CS201	1	-0.00344	0.0247	-0.14	0.8892	Cross Sectional Effect 201
CS202	1	0.205708	0.0279	7.38	<.0001	Cross Sectional Effect 202
CS203	1	0.022371	0.0218	1.02	0.3057	Cross Sectional Effect 203
CS204	1	0.046835	0.0211	2.22	0.0264	Cross Sectional Effect 204
CS205	1	-0.04454	0.0164	-2.71	0.0067	Cross Sectional Effect 205
CS206	1	-0.02408	0.0170	-1.41	0.1575	Cross Sectional Effect 206
CS207	1	-0.0064	0.0173	-0.37	0.7107	Cross Sectional Effect 207
CS208	1	-0.00529	0.0231	-0.23	0.8189	Cross Sectional Effect 208
CS209	1	0.015936	0.0180	0.88	0.3762	Cross Sectional Effect 209
CS210	1	0.063869	0.0197	3.23	0.0012	Cross Sectional Effect 210

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS211	1	-0.04847	0.0200	-2.43	0.0151	Cross Sectional Effect 211
CS212	1	-0.00479	0.0198	-0.24	0.8088	Cross Sectional Effect 212
CS213	1	-0.01924	0.0167	-1.15	0.2505	Cross Sectional Effect 213
CS214	1	-0.01026	0.0668	-0.15	0.8779	Cross Sectional Effect 214
CS215	1	-0.04389	0.0160	-2.74	0.0062	Cross Sectional Effect 215
CS216	1	-0.0124	0.0239	-0.52	0.6044	Cross Sectional Effect 216
CS217	1	-0.18996	0.0315	-6.02	<.0001	Cross Sectional Effect 217
CS218	1	0.120851	0.0243	4.97	<.0001	Cross Sectional Effect 218
CS219	1	0.119057	0.0232	5.14	<.0001	Cross Sectional Effect 219
CS220	1	-0.03623	0.0169	-2.14	0.0324	Cross Sectional Effect 220
CS221	1	-0.02182	0.0195	-1.12	0.2639	Cross Sectional Effect 221
CS222	1	0.012338	0.0259	0.48	0.6335	Cross Sectional Effect 222
CS223	1	-0.0117	0.0192	-0.61	0.5423	Cross Sectional Effect 223
CS224	1	-0.07289	0.0319	-2.29	0.0221	Cross Sectional Effect 224
CS225	1	0.003992	0.0179	0.22	0.8235	Cross Sectional Effect 225
CS226	1	0.05679	0.0232	2.45	0.0144	Cross Sectional Effect 226
CS227	1	-0.0666	0.0476	-1.40	0.1614	Cross Sectional Effect 227
CS228	1	0.043462	0.0180	2.41	0.0158	Cross Sectional Effect 228
CS229	1	0.227297	0.0314	7.25	<.0001	Cross Sectional Effect 229
CS230	1	0.026606	0.0266	1.00	0.3166	Cross Sectional Effect 230
CS231	1	0.003166	0.0190	0.17	0.8673	Cross Sectional Effect 231
CS232	1	0.023082	0.0663	0.35	0.7275	Cross Sectional Effect 232
CS233	1	-0.01178	0.0372	-0.32	0.7512	Cross Sectional Effect 233
CS234	1	0.024936	0.0188	1.33	0.1839	Cross Sectional Effect 234
CS235	1	0.095005	0.0193	4.93	<.0001	Cross Sectional Effect 235
CS236	1	-0.07879	0.0184	-4.29	<.0001	Cross Sectional Effect 236
CS237	1	0.353611	0.0211	16.79	<.0001	Cross Sectional Effect 237
CS238	1	0.08702	0.0209	4.16	<.0001	Cross Sectional Effect 238
CS239	1	-0.14419	0.0313	-4.60	<.0001	Cross Sectional Effect 239
CS240	1	0.151817	0.0188	8.06	<.0001	Cross Sectional Effect 240
CS241	1	0.205173	0.0190	10.79	<.0001	Cross Sectional Effect 241
CS242	1	0.102896	0.0203	5.08	<.0001	Cross Sectional Effect 242
CS243	1	0.053261	0.0180	2.96	0.0031	Cross Sectional Effect 243
CS244	1	0.02135	0.0203	1.05	0.2923	Cross Sectional Effect 244
CS245	1	-0.00379	0.0164	-0.23	0.8172	Cross Sectional Effect 245

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS246	1	-0.13386	0.0204	-6.55	<.0001	Cross Sectional Effect 246
CS247	1	-0.18524	0.0300	-6.17	<.0001	Cross Sectional Effect 247
CS248	1	0.022898	0.0165	1.39	0.1640	Cross Sectional Effect 248
CS249	1	-0.09497	0.0161	-5.89	<.0001	Cross Sectional Effect 249
CS250	1	-0.06371	0.0426	-1.49	0.1351	Cross Sectional Effect 250
CS251	1	0.00234	0.0161	0.15	0.8841	Cross Sectional Effect 251
CS252	1	0.013223	0.0176	0.75	0.4537	Cross Sectional Effect 252
CS253	1	0.06862	0.0203	3.39	0.0007	Cross Sectional Effect 253
CS254	1	-0.24257	0.0177	-13.68	<.0001	Cross Sectional Effect 254
CS255	1	0.026572	0.0212	1.25	0.2100	Cross Sectional Effect 255
CS256	1	-0.11546	0.0169	-6.82	<.0001	Cross Sectional Effect 256
CS257	1	0.073687	0.0209	3.52	0.0004	Cross Sectional Effect 257
CS258	1	-0.0548	0.0659	-0.83	0.4057	Cross Sectional Effect 258
CS259	1	0.140976	0.0165	8.55	<.0001	Cross Sectional Effect 259
CS260	1	-0.28328	0.0170	-16.70	<.0001	Cross Sectional Effect 260
CS261	1	0.103805	0.0551	1.89	0.0593	Cross Sectional Effect 261
CS262	1	-0.0051	0.0346	-0.15	0.8827	Cross Sectional Effect 262
CS263	1	0.135408	0.0188	7.21	<.0001	Cross Sectional Effect 263
CS264	1	0.012203	0.0160	0.76	0.4456	Cross Sectional Effect 264
CS265	1	-0.00291	0.0298	-0.10	0.9222	Cross Sectional Effect 265
CS266	1	0.044253	0.0167	2.65	0.0080	Cross Sectional Effect 266
CS267	1	0.192633	0.0193	9.96	<.0001	Cross Sectional Effect 267
CS268	1	0.002358	0.0173	0.14	0.8914	Cross Sectional Effect 268
CS269	1	-0.03142	0.0161	-1.95	0.0512	Cross Sectional Effect 269
CS270	1	-0.16437	0.0171	-9.59	<.0001	Cross Sectional Effect 270
CS271	1	-0.00435	0.0188	-0.23	0.8172	Cross Sectional Effect 271
CS272	1	0.039386	0.0271	1.45	0.1465	Cross Sectional Effect 272
CS273	1	-0.06308	0.0180	-3.50	0.0005	Cross Sectional Effect 273
CS274	1	0.161808	0.0402	4.02	<.0001	Cross Sectional Effect 274
CS275	1	-0.04341	0.0395	-1.10	0.2712	Cross Sectional Effect 275
CS276	1	0.02112	0.0186	1.14	0.2554	Cross Sectional Effect 276
CS277	1	0.194767	0.0547	3.56	0.0004	Cross Sectional Effect 277
CS278	1	-0.04241	0.0176	-2.41	0.0161	Cross Sectional Effect 278
CS279	1	0.211305	0.0175	12.05	<.0001	Cross Sectional Effect 279
CS280	1	-0.07676	0.0177	-4.34	<.0001	Cross Sectional Effect 280

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS281	1	-0.11721	0.0170	-6.91	<.0001	Cross Sectional Effect 281
CS282	1	-0.06761	0.0658	-1.03	0.3045	Cross Sectional Effect 282
CS283	1	-0.09361	0.0251	-3.73	0.0002	Cross Sectional Effect 283
CS284	1	-0.017	0.0179	-0.95	0.3418	Cross Sectional Effect 284
CS285	1	-0.06568	0.0173	-3.80	0.0001	Cross Sectional Effect 285
CS286	1	-0.02589	0.0289	-0.90	0.3704	Cross Sectional Effect 286
CS287	1	-0.1686	0.0182	-9.28	<.0001	Cross Sectional Effect 287
CS288	1	0.02269	0.0195	1.17	0.2437	Cross Sectional Effect 288
CS289	1	0.075025	0.0209	3.59	0.0003	Cross Sectional Effect 289
CS290	1	0.186731	0.0545	3.42	0.0006	Cross Sectional Effect 290
CS291	1	0.088349	0.0193	4.57	<.0001	Cross Sectional Effect 291
CS292	1	-0.16651	0.0167	-9.96	<.0001	Cross Sectional Effect 292
CS293	1	0.031744	0.0273	1.16	0.2453	Cross Sectional Effect 293
CS294	1	-0.10708	0.0180	-5.95	<.0001	Cross Sectional Effect 294
CS295	1	0.034821	0.0296	1.18	0.2398	Cross Sectional Effect 295
CS296	1	0.092848	0.0257	3.61	0.0003	Cross Sectional Effect 296
CS297	1	0.029596	0.0185	1.60	0.1105	Cross Sectional Effect 297
CS298	1	0.052277	0.0200	2.61	0.0090	Cross Sectional Effect 298
CS299	1	-0.18778	0.0330	-5.68	<.0001	Cross Sectional Effect 299
CS300	1	0.045073	0.0179	2.52	0.0117	Cross Sectional Effect 300
CS301	1	-0.01523	0.0228	-0.67	0.5045	Cross Sectional Effect 301
CS302	1	-0.10221	0.0171	-5.98	<.0001	Cross Sectional Effect 302
CS303	1	-0.03603	0.0202	-1.78	0.0744	Cross Sectional Effect 303
CS304	1	-0.05032	0.0316	-1.59	0.1116	Cross Sectional Effect 304
CS305	1	-0.78449	0.0169	-46.33	<.0001	Cross Sectional Effect 305
CS306	1	-0.03549	0.0166	-2.14	0.0325	Cross Sectional Effect 306
CS307	1	-0.13744	0.0166	-8.27	<.0001	Cross Sectional Effect 307
CS308	1	-0.01832	0.0215	-0.85	0.3936	Cross Sectional Effect 308
CS309	1	0.150789	0.0272	5.55	<.0001	Cross Sectional Effect 309
CS310	1	-0.04724	0.0196	-2.41	0.0162	Cross Sectional Effect 310
CS311	1	-0.03651	0.0179	-2.04	0.0409	Cross Sectional Effect 311
CS312	1	0.222937	0.0327	6.82	<.0001	Cross Sectional Effect 312
CS313	1	0.160417	0.0478	3.36	0.0008	Cross Sectional Effect 313
CS314	1	0.016252	0.0476	0.34	0.7330	Cross Sectional Effect 314
CS315	1	-0.04239	0.0196	-2.16	0.0305	Cross Sectional Effect 315

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS316	1	0.062488	0.0223	2.80	0.0052	Cross Sectional Effect 316
CS317	1	0.000216	0.0261	0.01	0.9934	Cross Sectional Effect 317
CS318	1	0.242072	0.0258	9.39	<.0001	Cross Sectional Effect 318
CS319	1	0.012061	0.0180	0.67	0.5026	Cross Sectional Effect 319
CS320	1	-0.01179	0.0240	-0.49	0.6231	Cross Sectional Effect 320
CS321	1	0.046923	0.0400	1.17	0.2404	Cross Sectional Effect 321
CS322	1	0.045669	0.0205	2.23	0.0258	Cross Sectional Effect 322
CS323	1	-0.05804	0.0174	-3.33	0.0009	Cross Sectional Effect 323
CS324	1	-0.00746	0.0166	-0.45	0.6529	Cross Sectional Effect 324
CS325	1	0.045426	0.0321	1.41	0.1572	Cross Sectional Effect 325
CS326	1	0.042551	0.0309	1.38	0.1686	Cross Sectional Effect 326
CS327	1	0.019228	0.0195	0.99	0.3244	Cross Sectional Effect 327
CS328	1	0.048881	0.0187	2.61	0.0090	Cross Sectional Effect 328
CS329	1	0.142669	0.0188	7.60	<.0001	Cross Sectional Effect 329
CS330	1	-0.20075	0.0161	-12.46	<.0001	Cross Sectional Effect 330
CS331	1	-0.07054	0.0221	-3.20	0.0014	Cross Sectional Effect 331
CS332	1	0.014723	0.0197	0.75	0.4545	Cross Sectional Effect 332
CS333	1	-0.10831	0.0180	-6.02	<.0001	Cross Sectional Effect 333
CS334	1	-0.01709	0.0235	-0.73	0.4670	Cross Sectional Effect 334
CS335	1	0.408933	0.0475	8.60	<.0001	Cross Sectional Effect 335
CS336	1	-0.22333	0.0169	-13.24	<.0001	Cross Sectional Effect 336
CS337	1	-0.05297	0.0166	-3.19	0.0014	Cross Sectional Effect 337
CS338	1	0.151938	0.0300	5.06	<.0001	Cross Sectional Effect 338
CS339	1	-0.42477	0.0269	-15.78	<.0001	Cross Sectional Effect 339
CS340	1	0.103341	0.0478	2.16	0.0306	Cross Sectional Effect 340
CS341	1	-0.11187	0.0172	-6.50	<.0001	Cross Sectional Effect 341
CS342	1	0.593145	0.0212	27.95	<.0001	Cross Sectional Effect 342
CS343	1	-0.03459	0.0168	-2.06	0.0393	Cross Sectional Effect 343
CS344	1	-0.23312	0.0233	-10.02	<.0001	Cross Sectional Effect 344
CS345	1	0.052448	0.0177	2.96	0.0031	Cross Sectional Effect 345
CS346	1	0.083549	0.0170	4.92	<.0001	Cross Sectional Effect 346
CS347	1	0.027823	0.0169	1.65	0.0997	Cross Sectional Effect 347
CS348	1	0.117182	0.0202	5.81	<.0001	Cross Sectional Effect 348
CS349	1	-0.35444	0.0171	-20.76	<.0001	Cross Sectional Effect 349
CS350	1	-0.00128	0.0473	-0.03	0.9785	Cross Sectional Effect 350

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS351	1	-0.02713	0.0179	-1.52	0.1294	Cross Sectional Effect 351
CS352	1	-0.05682	0.0192	-2.97	0.0030	Cross Sectional Effect 352
CS353	1	0.036613	0.0179	2.04	0.0412	Cross Sectional Effect 353
CS354	1	-0.12064	0.0264	-4.57	<.0001	Cross Sectional Effect 354
CS355	1	0.082912	0.0172	4.83	<.0001	Cross Sectional Effect 355
CS356	1	0.077276	0.0167	4.62	<.0001	Cross Sectional Effect 356
CS357	1	0.082088	0.0178	4.61	<.0001	Cross Sectional Effect 357
CS358	1	-0.06842	0.0255	-2.69	0.0072	Cross Sectional Effect 358
CS359	1	-0.13848	0.0170	-8.13	<.0001	Cross Sectional Effect 359
CS360	1	0.033834	0.0168	2.01	0.0445	Cross Sectional Effect 360
CS361	1	0.28618	0.0475	6.02	<.0001	Cross Sectional Effect 361
CS362	1	-0.01654	0.0181	-0.91	0.3606	Cross Sectional Effect 362
CS363	1	0.054849	0.0186	2.95	0.0032	Cross Sectional Effect 363
CS364	1	0.083496	0.0182	4.59	<.0001	Cross Sectional Effect 364
CS365	1	-0.1086	0.0279	-3.89	<.0001	Cross Sectional Effect 365
CS366	1	-0.0512	0.0162	-3.17	0.0015	Cross Sectional Effect 366
CS367	1	-0.08618	0.0206	-4.17	<.0001	Cross Sectional Effect 367
CS368	1	0.272643	0.0205	13.32	<.0001	Cross Sectional Effect 368
CS369	1	-0.06378	0.0161	-3.96	<.0001	Cross Sectional Effect 369
CS370	1	0.055321	0.0194	2.86	0.0043	Cross Sectional Effect 370
CS371	1	0.01304	0.0209	0.62	0.5331	Cross Sectional Effect 371
CS372	1	0.394954	0.0195	20.25	<.0001	Cross Sectional Effect 372
CS373	1	0.073271	0.0206	3.56	0.0004	Cross Sectional Effect 373
CS374	1	-0.03745	0.0168	-2.22	0.0262	Cross Sectional Effect 374
CS375	1	0.1133	0.0190	5.96	<.0001	Cross Sectional Effect 375
CS376	1	0.057024	0.0188	3.03	0.0025	Cross Sectional Effect 376
CS377	1	0.015227	0.0290	0.52	0.5999	Cross Sectional Effect 377
CS378	1	-0.08814	0.0214	-4.12	<.0001	Cross Sectional Effect 378
CS379	1	-0.27219	0.0200	-13.61	<.0001	Cross Sectional Effect 379
CS380	1	-0.00739	0.0205	-0.36	0.7184	Cross Sectional Effect 380
CS381	1	-0.0782	0.0182	-4.29	<.0001	Cross Sectional Effect 381
CS382	1	0.032603	0.0224	1.46	0.1457	Cross Sectional Effect 382
CS383	1	-0.11523	0.0169	-6.83	<.0001	Cross Sectional Effect 383
CS384	1	-0.03079	0.0164	-1.88	0.0602	Cross Sectional Effect 384
CS385	1	-0.16837	0.0167	-10.07	<.0001	Cross Sectional Effect 385

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS386	1	-0.0481	0.0205	-2.34	0.0193	Cross Sectional Effect 386
CS387	1	-0.01493	0.0228	-0.66	0.5115	Cross Sectional Effect 387
CS388	1	-0.09399	0.0161	-5.85	<.0001	Cross Sectional Effect 388
CS389	1	-0.01436	0.0256	-0.56	0.5751	Cross Sectional Effect 389
CS390	1	-0.02798	0.0262	-1.07	0.2860	Cross Sectional Effect 390
CS391	1	0.24072	0.0551	4.37	<.0001	Cross Sectional Effect 391
CS392	1	0.034523	0.0217	1.59	0.1108	Cross Sectional Effect 392
CS393	1	0.011616	0.0197	0.59	0.5555	Cross Sectional Effect 393
CS394	1	-0.03268	0.0280	-1.17	0.2440	Cross Sectional Effect 394
CS395	1	-0.08758	0.0169	-5.18	<.0001	Cross Sectional Effect 395
CS396	1	-0.09292	0.0204	-4.57	<.0001	Cross Sectional Effect 396
CS397	1	-0.09152	0.0202	-4.52	<.0001	Cross Sectional Effect 397
CS398	1	-0.05971	0.0167	-3.58	0.0003	Cross Sectional Effect 398
CS399	1	-0.07534	0.0170	-4.44	<.0001	Cross Sectional Effect 399
CS400	1	-0.0646	0.0169	-3.82	0.0001	Cross Sectional Effect 400
CS401	1	-0.04912	0.0546	-0.90	0.3680	Cross Sectional Effect 401
CS402	1	0.041508	0.0171	2.43	0.0152	Cross Sectional Effect 402
CS403	1	0.004422	0.0186	0.24	0.8119	Cross Sectional Effect 403
CS404	1	0.032616	0.0234	1.39	0.1632	Cross Sectional Effect 404
CS405	1	-0.07942	0.0220	-3.61	0.0003	Cross Sectional Effect 405
CS406	1	-0.02157	0.0334	-0.65	0.5184	Cross Sectional Effect 406
CS407	1	0.099512	0.0193	5.16	<.0001	Cross Sectional Effect 407
CS408	1	-0.07917	0.0177	-4.46	<.0001	Cross Sectional Effect 408
CS409	1	-0.00833	0.0169	-0.49	0.6211	Cross Sectional Effect 409
CS410	1	0.276832	0.0205	13.50	<.0001	Cross Sectional Effect 410
CS411	1	-0.23949	0.0366	-6.54	<.0001	Cross Sectional Effect 411
CS412	1	0.000906	0.0666	0.01	0.9892	Cross Sectional Effect 412
CS413	1	0.015392	0.0199	0.77	0.4402	Cross Sectional Effect 413
CS414	1	-0.04325	0.0165	-2.62	0.0089	Cross Sectional Effect 414
CS415	1	0.01296	0.0280	0.46	0.6435	Cross Sectional Effect 415
CS416	1	0.018493	0.0165	1.12	0.2636	Cross Sectional Effect 416
CS417	1	-0.01045	0.0182	-0.57	0.5655	Cross Sectional Effect 417
CS418	1	0.017969	0.0661	0.27	0.7857	Cross Sectional Effect 418
CS419	1	0.067023	0.0277	2.42	0.0155	Cross Sectional Effect 419
CS420	1	0.452361	0.0197	23.01	<.0001	Cross Sectional Effect 420

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS421	1	-0.00299	0.0280	-0.11	0.9149	Cross Sectional Effect 421
CS422	1	0.025923	0.0350	0.74	0.4584	Cross Sectional Effect 422
CS423	1	0.007969	0.0161	0.49	0.6207	Cross Sectional Effect 423
CS424	1	0.411265	0.0395	10.42	<.0001	Cross Sectional Effect 424
CS425	1	0.005394	0.0174	0.31	0.7572	Cross Sectional Effect 425
CS426	1	-0.00875	0.0177	-0.49	0.6211	Cross Sectional Effect 426
CS427	1	-0.04831	0.0166	-2.91	0.0036	Cross Sectional Effect 427
CS428	1	-0.15489	0.0188	-8.25	<.0001	Cross Sectional Effect 428
CS429	1	-0.06679	0.0211	-3.16	0.0016	Cross Sectional Effect 429
CS430	1	-0.12889	0.0217	-5.93	<.0001	Cross Sectional Effect 430
CS431	1	-0.04656	0.0167	-2.78	0.0054	Cross Sectional Effect 431
CS432	1	0.032852	0.0168	1.96	0.0506	Cross Sectional Effect 432
CS433	1	0.043032	0.0435	0.99	0.3223	Cross Sectional Effect 433
CS434	1	0.233486	0.0206	11.34	<.0001	Cross Sectional Effect 434
CS435	1	0.068967	0.0306	2.25	0.0242	Cross Sectional Effect 435
CS436	1	-0.01159	0.0317	-0.37	0.7148	Cross Sectional Effect 436
CS437	1	0.049829	0.0300	1.66	0.0964	Cross Sectional Effect 437
CS438	1	-0.02604	0.0172	-1.52	0.1297	Cross Sectional Effect 438
CS439	1	0.023725	0.0170	1.39	0.1639	Cross Sectional Effect 439
CS440	1	0.025113	0.0212	1.18	0.2363	Cross Sectional Effect 440
CS441	1	0.006085	0.0163	0.37	0.7089	Cross Sectional Effect 441
CS442	1	0.03752	0.0170	2.21	0.0273	Cross Sectional Effect 442
CS443	1	0.031809	0.0191	1.66	0.0962	Cross Sectional Effect 443
CS444	1	0.031235	0.0173	1.80	0.0717	Cross Sectional Effect 444
CS445	1	-0.01692	0.0184	-0.92	0.3574	Cross Sectional Effect 445
CS446	1	-0.00197	0.0233	-0.08	0.9327	Cross Sectional Effect 446
CS447	1	0.040774	0.0195	2.09	0.0364	Cross Sectional Effect 447
CS448	1	0.072556	0.0397	1.83	0.0676	Cross Sectional Effect 448
CS449	1	0.003917	0.0191	0.20	0.8379	Cross Sectional Effect 449
CS450	1	-0.26453	0.0179	-14.81	<.0001	Cross Sectional Effect 450
CS451	1	0.028028	0.0272	1.03	0.3030	Cross Sectional Effect 451
CS452	1	0.006714	0.0177	0.38	0.7050	Cross Sectional Effect 452
CS453	1	-6.58776	0.0418	-157.69	<.0001	Cross Sectional Effect 453
CS454	1	0.004133	0.0351	0.12	0.9062	Cross Sectional Effect 454
CS455	1	0.140511	0.0230	6.11	<.0001	Cross Sectional Effect 455

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS456	1	0.027875	0.0250	1.11	0.2654	Cross Sectional Effect 456
CS457	1	-0.09589	0.0189	-5.07	<.0001	Cross Sectional Effect 457
CS458	1	-0.02554	0.0161	-1.59	0.1124	Cross Sectional Effect 458
CS459	1	-0.04512	0.0164	-2.76	0.0059	Cross Sectional Effect 459
CS460	1	0.036361	0.0209	1.74	0.0814	Cross Sectional Effect 460
CS461	1	0.0072	0.0192	0.37	0.7083	Cross Sectional Effect 461
CS462	1	0.009158	0.0165	0.55	0.5799	Cross Sectional Effect 462
CS463	1	-0.0073	0.0292	-0.25	0.8028	Cross Sectional Effect 463
CS464	1	0.047148	0.0204	2.31	0.0208	Cross Sectional Effect 464
CS465	1	-0.0232	0.0182	-1.27	0.2025	Cross Sectional Effect 465
CS466	1	-0.00911	0.0169	-0.54	0.5909	Cross Sectional Effect 466
CS467	1	-0.02688	0.0198	-1.36	0.1746	Cross Sectional Effect 467
CS468	1	-0.20645	0.0168	-12.27	<.0001	Cross Sectional Effect 468
CS469	1	-0.10368	0.0237	-4.37	<.0001	Cross Sectional Effect 469
CS470	1	0.040057	0.0185	2.17	0.0303	Cross Sectional Effect 470
CS471	1	-0.00236	0.0250	-0.09	0.9246	Cross Sectional Effect 471
CS472	1	0.00152	0.0180	0.08	0.9325	Cross Sectional Effect 472
CS473	1	0.021513	0.0254	0.85	0.3962	Cross Sectional Effect 473
CS474	1	-0.0039	0.0172	-0.23	0.8208	Cross Sectional Effect 474
CS475	1	0.012423	0.0484	0.26	0.7974	Cross Sectional Effect 475
CS476	1	-0.03796	0.0171	-2.23	0.0260	Cross Sectional Effect 476
CS477	1	0.026715	0.0164	1.63	0.1041	Cross Sectional Effect 477
CS478	1	0.042726	0.0299	1.43	0.1537	Cross Sectional Effect 478
CS479	1	0.004374	0.0372	0.12	0.9065	Cross Sectional Effect 479
CS480	1	-0.16556	0.0181	-9.14	<.0001	Cross Sectional Effect 480
CS481	1	0.003345	0.0168	0.20	0.8425	Cross Sectional Effect 481
CS482	1	0.114798	0.0203	5.65	<.0001	Cross Sectional Effect 482
CS483	1	-0.02085	0.0162	-1.29	0.1979	Cross Sectional Effect 483
CS484	1	-0.01194	0.0192	-0.62	0.5339	Cross Sectional Effect 484
CS485	1	-0.01837	0.0165	-1.11	0.2666	Cross Sectional Effect 485
CS486	1	-0.00112	0.0164	-0.07	0.9455	Cross Sectional Effect 486
CS487	1	-0.14196	0.0173	-8.19	<.0001	Cross Sectional Effect 487
CS488	1	-0.01708	0.0225	-0.76	0.4484	Cross Sectional Effect 488
CS489	1	-0.03656	0.0170	-2.15	0.0315	Cross Sectional Effect 489
CS490	1	-0.00733	0.0180	-0.41	0.6846	Cross Sectional Effect 490

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS491	1	-0.0035	0.0203	-0.17	0.8626	Cross Sectional Effect 491
CS492	1	0.045148	0.0202	2.24	0.0254	Cross Sectional Effect 492
CS493	1	0.14316	0.0188	7.60	<.0001	Cross Sectional Effect 493
CS494	1	0.12742	0.0307	4.15	<.0001	Cross Sectional Effect 494
CS495	1	0.028073	0.0166	1.69	0.0913	Cross Sectional Effect 495
CS496	1	-0.01283	0.0165	-0.78	0.4371	Cross Sectional Effect 496
CS497	1	-0.05513	0.0202	-2.74	0.0062	Cross Sectional Effect 497
CS498	1	0.023947	0.0270	0.89	0.3744	Cross Sectional Effect 498
CS499	1	-0.00902	0.0170	-0.53	0.5953	Cross Sectional Effect 499
CS500	1	-0.00715	0.0200	-0.36	0.7207	Cross Sectional Effect 500
CS501	1	-0.0351	0.0182	-1.92	0.0544	Cross Sectional Effect 501
CS502	1	0.081552	0.0183	4.45	<.0001	Cross Sectional Effect 502
CS503	1	0.07125	0.0176	4.06	<.0001	Cross Sectional Effect 503
CS504	1	0.002447	0.0176	0.14	0.8894	Cross Sectional Effect 504
CS505	1	-0.01534	0.0166	-0.92	0.3554	Cross Sectional Effect 505
CS506	1	0.03571	0.0160	2.23	0.0255	Cross Sectional Effect 506
CS507	1	0.054151	0.0178	3.05	0.0023	Cross Sectional Effect 507
CS508	1	0.016829	0.0352	0.48	0.6330	Cross Sectional Effect 508
CS509	1	0.003166	0.0182	0.17	0.8621	Cross Sectional Effect 509
CS510	1	-0.003	0.0185	-0.16	0.8711	Cross Sectional Effect 510
CS511	1	0.184047	0.0290	6.34	<.0001	Cross Sectional Effect 511
CS512	1	-0.00901	0.0168	-0.54	0.5916	Cross Sectional Effect 512
CS513	1	0.052013	0.0360	1.44	0.1490	Cross Sectional Effect 513
CS514	1	0.028066	0.0216	1.30	0.1940	Cross Sectional Effect 514
CS515	1	-0.37842	0.0392	-9.65	<.0001	Cross Sectional Effect 515
CS516	1	0.027521	0.0378	0.73	0.4666	Cross Sectional Effect 516
CS517	1	0.013281	0.0176	0.76	0.4493	Cross Sectional Effect 517
CS518	1	-0.01571	0.0170	-0.93	0.3541	Cross Sectional Effect 518
CS519	1	-0.00621	0.0168	-0.37	0.7114	Cross Sectional Effect 519
CS520	1	-0.02	0.0166	-1.20	0.2297	Cross Sectional Effect 520
CS521	1	-0.00571	0.0175	-0.33	0.7444	Cross Sectional Effect 521
CS522	1	0.007872	0.0164	0.48	0.6321	Cross Sectional Effect 522
CS523	1	0.102839	0.0197	5.22	<.0001	Cross Sectional Effect 523
CS524	1	0.196644	0.0176	11.16	<.0001	Cross Sectional Effect 524
CS525	1	-0.04933	0.0175	-2.82	0.0049	Cross Sectional Effect 525

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS526	1	-0.03596	0.0395	-0.91	0.3623	Cross Sectional Effect 526
CS527	1	0.067704	0.0199	3.40	0.0007	Cross Sectional Effect 527
CS528	1	0.225052	0.0190	11.82	<.0001	Cross Sectional Effect 528
CS529	1	0.337774	0.0225	15.04	<.0001	Cross Sectional Effect 529
CS530	1	0.087388	0.0270	3.24	0.0012	Cross Sectional Effect 530
CS531	1	-0.02106	0.0164	-1.28	0.1993	Cross Sectional Effect 531
CS532	1	-0.00898	0.0174	-0.52	0.6064	Cross Sectional Effect 532
CS533	1	-0.0793	0.0179	-4.44	<.0001	Cross Sectional Effect 533
CS534	1	-0.28311	0.0161	-17.57	<.0001	Cross Sectional Effect 534
CS535	1	0.041096	0.0263	1.56	0.1179	Cross Sectional Effect 535
CS536	1	0.06785	0.0396	1.72	0.0863	Cross Sectional Effect 536
CS537	1	0.057164	0.0257	2.22	0.0262	Cross Sectional Effect 537
CS538	1	-0.00496	0.0285	-0.17	0.8618	Cross Sectional Effect 538
CS539	1	0.013233	0.0211	0.63	0.5312	Cross Sectional Effect 539
CS540	1	-0.01857	0.0185	-1.00	0.3152	Cross Sectional Effect 540
CS541	1	0.029282	0.0185	1.59	0.1129	Cross Sectional Effect 541
CS542	1	-0.03728	0.0189	-1.98	0.0481	Cross Sectional Effect 542
CS543	1	0.002252	0.0169	0.13	0.8938	Cross Sectional Effect 543
CS544	1	-0.1981	0.0190	-10.44	<.0001	Cross Sectional Effect 544
CS545	1	0.051251	0.0180	2.85	0.0044	Cross Sectional Effect 545
CS546	1	0.036741	0.0193	1.90	0.0569	Cross Sectional Effect 546
CS547	1	0.011264	0.0165	0.68	0.4951	Cross Sectional Effect 547
CS548	1	0.021305	0.0207	1.03	0.3031	Cross Sectional Effect 548
CS549	1	-0.03075	0.0276	-1.12	0.2648	Cross Sectional Effect 549
CS550	1	0.101517	0.0225	4.52	<.0001	Cross Sectional Effect 550
CS551	1	0.016256	0.0224	0.72	0.4689	Cross Sectional Effect 551
CS552	1	0.070511	0.0242	2.92	0.0036	Cross Sectional Effect 552
CS553	1	-0.00784	0.0209	-0.38	0.7074	Cross Sectional Effect 553
CS554	1	-0.0076	0.0235	-0.32	0.7460	Cross Sectional Effect 554
CS555	1	0.375831	0.0304	12.36	<.0001	Cross Sectional Effect 555
CS556	1	0.06772	0.0237	2.86	0.0042	Cross Sectional Effect 556
CS557	1	-0.07236	0.0220	-3.29	0.0010	Cross Sectional Effect 557
CS558	1	-0.05959	0.0164	-3.63	0.0003	Cross Sectional Effect 558
CS559	1	0.00272	0.0180	0.15	0.8797	Cross Sectional Effect 559
CS560	1	0.040747	0.0225	1.81	0.0705	Cross Sectional Effect 560

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS561	1	0.004833	0.0178	0.27	0.7864	Cross Sectional Effect 561
CS562	1	0.083166	0.0289	2.87	0.0040	Cross Sectional Effect 562
CS563	1	0.178044	0.0164	10.87	<.0001	Cross Sectional Effect 563
CS564	1	0.044617	0.0398	1.12	0.2626	Cross Sectional Effect 564
CS565	1	0.003089	0.0173	0.18	0.8586	Cross Sectional Effect 565
CS566	1	-0.00117	0.0352	-0.03	0.9736	Cross Sectional Effect 566
CS567	1	0.072806	0.0206	3.54	0.0004	Cross Sectional Effect 567
CS568	1	0.010827	0.0220	0.49	0.6228	Cross Sectional Effect 568
CS569	1	0.023279	0.0298	0.78	0.4349	Cross Sectional Effect 569
CS570	1	-0.04659	0.0307	-1.52	0.1288	Cross Sectional Effect 570
CS571	1	-0.00231	0.0175	-0.13	0.8951	Cross Sectional Effect 571
CS572	1	0.003097	0.0209	0.15	0.8824	Cross Sectional Effect 572
CS573	1	0.018702	0.0547	0.34	0.7326	Cross Sectional Effect 573
CS574	1	0.026054	0.0178	1.46	0.1435	Cross Sectional Effect 574
CS575	1	0.009885	0.0181	0.55	0.5850	Cross Sectional Effect 575
CS576	1	-0.0338	0.0169	-1.99	0.0461	Cross Sectional Effect 576
CS577	1	-0.22274	0.0254	-8.76	<.0001	Cross Sectional Effect 577
CS578	1	0.001852	0.0190	0.10	0.9222	Cross Sectional Effect 578
CS579	1	-0.07557	0.0219	-3.46	0.0005	Cross Sectional Effect 579
CS580	1	-0.38386	0.0200	-19.15	<.0001	Cross Sectional Effect 580
CS581	1	-0.10603	0.0205	-5.16	<.0001	Cross Sectional Effect 581
CS582	1	0.386598	0.0281	13.76	<.0001	Cross Sectional Effect 582
CS583	1	-0.01899	0.0172	-1.10	0.2703	Cross Sectional Effect 583
CS584	1	0.131143	0.0318	4.13	<.0001	Cross Sectional Effect 584
CS585	1	0.026639	0.0177	1.50	0.1333	Cross Sectional Effect 585
CS586	1	0.030277	0.0168	1.80	0.0714	Cross Sectional Effect 586
CS587	1	0.085059	0.0188	4.52	<.0001	Cross Sectional Effect 587
CS588	1	-0.06466	0.0178	-3.63	0.0003	Cross Sectional Effect 588
CS589	1	-0.20466	0.0208	-9.83	<.0001	Cross Sectional Effect 589
CS590	1	-0.29277	0.0211	-13.90	<.0001	Cross Sectional Effect 590
CS591	1	-0.04769	0.0180	-2.65	0.0081	Cross Sectional Effect 591
CS592	1	0.220771	0.0285	7.75	<.0001	Cross Sectional Effect 592
CS593	1	-0.06016	0.0253	-2.38	0.0173	Cross Sectional Effect 593
CS594	1	0.007489	0.0193	0.39	0.6978	Cross Sectional Effect 594
CS595	1	0.033448	0.0197	1.70	0.0893	Cross Sectional Effect 595

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS596	1	-0.12418	0.0251	-4.95	<.0001	Cross Sectional Effect 596
CS597	1	0.284125	0.0278	10.22	<.0001	Cross Sectional Effect 597
CS598	1	0.052825	0.0208	2.54	0.0112	Cross Sectional Effect 598
CS599	1	-0.00498	0.0372	-0.13	0.8936	Cross Sectional Effect 599
CS600	1	0.183611	0.0358	5.13	<.0001	Cross Sectional Effect 600
CS601	1	-0.18435	0.0164	-11.21	<.0001	Cross Sectional Effect 601
CS602	1	-0.01214	0.0173	-0.70	0.4823	Cross Sectional Effect 602
CS603	1	0.03492	0.0177	1.97	0.0491	Cross Sectional Effect 603
CS604	1	-0.0987	0.0173	-5.70	<.0001	Cross Sectional Effect 604
CS605	1	0.064077	0.0164	3.91	<.0001	Cross Sectional Effect 605
CS606	1	0.04093	0.0238	1.72	0.0860	Cross Sectional Effect 606
CS607	1	-0.00172	0.0396	-0.04	0.9653	Cross Sectional Effect 607
CS608	1	-0.02194	0.0269	-0.82	0.4140	Cross Sectional Effect 608
CS609	1	0.13716	0.0201	6.83	<.0001	Cross Sectional Effect 609
CS610	1	0.07507	0.0266	2.83	0.0047	Cross Sectional Effect 610
CS611	1	0.03819	0.0227	1.68	0.0923	Cross Sectional Effect 611
CS612	1	0.100107	0.0252	3.97	<.0001	Cross Sectional Effect 612
CS613	1	-0.00837	0.0177	-0.47	0.6367	Cross Sectional Effect 613
CS614	1	-0.10908	0.0164	-6.65	<.0001	Cross Sectional Effect 614
CS615	1	-0.00669	0.0197	-0.34	0.7348	Cross Sectional Effect 615
CS616	1	0.054923	0.0181	3.04	0.0024	Cross Sectional Effect 616
CS617	1	0.027911	0.0170	1.64	0.1003	Cross Sectional Effect 617
CS618	1	0.012105	0.0187	0.65	0.5172	Cross Sectional Effect 618
CS619	1	0.155116	0.0235	6.60	<.0001	Cross Sectional Effect 619
CS620	1	0.022416	0.0169	1.33	0.1849	Cross Sectional Effect 620
CS621	1	0.081927	0.0340	2.41	0.0160	Cross Sectional Effect 621
CS622	1	0.047328	0.0183	2.58	0.0099	Cross Sectional Effect 622
CS623	1	0.114107	0.0228	5.00	<.0001	Cross Sectional Effect 623
CS624	1	0.413211	0.0435	9.51	<.0001	Cross Sectional Effect 624
CS625	1	0.001976	0.0175	0.11	0.9101	Cross Sectional Effect 625
CS626	1	0.004694	0.0194	0.24	0.8091	Cross Sectional Effect 626
CS627	1	0.045761	0.0272	1.68	0.0921	Cross Sectional Effect 627
CS628	1	0.057786	0.0483	1.20	0.2313	Cross Sectional Effect 628
CS629	1	-0.02961	0.0225	-1.32	0.1878	Cross Sectional Effect 629
CS630	1	-0.04751	0.0350	-1.36	0.1742	Cross Sectional Effect 630

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS631	1	-0.04745	0.0476	-1.00	0.3190	Cross Sectional Effect 631
CS632	1	-0.02982	0.0245	-1.21	0.2244	Cross Sectional Effect 632
CS633	1	0.00475	0.0270	0.18	0.8605	Cross Sectional Effect 633
CS634	1	-0.02333	0.0280	-0.83	0.4049	Cross Sectional Effect 634
CS635	1	0.036614	0.0236	1.55	0.1214	Cross Sectional Effect 635
CS636	1	-0.2384	0.0289	-8.24	<.0001	Cross Sectional Effect 636
CS637	1	-0.14067	0.0195	-7.20	<.0001	Cross Sectional Effect 637
CS638	1	-0.02372	0.0205	-1.16	0.2468	Cross Sectional Effect 638
CS639	1	-0.02109	0.0167	-1.27	0.2058	Cross Sectional Effect 639
CS640	1	-0.07628	0.0300	-2.54	0.0111	Cross Sectional Effect 640
CS641	1	0.084176	0.0227	3.70	0.0002	Cross Sectional Effect 641
CS642	1	0.323161	0.0175	18.44	<.0001	Cross Sectional Effect 642
CS643	1	-0.00071	0.0174	-0.04	0.9677	Cross Sectional Effect 643
CS644	1	0.000194	0.0171	0.01	0.9909	Cross Sectional Effect 644
CS645	1	0.010778	0.0207	0.52	0.6032	Cross Sectional Effect 645
CS646	1	-0.04442	0.0475	-0.94	0.3493	Cross Sectional Effect 646
CS647	1	0.018102	0.0162	1.12	0.2626	Cross Sectional Effect 647
CS648	1	0.029283	0.0213	1.37	0.1696	Cross Sectional Effect 648
CS649	1	0.079746	0.0184	4.34	<.0001	Cross Sectional Effect 649
CS650	1	-0.00163	0.0261	-0.06	0.9501	Cross Sectional Effect 650
CS651	1	-0.05152	0.0214	-2.41	0.0160	Cross Sectional Effect 651
CS652	1	0.101119	0.0196	5.15	<.0001	Cross Sectional Effect 652
CS653	1	0.402319	0.0235	17.12	<.0001	Cross Sectional Effect 653
CS654	1	-0.06148	0.0170	-3.61	0.0003	Cross Sectional Effect 654
CS655	1	-0.0572	0.0162	-3.53	0.0004	Cross Sectional Effect 655
CS656	1	0.130652	0.0281	4.65	<.0001	Cross Sectional Effect 656
CS657	1	0.077214	0.0187	4.13	<.0001	Cross Sectional Effect 657
CS658	1	0.180077	0.0346	5.20	<.0001	Cross Sectional Effect 658
CS659	1	0.003246	0.0188	0.17	0.8632	Cross Sectional Effect 659
CS660	1	0.039602	0.0166	2.38	0.0173	Cross Sectional Effect 660
CS661	1	-0.0809	0.0246	-3.29	0.0010	Cross Sectional Effect 661
CS662	1	0.037524	0.0233	1.61	0.1067	Cross Sectional Effect 662
CS663	1	0.004391	0.0227	0.19	0.8466	Cross Sectional Effect 663
CS664	1	0.07146	0.0162	4.42	<.0001	Cross Sectional Effect 664
CS665	1	-0.01569	0.0207	-0.76	0.4491	Cross Sectional Effect 665

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS666	1	0.021723	0.0191	1.14	0.2549	Cross Sectional Effect 666
CS667	1	0.025781	0.0183	1.41	0.1579	Cross Sectional Effect 667
CS668	1	-0.04679	0.0266	-1.76	0.0787	Cross Sectional Effect 668
CS669	1	0.017737	0.0189	0.94	0.3472	Cross Sectional Effect 669
CS670	1	-0.06733	0.0301	-2.23	0.0255	Cross Sectional Effect 670
CS671	1	-0.04905	0.0167	-2.94	0.0033	Cross Sectional Effect 671
CS672	1	0.049479	0.0193	2.56	0.0104	Cross Sectional Effect 672
CS673	1	-0.00336	0.0202	-0.17	0.8679	Cross Sectional Effect 673
CS674	1	-0.01689	0.0183	-0.92	0.3563	Cross Sectional Effect 674
CS675	1	-0.00707	0.0182	-0.39	0.6977	Cross Sectional Effect 675
CS676	1	-0.02765	0.0163	-1.69	0.0902	Cross Sectional Effect 676
CS677	1	0.047805	0.0222	2.15	0.0315	Cross Sectional Effect 677
CS678	1	-0.01119	0.0286	-0.39	0.6956	Cross Sectional Effect 678
CS679	1	-0.0909	0.0347	-2.62	0.0088	Cross Sectional Effect 679
CS680	1	0.001321	0.0160	0.08	0.9344	Cross Sectional Effect 680
CS681	1	0.022165	0.0373	0.59	0.5524	Cross Sectional Effect 681
CS682	1	-0.00174	0.0319	-0.05	0.9564	Cross Sectional Effect 682
CS683	1	0.007237	0.0184	0.39	0.6933	Cross Sectional Effect 683
CS684	1	-0.01553	0.0168	-0.93	0.3542	Cross Sectional Effect 684
CS685	1	0.001943	0.0246	0.08	0.9371	Cross Sectional Effect 685
CS686	1	0.027033	0.0400	0.68	0.4995	Cross Sectional Effect 686
CS687	1	0.058448	0.0306	1.91	0.0562	Cross Sectional Effect 687
CS688	1	0.020461	0.0182	1.12	0.2609	Cross Sectional Effect 688
CS689	1	-0.01458	0.0163	-0.89	0.3723	Cross Sectional Effect 689
CS690	1	0.059416	0.0193	3.08	0.0021	Cross Sectional Effect 690
CS691	1	0.080628	0.0193	4.17	<.0001	Cross Sectional Effect 691
CS692	1	0.011658	0.0308	0.38	0.7054	Cross Sectional Effect 692
CS693	1	-0.00026	0.0167	-0.02	0.9874	Cross Sectional Effect 693
CS694	1	-0.00564	0.0165	-0.34	0.7328	Cross Sectional Effect 694
CS695	1	-0.04227	0.0168	-2.52	0.0116	Cross Sectional Effect 695
CS696	1	-0.02705	0.0179	-1.51	0.1313	Cross Sectional Effect 696
CS697	1	0.027372	0.0196	1.40	0.1626	Cross Sectional Effect 697
CS698	1	0.080349	0.0300	2.68	0.0073	Cross Sectional Effect 698
CS699	1	0.022332	0.0186	1.20	0.2305	Cross Sectional Effect 699
CS700	1	0.048594	0.0331	1.47	0.1419	Cross Sectional Effect 700

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS701	1	0.104011	0.0211	4.93	<.0001	Cross Sectional Effect 701
CS702	1	-0.04143	0.0207	-2.00	0.0453	Cross Sectional Effect 702
CS703	1	0.019546	0.0665	0.29	0.7689	Cross Sectional Effect 703
CS704	1	-0.0642	0.0163	-3.95	<.0001	Cross Sectional Effect 704
CS705	1	0.033883	0.0180	1.88	0.0604	Cross Sectional Effect 705
CS706	1	-0.02305	0.0175	-1.32	0.1882	Cross Sectional Effect 706
CS707	1	-0.06009	0.0347	-1.73	0.0832	Cross Sectional Effect 707
CS708	1	-0.03762	0.0319	-1.18	0.2377	Cross Sectional Effect 708
CS709	1	-0.09907	0.0204	-4.85	<.0001	Cross Sectional Effect 709
CS710	1	-0.05289	0.0162	-3.26	0.0011	Cross Sectional Effect 710
CS711	1	-0.05446	0.0327	-1.67	0.0954	Cross Sectional Effect 711
CS712	1	-0.01805	0.0189	-0.95	0.3397	Cross Sectional Effect 712
CS713	1	0.085666	0.0399	2.15	0.0319	Cross Sectional Effect 713
CS714	1	-0.00775	0.0166	-0.47	0.6409	Cross Sectional Effect 714
CS715	1	-0.02063	0.0161	-1.28	0.1989	Cross Sectional Effect 715
CS716	1	0.01254	0.0180	0.70	0.4861	Cross Sectional Effect 716
CS717	1	-0.01817	0.0169	-1.08	0.2814	Cross Sectional Effect 717
CS718	1	0.115219	0.0231	5.00	<.0001	Cross Sectional Effect 718
CS719	1	-0.01523	0.0184	-0.83	0.4074	Cross Sectional Effect 719
CS720	1	-0.04347	0.0175	-2.48	0.0131	Cross Sectional Effect 720
CS721	1	-0.01363	0.0169	-0.81	0.4199	Cross Sectional Effect 721
CS722	1	-0.01379	0.0162	-0.85	0.3952	Cross Sectional Effect 722
CS723	1	-0.03227	0.0189	-1.71	0.0871	Cross Sectional Effect 723
CS724	1	0.030783	0.0185	1.66	0.0963	Cross Sectional Effect 724
CS725	1	0.003704	0.0167	0.22	0.8248	Cross Sectional Effect 725
CS726	1	0.044542	0.0218	2.04	0.0410	Cross Sectional Effect 726
CS727	1	-0.01567	0.0170	-0.92	0.3565	Cross Sectional Effect 727
CS728	1	-0.03177	0.0162	-1.96	0.0499	Cross Sectional Effect 728
CS729	1	0.047062	0.0230	2.05	0.0405	Cross Sectional Effect 729
CS730	1	-0.02002	0.0292	-0.69	0.4929	Cross Sectional Effect 730
CS731	1	0.00948	0.0181	0.52	0.6009	Cross Sectional Effect 731
CS732	1	0.023669	0.0170	1.39	0.1640	Cross Sectional Effect 732
CS733	1	0.038469	0.0228	1.69	0.0911	Cross Sectional Effect 733
CS734	1	0.047136	0.0190	2.48	0.0133	Cross Sectional Effect 734
CS735	1	-0.04313	0.0170	-2.53	0.0114	Cross Sectional Effect 735

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS736	1	0.014797	0.0171	0.86	0.3878	Cross Sectional Effect 736
CS737	1	0.076376	0.0227	3.37	0.0007	Cross Sectional Effect 737
CS738	1	-0.04692	0.0350	-1.34	0.1797	Cross Sectional Effect 738
CS739	1	-0.00312	0.0173	-0.18	0.8571	Cross Sectional Effect 739
CS740	1	-0.23529	0.0323	-7.29	<.0001	Cross Sectional Effect 740
CS741	1	0.024368	0.0188	1.30	0.1943	Cross Sectional Effect 741
CS742	1	0.051437	0.0222	2.31	0.0207	Cross Sectional Effect 742
CS743	1	0.038829	0.0231	1.68	0.0926	Cross Sectional Effect 743
CS744	1	0.03073	0.0308	1.00	0.3181	Cross Sectional Effect 744
CS745	1	-0.00654	0.0187	-0.35	0.7259	Cross Sectional Effect 745
CS746	1	-0.01153	0.0171	-0.68	0.4995	Cross Sectional Effect 746
CS747	1	-0.08595	0.0164	-5.25	<.0001	Cross Sectional Effect 747
CS748	1	0.010336	0.0398	0.26	0.7950	Cross Sectional Effect 748
CS749	1	0.023363	0.0171	1.37	0.1717	Cross Sectional Effect 749
CS750	1	0.065738	0.0219	3.00	0.0027	Cross Sectional Effect 750
CS751	1	0.001959	0.0193	0.10	0.9190	Cross Sectional Effect 751
CS752	1	0.065496	0.0194	3.37	0.0007	Cross Sectional Effect 752
CS753	1	-0.00672	0.0165	-0.41	0.6829	Cross Sectional Effect 753
CS754	1	0.069081	0.0377	1.83	0.0670	Cross Sectional Effect 754
CS755	1	-0.03058	0.0305	-1.00	0.3155	Cross Sectional Effect 755
CS756	1	0.004425	0.0229	0.19	0.8465	Cross Sectional Effect 756
CS757	1	0.044658	0.0172	2.59	0.0095	Cross Sectional Effect 757
CS758	1	0.132162	0.0246	5.36	<.0001	Cross Sectional Effect 758
CS759	1	0.063531	0.0255	2.49	0.0128	Cross Sectional Effect 759
CS760	1	-0.04738	0.0226	-2.09	0.0363	Cross Sectional Effect 760
CS761	1	-0.03734	0.0185	-2.01	0.0441	Cross Sectional Effect 761
CS762	1	0.019399	0.0195	0.99	0.3210	Cross Sectional Effect 762
CS763	1	0.094937	0.0246	3.87	0.0001	Cross Sectional Effect 763
CS764	1	0.076973	0.0190	4.06	<.0001	Cross Sectional Effect 764
CS765	1	0.075927	0.0169	4.49	<.0001	Cross Sectional Effect 765
CS766	1	-0.02808	0.0161	-1.74	0.0812	Cross Sectional Effect 766
CS767	1	-0.03164	0.0169	-1.87	0.0611	Cross Sectional Effect 767
CS768	1	0.032866	0.0178	1.85	0.0647	Cross Sectional Effect 768
CS769	1	0.035999	0.0184	1.95	0.0509	Cross Sectional Effect 769
CS770	1	-0.06003	0.0431	-1.39	0.1636	Cross Sectional Effect 770

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS771	1	0.080768	0.0255	3.16	0.0016	Cross Sectional Effect 771
CS772	1	-0.01831	0.0168	-1.09	0.2765	Cross Sectional Effect 772
CS773	1	-0.02515	0.0199	-1.26	0.2066	Cross Sectional Effect 773
CS774	1	-0.16056	0.0175	-9.19	<.0001	Cross Sectional Effect 774
CS775	1	-0.05911	0.0169	-3.49	0.0005	Cross Sectional Effect 775
CS776	1	-0.07465	0.0164	-4.55	<.0001	Cross Sectional Effect 776
CS777	1	0.078262	0.0264	2.96	0.0030	Cross Sectional Effect 777
CS778	1	-0.01915	0.0183	-1.05	0.2950	Cross Sectional Effect 778
CS779	1	0.000116	0.0184	0.01	0.9950	Cross Sectional Effect 779
CS780	1	-0.21241	0.0241	-8.82	<.0001	Cross Sectional Effect 780
CS781	1	-0.12839	0.0233	-5.51	<.0001	Cross Sectional Effect 781
CS782	1	0.005611	0.0186	0.30	0.7629	Cross Sectional Effect 782
CS783	1	-0.0732	0.0392	-1.87	0.0618	Cross Sectional Effect 783
CS784	1	-0.15111	0.0262	-5.76	<.0001	Cross Sectional Effect 784
CS785	1	-0.04979	0.0163	-3.05	0.0023	Cross Sectional Effect 785
CS786	1	-0.05206	0.0161	-3.23	0.0012	Cross Sectional Effect 786
CS787	1	-0.16146	0.0169	-9.55	<.0001	Cross Sectional Effect 787
CS788	1	0.102149	0.0285	3.59	0.0003	Cross Sectional Effect 788
CS789	1	-0.0081	0.0184	-0.44	0.6605	Cross Sectional Effect 789
CS790	1	0.157315	0.0218	7.22	<.0001	Cross Sectional Effect 790
CS791	1	0.037268	0.0303	1.23	0.2194	Cross Sectional Effect 791
CS792	1	0.182327	0.0309	5.90	<.0001	Cross Sectional Effect 792
CS793	1	0.007796	0.0317	0.25	0.8059	Cross Sectional Effect 793
CS794	1	-0.06563	0.0213	-3.08	0.0021	Cross Sectional Effect 794
CS795	1	-0.0395	0.0190	-2.08	0.0378	Cross Sectional Effect 795
CS796	1	-0.00883	0.0208	-0.43	0.6707	Cross Sectional Effect 796
CS797	1	0.118444	0.0223	5.30	<.0001	Cross Sectional Effect 797
CS798	1	0.007442	0.0166	0.45	0.6543	Cross Sectional Effect 798
CS799	1	-0.10262	0.0185	-5.55	<.0001	Cross Sectional Effect 799
CS800	1	0.003548	0.0251	0.14	0.8876	Cross Sectional Effect 800
CS801	1	-0.01564	0.0197	-0.79	0.4272	Cross Sectional Effect 801
CS802	1	-0.09328	0.0242	-3.86	0.0001	Cross Sectional Effect 802
CS803	1	-0.06672	0.0285	-2.34	0.0190	Cross Sectional Effect 803
CS804	1	0.002708	0.0345	0.08	0.9374	Cross Sectional Effect 804
CS805	1	-0.05477	0.0245	-2.24	0.0252	Cross Sectional Effect 805

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS806	1	-0.02838	0.0217	-1.31	0.1917	Cross Sectional Effect 806
CS807	1	0.186372	0.0367	5.07	<.0001	Cross Sectional Effect 807
CS808	1	0.026845	0.0166	1.62	0.1052	Cross Sectional Effect 808
CS809	1	0.129416	0.0188	6.87	<.0001	Cross Sectional Effect 809
CS810	1	-0.00428	0.0271	-0.16	0.8743	Cross Sectional Effect 810
CS811	1	0.051022	0.0182	2.80	0.0052	Cross Sectional Effect 811
CS812	1	0.352437	0.0190	18.58	<.0001	Cross Sectional Effect 812
CS813	1	0.007676	0.0160	0.48	0.6306	Cross Sectional Effect 813
CS814	1	0.002511	0.0204	0.12	0.9018	Cross Sectional Effect 814
CS815	1	-0.01467	0.0162	-0.91	0.3653	Cross Sectional Effect 815
CS816	1	0.012502	0.0169	0.74	0.4594	Cross Sectional Effect 816
CS817	1	-0.01994	0.0262	-0.76	0.4465	Cross Sectional Effect 817
CS818	1	0.108188	0.0201	5.37	<.0001	Cross Sectional Effect 818
CS819	1	0.102319	0.0255	4.01	<.0001	Cross Sectional Effect 819
CS820	1	-0.02839	0.0177	-1.60	0.1097	Cross Sectional Effect 820
CS821	1	-0.04764	0.0169	-2.82	0.0049	Cross Sectional Effect 821
CS822	1	-0.06063	0.0206	-2.95	0.0032	Cross Sectional Effect 822
CS823	1	0.050557	0.0187	2.70	0.0070	Cross Sectional Effect 823
CS824	1	-0.03327	0.0274	-1.21	0.2254	Cross Sectional Effect 824
CS825	1	0.005255	0.0190	0.28	0.7822	Cross Sectional Effect 825
CS826	1	0.06111	0.0227	2.69	0.0071	Cross Sectional Effect 826
CS827	1	-0.08225	0.0194	-4.23	<.0001	Cross Sectional Effect 827
CS828	1	0.066645	0.0239	2.78	0.0054	Cross Sectional Effect 828
CS829	1	-0.0321	0.0212	-1.51	0.1303	Cross Sectional Effect 829
CS830	1	-0.00109	0.0171	-0.06	0.9493	Cross Sectional Effect 830
CS831	1	0.071398	0.0287	2.49	0.0129	Cross Sectional Effect 831
CS832	1	0.035039	0.0172	2.04	0.0418	Cross Sectional Effect 832
CS833	1	0.066498	0.0199	3.34	0.0008	Cross Sectional Effect 833
CS834	1	0.042821	0.0169	2.53	0.0114	Cross Sectional Effect 834
CS835	1	0.016164	0.0241	0.67	0.5026	Cross Sectional Effect 835
CS836	1	-0.00786	0.0172	-0.46	0.6485	Cross Sectional Effect 836
CS837	1	0.12761	0.0172	7.42	<.0001	Cross Sectional Effect 837
CS838	1	0.069118	0.0175	3.96	<.0001	Cross Sectional Effect 838
CS839	1	-0.05023	0.0245	-2.05	0.0402	Cross Sectional Effect 839
CS840	1	0.006072	0.0186	0.33	0.7447	Cross Sectional Effect 840

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS841	1	0.248679	0.0193	12.90	<.0001	Cross Sectional Effect 841
CS842	1	0.01979	0.0171	1.16	0.2472	Cross Sectional Effect 842
CS843	1	0.062735	0.0234	2.68	0.0074	Cross Sectional Effect 843
CS844	1	0.018008	0.0192	0.94	0.3484	Cross Sectional Effect 844
CS845	1	0.055583	0.0224	2.48	0.0130	Cross Sectional Effect 845
CS846	1	-0.02557	0.0186	-1.38	0.1690	Cross Sectional Effect 846
CS847	1	0.061264	0.0661	0.93	0.3538	Cross Sectional Effect 847
CS848	1	0.008672	0.0166	0.52	0.6016	Cross Sectional Effect 848
CS849	1	-0.07534	0.0261	-2.89	0.0039	Cross Sectional Effect 849
CS850	1	0.065864	0.0194	3.40	0.0007	Cross Sectional Effect 850
CS851	1	-0.05895	0.0206	-2.86	0.0042	Cross Sectional Effect 851
CS852	1	0.011859	0.0190	0.63	0.5318	Cross Sectional Effect 852
CS853	1	0.079642	0.0312	2.55	0.0107	Cross Sectional Effect 853
CS854	1	0.055216	0.0200	2.77	0.0057	Cross Sectional Effect 854
CS855	1	0.014137	0.0240	0.59	0.5558	Cross Sectional Effect 855
CS856	1	0.003169	0.0168	0.19	0.8505	Cross Sectional Effect 856
CS857	1	-0.0374	0.0165	-2.27	0.0233	Cross Sectional Effect 857
CS858	1	0.081915	0.0279	2.93	0.0033	Cross Sectional Effect 858
CS859	1	-0.0185	0.0311	-0.59	0.5523	Cross Sectional Effect 859
CS860	1	0.003092	0.0169	0.18	0.8552	Cross Sectional Effect 860
CS861	1	-0.0331	0.0239	-1.38	0.1663	Cross Sectional Effect 861
CS862	1	0.01583	0.0215	0.74	0.4612	Cross Sectional Effect 862
CS863	1	0.121695	0.0245	4.96	<.0001	Cross Sectional Effect 863
CS864	1	0.002644	0.0166	0.16	0.8731	Cross Sectional Effect 864
CS865	1	0.022834	0.0282	0.81	0.4174	Cross Sectional Effect 865
CS866	1	-0.00227	0.0163	-0.14	0.8896	Cross Sectional Effect 866
CS867	1	-0.05841	0.0163	-3.58	0.0003	Cross Sectional Effect 867
CS868	1	0.0114	0.0274	0.42	0.6775	Cross Sectional Effect 868
CS869	1	-0.04234	0.0258	-1.64	0.1006	Cross Sectional Effect 869
CS870	1	0.092307	0.0181	5.11	<.0001	Cross Sectional Effect 870
CS871	1	-0.00145	0.0398	-0.04	0.9710	Cross Sectional Effect 871
CS872	1	-0.17522	0.0366	-4.79	<.0001	Cross Sectional Effect 872
CS873	1	0.034219	0.0329	1.04	0.2977	Cross Sectional Effect 873
CS874	1	-0.078	0.0394	-1.98	0.0478	Cross Sectional Effect 874
CS875	1	-0.27873	0.0202	-13.78	<.0001	Cross Sectional Effect 875

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS876	1	-0.11024	0.0198	-5.57	<.0001	Cross Sectional Effect 876
CS877	1	0.071566	0.0263	2.72	0.0064	Cross Sectional Effect 877
CS878	1	0.228352	0.0264	8.65	<.0001	Cross Sectional Effect 878
CS879	1	0.072336	0.0205	3.53	0.0004	Cross Sectional Effect 879
CS880	1	0.013995	0.0210	0.67	0.5060	Cross Sectional Effect 880
CS881	1	-1.02598	0.0227	-45.23	<.0001	Cross Sectional Effect 881
CS882	1	0.054716	0.0211	2.59	0.0095	Cross Sectional Effect 882
CS883	1	0.025674	0.0229	1.12	0.2631	Cross Sectional Effect 883
CS884	1	-0.01792	0.0240	-0.75	0.4548	Cross Sectional Effect 884
CS885	1	-0.02326	0.0164	-1.42	0.1567	Cross Sectional Effect 885
CS886	1	0.002872	0.0165	0.17	0.8615	Cross Sectional Effect 886
CS887	1	0.124484	0.0223	5.57	<.0001	Cross Sectional Effect 887
CS888	1	0.102843	0.0188	5.48	<.0001	Cross Sectional Effect 888
CS889	1	-0.09205	0.0180	-5.11	<.0001	Cross Sectional Effect 889
CS890	1	0.123672	0.0245	5.05	<.0001	Cross Sectional Effect 890
CS891	1	0.387994	0.0327	11.85	<.0001	Cross Sectional Effect 891
CS892	1	0.016542	0.0333	0.50	0.6193	Cross Sectional Effect 892
CS893	1	-0.0117	0.0241	-0.48	0.6278	Cross Sectional Effect 893
CS894	1	-0.0502	0.0234	-2.15	0.0318	Cross Sectional Effect 894
CS895	1	-0.09681	0.0190	-5.10	<.0001	Cross Sectional Effect 895
CS896	1	-0.05413	0.0182	-2.98	0.0029	Cross Sectional Effect 896
CS897	1	0.017624	0.0184	0.96	0.3384	Cross Sectional Effect 897
CS898	1	-0.10444	0.0163	-6.42	<.0001	Cross Sectional Effect 898
CS899	1	-0.12385	0.0186	-6.66	<.0001	Cross Sectional Effect 899
CS900	1	0.00865	0.0196	0.44	0.6587	Cross Sectional Effect 900
CS901	1	0.025602	0.0188	1.36	0.1729	Cross Sectional Effect 901
CS902	1	-0.26756	0.0274	-9.75	<.0001	Cross Sectional Effect 902
CS903	1	-0.30214	0.0170	-17.80	<.0001	Cross Sectional Effect 903
CS904	1	0.170301	0.0270	6.30	<.0001	Cross Sectional Effect 904
CS905	1	0.028835	0.0202	1.43	0.1533	Cross Sectional Effect 905
CS906	1	0.259468	0.0264	9.81	<.0001	Cross Sectional Effect 906
CS907	1	0.123996	0.0185	6.72	<.0001	Cross Sectional Effect 907
CS908	1	0.029499	0.0248	1.19	0.2333	Cross Sectional Effect 908
CS909	1	0.095161	0.0206	4.62	<.0001	Cross Sectional Effect 909
CS910	1	-0.02678	0.0204	-1.31	0.1891	Cross Sectional Effect 910

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS911	1	0.085919	0.0208	4.13	<.0001	Cross Sectional Effect 911
CS912	1	-0.06704	0.0225	-2.98	0.0029	Cross Sectional Effect 912
CS913	1	-0.08697	0.0189	-4.61	<.0001	Cross Sectional Effect 913
CS914	1	0.074228	0.0209	3.55	0.0004	Cross Sectional Effect 914
CS915	1	-0.15171	0.0368	-4.12	<.0001	Cross Sectional Effect 915
CS916	1	0.007292	0.0185	0.39	0.6935	Cross Sectional Effect 916
CS917	1	0.027944	0.0179	1.56	0.1182	Cross Sectional Effect 917
CS918	1	-0.25358	0.0199	-12.76	<.0001	Cross Sectional Effect 918
CS919	1	0.018672	0.0200	0.94	0.3493	Cross Sectional Effect 919
CS920	1	0.068383	0.0478	1.43	0.1523	Cross Sectional Effect 920
CS921	1	-0.02999	0.0160	-1.87	0.0615	Cross Sectional Effect 921
CS922	1	-0.14094	0.0187	-7.55	<.0001	Cross Sectional Effect 922
CS923	1	0.367815	0.0292	12.60	<.0001	Cross Sectional Effect 923
CS924	1	-0.06938	0.0203	-3.41	0.0006	Cross Sectional Effect 924
CS925	1	0.045498	0.0201	2.26	0.0238	Cross Sectional Effect 925
CS926	1	-0.16915	0.0202	-8.36	<.0001	Cross Sectional Effect 926
CS927	1	-0.04819	0.0160	-3.01	0.0026	Cross Sectional Effect 927
CS928	1	-0.02086	0.0192	-1.08	0.2781	Cross Sectional Effect 928
CS929	1	-0.072	0.0289	-2.49	0.0127	Cross Sectional Effect 929
CS930	1	-0.04997	0.0396	-1.26	0.2075	Cross Sectional Effect 930
CS931	1	-0.01285	0.0282	-0.46	0.6480	Cross Sectional Effect 931
CS932	1	-0.05733	0.0238	-2.41	0.0160	Cross Sectional Effect 932
CS933	1	-0.1606	0.0185	-8.66	<.0001	Cross Sectional Effect 933
CS934	1	0.014347	0.0209	0.69	0.4914	Cross Sectional Effect 934
CS935	1	-0.21811	0.0392	-5.56	<.0001	Cross Sectional Effect 935
CS936	1	0.001458	0.0294	0.05	0.9604	Cross Sectional Effect 936
CS937	1	-0.04588	0.0428	-1.07	0.2834	Cross Sectional Effect 937
CS938	1	0.060711	0.0227	2.67	0.0075	Cross Sectional Effect 938
CS939	1	-0.03708	0.0184	-2.02	0.0435	Cross Sectional Effect 939
CS940	1	0.021793	0.0195	1.12	0.2627	Cross Sectional Effect 940
CS941	1	0.036555	0.0161	2.28	0.0228	Cross Sectional Effect 941
CS942	1	-0.01715	0.0181	-0.95	0.3438	Cross Sectional Effect 942
CS943	1	0.33925	0.0315	10.78	<.0001	Cross Sectional Effect 943
CS944	1	-0.02072	0.0183	-1.13	0.2566	Cross Sectional Effect 944
CS945	1	-0.00061	0.0395	-0.02	0.9876	Cross Sectional Effect 945

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS946	1	0.033364	0.0161	2.07	0.0382	Cross Sectional Effect 946
CS947	1	-0.00537	0.0166	-0.32	0.7464	Cross Sectional Effect 947
CS948	1	0.003641	0.0199	0.18	0.8545	Cross Sectional Effect 948
CS949	1	0.010399	0.0473	0.22	0.8258	Cross Sectional Effect 949
CS950	1	0.000808	0.0181	0.04	0.9644	Cross Sectional Effect 950
CS951	1	0.038067	0.0372	1.02	0.3063	Cross Sectional Effect 951
CS952	1	0.012166	0.0315	0.39	0.6995	Cross Sectional Effect 952
CS953	1	-0.02094	0.0232	-0.90	0.3673	Cross Sectional Effect 953
CS954	1	0.055415	0.0167	3.31	0.0009	Cross Sectional Effect 954
CS955	1	0.001904	0.0167	0.11	0.9091	Cross Sectional Effect 955
CS956	1	-0.11486	0.0268	-4.28	<.0001	Cross Sectional Effect 956
CS957	1	-0.0851	0.0313	-2.72	0.0066	Cross Sectional Effect 957
CS958	1	0.013574	0.0370	0.37	0.7139	Cross Sectional Effect 958
CS959	1	0.054575	0.0197	2.77	0.0056	Cross Sectional Effect 959
CS960	1	0.096202	0.0309	3.11	0.0019	Cross Sectional Effect 960
CS961	1	-0.03357	0.0266	-1.26	0.2072	Cross Sectional Effect 961
CS962	1	-0.01084	0.0172	-0.63	0.5279	Cross Sectional Effect 962
CS963	1	-0.02328	0.0195	-1.19	0.2332	Cross Sectional Effect 963
CS964	1	0.007692	0.0212	0.36	0.7173	Cross Sectional Effect 964
CS965	1	-0.01592	0.0373	-0.43	0.6696	Cross Sectional Effect 965
CS966	1	-0.04182	0.0187	-2.24	0.0253	Cross Sectional Effect 966
CS967	1	-0.03813	0.0316	-1.21	0.2280	Cross Sectional Effect 967
CS968	1	-0.05032	0.0201	-2.50	0.0125	Cross Sectional Effect 968
CS969	1	0.088708	0.0166	5.33	<.0001	Cross Sectional Effect 969
CS970	1	0.343844	0.0284	12.10	<.0001	Cross Sectional Effect 970
CS971	1	0.080704	0.0218	3.70	0.0002	Cross Sectional Effect 971
CS972	1	-0.07827	0.0175	-4.48	<.0001	Cross Sectional Effect 972
CS973	1	-0.0166	0.0174	-0.95	0.3406	Cross Sectional Effect 973
CS974	1	0.193251	0.0185	10.47	<.0001	Cross Sectional Effect 974
CS975	1	-0.62969	0.0238	-26.47	<.0001	Cross Sectional Effect 975
CS976	1	0.176272	0.0239	7.38	<.0001	Cross Sectional Effect 976
CS977	1	0.033027	0.0184	1.79	0.0728	Cross Sectional Effect 977
CS978	1	-0.05944	0.0356	-1.67	0.0952	Cross Sectional Effect 978
CS979	1	0.030997	0.0217	1.43	0.1530	Cross Sectional Effect 979
CS980	1	-0.00762	0.0163	-0.47	0.6405	Cross Sectional Effect 980

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS981	1	-0.15893	0.0164	-9.70	<.0001	Cross Sectional Effect 981
CS982	1	-0.03669	0.0170	-2.15	0.0314	Cross Sectional Effect 982
CS983	1	-0.30557	0.0378	-8.08	<.0001	Cross Sectional Effect 983
CS984	1	0.026118	0.0220	1.18	0.2361	Cross Sectional Effect 984
CS985	1	-0.00217	0.0169	-0.13	0.8980	Cross Sectional Effect 985
CS986	1	0.005589	0.0236	0.24	0.8126	Cross Sectional Effect 986
CS987	1	-0.02616	0.0168	-1.55	0.1201	Cross Sectional Effect 987
CS988	1	0.087681	0.0169	5.19	<.0001	Cross Sectional Effect 988
CS989	1	0.072421	0.0189	3.83	0.0001	Cross Sectional Effect 989
CS990	1	0.03005	0.0168	1.78	0.0743	Cross Sectional Effect 990
CS991	1	0.006777	0.0393	0.17	0.8632	Cross Sectional Effect 991
CS992	1	-0.01549	0.0291	-0.53	0.5941	Cross Sectional Effect 992
CS993	1	0.1387	0.0250	5.55	<.0001	Cross Sectional Effect 993
CS994	1	0.026463	0.0277	0.96	0.3391	Cross Sectional Effect 994
CS995	1	0.193329	0.0211	9.18	<.0001	Cross Sectional Effect 995
CS996	1	0.04768	0.0211	2.26	0.0239	Cross Sectional Effect 996
CS997	1	-0.03731	0.0253	-1.48	0.1396	Cross Sectional Effect 997
CS998	1	-0.01159	0.0207	-0.56	0.5751	Cross Sectional Effect 998
CS999	1	0.196194	0.0348	5.63	<.0001	Cross Sectional Effect 999
CS1000	1	0.135868	0.0179	7.61	<.0001	Cross Sectional Effect 1000
CS1001	1	-0.01999	0.0219	-0.91	0.3605	Cross Sectional Effect 1001
CS1002	1	-0.00142	0.0238	-0.06	0.9523	Cross Sectional Effect 1002
CS1003	1	0.266559	0.0295	9.03	<.0001	Cross Sectional Effect 1003
CS1004	1	0.006864	0.0177	0.39	0.6986	Cross Sectional Effect 1004
CS1005	1	-0.10756	0.0280	-3.84	0.0001	Cross Sectional Effect 1005
CS1006	1	0.024541	0.0174	1.41	0.1576	Cross Sectional Effect 1006
CS1007	1	-0.00219	0.0170	-0.13	0.8976	Cross Sectional Effect 1007
CS1008	1	0.007493	0.0195	0.38	0.7003	Cross Sectional Effect 1008
CS1009	1	0.075652	0.0248	3.05	0.0023	Cross Sectional Effect 1009
CS1010	1	-0.07852	0.0190	-4.14	<.0001	Cross Sectional Effect 1010
CS1011	1	-0.07297	0.0166	-4.40	<.0001	Cross Sectional Effect 1011
CS1012	1	-0.0865	0.0164	-5.29	<.0001	Cross Sectional Effect 1012
CS1013	1	0.03676	0.0233	1.58	0.1146	Cross Sectional Effect 1013
CS1014	1	0.022192	0.0433	0.51	0.6082	Cross Sectional Effect 1014
CS1015	1	0.004009	0.0204	0.20	0.8445	Cross Sectional Effect 1015

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1016	1	0.056157	0.0426	1.32	0.1877	Cross Sectional Effect 1016
CS1017	1	-0.03119	0.0335	-0.93	0.3523	Cross Sectional Effect 1017
CS1018	1	0.002899	0.0213	0.14	0.8919	Cross Sectional Effect 1018
CS1019	1	-0.03684	0.0201	-1.83	0.0671	Cross Sectional Effect 1019
CS1020	1	0.093431	0.0660	1.41	0.1571	Cross Sectional Effect 1020
CS1021	1	0.002871	0.0172	0.17	0.8671	Cross Sectional Effect 1021
CS1022	1	0.019756	0.0180	1.10	0.2717	Cross Sectional Effect 1022
CS1023	1	0.060819	0.0204	2.98	0.0029	Cross Sectional Effect 1023
CS1024	1	-0.03915	0.0399	-0.98	0.3266	Cross Sectional Effect 1024
CS1025	1	0.012346	0.0347	0.36	0.7222	Cross Sectional Effect 1025
CS1026	1	-0.01512	0.0166	-0.91	0.3630	Cross Sectional Effect 1026
CS1027	1	-0.00702	0.0170	-0.41	0.6792	Cross Sectional Effect 1027
CS1028	1	-0.00088	0.0160	-0.05	0.9563	Cross Sectional Effect 1028
CS1029	1	0.223326	0.0265	8.44	<.0001	Cross Sectional Effect 1029
CS1030	1	0.039431	0.0327	1.21	0.2281	Cross Sectional Effect 1030
CS1031	1	-0.01543	0.0548	-0.28	0.7782	Cross Sectional Effect 1031
CS1032	1	-0.03665	0.0190	-1.93	0.0532	Cross Sectional Effect 1032
CS1033	1	0.145269	0.0167	8.71	<.0001	Cross Sectional Effect 1033
CS1034	1	-0.09071	0.0163	-5.56	<.0001	Cross Sectional Effect 1034
CS1035	1	0.454405	0.0316	14.37	<.0001	Cross Sectional Effect 1035
CS1036	1	-0.03392	0.0170	-1.99	0.0461	Cross Sectional Effect 1036
CS1037	1	0.019226	0.0172	1.12	0.2641	Cross Sectional Effect 1037
CS1038	1	0.280079	0.0346	8.08	<.0001	Cross Sectional Effect 1038
CS1039	1	0.011585	0.0176	0.66	0.5116	Cross Sectional Effect 1039
CS1040	1	-0.01497	0.0186	-0.81	0.4201	Cross Sectional Effect 1040
CS1041	1	-0.0032	0.0243	-0.13	0.8955	Cross Sectional Effect 1041
CS1042	1	-0.08184	0.0217	-3.78	0.0002	Cross Sectional Effect 1042
CS1043	1	0.370274	0.0204	18.14	<.0001	Cross Sectional Effect 1043
CS1044	1	-0.00314	0.0431	-0.07	0.9418	Cross Sectional Effect 1044
CS1045	1	0.229158	0.0262	8.73	<.0001	Cross Sectional Effect 1045
CS1046	1	-0.04972	0.0182	-2.73	0.0062	Cross Sectional Effect 1046
CS1047	1	0.042722	0.0180	2.38	0.0175	Cross Sectional Effect 1047
CS1048	1	0.029904	0.0189	1.59	0.1129	Cross Sectional Effect 1048
CS1049	1	-0.11934	0.0183	-6.52	<.0001	Cross Sectional Effect 1049
CS1050	1	0.110838	0.0248	4.47	<.0001	Cross Sectional Effect 1050

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1051	1	-0.0185	0.0163	-1.13	0.2574	Cross Sectional Effect 1051
CS1052	1	-0.0378	0.0227	-1.66	0.0964	Cross Sectional Effect 1052
CS1053	1	0.015841	0.0277	0.57	0.5671	Cross Sectional Effect 1053
CS1054	1	0.260407	0.0265	9.84	<.0001	Cross Sectional Effect 1054
CS1055	1	0.056603	0.0396	1.43	0.1525	Cross Sectional Effect 1055
CS1056	1	-0.14544	0.0186	-7.82	<.0001	Cross Sectional Effect 1056
CS1057	1	-0.26675	0.0173	-15.44	<.0001	Cross Sectional Effect 1057
CS1058	1	-0.02993	0.0223	-1.34	0.1797	Cross Sectional Effect 1058
CS1059	1	-0.20828	0.0397	-5.25	<.0001	Cross Sectional Effect 1059
CS1060	1	-0.02789	0.0201	-1.39	0.1652	Cross Sectional Effect 1060
CS1061	1	0.219032	0.0220	9.94	<.0001	Cross Sectional Effect 1061
CS1062	1	-0.0605	0.0195	-3.11	0.0019	Cross Sectional Effect 1062
CS1063	1	-0.00973	0.0192	-0.51	0.6131	Cross Sectional Effect 1063
CS1064	1	-0.02834	0.0187	-1.51	0.1306	Cross Sectional Effect 1064
CS1065	1	0.069912	0.0176	3.97	<.0001	Cross Sectional Effect 1065
CS1066	1	0.025997	0.0303	0.86	0.3902	Cross Sectional Effect 1066
CS1067	1	0.010024	0.0170	0.59	0.5561	Cross Sectional Effect 1067
CS1068	1	-0.02604	0.0476	-0.55	0.5840	Cross Sectional Effect 1068
CS1069	1	0.103686	0.0300	3.46	0.0005	Cross Sectional Effect 1069
CS1070	1	-0.03001	0.0331	-0.91	0.3647	Cross Sectional Effect 1070
CS1071	1	-0.0496	0.0169	-2.93	0.0033	Cross Sectional Effect 1071
CS1072	1	-0.05976	0.0245	-2.44	0.0146	Cross Sectional Effect 1072
CS1073	1	-0.04457	0.0398	-1.12	0.2626	Cross Sectional Effect 1073
CS1074	1	0.028513	0.0169	1.68	0.0923	Cross Sectional Effect 1074
CS1075	1	-0.03581	0.0229	-1.56	0.1186	Cross Sectional Effect 1075
CS1076	1	0.06031	0.0209	2.89	0.0039	Cross Sectional Effect 1076
CS1077	1	0.055719	0.0251	2.22	0.0267	Cross Sectional Effect 1077
CS1078	1	0.020061	0.0199	1.01	0.3134	Cross Sectional Effect 1078
CS1079	1	0.003109	0.0233	0.13	0.8939	Cross Sectional Effect 1079
CS1080	1	0.004048	0.0210	0.19	0.8470	Cross Sectional Effect 1080
CS1081	1	-0.10869	0.0210	-5.17	<.0001	Cross Sectional Effect 1081
CS1082	1	0.008485	0.0219	0.39	0.6986	Cross Sectional Effect 1082
CS1083	1	0.237393	0.0237	10.03	<.0001	Cross Sectional Effect 1083
CS1084	1	0.135783	0.0226	6.00	<.0001	Cross Sectional Effect 1084
CS1085	1	0.038793	0.0405	0.96	0.3377	Cross Sectional Effect 1085

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1086	1	0.019769	0.0164	1.20	0.2288	Cross Sectional Effect 1086
CS1087	1	0.119004	0.0549	2.17	0.0302	Cross Sectional Effect 1087
CS1088	1	0.12405	0.0275	4.51	<.0001	Cross Sectional Effect 1088
CS1089	1	-0.02333	0.0184	-1.27	0.2047	Cross Sectional Effect 1089
CS1090	1	0.017768	0.0185	0.96	0.3358	Cross Sectional Effect 1090
CS1091	1	0.0639	0.0185	3.46	0.0005	Cross Sectional Effect 1091
CS1092	1	-0.04338	0.0269	-1.61	0.1071	Cross Sectional Effect 1092
CS1093	1	0.008944	0.0547	0.16	0.8701	Cross Sectional Effect 1093
CS1094	1	0.054789	0.0263	2.08	0.0371	Cross Sectional Effect 1094
CS1095	1	-0.05402	0.0161	-3.35	0.0008	Cross Sectional Effect 1095
CS1096	1	0.414502	0.0345	12.03	<.0001	Cross Sectional Effect 1096
CS1097	1	-0.08959	0.0167	-5.36	<.0001	Cross Sectional Effect 1097
CS1098	1	-0.07574	0.0169	-4.49	<.0001	Cross Sectional Effect 1098
CS1099	1	-0.01688	0.0167	-1.01	0.3122	Cross Sectional Effect 1099
CS1100	1	-0.03209	0.0241	-1.33	0.1824	Cross Sectional Effect 1100
CS1101	1	-0.0168	0.0281	-0.60	0.5493	Cross Sectional Effect 1101
CS1102	1	-0.09521	0.0169	-5.63	<.0001	Cross Sectional Effect 1102
CS1103	1	0.038994	0.0370	1.05	0.2920	Cross Sectional Effect 1103
CS1104	1	-0.13264	0.0545	-2.43	0.0149	Cross Sectional Effect 1104
CS1105	1	0.028998	0.0167	1.74	0.0824	Cross Sectional Effect 1105
CS1106	1	0.005636	0.0183	0.31	0.7582	Cross Sectional Effect 1106
CS1107	1	0.037485	0.0197	1.91	0.0565	Cross Sectional Effect 1107
CS1108	1	-0.0322	0.0162	-1.99	0.0470	Cross Sectional Effect 1108
CS1109	1	0.212463	0.0271	7.83	<.0001	Cross Sectional Effect 1109
CS1110	1	0.022735	0.0302	0.75	0.4513	Cross Sectional Effect 1110
CS1111	1	0.100779	0.0355	2.84	0.0045	Cross Sectional Effect 1111
CS1112	1	-0.01355	0.0194	-0.70	0.4843	Cross Sectional Effect 1112
CS1113	1	-0.02805	0.0171	-1.64	0.1015	Cross Sectional Effect 1113
CS1114	1	-0.09064	0.0192	-4.72	<.0001	Cross Sectional Effect 1114
CS1115	1	0.012176	0.0263	0.46	0.6436	Cross Sectional Effect 1115
CS1116	1	-0.0162	0.0170	-0.95	0.3420	Cross Sectional Effect 1116
CS1117	1	0.004902	0.0166	0.29	0.7684	Cross Sectional Effect 1117
CS1118	1	0.034964	0.0221	1.58	0.1139	Cross Sectional Effect 1118
CS1119	1	-0.00415	0.0189	-0.22	0.8265	Cross Sectional Effect 1119
CS1120	1	-0.02663	0.0166	-1.61	0.1083	Cross Sectional Effect 1120

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1121	1	0.090198	0.0196	4.61	<.0001	Cross Sectional Effect 1121
CS1122	1	0.021623	0.0171	1.26	0.2070	Cross Sectional Effect 1122
CS1123	1	0.047647	0.0207	2.30	0.0212	Cross Sectional Effect 1123
CS1124	1	0.023352	0.0166	1.41	0.1589	Cross Sectional Effect 1124
CS1125	1	0.118844	0.0220	5.39	<.0001	Cross Sectional Effect 1125
CS1126	1	0.0356	0.0188	1.89	0.0586	Cross Sectional Effect 1126
CS1127	1	-0.0118	0.0164	-0.72	0.4730	Cross Sectional Effect 1127
CS1128	1	0.227799	0.0432	5.28	<.0001	Cross Sectional Effect 1128
CS1129	1	0.207999	0.0269	7.73	<.0001	Cross Sectional Effect 1129
CS1130	1	0.026765	0.0164	1.63	0.1036	Cross Sectional Effect 1130
CS1131	1	0.027101	0.0399	0.68	0.4968	Cross Sectional Effect 1131
CS1132	1	-0.05184	0.0277	-1.87	0.0617	Cross Sectional Effect 1132
CS1133	1	-0.03567	0.0191	-1.87	0.0616	Cross Sectional Effect 1133
CS1134	1	0.229883	0.0351	6.56	<.0001	Cross Sectional Effect 1134
CS1135	1	-0.05122	0.0248	-2.07	0.0389	Cross Sectional Effect 1135
CS1136	1	-0.02435	0.0160	-1.52	0.1286	Cross Sectional Effect 1136
CS1137	1	-0.01509	0.0175	-0.86	0.3882	Cross Sectional Effect 1137
CS1138	1	0.061767	0.0190	3.24	0.0012	Cross Sectional Effect 1138
CS1139	1	0.044779	0.0189	2.37	0.0180	Cross Sectional Effect 1139
CS1140	1	0.167505	0.0172	9.73	<.0001	Cross Sectional Effect 1140
CS1141	1	-0.01143	0.0239	-0.48	0.6322	Cross Sectional Effect 1141
CS1142	1	-0.06884	0.0204	-3.37	0.0007	Cross Sectional Effect 1142
CS1143	1	0.002389	0.0171	0.14	0.8891	Cross Sectional Effect 1143
CS1144	1	0.156735	0.0322	4.86	<.0001	Cross Sectional Effect 1144
CS1145	1	0.062847	0.0185	3.39	0.0007	Cross Sectional Effect 1145
CS1146	1	0.073618	0.0281	2.62	0.0088	Cross Sectional Effect 1146
CS1147	1	0.012557	0.0199	0.63	0.5279	Cross Sectional Effect 1147
CS1148	1	0.021049	0.0276	0.76	0.4450	Cross Sectional Effect 1148
CS1149	1	-0.00288	0.0223	-0.13	0.8971	Cross Sectional Effect 1149
CS1150	1	0.004894	0.0171	0.29	0.7742	Cross Sectional Effect 1150
CS1151	1	-0.05222	0.0167	-3.12	0.0018	Cross Sectional Effect 1151
CS1152	1	-0.26852	0.0289	-9.29	<.0001	Cross Sectional Effect 1152
CS1153	1	-0.0373	0.0164	-2.27	0.0232	Cross Sectional Effect 1153
CS1154	1	0.046875	0.0185	2.54	0.0112	Cross Sectional Effect 1154
CS1155	1	-0.00879	0.0181	-0.48	0.6279	Cross Sectional Effect 1155

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1156	1	-0.04809	0.0171	-2.82	0.0049	Cross Sectional Effect 1156
CS1157	1	0.152963	0.0664	2.31	0.0212	Cross Sectional Effect 1157
CS1158	1	-0.06649	0.0220	-3.02	0.0025	Cross Sectional Effect 1158
CS1159	1	0.039581	0.0200	1.98	0.0479	Cross Sectional Effect 1159
CS1160	1	0.009319	0.0178	0.52	0.6014	Cross Sectional Effect 1160
CS1161	1	0.025436	0.0190	1.34	0.1813	Cross Sectional Effect 1161
CS1162	1	-0.06138	0.0170	-3.61	0.0003	Cross Sectional Effect 1162
CS1163	1	0.027273	0.0168	1.62	0.1045	Cross Sectional Effect 1163
CS1164	1	-0.23906	0.0197	-12.15	<.0001	Cross Sectional Effect 1164
CS1165	1	0.441367	0.0367	12.02	<.0001	Cross Sectional Effect 1165
CS1166	1	-0.01497	0.0304	-0.49	0.6223	Cross Sectional Effect 1166
CS1167	1	0.106062	0.0191	5.56	<.0001	Cross Sectional Effect 1167
CS1168	1	0.000624	0.0171	0.04	0.9709	Cross Sectional Effect 1168
CS1169	1	0.027379	0.0184	1.49	0.1369	Cross Sectional Effect 1169
CS1170	1	-0.61128	0.0486	-12.57	<.0001	Cross Sectional Effect 1170
CS1171	1	0.041278	0.0556	0.74	0.4575	Cross Sectional Effect 1171
CS1172	1	0.00313	0.0171	0.18	0.8546	Cross Sectional Effect 1172
CS1173	1	-0.17808	0.0177	-10.08	<.0001	Cross Sectional Effect 1173
CS1174	1	-0.02748	0.0197	-1.39	0.1635	Cross Sectional Effect 1174
CS1175	1	0.009795	0.0181	0.54	0.5890	Cross Sectional Effect 1175
CS1176	1	0.015431	0.0192	0.81	0.4206	Cross Sectional Effect 1176
CS1177	1	0.027081	0.0173	1.56	0.1181	Cross Sectional Effect 1177
CS1178	1	0.113484	0.0167	6.79	<.0001	Cross Sectional Effect 1178
CS1179	1	0.022072	0.0243	0.91	0.3645	Cross Sectional Effect 1179
CS1180	1	-0.04125	0.0163	-2.54	0.0112	Cross Sectional Effect 1180
CS1181	1	-0.00608	0.0168	-0.36	0.7180	Cross Sectional Effect 1181
CS1182	1	0.074314	0.0167	4.45	<.0001	Cross Sectional Effect 1182
CS1183	1	-0.11895	0.0162	-7.33	<.0001	Cross Sectional Effect 1183
CS1184	1	-0.01235	0.0182	-0.68	0.4971	Cross Sectional Effect 1184
CS1185	1	0.059041	0.0183	3.22	0.0013	Cross Sectional Effect 1185
CS1186	1	0.034112	0.0216	1.58	0.1138	Cross Sectional Effect 1186
CS1187	1	-0.19227	0.0196	-9.82	<.0001	Cross Sectional Effect 1187
CS1188	1	-0.02247	0.0248	-0.91	0.3641	Cross Sectional Effect 1188
CS1189	1	0.190361	0.0265	7.19	<.0001	Cross Sectional Effect 1189
CS1190	1	-0.05882	0.0163	-3.61	0.0003	Cross Sectional Effect 1190

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1191	1	-0.23402	0.0289	-8.11	<.0001	Cross Sectional Effect 1191
CS1192	1	0.018418	0.0169	1.09	0.2765	Cross Sectional Effect 1192
CS1193	1	-0.0131	0.0275	-0.48	0.6336	Cross Sectional Effect 1193
CS1194	1	0.039404	0.0230	1.71	0.0870	Cross Sectional Effect 1194
CS1195	1	0.030939	0.0226	1.37	0.1706	Cross Sectional Effect 1195
CS1196	1	0.019628	0.0183	1.07	0.2839	Cross Sectional Effect 1196
CS1197	1	-0.00703	0.0223	-0.32	0.7522	Cross Sectional Effect 1197
CS1198	1	0.014646	0.0200	0.73	0.4637	Cross Sectional Effect 1198
CS1199	1	0.249565	0.0305	8.18	<.0001	Cross Sectional Effect 1199
CS1200	1	0.057341	0.0369	1.55	0.1203	Cross Sectional Effect 1200
CS1201	1	0.125064	0.0269	4.65	<.0001	Cross Sectional Effect 1201
CS1202	1	0.040619	0.0397	1.02	0.3065	Cross Sectional Effect 1202
CS1203	1	0.040642	0.0163	2.49	0.0129	Cross Sectional Effect 1203
CS1204	1	0.355481	0.0180	19.79	<.0001	Cross Sectional Effect 1204
CS1205	1	-0.04193	0.0179	-2.34	0.0192	Cross Sectional Effect 1205
CS1206	1	-0.06361	0.0171	-3.73	0.0002	Cross Sectional Effect 1206
CS1207	1	-0.08411	0.0197	-4.27	<.0001	Cross Sectional Effect 1207
CS1208	1	0.027983	0.0223	1.26	0.2093	Cross Sectional Effect 1208
CS1209	1	0.203875	0.0181	11.28	<.0001	Cross Sectional Effect 1209
CS1210	1	0.008935	0.0182	0.49	0.6232	Cross Sectional Effect 1210
CS1211	1	0.141789	0.0185	7.66	<.0001	Cross Sectional Effect 1211
CS1212	1	0.055797	0.0211	2.64	0.0082	Cross Sectional Effect 1212
CS1213	1	-0.03242	0.0176	-1.84	0.0660	Cross Sectional Effect 1213
CS1214	1	-0.08881	0.0166	-5.36	<.0001	Cross Sectional Effect 1214
CS1215	1	-0.12513	0.0178	-7.04	<.0001	Cross Sectional Effect 1215
CS1216	1	0.002761	0.0171	0.16	0.8715	Cross Sectional Effect 1216
CS1217	1	-0.20492	0.0225	-9.09	<.0001	Cross Sectional Effect 1217
CS1218	1	-0.07402	0.0301	-2.46	0.0140	Cross Sectional Effect 1218
CS1219	1	-0.00847	0.0660	-0.13	0.8979	Cross Sectional Effect 1219
CS1220	1	-0.01603	0.0160	-1.00	0.3179	Cross Sectional Effect 1220
CS1221	1	0.0831	0.0483	1.72	0.0851	Cross Sectional Effect 1221
CS1222	1	-0.16249	0.0237	-6.86	<.0001	Cross Sectional Effect 1222
CS1223	1	0.023304	0.0169	1.38	0.1691	Cross Sectional Effect 1223
CS1224	1	-0.03392	0.0192	-1.77	0.0775	Cross Sectional Effect 1224
CS1225	1	-0.06688	0.0189	-3.54	0.0004	Cross Sectional Effect 1225

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1226	1	0.010558	0.0174	0.61	0.5438	Cross Sectional Effect 1226
CS1227	1	0.036384	0.0289	1.26	0.2078	Cross Sectional Effect 1227
CS1228	1	0.07115	0.0194	3.67	0.0002	Cross Sectional Effect 1228
CS1229	1	-0.02862	0.0545	-0.52	0.5996	Cross Sectional Effect 1229
CS1230	1	-0.04923	0.0173	-2.85	0.0044	Cross Sectional Effect 1230
CS1231	1	0.056379	0.0663	0.85	0.3950	Cross Sectional Effect 1231
CS1232	1	-0.02064	0.0165	-1.25	0.2111	Cross Sectional Effect 1232
CS1233	1	-0.07515	0.0474	-1.59	0.1125	Cross Sectional Effect 1233
CS1234	1	-0.14357	0.0215	-6.66	<.0001	Cross Sectional Effect 1234
CS1235	1	0.011476	0.0171	0.67	0.5030	Cross Sectional Effect 1235
CS1236	1	-0.0297	0.0172	-1.72	0.0845	Cross Sectional Effect 1236
CS1237	1	0.008468	0.0234	0.36	0.7172	Cross Sectional Effect 1237
CS1238	1	-0.10182	0.0164	-6.22	<.0001	Cross Sectional Effect 1238
CS1239	1	0.030984	0.0189	1.64	0.1003	Cross Sectional Effect 1239
CS1240	1	-0.02437	0.0196	-1.24	0.2134	Cross Sectional Effect 1240
CS1241	1	-0.04823	0.0172	-2.81	0.0050	Cross Sectional Effect 1241
CS1242	1	0.400595	0.0200	20.01	<.0001	Cross Sectional Effect 1242
CS1243	1	-0.01891	0.0184	-1.03	0.3041	Cross Sectional Effect 1243
CS1244	1	-0.62616	0.0478	-13.10	<.0001	Cross Sectional Effect 1244
CS1245	1	-0.01549	0.0240	-0.64	0.5193	Cross Sectional Effect 1245
CS1246	1	-0.03286	0.0196	-1.67	0.0944	Cross Sectional Effect 1246
CS1247	1	0.102874	0.0202	5.09	<.0001	Cross Sectional Effect 1247
CS1248	1	0.059622	0.0181	3.30	0.0010	Cross Sectional Effect 1248
CS1249	1	-0.20872	0.0190	-10.97	<.0001	Cross Sectional Effect 1249
CS1250	1	-0.05345	0.0165	-3.24	0.0012	Cross Sectional Effect 1250
CS1251	1	0.437424	0.0200	21.89	<.0001	Cross Sectional Effect 1251
CS1252	1	0.046556	0.0352	1.32	0.1864	Cross Sectional Effect 1252
CS1253	1	0.270127	0.0328	8.23	<.0001	Cross Sectional Effect 1253
CS1254	1	0.002364	0.0176	0.13	0.8933	Cross Sectional Effect 1254
CS1255	1	-0.00738	0.0166	-0.44	0.6576	Cross Sectional Effect 1255
CS1256	1	0.048033	0.0321	1.50	0.1347	Cross Sectional Effect 1256
CS1257	1	0.077863	0.0191	4.07	<.0001	Cross Sectional Effect 1257
CS1258	1	-0.01586	0.0169	-0.94	0.3490	Cross Sectional Effect 1258
CS1259	1	-0.01482	0.0172	-0.86	0.3881	Cross Sectional Effect 1259
CS1260	1	0.170202	0.0274	6.20	<.0001	Cross Sectional Effect 1260

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1261	1	-0.05871	0.0202	-2.90	0.0037	Cross Sectional Effect 1261
CS1262	1	0.053465	0.0394	1.36	0.1753	Cross Sectional Effect 1262
CS1263	1	0.23696	0.0314	7.54	<.0001	Cross Sectional Effect 1263
CS1264	1	-0.01297	0.0228	-0.57	0.5690	Cross Sectional Effect 1264
CS1265	1	0.00853	0.0223	0.38	0.7015	Cross Sectional Effect 1265
CS1266	1	0.032575	0.0175	1.86	0.0632	Cross Sectional Effect 1266
CS1267	1	-0.03387	0.0168	-2.02	0.0432	Cross Sectional Effect 1267
CS1268	1	0.041231	0.0196	2.10	0.0359	Cross Sectional Effect 1268
CS1269	1	0.374267	0.0314	11.93	<.0001	Cross Sectional Effect 1269
CS1270	1	-0.01977	0.0185	-1.07	0.2859	Cross Sectional Effect 1270
CS1271	1	-0.01154	0.0283	-0.41	0.6832	Cross Sectional Effect 1271
CS1272	1	-0.0215	0.0160	-1.34	0.1802	Cross Sectional Effect 1272
CS1273	1	-0.07212	0.0429	-1.68	0.0929	Cross Sectional Effect 1273
CS1274	1	-0.0195	0.0347	-0.56	0.5744	Cross Sectional Effect 1274
CS1275	1	0.005223	0.0167	0.31	0.7548	Cross Sectional Effect 1275
CS1276	1	-0.09188	0.0181	-5.07	<.0001	Cross Sectional Effect 1276
CS1277	1	-0.01304	0.0239	-0.55	0.5852	Cross Sectional Effect 1277
CS1278	1	0.051538	0.0355	1.45	0.1463	Cross Sectional Effect 1278
CS1279	1	0.063752	0.0549	1.16	0.2457	Cross Sectional Effect 1279
CS1280	1	0.027779	0.0223	1.24	0.2134	Cross Sectional Effect 1280
CS1281	1	0.019219	0.0233	0.83	0.4088	Cross Sectional Effect 1281
CS1282	1	0.078919	0.0204	3.87	0.0001	Cross Sectional Effect 1282
CS1283	1	0.443353	0.0270	16.42	<.0001	Cross Sectional Effect 1283
CS1284	1	-0.25039	0.0171	-14.64	<.0001	Cross Sectional Effect 1284
CS1285	1	-0.00829	0.0204	-0.41	0.6841	Cross Sectional Effect 1285
CS1286	1	0.001487	0.0231	0.06	0.9486	Cross Sectional Effect 1286
CS1287	1	-0.60465	0.0574	-10.53	<.0001	Cross Sectional Effect 1287
CS1288	1	0.055624	0.0203	2.74	0.0061	Cross Sectional Effect 1288
CS1289	1	0.077162	0.0207	3.74	0.0002	Cross Sectional Effect 1289
CS1290	1	0.049055	0.0265	1.85	0.0640	Cross Sectional Effect 1290
CS1291	1	0.076246	0.0287	2.66	0.0079	Cross Sectional Effect 1291
CS1292	1	0.027556	0.0231	1.19	0.2328	Cross Sectional Effect 1292
CS1293	1	0.001634	0.0187	0.09	0.9302	Cross Sectional Effect 1293
CS1294	1	-0.01964	0.0165	-1.19	0.2337	Cross Sectional Effect 1294
CS1295	1	0.030718	0.0202	1.52	0.1289	Cross Sectional Effect 1295

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1296	1	0.029	0.0185	1.57	0.1165	Cross Sectional Effect 1296
CS1297	1	-0.00126	0.0185	-0.07	0.9455	Cross Sectional Effect 1297
CS1298	1	-0.00235	0.0234	-0.10	0.9199	Cross Sectional Effect 1298
CS1299	1	0.316025	0.0223	14.19	<.0001	Cross Sectional Effect 1299
CS1300	1	-0.25793	0.0168	-15.37	<.0001	Cross Sectional Effect 1300
CS1301	1	0.013035	0.0172	0.76	0.4495	Cross Sectional Effect 1301
CS1302	1	0.357331	0.0292	12.25	<.0001	Cross Sectional Effect 1302
CS1303	1	-0.02925	0.0197	-1.48	0.1386	Cross Sectional Effect 1303
CS1304	1	-0.03609	0.0183	-1.98	0.0481	Cross Sectional Effect 1304
CS1305	1	0.117857	0.0197	5.97	<.0001	Cross Sectional Effect 1305
CS1306	1	-0.00296	0.0163	-0.18	0.8561	Cross Sectional Effect 1306
CS1307	1	0.05683	0.0234	2.43	0.0152	Cross Sectional Effect 1307
CS1308	1	0.037567	0.0394	0.95	0.3404	Cross Sectional Effect 1308
CS1309	1	0.032933	0.0172	1.91	0.0557	Cross Sectional Effect 1309
CS1310	1	-0.08652	0.0295	-2.94	0.0033	Cross Sectional Effect 1310
CS1311	1	0.065736	0.0205	3.21	0.0013	Cross Sectional Effect 1311
CS1312	1	-0.04249	0.0428	-0.99	0.3206	Cross Sectional Effect 1312
CS1313	1	0.028128	0.0185	1.52	0.1289	Cross Sectional Effect 1313
CS1314	1	-0.94383	0.0261	-36.21	<.0001	Cross Sectional Effect 1314
CS1315	1	0.01244	0.0226	0.55	0.5824	Cross Sectional Effect 1315
CS1316	1	0.00639	0.0273	0.23	0.8149	Cross Sectional Effect 1316
CS1317	1	0.026334	0.0175	1.50	0.1327	Cross Sectional Effect 1317
CS1318	1	-0.00362	0.0189	-0.19	0.8486	Cross Sectional Effect 1318
CS1319	1	0.086136	0.0205	4.21	<.0001	Cross Sectional Effect 1319
CS1320	1	-0.03541	0.0220	-1.61	0.1069	Cross Sectional Effect 1320
CS1321	1	-0.00911	0.0170	-0.54	0.5923	Cross Sectional Effect 1321
CS1322	1	0.064833	0.0199	3.26	0.0011	Cross Sectional Effect 1322
CS1323	1	0.000536	0.0165	0.03	0.9741	Cross Sectional Effect 1323
CS1324	1	0.180687	0.0210	8.61	<.0001	Cross Sectional Effect 1324
CS1325	1	-1.1079	0.0494	-22.41	<.0001	Cross Sectional Effect 1325
CS1326	1	0.037901	0.0245	1.55	0.1223	Cross Sectional Effect 1326
CS1327	1	0.03371	0.0296	1.14	0.2544	Cross Sectional Effect 1327
CS1328	1	0.001874	0.0160	0.12	0.9067	Cross Sectional Effect 1328
CS1329	1	-0.04291	0.0215	-1.99	0.0461	Cross Sectional Effect 1329
CS1330	1	0.004276	0.0176	0.24	0.8076	Cross Sectional Effect 1330

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1331	1	-0.00733	0.0197	-0.37	0.7093	Cross Sectional Effect 1331
CS1332	1	0.041527	0.0193	2.15	0.0313	Cross Sectional Effect 1332
CS1333	1	-0.12408	0.0293	-4.24	<.0001	Cross Sectional Effect 1333
CS1334	1	-0.16093	0.0369	-4.36	<.0001	Cross Sectional Effect 1334
CS1335	1	-0.03749	0.0660	-0.57	0.5702	Cross Sectional Effect 1335
CS1336	1	-0.15193	0.0215	-7.07	<.0001	Cross Sectional Effect 1336
CS1337	1	-0.19679	0.0253	-7.77	<.0001	Cross Sectional Effect 1337
CS1338	1	-0.24241	0.0182	-13.32	<.0001	Cross Sectional Effect 1338
CS1339	1	-0.01806	0.0165	-1.09	0.2742	Cross Sectional Effect 1339
CS1340	1	-0.01386	0.0164	-0.85	0.3980	Cross Sectional Effect 1340
CS1341	1	0.146246	0.0197	7.42	<.0001	Cross Sectional Effect 1341
CS1342	1	0.033789	0.0218	1.55	0.1206	Cross Sectional Effect 1342
CS1343	1	0.038277	0.0192	2.00	0.0456	Cross Sectional Effect 1343
CS1344	1	0.019044	0.0165	1.15	0.2489	Cross Sectional Effect 1344
CS1345	1	0.019414	0.0218	0.89	0.3730	Cross Sectional Effect 1345
CS1346	1	0.111584	0.0395	2.83	0.0047	Cross Sectional Effect 1346
CS1347	1	-0.00593	0.0184	-0.32	0.7464	Cross Sectional Effect 1347
CS1348	1	0.085979	0.0203	4.23	<.0001	Cross Sectional Effect 1348
CS1349	1	0.085312	0.0313	2.73	0.0063	Cross Sectional Effect 1349
CS1350	1	-0.16128	0.0267	-6.04	<.0001	Cross Sectional Effect 1350
CS1351	1	0.333893	0.0265	12.58	<.0001	Cross Sectional Effect 1351
CS1352	1	0.134359	0.0227	5.93	<.0001	Cross Sectional Effect 1352
CS1353	1	0.01095	0.0165	0.67	0.5059	Cross Sectional Effect 1353
CS1354	1	-0.01608	0.0200	-0.80	0.4218	Cross Sectional Effect 1354
CS1355	1	0.008062	0.0231	0.35	0.7269	Cross Sectional Effect 1355
CS1356	1	-0.02852	0.0395	-0.72	0.4700	Cross Sectional Effect 1356
CS1357	1	-0.00001	0.0162	-0.00	0.9995	Cross Sectional Effect 1357
CS1358	1	-0.07041	0.0166	-4.24	<.0001	Cross Sectional Effect 1358
CS1359	1	-0.04992	0.0298	-1.68	0.0934	Cross Sectional Effect 1359
CS1360	1	-0.11688	0.0206	-5.69	<.0001	Cross Sectional Effect 1360
CS1361	1	0.061535	0.0298	2.06	0.0389	Cross Sectional Effect 1361
CS1362	1	-0.05691	0.0284	-2.01	0.0447	Cross Sectional Effect 1362
CS1363	1	0.130207	0.0438	2.97	0.0029	Cross Sectional Effect 1363
CS1364	1	0.052111	0.0179	2.91	0.0036	Cross Sectional Effect 1364
CS1365	1	-0.0413	0.0168	-2.46	0.0140	Cross Sectional Effect 1365

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1366	1	-0.32231	0.0165	-19.56	<.0001	Cross Sectional Effect 1366
CS1367	1	0.015782	0.0168	0.94	0.3466	Cross Sectional Effect 1367
CS1368	1	-0.16838	0.0195	-8.64	<.0001	Cross Sectional Effect 1368
CS1369	1	-0.03639	0.0227	-1.61	0.1083	Cross Sectional Effect 1369
CS1370	1	0.014745	0.0236	0.62	0.5328	Cross Sectional Effect 1370
CS1371	1	-0.03385	0.0542	-0.62	0.5324	Cross Sectional Effect 1371
CS1372	1	0.157043	0.0662	2.37	0.0176	Cross Sectional Effect 1372
CS1373	1	0.017919	0.0180	0.99	0.3201	Cross Sectional Effect 1373
CS1374	1	0.035071	0.0183	1.92	0.0553	Cross Sectional Effect 1374
CS1375	1	-0.11883	0.0316	-3.76	0.0002	Cross Sectional Effect 1375
CS1376	1	0.022507	0.0240	0.94	0.3476	Cross Sectional Effect 1376
CS1377	1	0.031894	0.0348	0.92	0.3597	Cross Sectional Effect 1377
CS1378	1	0.089054	0.0200	4.45	<.0001	Cross Sectional Effect 1378
CS1379	1	-0.03329	0.0210	-1.58	0.1130	Cross Sectional Effect 1379
CS1380	1	-0.03375	0.0188	-1.79	0.0730	Cross Sectional Effect 1380
CS1381	1	-0.01127	0.0161	-0.70	0.4833	Cross Sectional Effect 1381
CS1382	1	0.067237	0.0167	4.03	<.0001	Cross Sectional Effect 1382
CS1383	1	-0.00033	0.0166	-0.02	0.9841	Cross Sectional Effect 1383
CS1384	1	0.004318	0.0183	0.24	0.8136	Cross Sectional Effect 1384
CS1385	1	-0.13704	0.0318	-4.31	<.0001	Cross Sectional Effect 1385
CS1386	1	-0.01702	0.0171	-1.00	0.3185	Cross Sectional Effect 1386
CS1387	1	-0.02785	0.0292	-0.95	0.3403	Cross Sectional Effect 1387
CS1388	1	0.015958	0.0165	0.97	0.3343	Cross Sectional Effect 1388
CS1389	1	0.052846	0.0664	0.80	0.4263	Cross Sectional Effect 1389
CS1390	1	-0.04087	0.0242	-1.69	0.0908	Cross Sectional Effect 1390
CS1391	1	0.097582	0.0189	5.16	<.0001	Cross Sectional Effect 1391
CS1392	1	-0.01765	0.0206	-0.86	0.3924	Cross Sectional Effect 1392
CS1393	1	-0.03976	0.0166	-2.40	0.0165	Cross Sectional Effect 1393
CS1394	1	0.090661	0.0247	3.67	0.0002	Cross Sectional Effect 1394
CS1395	1	-0.11989	0.0211	-5.68	<.0001	Cross Sectional Effect 1395
CS1396	1	-0.16452	0.0204	-8.05	<.0001	Cross Sectional Effect 1396
CS1397	1	-0.0489	0.0393	-1.24	0.2139	Cross Sectional Effect 1397
CS1398	1	0.012117	0.0162	0.75	0.4537	Cross Sectional Effect 1398
CS1399	1	0.05922	0.0215	2.75	0.0059	Cross Sectional Effect 1399
CS1400	1	0.177976	0.0277	6.42	<.0001	Cross Sectional Effect 1400

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1401	1	-0.04292	0.0165	-2.59	0.0095	Cross Sectional Effect 1401
CS1402	1	0.214118	0.0223	9.61	<.0001	Cross Sectional Effect 1402
CS1403	1	-0.00191	0.0303	-0.06	0.9496	Cross Sectional Effect 1403
CS1404	1	-0.01475	0.0208	-0.71	0.4773	Cross Sectional Effect 1404
CS1405	1	-0.08982	0.0371	-2.42	0.0155	Cross Sectional Effect 1405
CS1406	1	-0.0982	0.0186	-5.27	<.0001	Cross Sectional Effect 1406
CS1407	1	-0.02395	0.0174	-1.38	0.1682	Cross Sectional Effect 1407
CS1408	1	-0.05171	0.0170	-3.04	0.0024	Cross Sectional Effect 1408
CS1409	1	0.320726	0.0271	11.84	<.0001	Cross Sectional Effect 1409
CS1410	1	0.02541	0.0193	1.31	0.1886	Cross Sectional Effect 1410
CS1411	1	-0.01091	0.0181	-0.60	0.5471	Cross Sectional Effect 1411
CS1412	1	-0.03483	0.0162	-2.15	0.0312	Cross Sectional Effect 1412
CS1413	1	0.034053	0.0165	2.06	0.0390	Cross Sectional Effect 1413
CS1414	1	-0.01434	0.0172	-0.83	0.4055	Cross Sectional Effect 1414
CS1415	1	0.036928	0.0275	1.34	0.1791	Cross Sectional Effect 1415
CS1416	1	-0.00673	0.0218	-0.31	0.7573	Cross Sectional Effect 1416
CS1417	1	0.074898	0.0228	3.29	0.0010	Cross Sectional Effect 1417
CS1418	1	0.01605	0.0301	0.53	0.5934	Cross Sectional Effect 1418
CS1419	1	-0.01673	0.0196	-0.85	0.3944	Cross Sectional Effect 1419
CS1420	1	-0.05158	0.0231	-2.24	0.0252	Cross Sectional Effect 1420
CS1421	1	-0.00769	0.0253	-0.30	0.7612	Cross Sectional Effect 1421
CS1422	1	-0.0143	0.0216	-0.66	0.5076	Cross Sectional Effect 1422
CS1423	1	0.010089	0.0259	0.39	0.6964	Cross Sectional Effect 1423
CS1424	1	0.007451	0.0183	0.41	0.6836	Cross Sectional Effect 1424
CS1425	1	0.021357	0.0172	1.24	0.2134	Cross Sectional Effect 1425
CS1426	1	-0.21437	0.0177	-12.12	<.0001	Cross Sectional Effect 1426
CS1427	1	0.043938	0.0186	2.36	0.0184	Cross Sectional Effect 1427
CS1428	1	-0.07483	0.0255	-2.93	0.0034	Cross Sectional Effect 1428
CS1429	1	-0.00294	0.0184	-0.16	0.8730	Cross Sectional Effect 1429
CS1430	1	-0.01639	0.0185	-0.89	0.3752	Cross Sectional Effect 1430
CS1431	1	0.008714	0.0254	0.34	0.7316	Cross Sectional Effect 1431
CS1432	1	-0.17016	0.0202	-8.43	<.0001	Cross Sectional Effect 1432
CS1433	1	-0.00836	0.0166	-0.50	0.6139	Cross Sectional Effect 1433
CS1434	1	0.014598	0.0208	0.70	0.4831	Cross Sectional Effect 1434
CS1435	1	-0.02029	0.0162	-1.25	0.2117	Cross Sectional Effect 1435

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1436	1	-0.17675	0.0196	-9.00	<.0001	Cross Sectional Effect 1436
CS1437	1	0.164866	0.0269	6.13	<.0001	Cross Sectional Effect 1437
CS1438	1	0.007321	0.0194	0.38	0.7055	Cross Sectional Effect 1438
CS1439	1	0.079201	0.0191	4.14	<.0001	Cross Sectional Effect 1439
CS1440	1	-0.00032	0.0163	-0.02	0.9846	Cross Sectional Effect 1440
CS1441	1	-0.03243	0.0167	-1.94	0.0520	Cross Sectional Effect 1441
CS1442	1	0.015037	0.0182	0.83	0.4091	Cross Sectional Effect 1442
CS1443	1	0.396499	0.0328	12.10	<.0001	Cross Sectional Effect 1443
CS1444	1	-0.38955	0.0290	-13.42	<.0001	Cross Sectional Effect 1444
CS1445	1	0.006704	0.0212	0.32	0.7517	Cross Sectional Effect 1445
CS1446	1	-0.02269	0.0163	-1.39	0.1645	Cross Sectional Effect 1446
CS1447	1	-0.01065	0.0162	-0.66	0.5124	Cross Sectional Effect 1447
CS1448	1	0.1244	0.0177	7.01	<.0001	Cross Sectional Effect 1448
CS1449	1	0.041746	0.0185	2.26	0.0240	Cross Sectional Effect 1449
CS1450	1	0.225575	0.0197	11.45	<.0001	Cross Sectional Effect 1450
CS1451	1	0.051872	0.0215	2.41	0.0160	Cross Sectional Effect 1451
CS1452	1	-0.10607	0.0395	-2.68	0.0073	Cross Sectional Effect 1452
CS1453	1	0.065434	0.0186	3.53	0.0004	Cross Sectional Effect 1453
CS1454	1	0.411941	0.0258	15.94	<.0001	Cross Sectional Effect 1454
CS1455	1	0.059349	0.0237	2.50	0.0124	Cross Sectional Effect 1455
CS1456	1	0.000031	0.0172	0.00	0.9986	Cross Sectional Effect 1456
CS1457	1	-0.00309	0.0168	-0.18	0.8542	Cross Sectional Effect 1457
CS1458	1	-0.03968	0.0164	-2.42	0.0155	Cross Sectional Effect 1458
CS1459	1	-0.04084	0.0172	-2.38	0.0175	Cross Sectional Effect 1459
CS1460	1	-0.00533	0.0312	-0.17	0.8640	Cross Sectional Effect 1460
CS1461	1	-0.1939	0.0226	-8.57	<.0001	Cross Sectional Effect 1461
CS1462	1	0.121058	0.0264	4.59	<.0001	Cross Sectional Effect 1462
CS1463	1	-0.00616	0.0167	-0.37	0.7116	Cross Sectional Effect 1463
CS1464	1	0.005453	0.0190	0.29	0.7737	Cross Sectional Effect 1464
CS1465	1	0.00118	0.0194	0.06	0.9515	Cross Sectional Effect 1465
CS1466	1	-0.01861	0.0179	-1.04	0.2974	Cross Sectional Effect 1466
CS1467	1	-0.00277	0.0392	-0.07	0.9436	Cross Sectional Effect 1467
CS1468	1	0.108754	0.0287	3.79	0.0002	Cross Sectional Effect 1468
CS1469	1	0.042515	0.0187	2.27	0.0232	Cross Sectional Effect 1469
CS1470	1	-0.69183	0.0208	-33.25	<.0001	Cross Sectional Effect 1470

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1471	1	0.02696	0.0350	0.77	0.4407	Cross Sectional Effect 1471
CS1472	1	0.127117	0.0221	5.74	<.0001	Cross Sectional Effect 1472
CS1473	1	0.021346	0.0193	1.11	0.2678	Cross Sectional Effect 1473
CS1474	1	-0.03993	0.0346	-1.15	0.2487	Cross Sectional Effect 1474
CS1475	1	-0.09437	0.0203	-4.65	<.0001	Cross Sectional Effect 1475
CS1476	1	0.438971	0.0543	8.09	<.0001	Cross Sectional Effect 1476
CS1477	1	-0.04342	0.0161	-2.69	0.0072	Cross Sectional Effect 1477
CS1478	1	0.079013	0.0187	4.22	<.0001	Cross Sectional Effect 1478
CS1479	1	0.291429	0.0194	15.05	<.0001	Cross Sectional Effect 1479
CS1480	1	-0.07719	0.0473	-1.63	0.1028	Cross Sectional Effect 1480
CS1481	1	-0.08079	0.0216	-3.75	0.0002	Cross Sectional Effect 1481
CS1482	1	-0.07971	0.0231	-3.45	0.0006	Cross Sectional Effect 1482
CS1483	1	0.017736	0.0192	0.92	0.3556	Cross Sectional Effect 1483
CS1484	1	-0.02076	0.0165	-1.26	0.2073	Cross Sectional Effect 1484
CS1485	1	0.12219	0.0165	7.42	<.0001	Cross Sectional Effect 1485
CS1486	1	0.201407	0.0217	9.30	<.0001	Cross Sectional Effect 1486
CS1487	1	0.003893	0.0179	0.22	0.8281	Cross Sectional Effect 1487
CS1488	1	-0.06903	0.0199	-3.47	0.0005	Cross Sectional Effect 1488
CS1489	1	-0.14315	0.0545	-2.63	0.0086	Cross Sectional Effect 1489
CS1490	1	-0.05075	0.0166	-3.05	0.0023	Cross Sectional Effect 1490
CS1491	1	0.008284	0.0187	0.44	0.6584	Cross Sectional Effect 1491
CS1492	1	0.052799	0.0259	2.04	0.0416	Cross Sectional Effect 1492
CS1493	1	0.05405	0.0336	1.61	0.1081	Cross Sectional Effect 1493
CS1494	1	-0.05515	0.0239	-2.31	0.0209	Cross Sectional Effect 1494
CS1495	1	0.043705	0.0210	2.08	0.0376	Cross Sectional Effect 1495
CS1496	1	-0.06211	0.0161	-3.86	0.0001	Cross Sectional Effect 1496
CS1497	1	0.041374	0.0250	1.66	0.0976	Cross Sectional Effect 1497
CS1498	1	0.016449	0.0261	0.63	0.5289	Cross Sectional Effect 1498
CS1499	1	0.046302	0.0193	2.39	0.0167	Cross Sectional Effect 1499
CS1500	1	-0.00938	0.0253	-0.37	0.7109	Cross Sectional Effect 1500
CS1501	1	-0.01474	0.0430	-0.34	0.7321	Cross Sectional Effect 1501
CS1502	1	0.002532	0.0269	0.09	0.9251	Cross Sectional Effect 1502
CS1503	1	0.004041	0.0173	0.23	0.8156	Cross Sectional Effect 1503
CS1504	1	-0.05654	0.0176	-3.21	0.0013	Cross Sectional Effect 1504
CS1505	1	0.044964	0.0204	2.21	0.0272	Cross Sectional Effect 1505

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
CS1506	1	0.018937	0.0197	0.96	0.3376	Cross Sectional Effect 1506
CS1507	1	0.135404	0.0201	6.75	<.0001	Cross Sectional Effect 1507
CS1508	1	0.002256	0.0208	0.11	0.9137	Cross Sectional Effect 1508
CS1509	1	-0.03691	0.0164	-2.25	0.0243	Cross Sectional Effect 1509
CS1510	1	-0.04959	0.0190	-2.61	0.0089	Cross Sectional Effect 1510
CS1511	1	-0.09367	0.0165	-5.67	<.0001	Cross Sectional Effect 1511
CS1512	1	-0.00527	0.0174	-0.30	0.7625	Cross Sectional Effect 1512
CS1513	1	0.011974	0.0162	0.74	0.4594	Cross Sectional Effect 1513
CS1514	1	0.217615	0.0314	6.93	<.0001	Cross Sectional Effect 1514
CS1515	1	0.195688	0.0182	10.77	<.0001	Cross Sectional Effect 1515
CS1516	1	0.00139	0.0173	0.08	0.9360	Cross Sectional Effect 1516
CS1517	1	0.008428	0.0171	0.49	0.6214	Cross Sectional Effect 1517
CS1518	1	0.011777	0.0162	0.73	0.4673	Cross Sectional Effect 1518
CS1519	1	0.000607	0.0202	0.03	0.9760	Cross Sectional Effect 1519
CS1520	1	-0.04063	0.0546	-0.74	0.4564	Cross Sectional Effect 1520
CS1521	1	-0.06326	0.0237	-2.67	0.0076	Cross Sectional Effect 1521
CS1522	1	0.123224	0.0661	1.86	0.0623	Cross Sectional Effect 1522
TS1	1	0.051938	0.00606	8.57	<.0001	Time Series Effect 1
TS2	1	0.052732	0.00604	8.73	<.0001	Time Series Effect 2
TS3	1	0.065207	0.00606	10.76	<.0001	Time Series Effect 3
TS4	1	0.072224	0.00577	12.51	<.0001	Time Series Effect 4
TS5	1	0.068876	0.00589	11.69	<.0001	Time Series Effect 5
TS6	1	0.058726	0.00583	10.07	<.0001	Time Series Effect 6
TS7	1	0.048387	0.00582	8.32	<.0001	Time Series Effect 7
TS8	1	0.031501	0.00553	5.70	<.0001	Time Series Effect 8
TS9	1	0.014057	0.00561	2.50	0.0123	Time Series Effect 9
TS10	1	0.006269	0.00556	1.13	0.2597	Time Series Effect 10
TS11	1	0.002846	0.00560	0.51	0.6112	Time Series Effect 11
TS12	1	-0.00217	0.00532	-0.41	0.6837	Time Series Effect 12
TS13	1	-0.01255	0.00545	-2.30	0.0214	Time Series Effect 13
TS14	1	-0.02027	0.00542	-3.74	0.0002	Time Series Effect 14
TS15	1	-0.01962	0.00541	-3.63	0.0003	Time Series Effect 15
TS16	1	-0.0278	0.00514	-5.40	<.0001	Time Series Effect 16
TS17	1	-0.02787	0.00521	-5.35	<.0001	Time Series Effect 17
TS18	1	-0.03278	0.00517	-6.34	<.0001	Time Series Effect 18

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
TS19	1	-0.02675	0.00512	-5.22	<.0001	Time Series Effect 19
TS20	1	-0.02335	0.00487	-4.80	<.0001	Time Series Effect 20
TS21	1	-0.02183	0.00479	-4.55	<.0001	Time Series Effect 21
TS22	1	-0.00615	0.00466	-1.32	0.1874	Time Series Effect 22
TS23	1	-0.00291	0.00467	-0.62	0.5336	Time Series Effect 23
TS24	1	0.007474	0.00462	1.62	0.1059	Time Series Effect 24
TS25	1	0.014181	0.00462	3.07	0.0021	Time Series Effect 25
TS26	1	0.016044	0.00460	3.49	0.0005	Time Series Effect 26
TS27	1	0.023224	0.00464	5.01	<.0001	Time Series Effect 27
TS28	1	0.022405	0.00456	4.92	<.0001	Time Series Effect 28
TS29	1	0.025107	0.00456	5.51	<.0001	Time Series Effect 29
TS30	1	0.023722	0.00454	5.23	<.0001	Time Series Effect 30
TS31	1	0.023459	0.00454	5.17	<.0001	Time Series Effect 31
TS32	1	0.018805	0.00446	4.22	<.0001	Time Series Effect 32
TS33	1	0.011952	0.00444	2.69	0.0072	Time Series Effect 33
TS34	1	0.002496	0.00438	0.57	0.5689	Time Series Effect 34
TS35	1	0.002695	0.00442	0.61	0.5418	Time Series Effect 35
TS36	1	0.002612	0.00436	0.60	0.5492	Time Series Effect 36
TS37	1	0.002554	0.00435	0.59	0.5573	Time Series Effect 37
TS38	1	-0.00887	0.00431	-2.06	0.0396	Time Series Effect 38
TS39	1	-0.01054	0.00431	-2.45	0.0145	Time Series Effect 39
TS40	1	-0.01666	0.00423	-3.94	<.0001	Time Series Effect 40
TS41	1	-0.02367	0.00427	-5.54	<.0001	Time Series Effect 41
TS42	1	-0.01806	0.00425	-4.25	<.0001	Time Series Effect 42
TS43	1	-0.01775	0.00423	-4.19	<.0001	Time Series Effect 43
TS44	1	-0.01745	0.00418	-4.17	<.0001	Time Series Effect 44
TS45	1	-0.01675	0.00418	-4.01	<.0001	Time Series Effect 45
TS46	1	-0.01924	0.00416	-4.62	<.0001	Time Series Effect 46
TS47	1	-0.01313	0.00417	-3.15	0.0017	Time Series Effect 47
TS48	1	-0.01413	0.00411	-3.44	0.0006	Time Series Effect 48
TS49	1	-0.00759	0.00413	-1.84	0.0665	Time Series Effect 49
TS50	1	-0.00705	0.00414	-1.70	0.0885	Time Series Effect 50
TS51	1	-0.00457	0.00416	-1.10	0.2714	Time Series Effect 51
TS52	1	-0.00606	0.00411	-1.47	0.1404	Time Series Effect 52
TS53	1	-0.0002	0.00412	-0.05	0.9609	Time Series Effect 53

**The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates**

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1

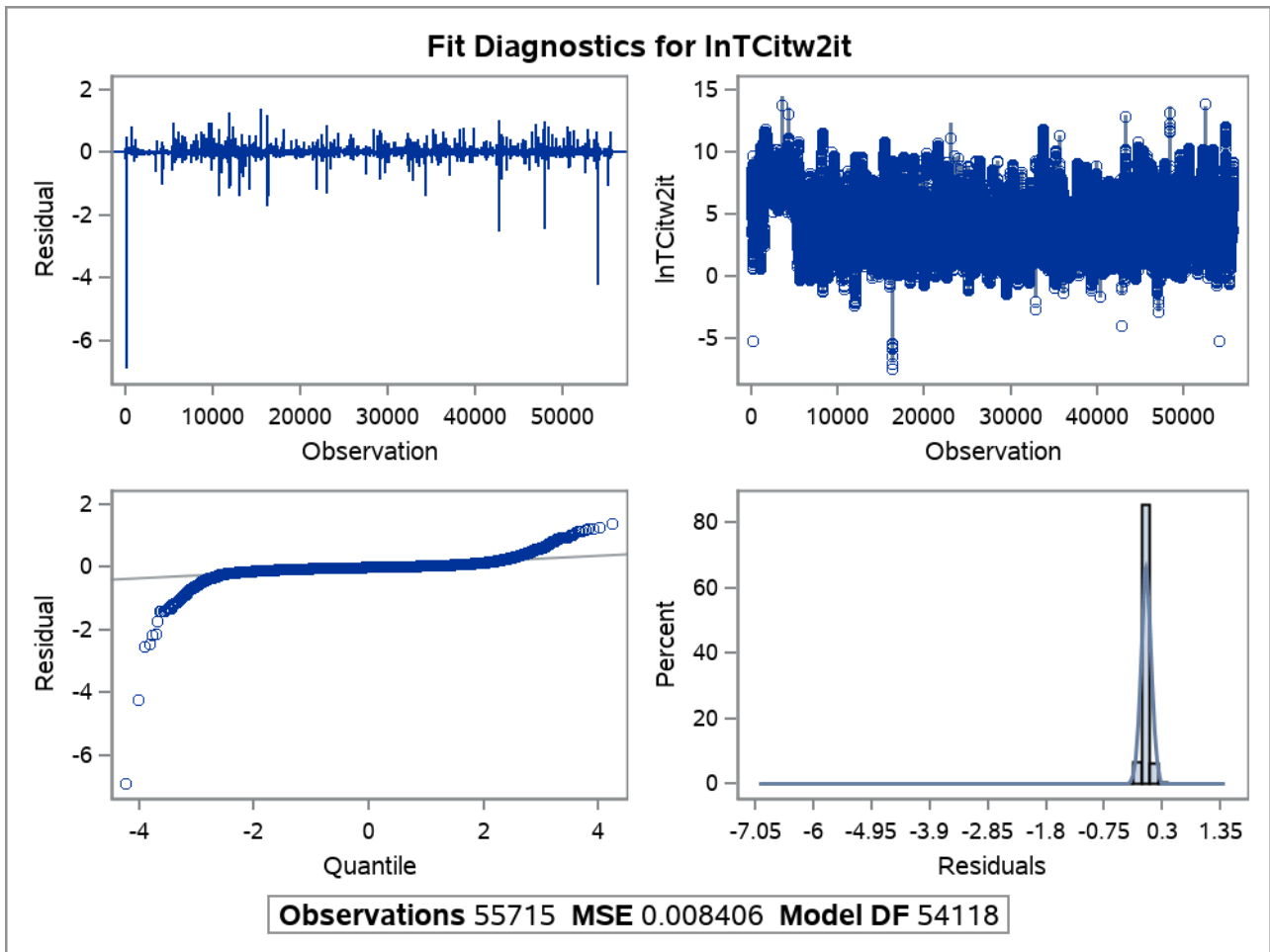
Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
TS54	1	0.000322	0.00412	0.08	0.9377	Time Series Effect 54
TS55	1	0.002191	0.00411	0.53	0.5942	Time Series Effect 55
TS56	1	0.002764	0.00407	0.68	0.4969	Time Series Effect 56
TS57	1	0.006994	0.00408	1.71	0.0866	Time Series Effect 57
TS58	1	0.008593	0.00407	2.11	0.0349	Time Series Effect 58
TS59	1	0.007046	0.00409	1.72	0.0849	Time Series Effect 59
TS60	1	0.003008	0.00405	0.74	0.4573	Time Series Effect 60
TS61	1	0.006154	0.00405	1.52	0.1288	Time Series Effect 61
TS62	1	-0.00143	0.00405	-0.35	0.7236	Time Series Effect 62
TS63	1	0.004088	0.00406	1.01	0.3144	Time Series Effect 63
TS64	1	0.001168	0.00403	0.29	0.7722	Time Series Effect 64
TS65	1	0.001112	0.00403	0.28	0.7829	Time Series Effect 65
Intercept	1	-3.51837	0.0226	-155.85	<.0001	Intercept
lny1it	1	0.620135	0.0278	22.34	<.0001	
lny2it	1	0.429075	0.0249	17.22	<.0001	
lny1itlny2it	1	-0.14257	0.00820	-17.38	<.0001	
lny1itlny1it	1	0.06632	0.00408	16.24	<.0001	
lny2itlny2it	1	0.073285	0.00391	18.75	<.0001	
lnw1itw2it	1	0.681611	0.0368	18.51	<.0001	
lnw1itw2it2	1	0.04397	0.00642	6.85	<.0001	
lny1itlnw1itw2it	1	-0.02211	0.0161	-1.37	0.1710	
lny2itlnw1itw2it	1	0.020903	0.0138	1.51	0.1303	

Note: Fixed effects parameters and the intercept are not HCCME corrected.

The PANEL Procedure Fixed Two-Way Estimates

Dependent Variable: lnTCitw2it

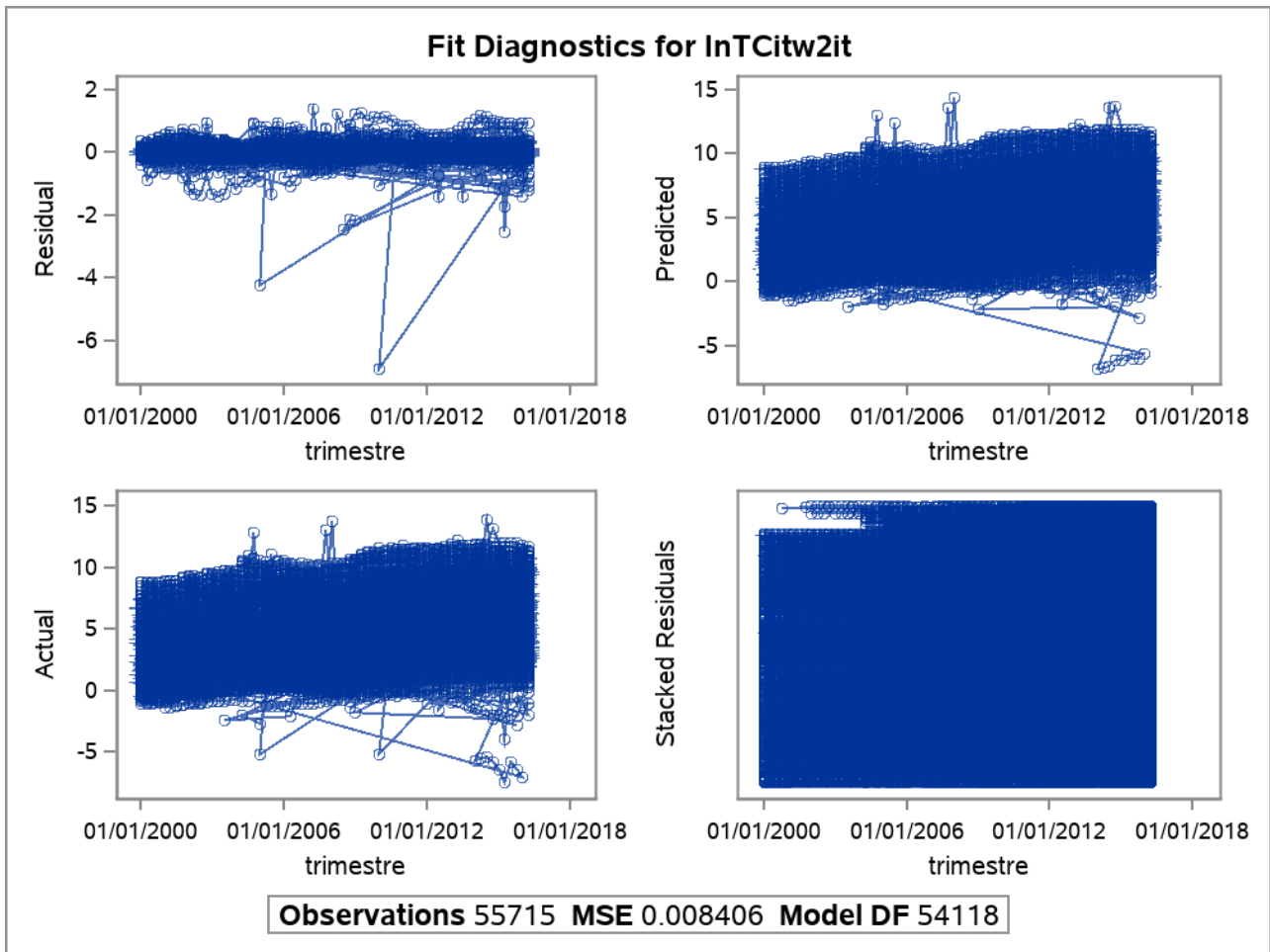
indice=1



The PANEL Procedure
Fixed Two-Way Estimates

Dependent Variable: lnTCitw2it

indice=1



APÊNDICE G

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2000

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		3	0.7675	5.4106	0.0252	0.7375	0.8191
LATIN AMERICA & CARIB		17	0.7312	8.5483	0.0252	0.5735	0.9658
Diff (1-2)	Pooled		0.0363	8.2587	0.0455		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0363		0.0356		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.7675	0.6589	0.8760	5.4106	2.8171	34.0041
LATIN AMERICA & CARIB		0.7312	0.6779	0.7845	8.5483	6.3665	13.0099
Diff (1-2)	Pooled	0.0363	-0.0594	0.1319	8.2587	6.2404	12.2132
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0363	-0.0478	0.1203			

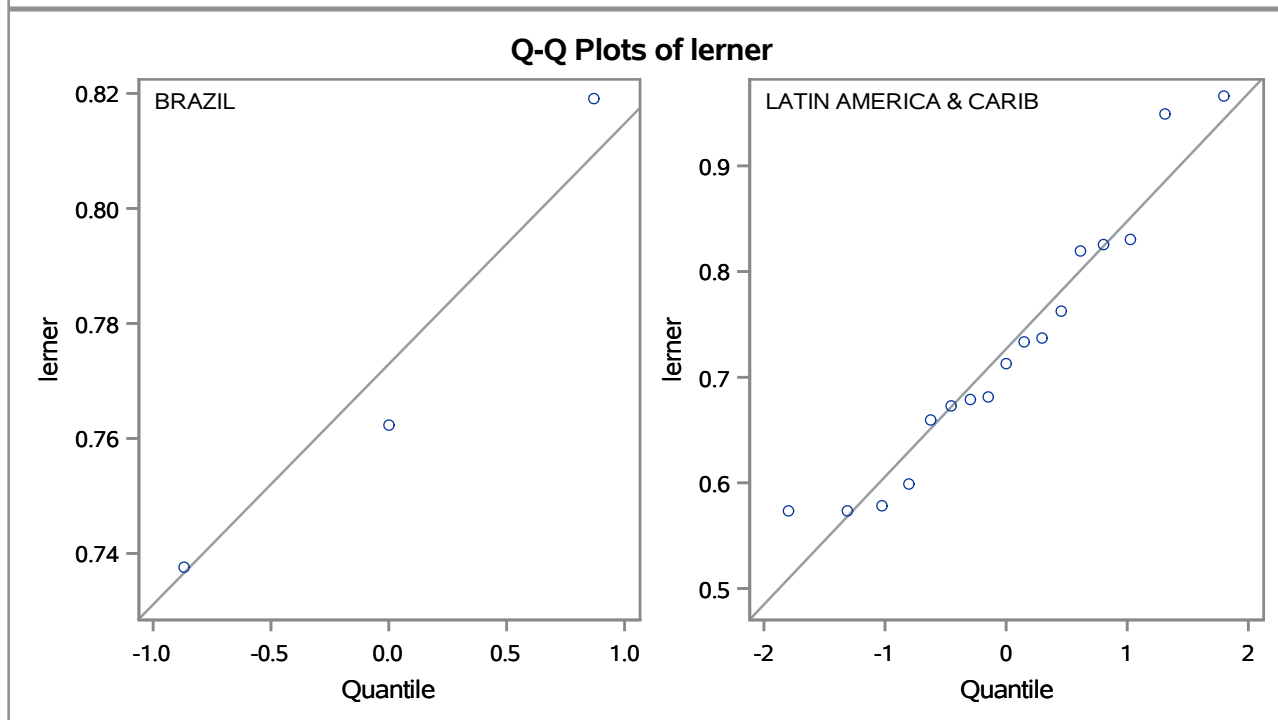
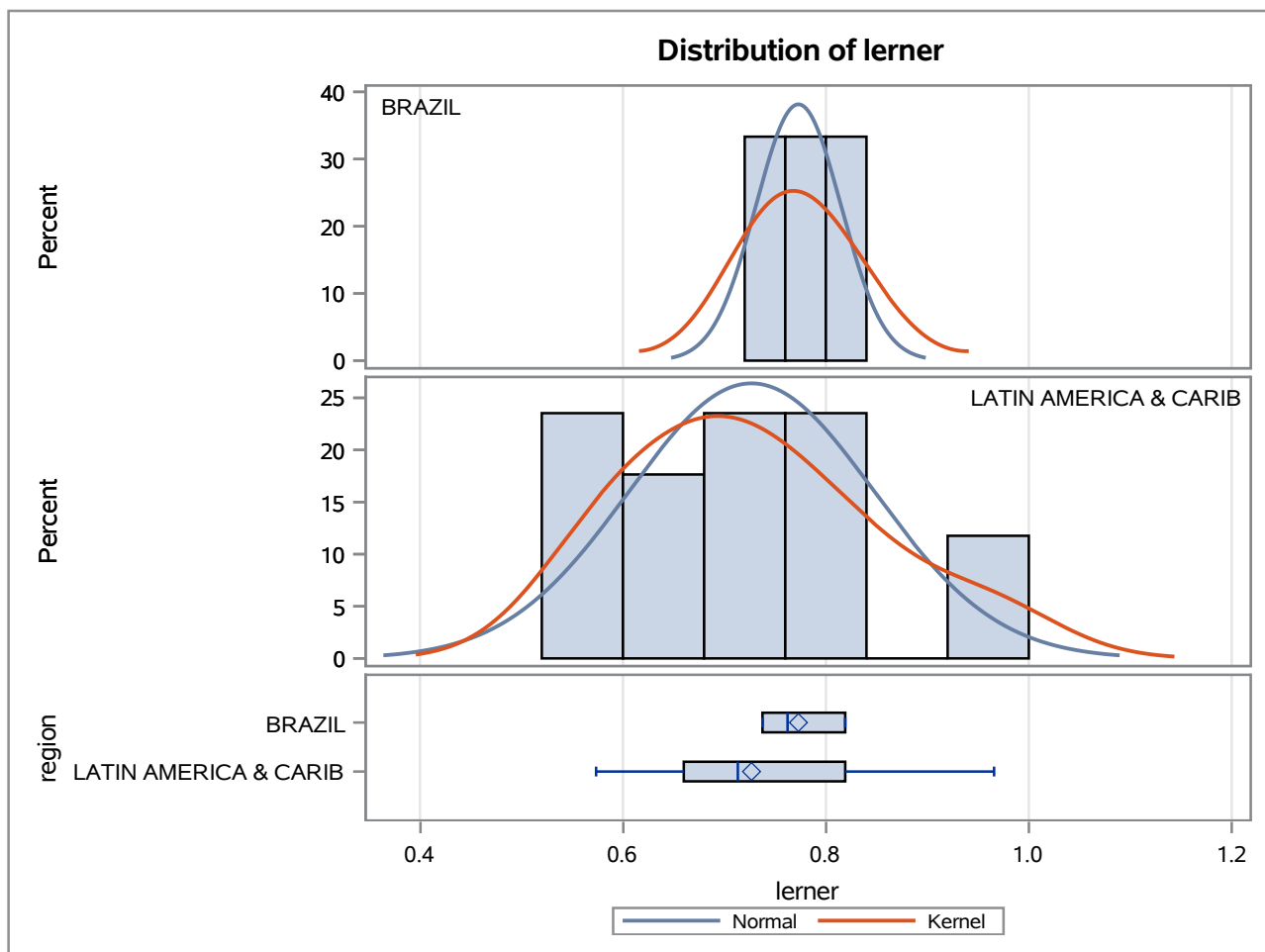
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	18	0.80	0.4361
Satterthwaite	Unequal	7.0806	1.02	0.3421

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	2	2.50	0.6471

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2000



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2000

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		3	0.8182	7.0365	0.0328	0.7750	0.8944
LATIN AMERICA & CARIB		16	0.7547	9.4707	0.0281	0.5628	0.9869
Diff (1-2)	Pooled		0.0635	9.2177	0.0509		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0635		0.0432		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8182	0.6771	0.9593	7.0365	3.6636	44.2224
LATIN AMERICA & CARIB		0.7547	0.6949	0.8145	9.4707	6.9960	14.6577
Diff (1-2)	Pooled	0.0635	-0.0439	0.1709	9.2177	6.9169	13.8187
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0635	-0.0440	0.1709			

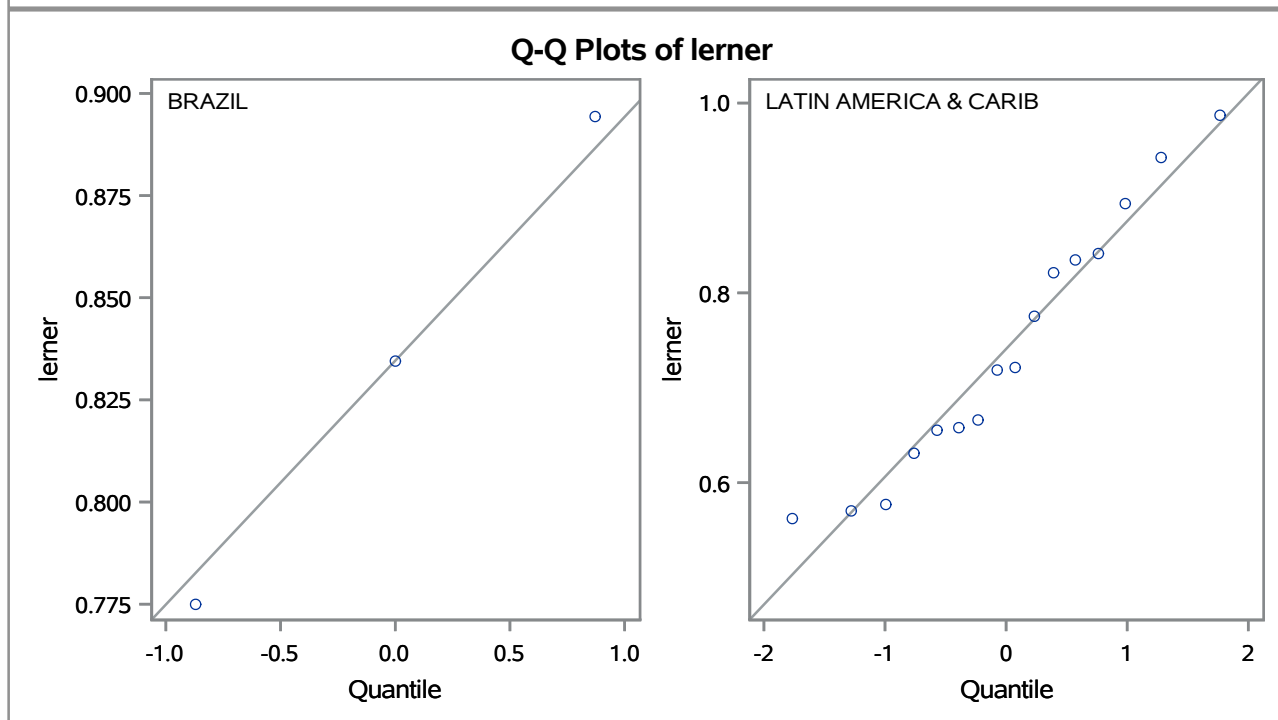
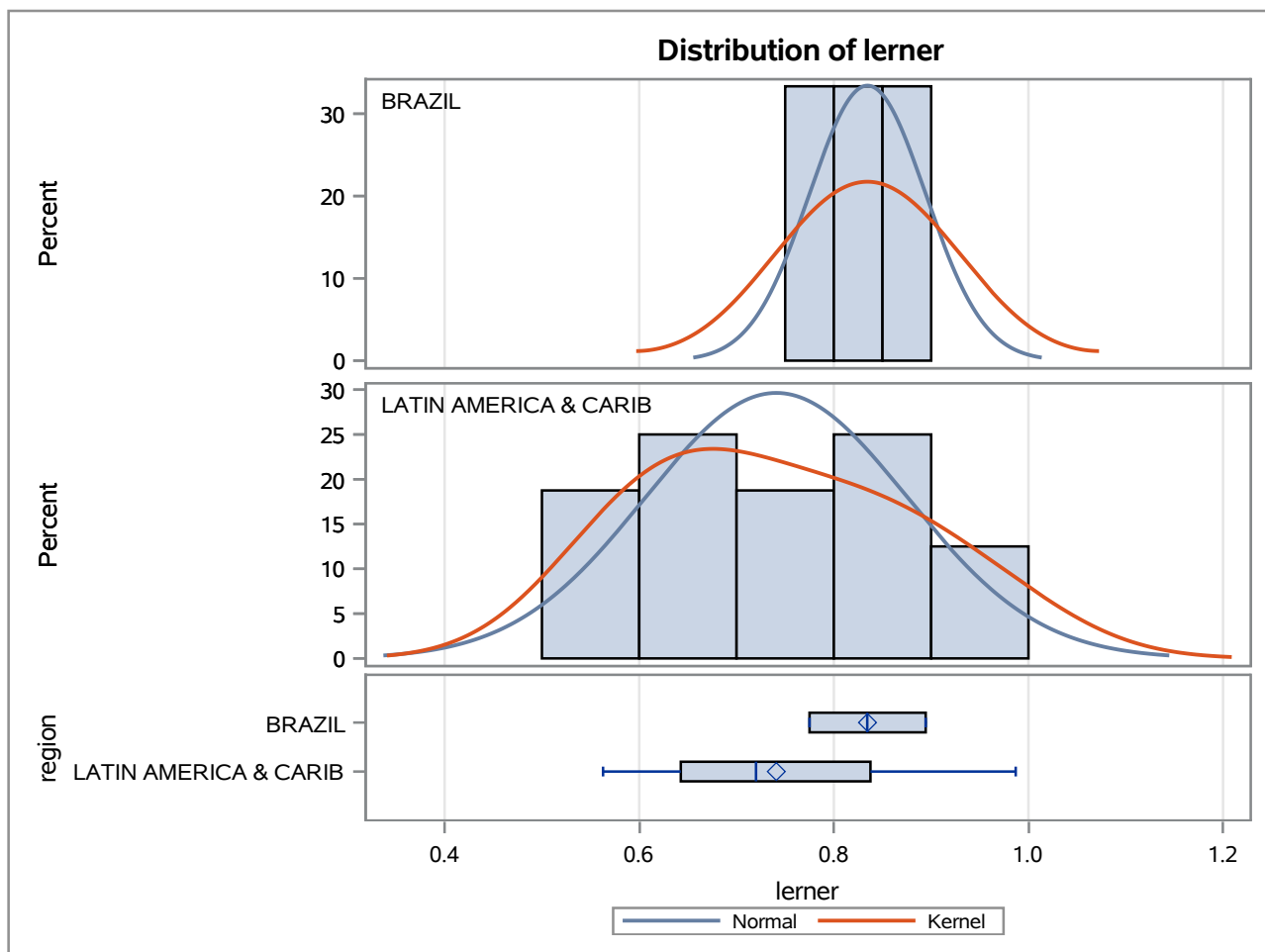
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	17	1.25	0.2294
Satterthwaite	Unequal	5.5987	1.47	0.1952

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	2	1.81	0.8259

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2000



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2000

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		3	0.6702	44.6249	0.2107	0.1026	0.8451
LATIN AMERICA & CARIB		16	0.7063	18.3341	0.0539	0.1026	0.9803
Diff (1-2)	Pooled		-0.0361	23.0407	0.1281		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0361		0.2175		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.6702	-0.2362	1.5767	44.6249	23.2343	280.5
LATIN AMERICA & CARIB		0.7063	0.5914	0.8212	18.3341	13.5435	28.3755
Diff (1-2)	Pooled	-0.0361	-0.3064	0.2343	23.0407	17.2894	34.5413
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0361	-0.8730	0.8009			

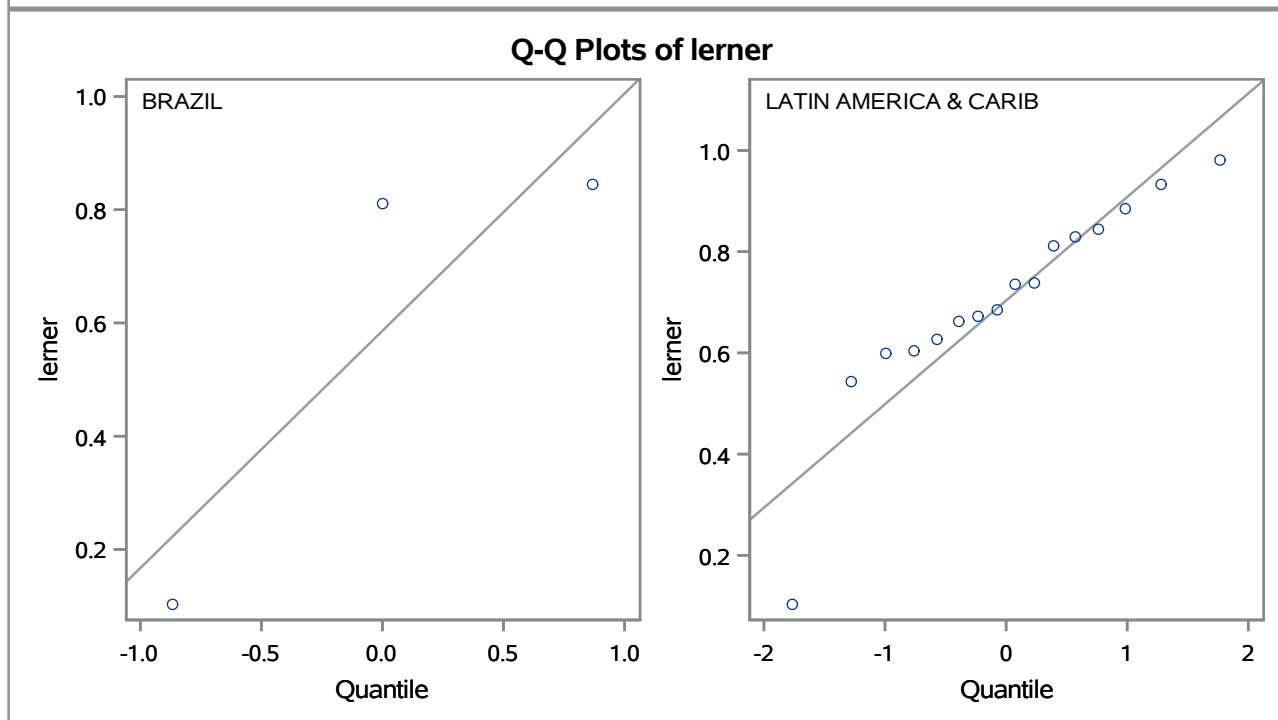
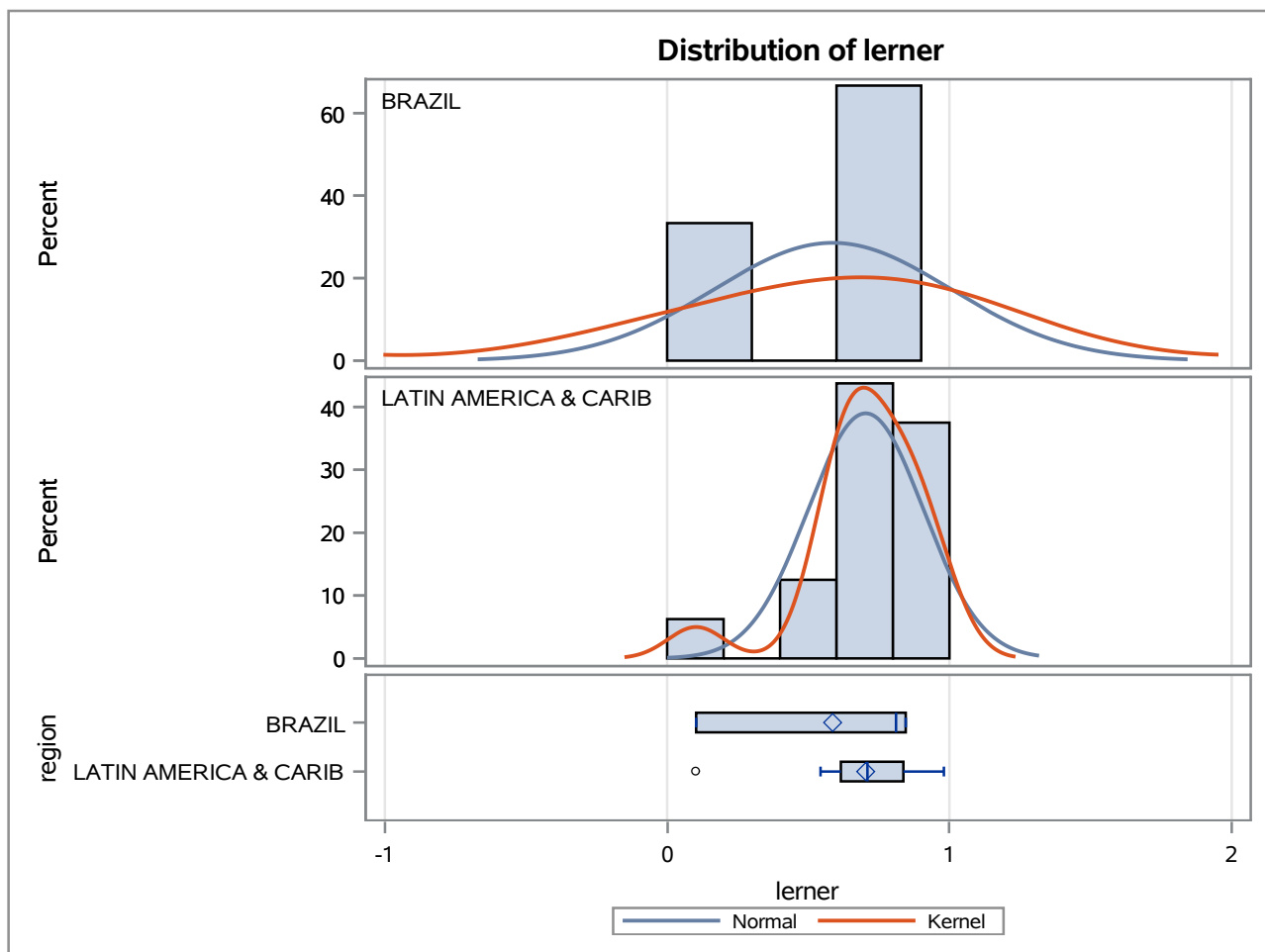
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	17	-0.28	0.7818
Satterthwaite	Unequal	2.2691	-0.17	0.8819

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	2	15	5.92	0.0254

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2000



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2000

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		3	0.8030	5.7715	0.0261	0.7645	0.8487
LATIN AMERICA & CARIB		17	0.7692	8.9729	0.0259	0.5530	0.9594
Diff (1-2)	Pooled		0.0338	8.6757	0.0466		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0338		0.0368		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8030	0.6906	0.9154	5.7715	3.0050	36.2722
LATIN AMERICA & CARIB		0.7692	0.7143	0.8241	8.9729	6.6828	13.6562
Diff (1-2)	Pooled	0.0338	-0.0640	0.1317	8.6757	6.5555	12.8299
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0338	-0.0531	0.1208			

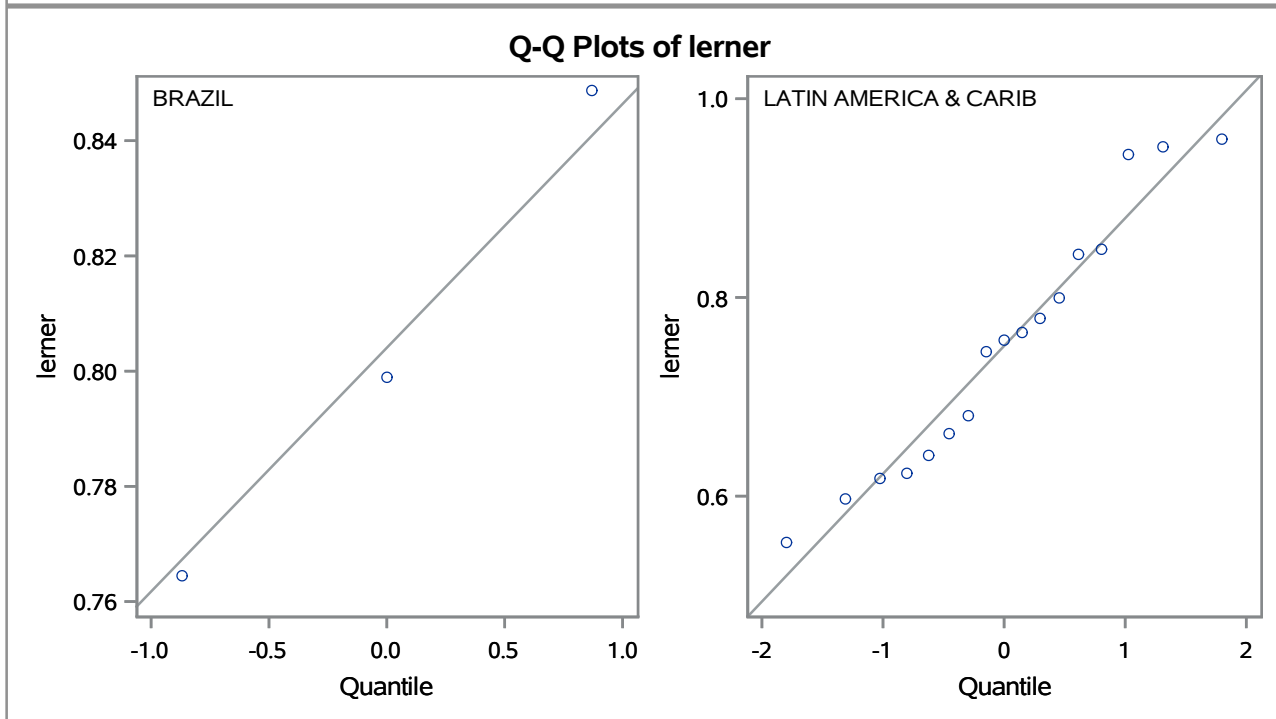
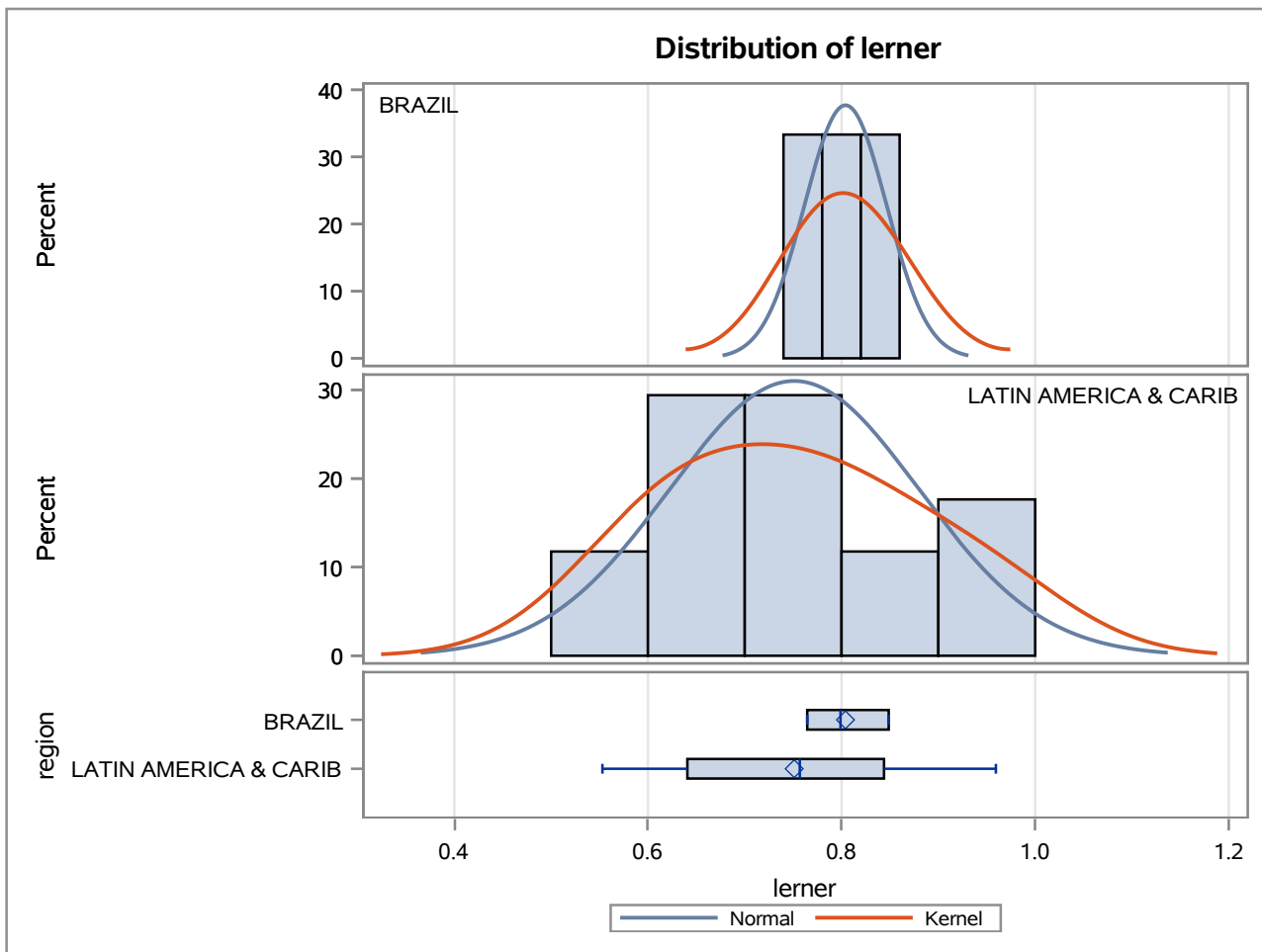
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	18	0.73	0.4770
Satterthwaite	Unequal	7.0246	0.92	0.3884

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	2	2.42	0.6639

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2000



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2001

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		3	0.8847	7.9751	0.0369	0.8239	0.9479
LATIN AMERICA & CARIB		18	0.7855	11.2155	0.0313	0.4788	0.9587
Diff (1-2)	Pooled		0.0992	10.9198	0.0590		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0992		0.0484		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8847	0.7259	1.0436	7.9751	4.1523	50.1216
LATIN AMERICA & CARIB		0.7855	0.7195	0.8515	11.2155	8.4160	16.8136
Diff (1-2)	Pooled	0.0992	-0.0243	0.2228	10.9198	8.3044	15.9491
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0992	-0.0214	0.2199			

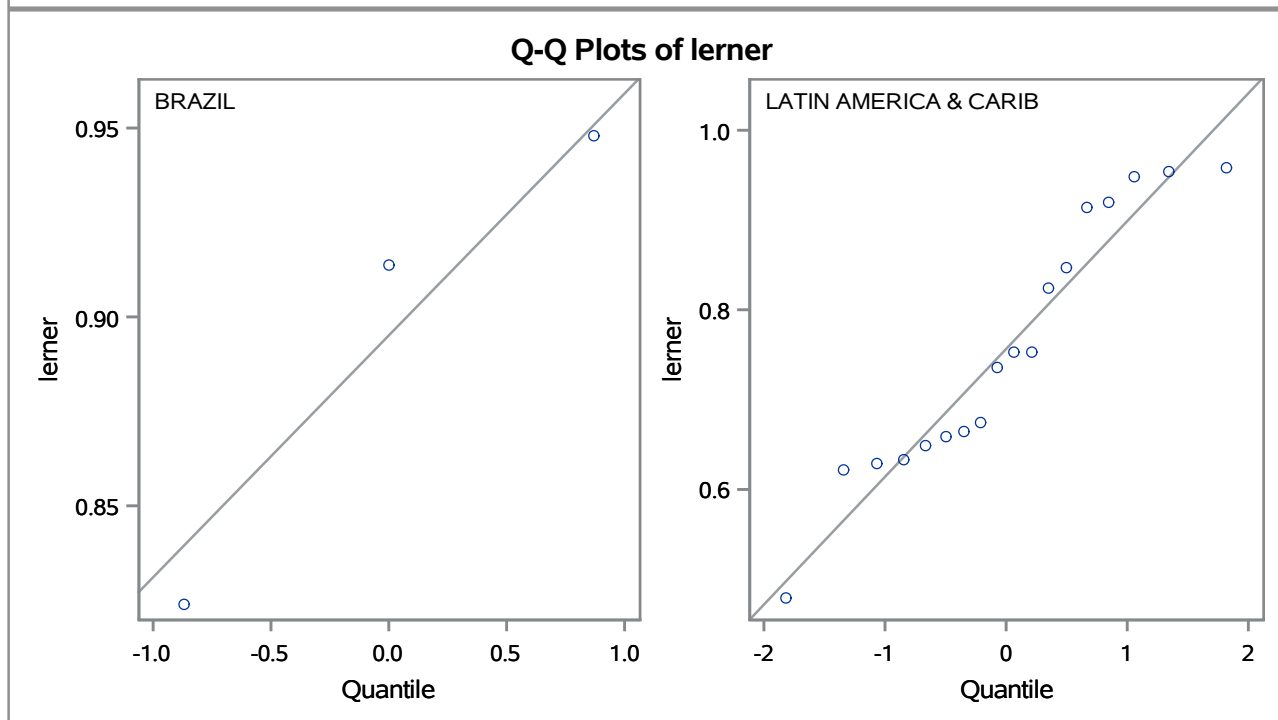
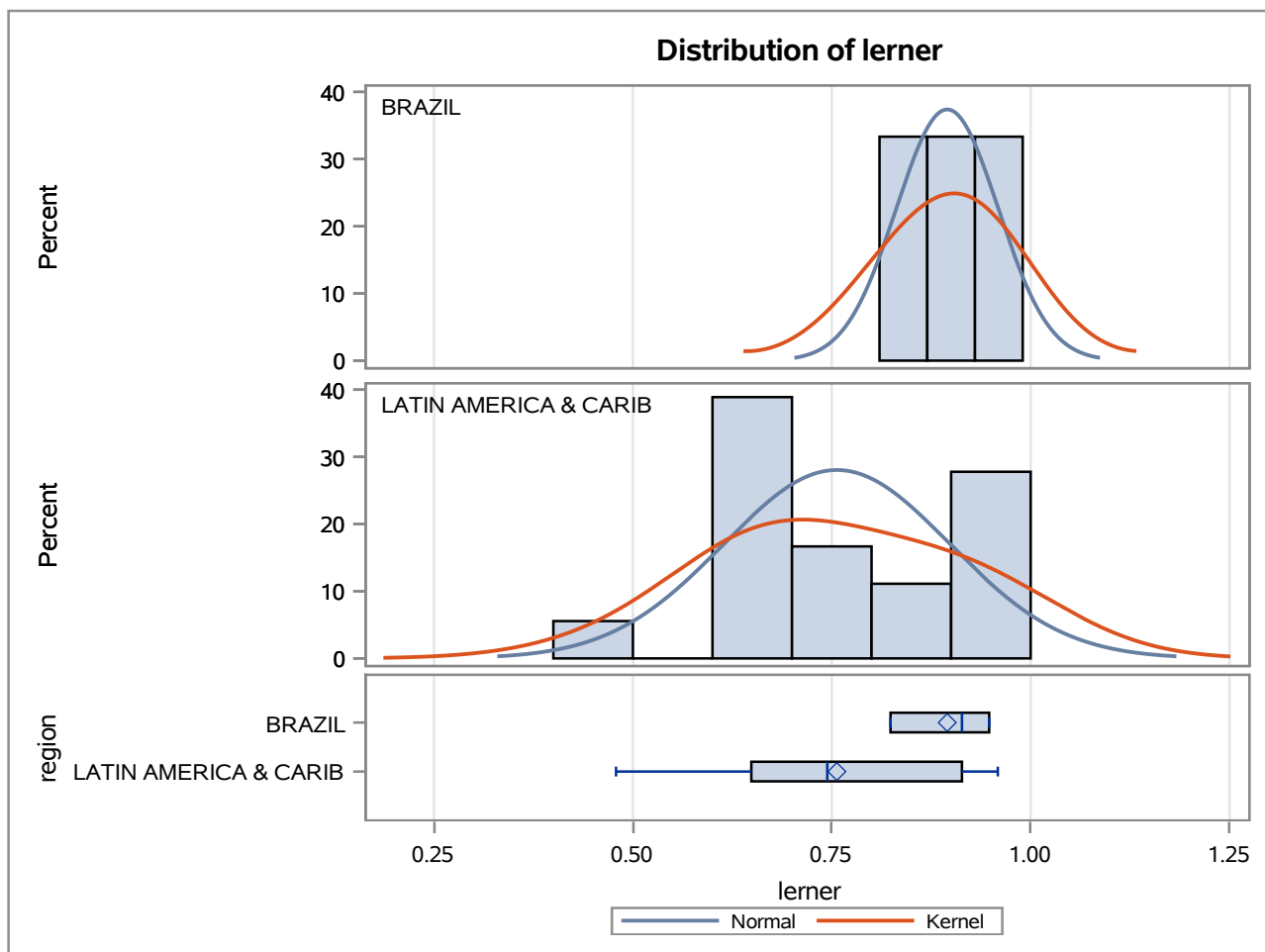
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	19	1.68	0.1090
Satterthwaite	Unequal	5.5721	2.05	0.0898

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	17	2	1.98	0.7762

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2001



The TTEST Procedure**Variable: lerner**

trimestre=01/04/2001

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		3	0.8775	8.1775	0.0386	0.8092	0.9421
LATIN AMERICA & CARIB		17	0.7595	12.2636	0.0358	0.2173	0.9458
Diff (1-2)	Pooled		0.1180	11.8792	0.0659		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1180		0.0526		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8775	0.7114	1.0435	8.1775	4.2577	51.3931
LATIN AMERICA & CARIB		0.7595	0.6837	0.8353	12.2636	9.1336	18.6643
Diff (1-2)	Pooled	0.1180	-0.0205	0.2564	11.8792	8.9761	17.5673
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1180	-0.00917	0.2451			

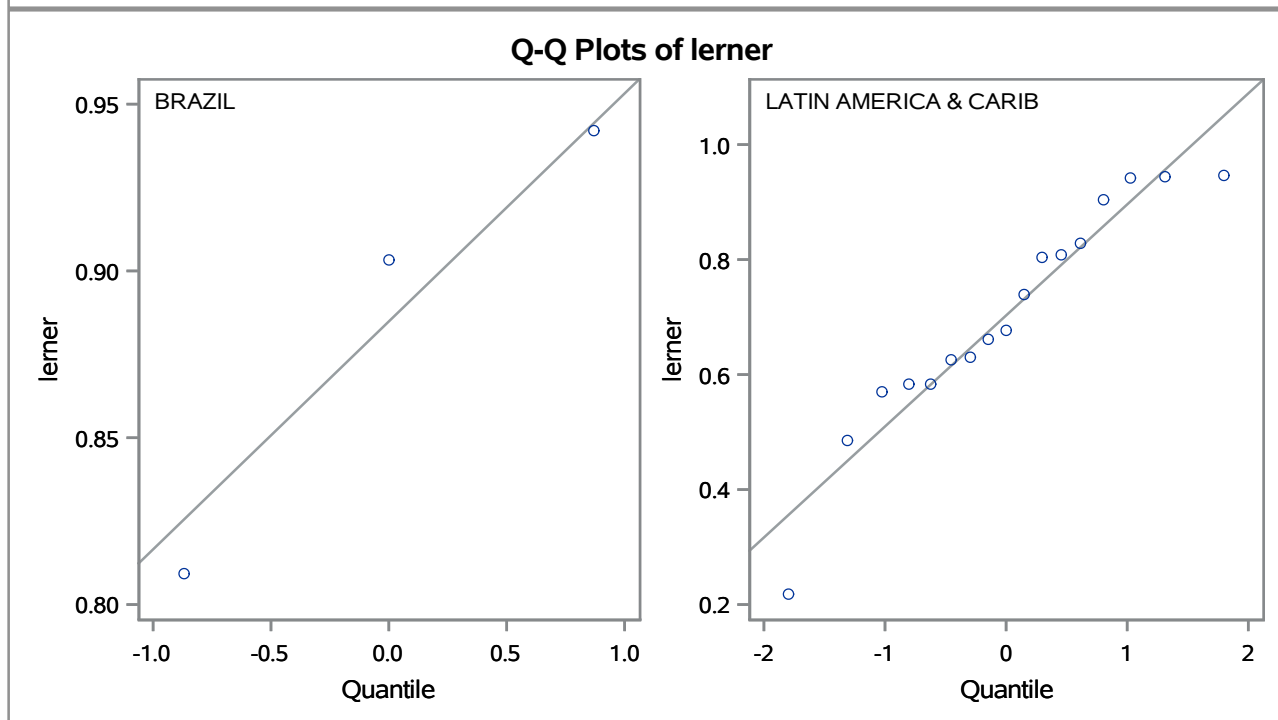
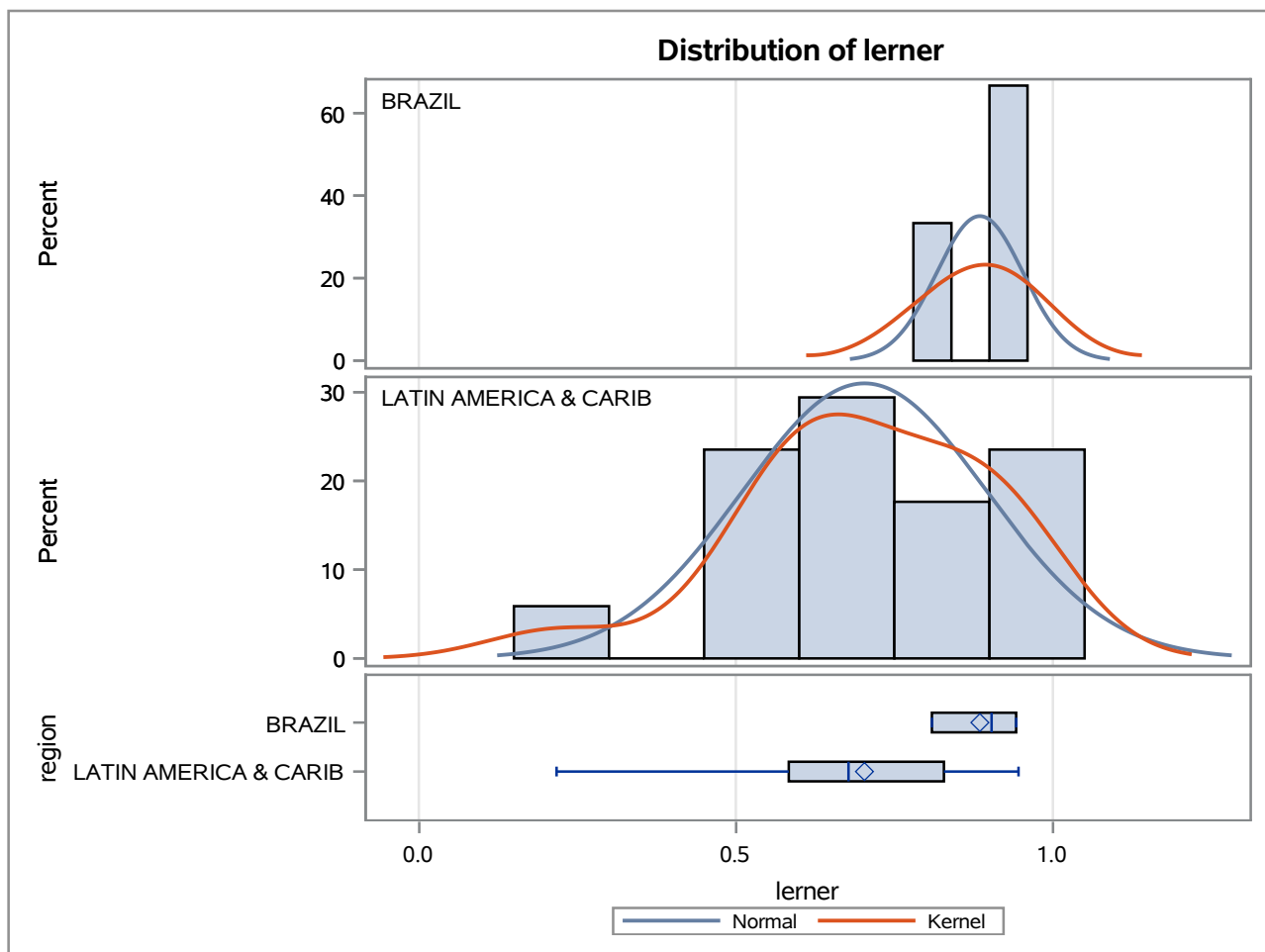
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	18	1.79	0.0902
Satterthwaite	Unequal	6.3262	2.24	0.0639

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	2	2.25	0.7025

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2001



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2001

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		3	0.9171	6.4887	0.0321	0.8622	0.9708
LATIN AMERICA & CARIB		17	0.7759	13.2836	0.0396	0.4259	0.9708
Diff (1-2)	Pooled		0.1412	12.7093	0.0734		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1412		0.0510		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.9171	0.7790	1.0551	6.4887	3.3784	40.7797
LATIN AMERICA & CARIB		0.7759	0.6918	0.8599	13.2836	9.8932	20.2166
Diff (1-2)	Pooled	0.1412	-0.0130	0.2954	12.7093	9.6033	18.7948
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1412	0.0274	0.2550			

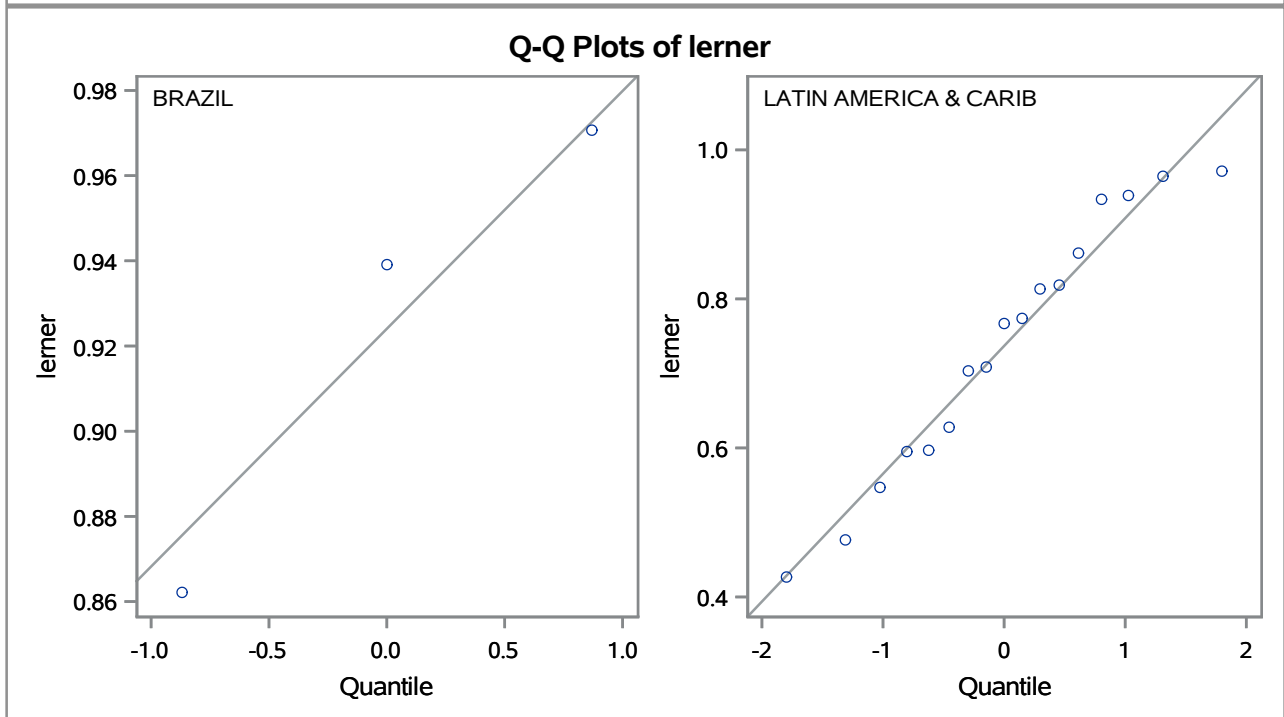
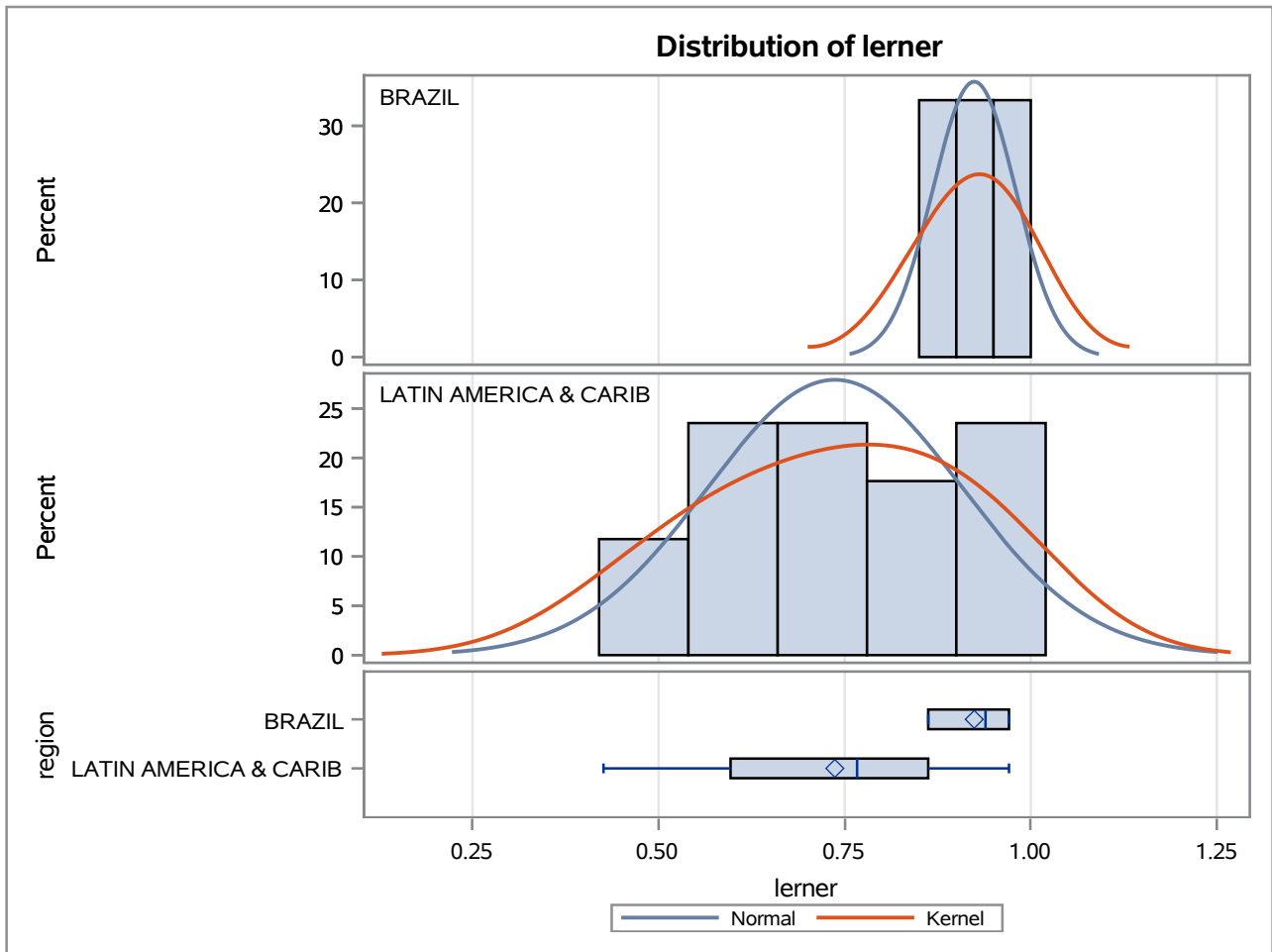
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	18	1.92	0.0703
Satterthwaite	Unequal	9.8893	2.77	0.0200

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	16	2	4.19	0.4190

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2001



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2001

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		1	0.7010	.	.	0.7010	0.7010
LATIN AMERICA & CARIB		16	0.6741	11.3033	0.0350	0.3166	0.9767
Diff (1-2)	Pooled		0.0269	11.3033	0.0903		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0269		.		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.7010
LATIN AMERICA & CARIB		0.6741	0.5994	0.7488	11.3033	8.3498	17.4941
Diff (1-2)	Pooled	0.0269	-0.1656	0.2195	11.3033	8.3498	17.4941
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0269	.	.			

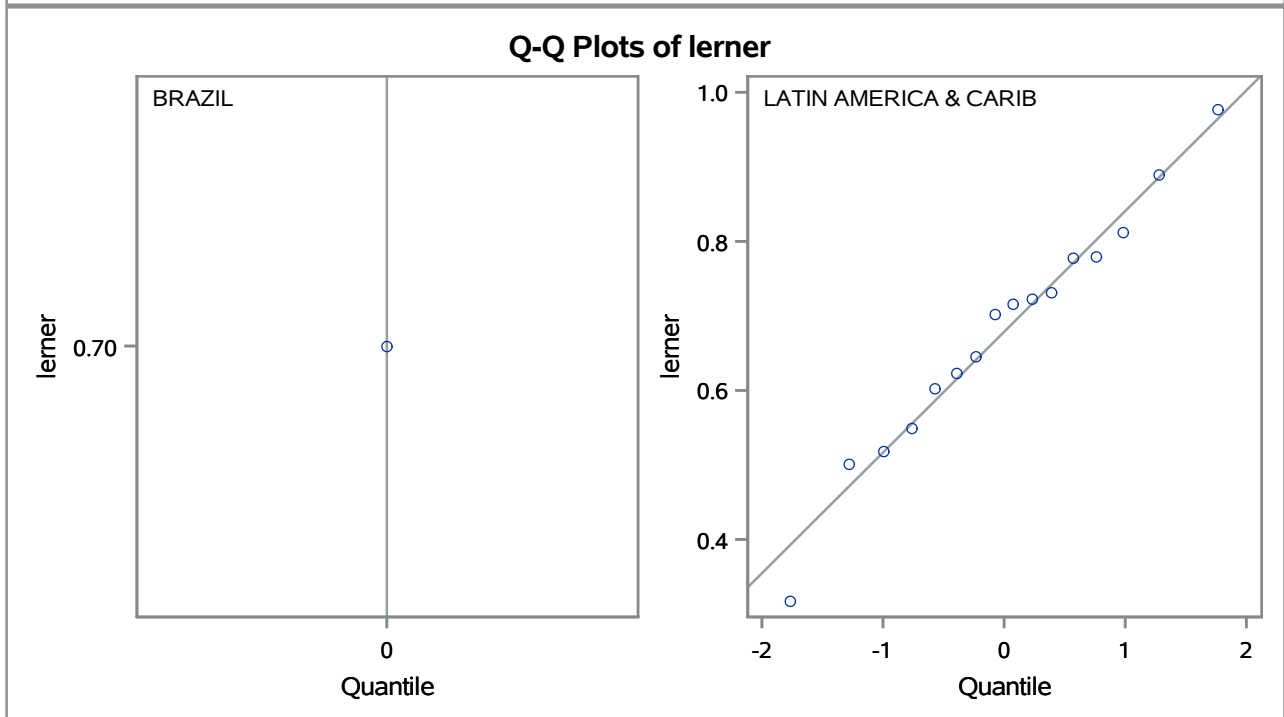
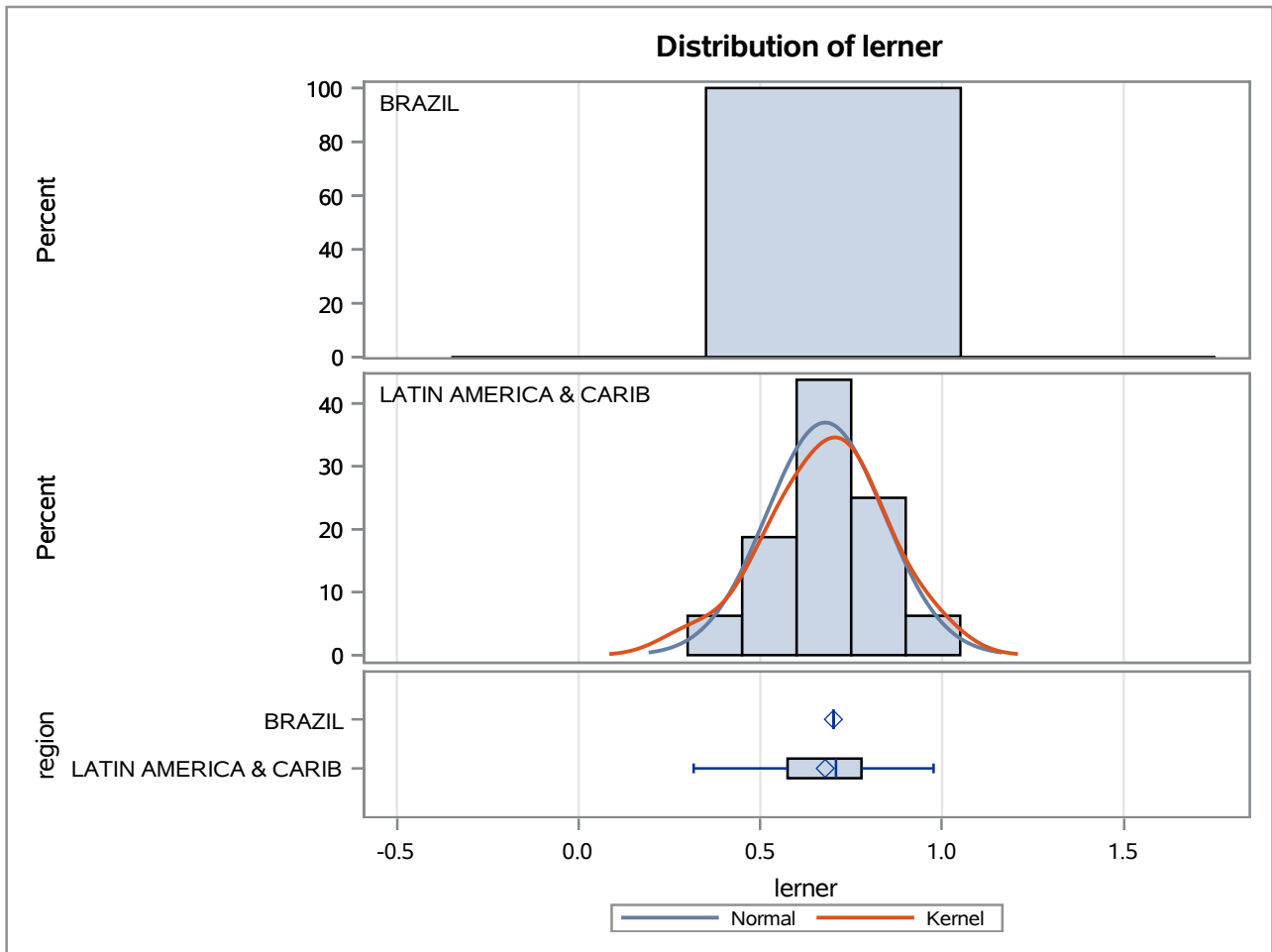
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	15	0.30	0.7696
Satterthwaite	Unequal	.	.	.

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	15	0	.	.

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2001



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2002

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		8	0.8346	1.6553	0.00774	0.6626	0.8634
LATIN AMERICA & CARIB		21	0.7136	14.3959	0.0438	0.0993	0.9951
Diff (1-2)	Pooled		0.1210	12.4186	0.0693		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1210		0.0445		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8346	0.8163	0.8529	1.6553	1.0945	3.3691
LATIN AMERICA & CARIB		0.7136	0.6222	0.8050	14.3959	11.0137	20.7886
Diff (1-2)	Pooled	0.1210	-0.0211	0.2631	12.4186	9.8184	16.9034
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1210	0.0285	0.2134			

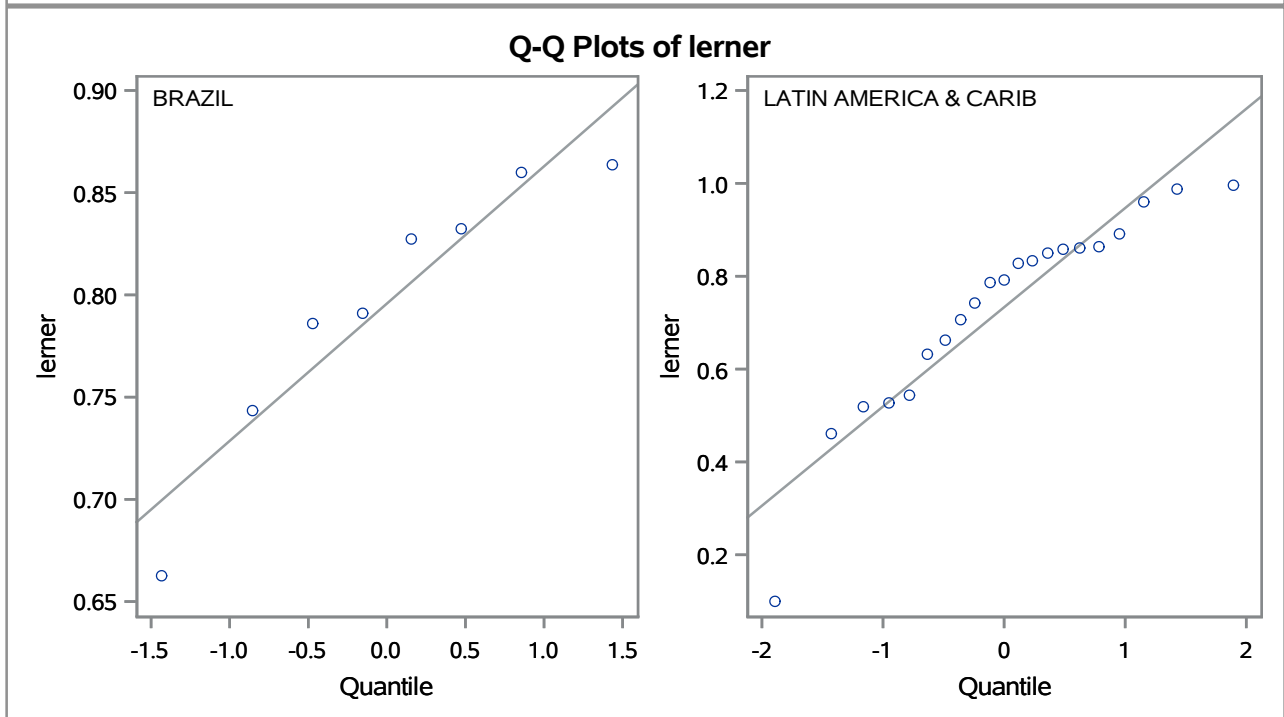
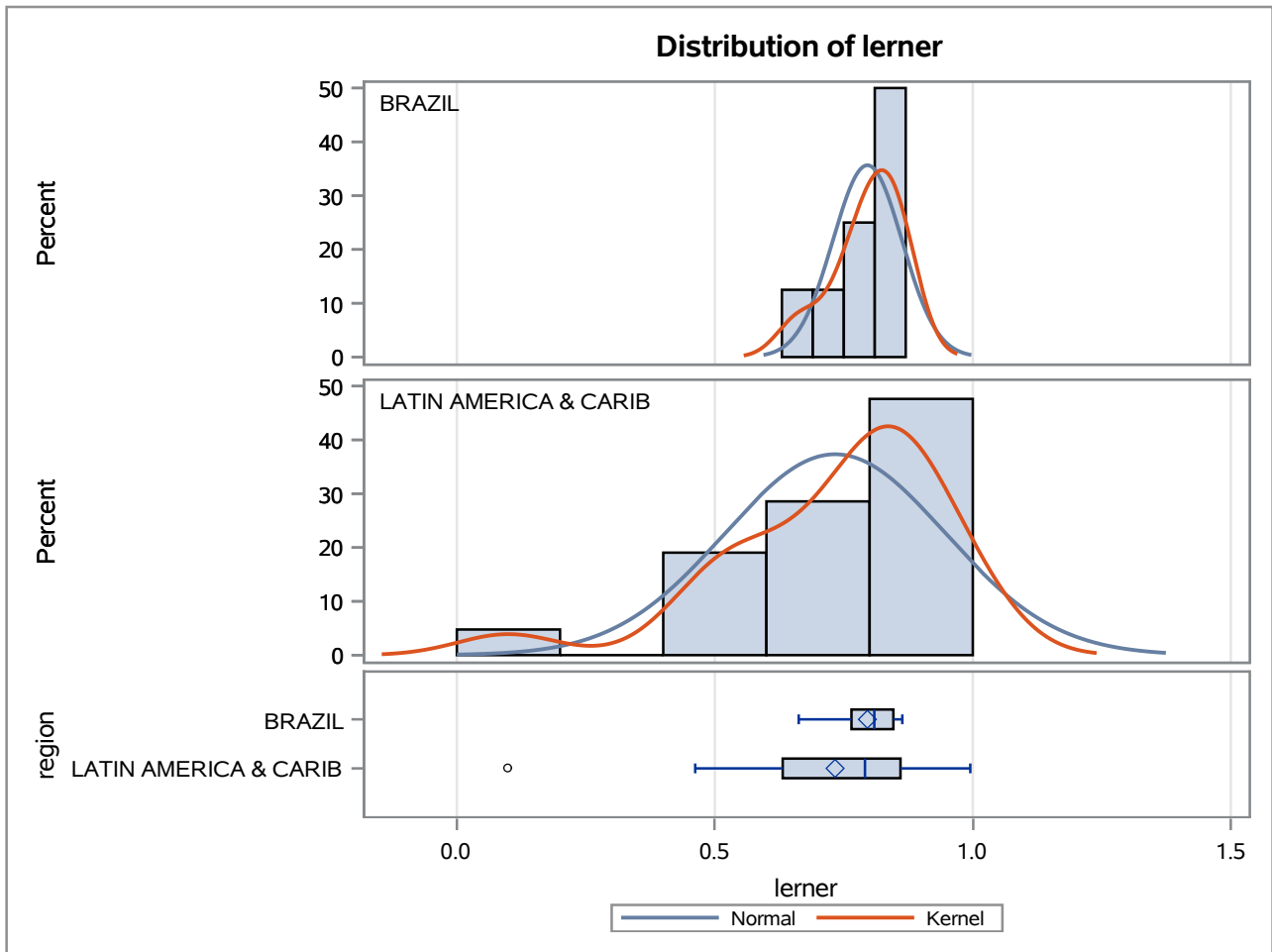
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	27	1.75	0.0921
Satterthwaite	Unequal	21.209	2.72	0.0128

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	20	7	75.63	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2002



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2002

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		8	0.9092	2.4849	0.0115	0.7371	0.9631
LATIN AMERICA & CARIB		20	0.7197	18.4098	0.0570	-0.0152	0.9982
Diff (1-2)	Pooled		0.1895	15.7903	0.0880		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1895		0.0581		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.9092	0.8820	0.9365	2.4849	1.6430	5.0575
LATIN AMERICA & CARIB		0.7197	0.6005	0.8389	18.4098	14.0005	26.8888
Diff (1-2)	Pooled	0.1895	0.00872	0.3704	15.7903	12.4352	21.6396
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1895	0.0685	0.3106			

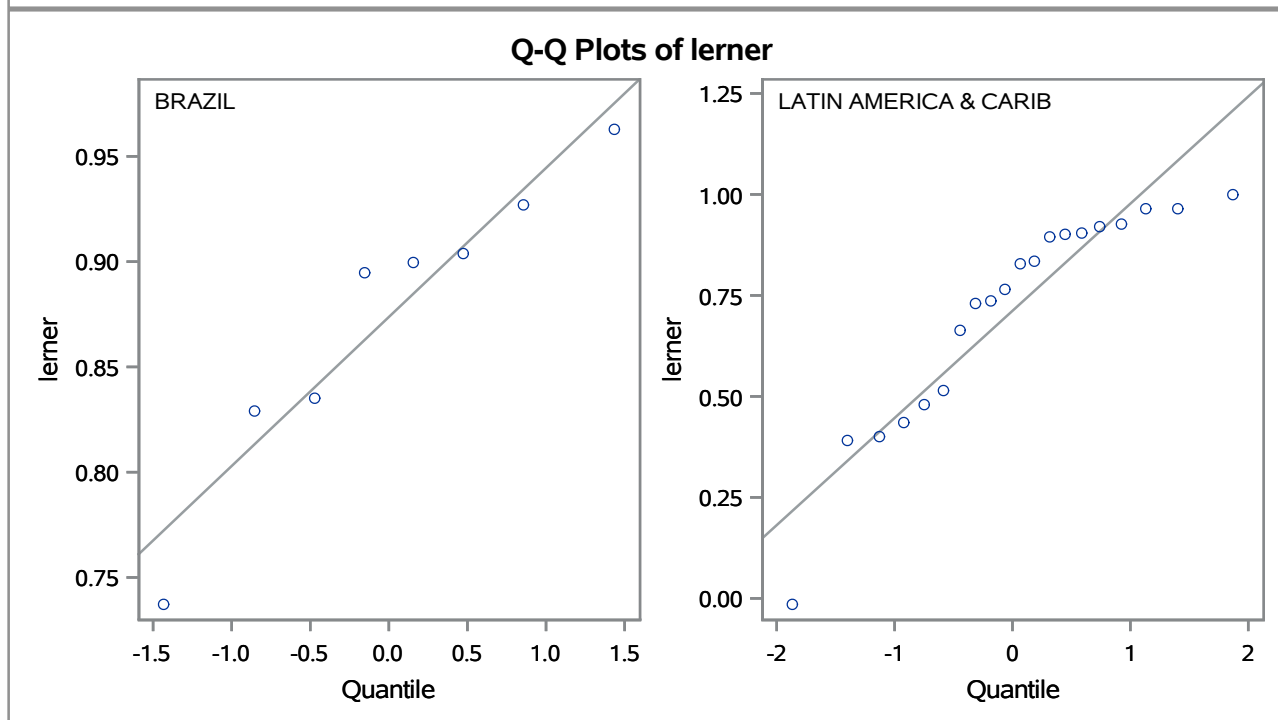
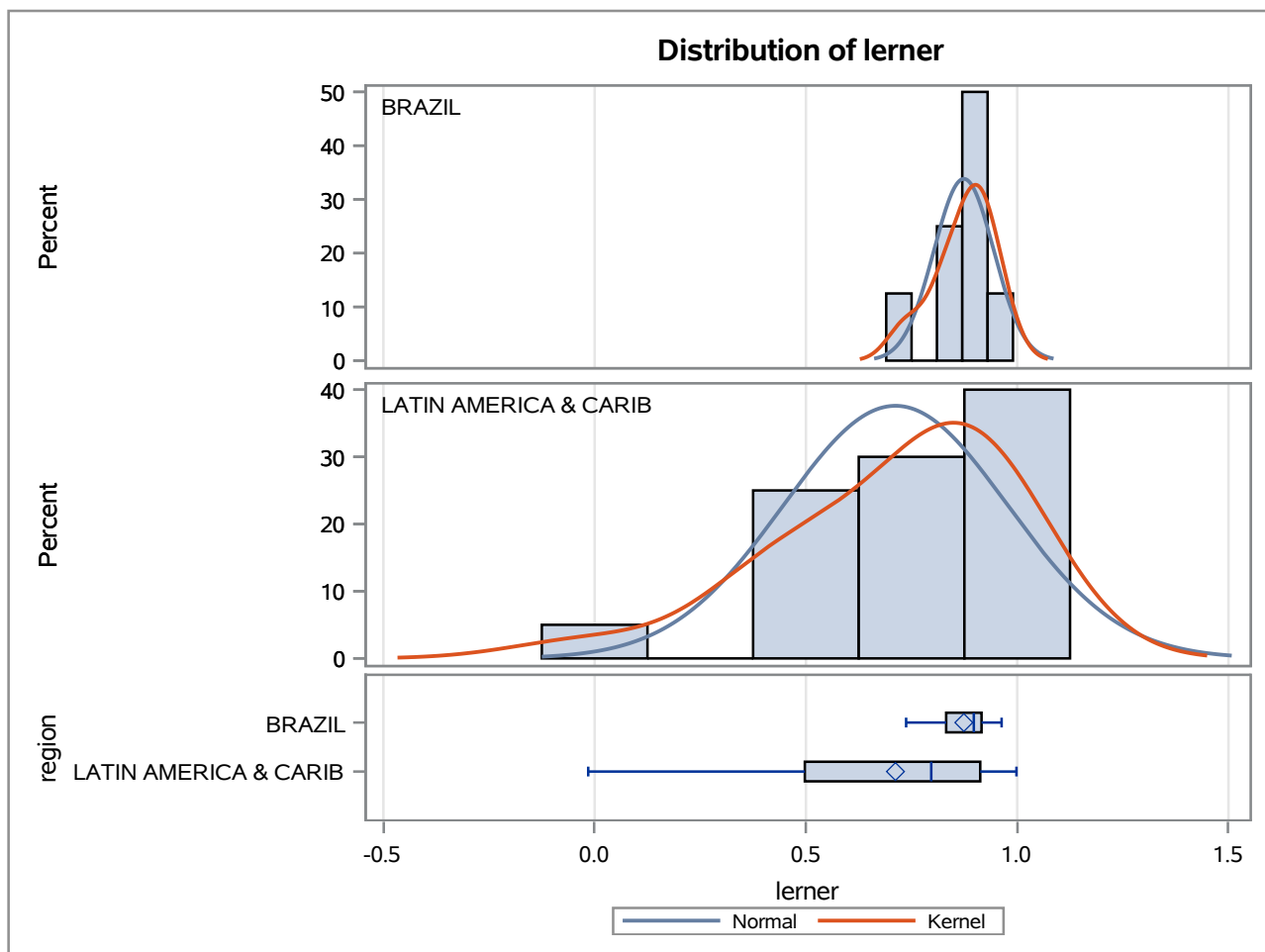
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	26	2.15	0.0406
Satterthwaite	Unequal	20.491	3.26	0.0038

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	19	7	54.89	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2002



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2002

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		7	0.9366	2.4932	0.0130	0.7809	0.9759
LATIN AMERICA & CARIB		19	0.7111	18.4636	0.0599	-0.0605	0.9960
Diff (1-2)	Pooled		0.2256	16.0384	0.0987		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2256		0.0613		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.9366	0.9047	0.9685	2.4932	1.6066	5.4903
LATIN AMERICA & CARIB		0.7111	0.5851	0.8370	18.4636	13.9513	27.3044
Diff (1-2)	Pooled	0.2256	0.0218	0.4293	16.0384	12.5233	22.3119
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2256	0.0975	0.3537			

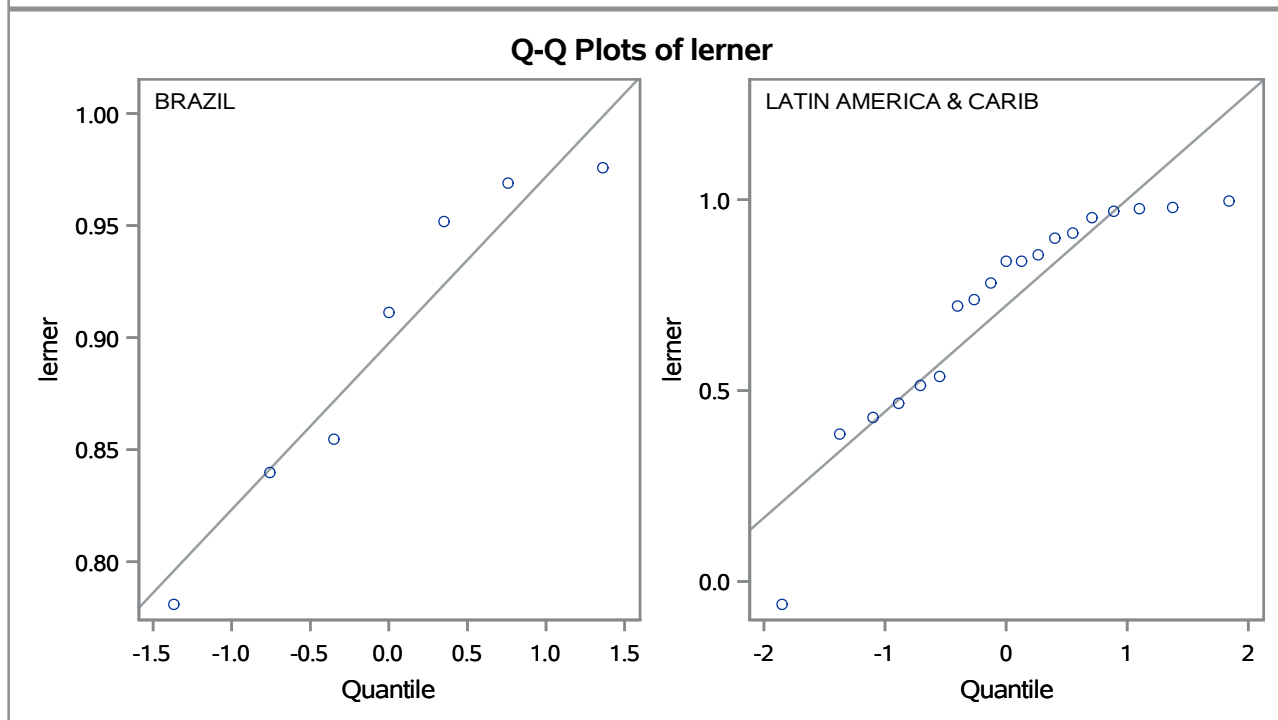
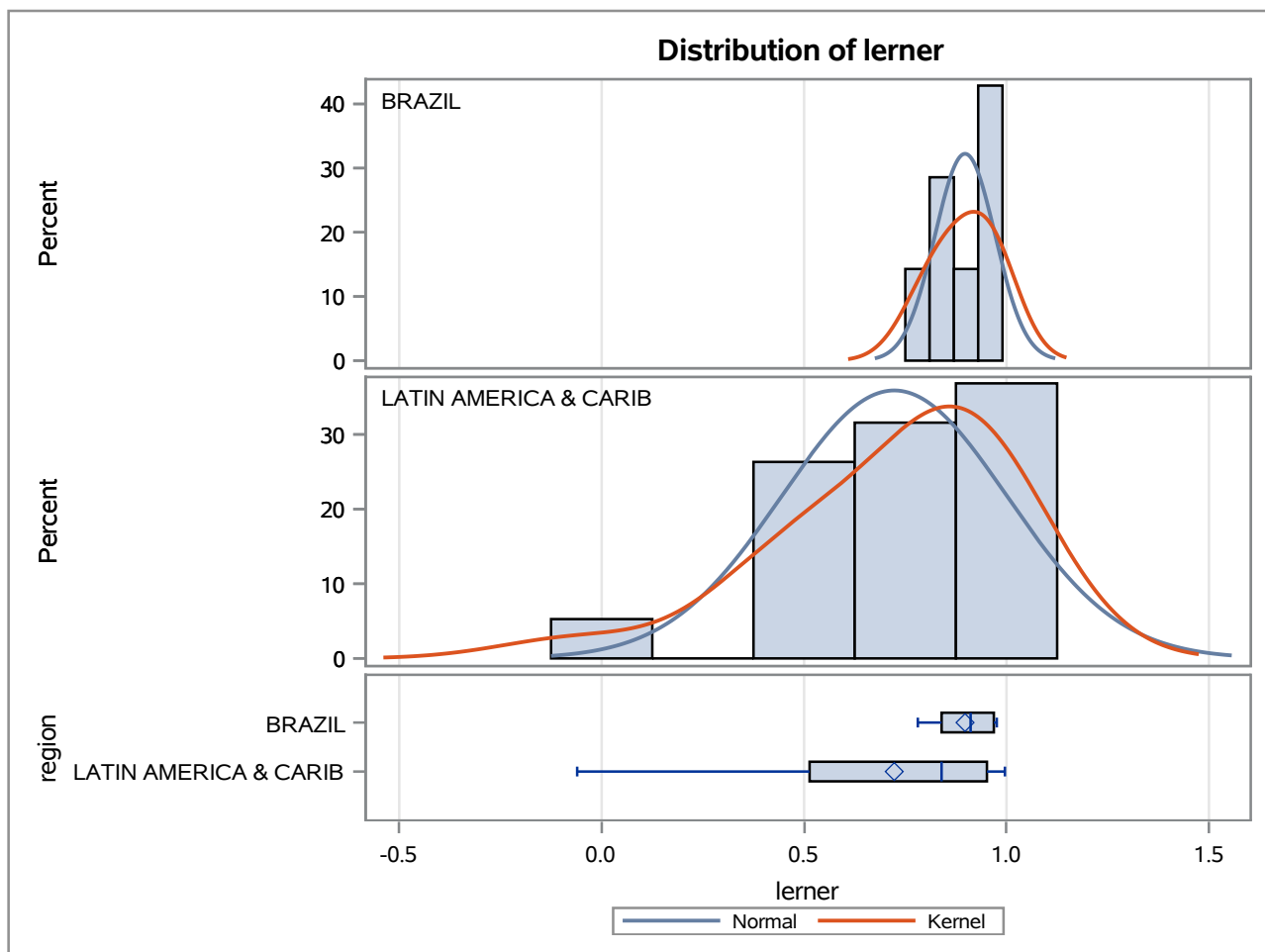
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	24	2.29	0.0314
Satterthwaite	Unequal	19.612	3.68	0.0015

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	18	6	54.84	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2002



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2002

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		6	0.8491	0.8025	0.00588	0.6546	0.8569
LATIN AMERICA & CARIB		18	0.6116	20.4906	0.0715	-0.2766	0.9843
Diff (1-2)	Pooled		0.2375	18.0163	0.1463		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2375		0.0717		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8491	0.8340	0.8642	0.8025	0.5009	1.9682
LATIN AMERICA & CARIB		0.6116	0.4608	0.7623	20.4906	15.3759	30.7184
Diff (1-2)	Pooled	0.2375	-0.0659	0.5409	18.0163	13.9337	25.4994
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2375	0.0864	0.3886			

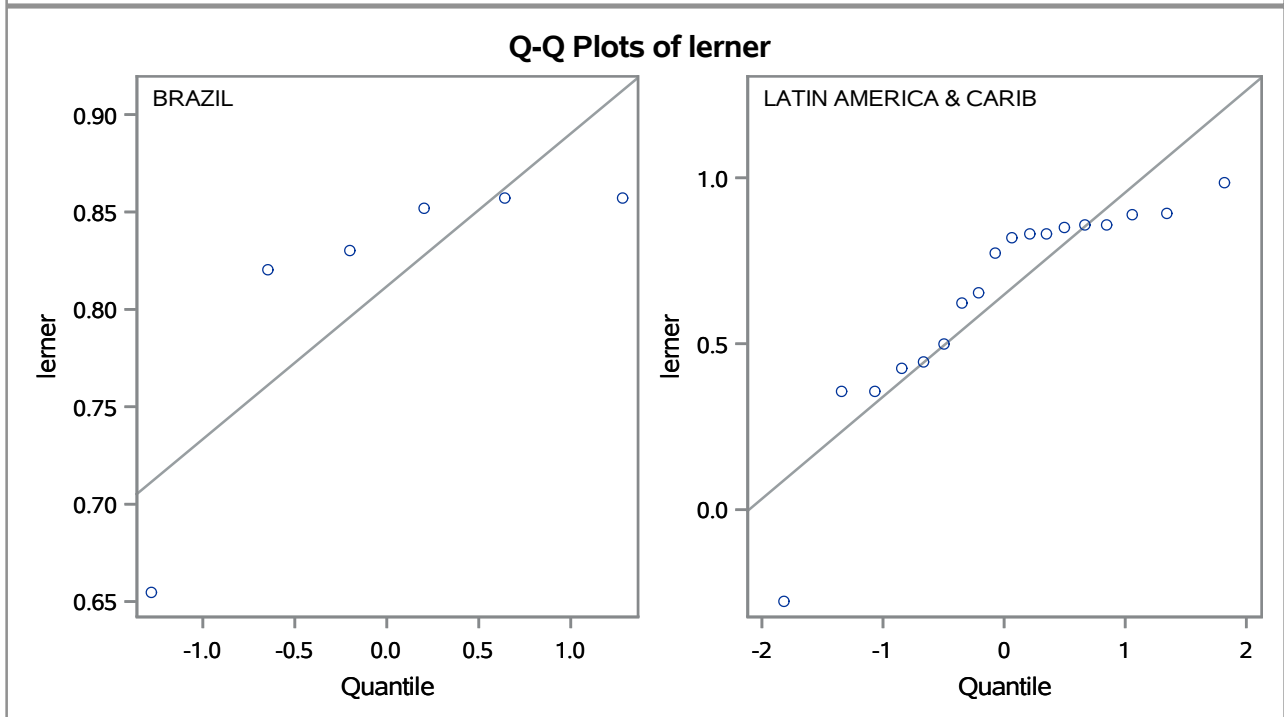
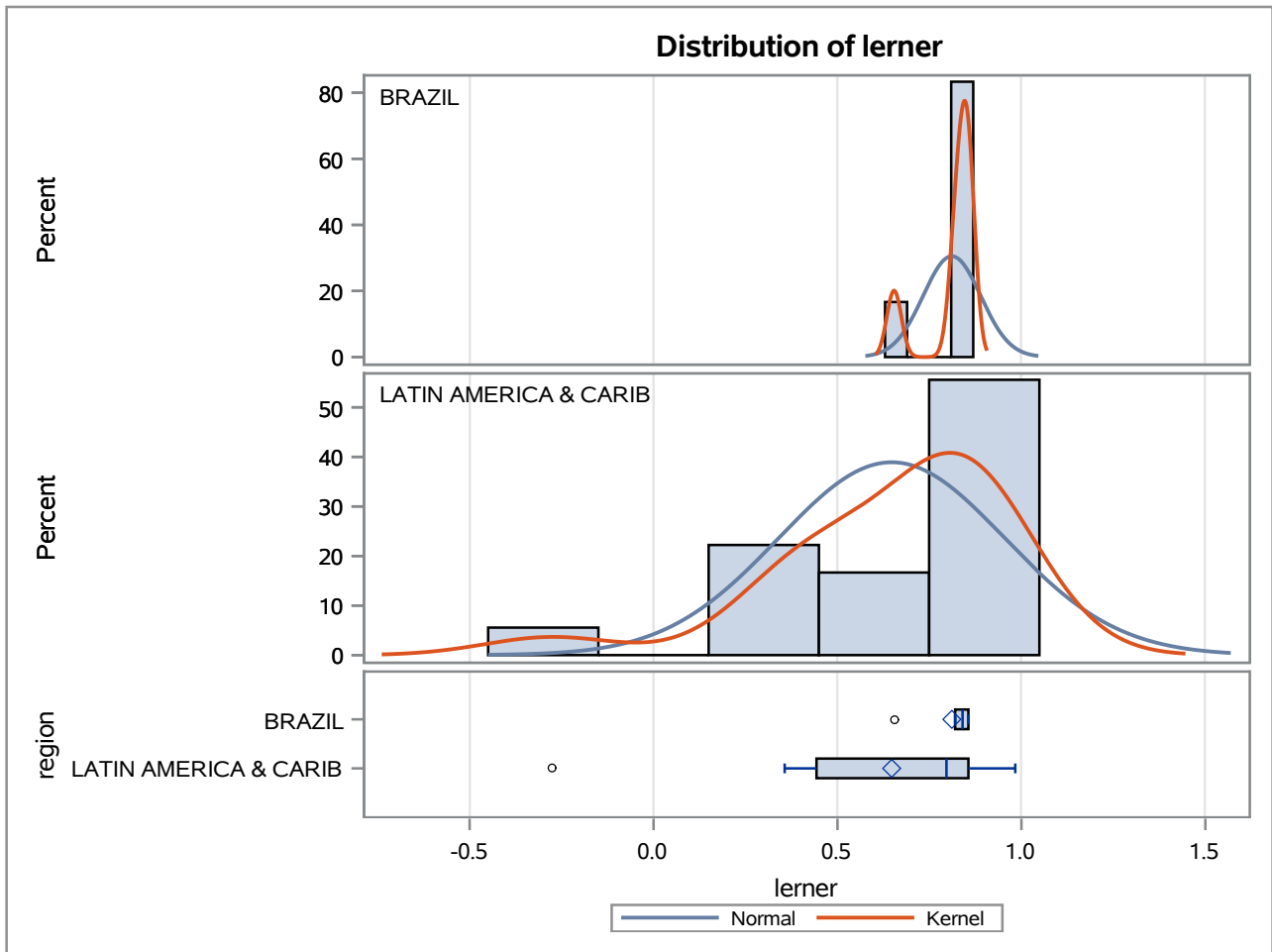
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	22	1.62	0.1188
Satterthwaite	Unequal	17.229	3.31	0.0041

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	17	5	651.99	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2002



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2003

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		7	0.8155	4.5262	0.0216	0.7239	0.8659
LATIN AMERICA & CARIB		25	0.6145	18.7387	0.0502	-0.2333	0.9933
Diff (1-2)	Pooled		0.2010	16.8822	0.0924		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2010		0.0546		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8155	0.7626	0.8684	4.5262	2.9166	9.9669
LATIN AMERICA & CARIB		0.6145	0.5110	0.7180	18.7387	14.6317	26.0684
Diff (1-2)	Pooled	0.2010	0.0122	0.3898	16.8822	13.4908	22.5660
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2010	0.0894	0.3126			

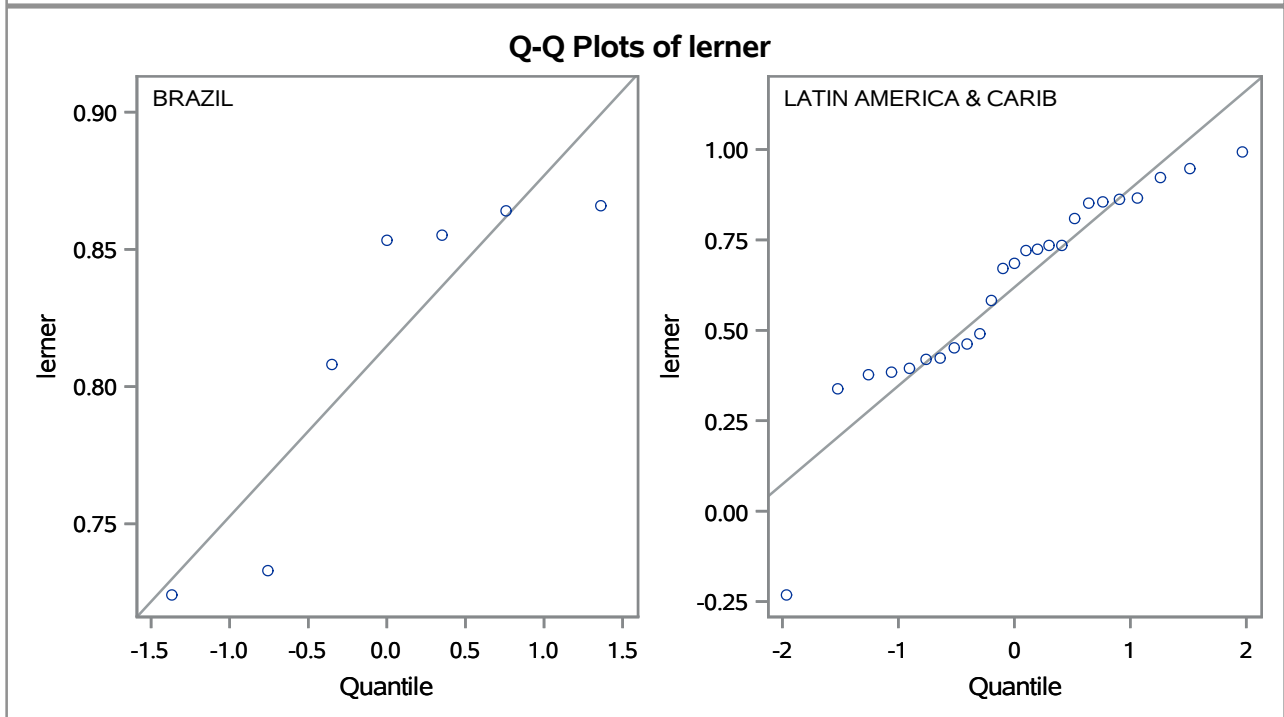
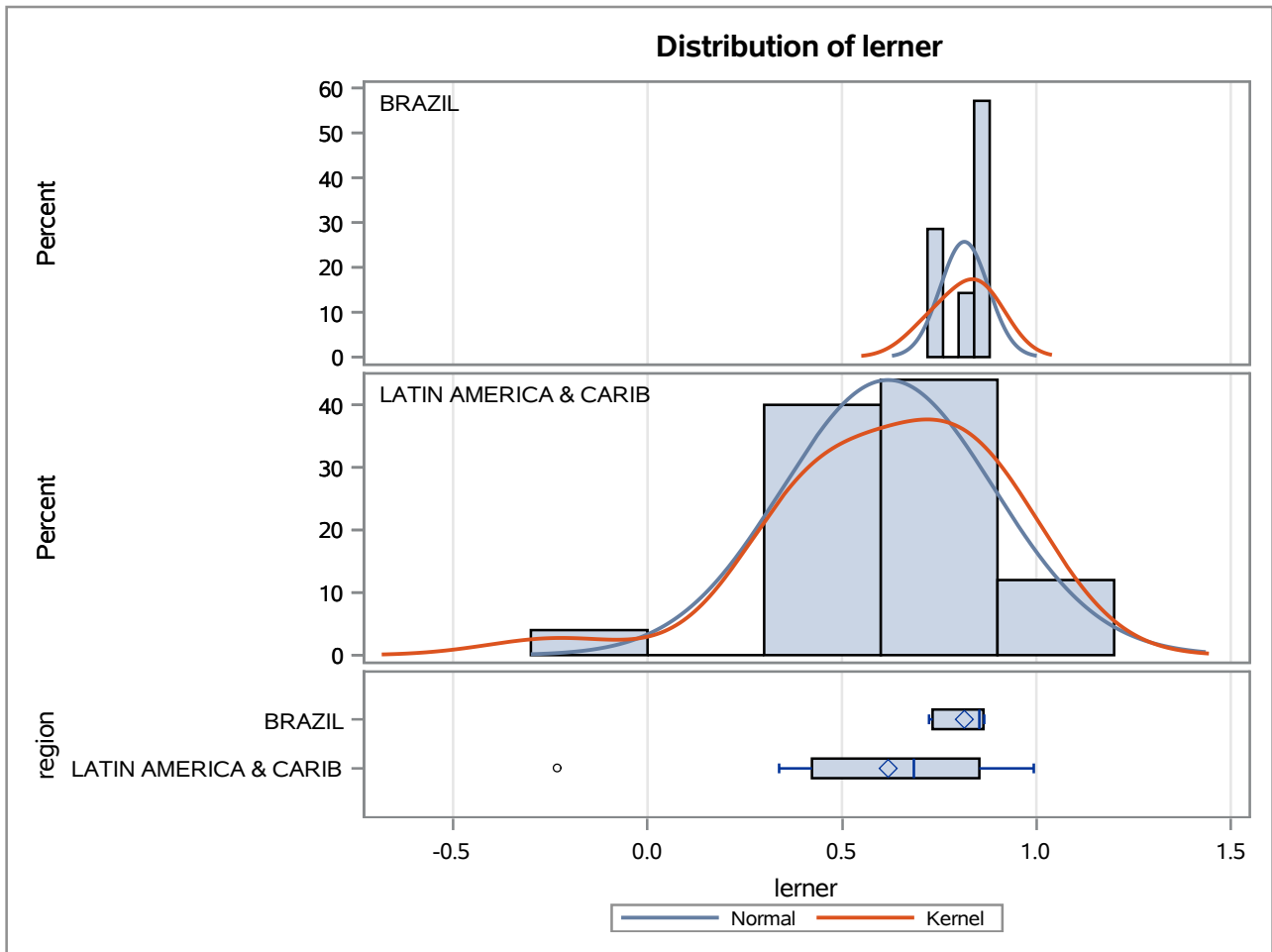
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	30	2.17	0.0377
Satterthwaite	Unequal	29.652	3.68	0.0009

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	24	6	17.14	0.0019

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2003



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2003

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		5	0.7676	1.9835	0.0142	0.7390	0.8530
LATIN AMERICA & CARIB		23	0.5266	18.9647	0.0548	-0.3351	0.9850
Diff (1-2)	Pooled		0.2410	17.4623	0.1346		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2410		0.0566		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.7676	0.7282	0.8069	1.9835	1.1884	5.6998
LATIN AMERICA & CARIB		0.5266	0.4130	0.6402	18.9647	14.6672	26.8417
Diff (1-2)	Pooled	0.2410	-0.0357	0.5176	17.4623	13.7519	23.9309
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2410	0.1243	0.3576			

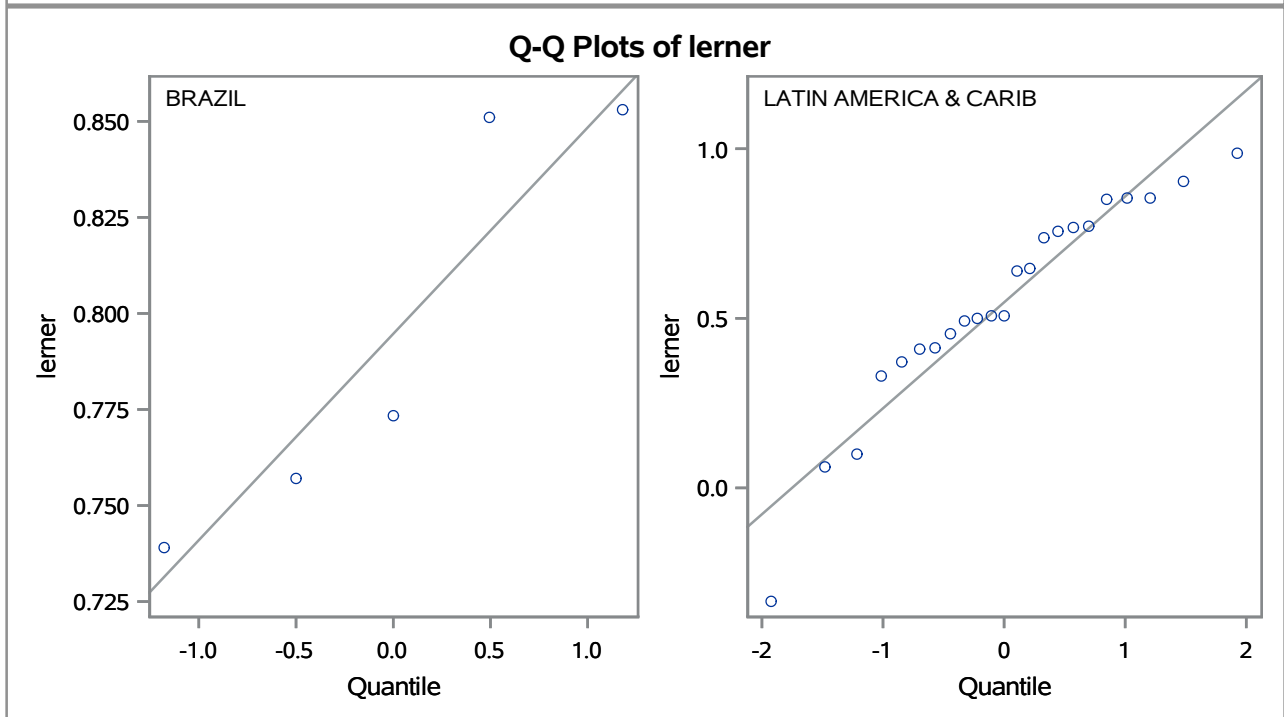
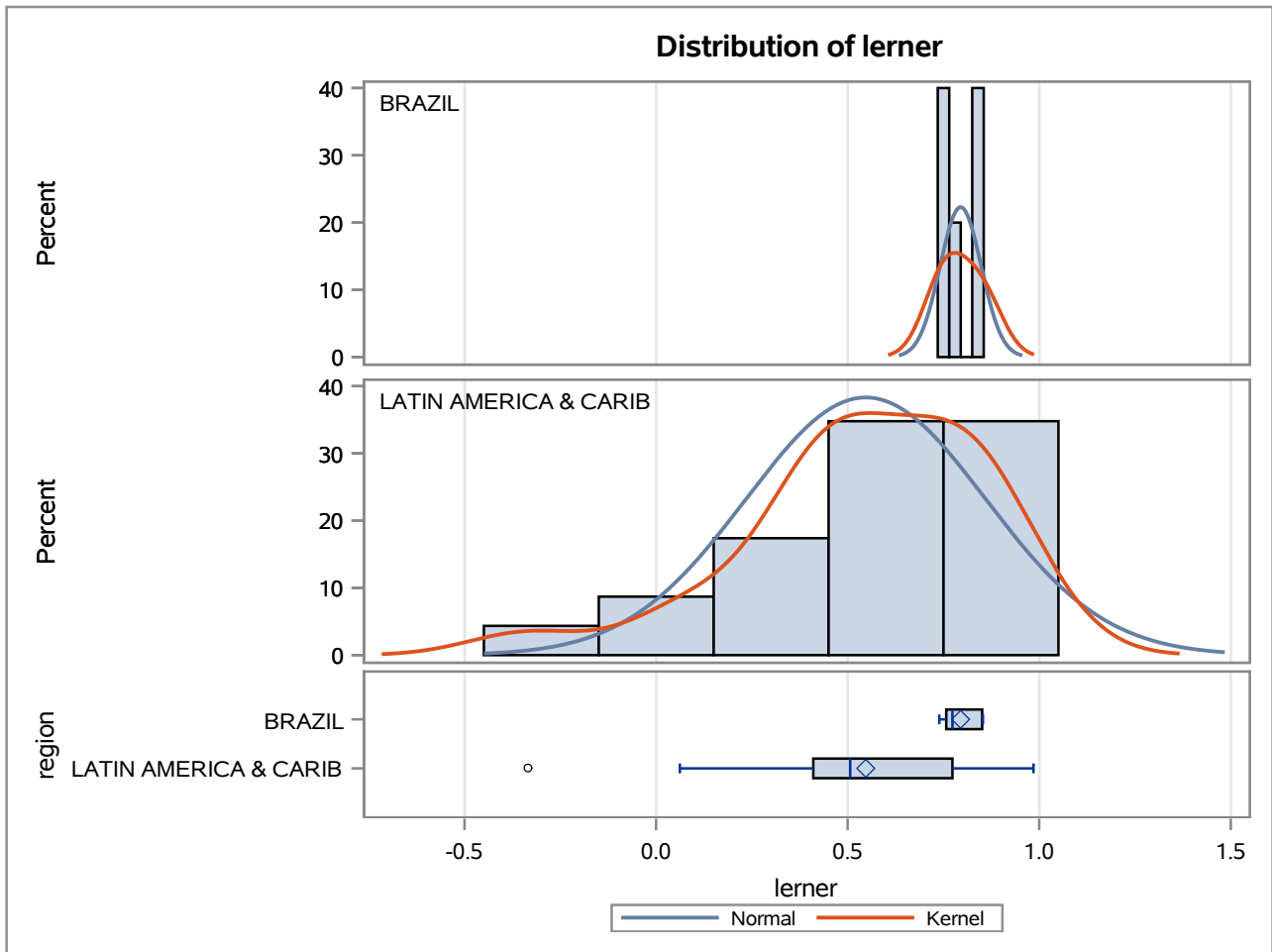
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	26	1.79	0.0850
Satterthwaite	Unequal	24.442	4.26	0.0003

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	22	4	91.41	0.0005

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2003



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2003

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		8	0.8639	3.1842	0.0137	0.7233	0.9239
LATIN AMERICA & CARIB		25	0.4934	29.3959	0.0751	-0.7611	0.9912
Diff (1-2)	Pooled		0.3705	25.9092	0.1299		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.3705		0.0764		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8639	0.8314	0.8964	3.1842	2.1053	6.4807
LATIN AMERICA & CARIB		0.4934	0.3384	0.6484	29.3959	22.9532	40.8942
Diff (1-2)	Pooled	0.3705	0.1055	0.6354	25.9092	20.7715	34.4457
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.3705	0.2134	0.5275			

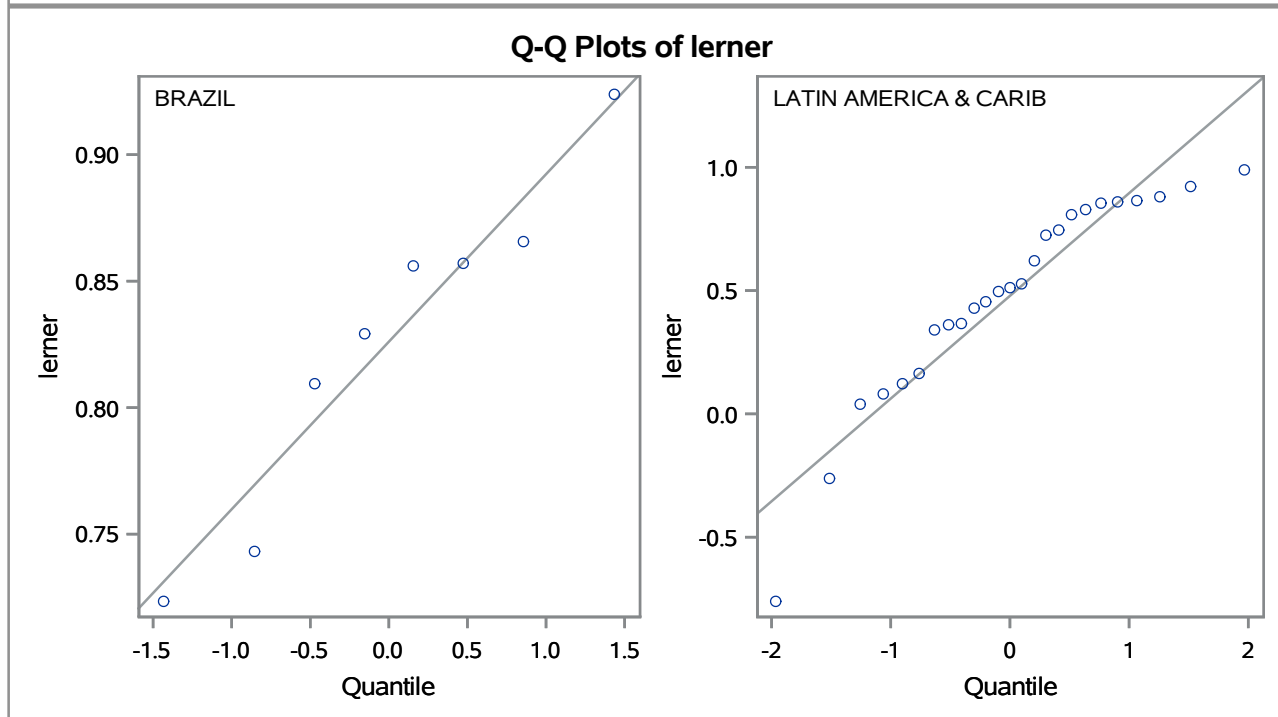
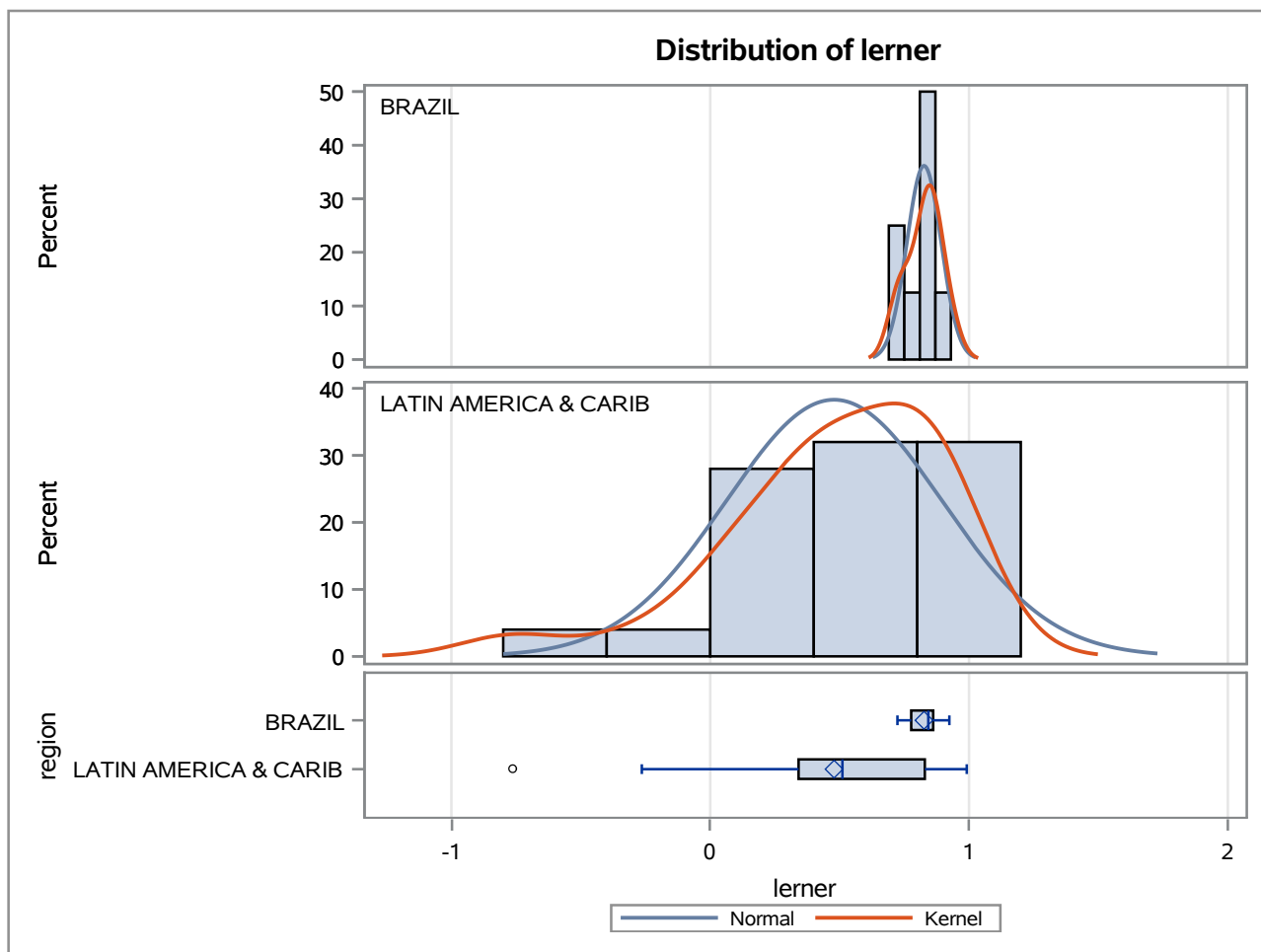
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	31	2.85	0.0077
Satterthwaite	Unequal	25.535	4.85	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	24	7	85.23	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2003



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2003

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		7	0.7606	3.8334	0.0183	0.6697	0.8251
LATIN AMERICA & CARIB		22	0.4330	31.2454	0.0857	-0.4603	0.9966
Diff (1-2)	Pooled		0.3276	27.6151	0.1519		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.3276		0.0876		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.7606	0.7159	0.8053	3.8334	2.4702	8.4413
LATIN AMERICA & CARIB		0.4330	0.2547	0.6112	31.2454	24.0387	44.6517
Diff (1-2)	Pooled	0.3276	0.0160	0.6392	27.6151	21.8330	37.5879
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.3276	0.1462	0.5090			

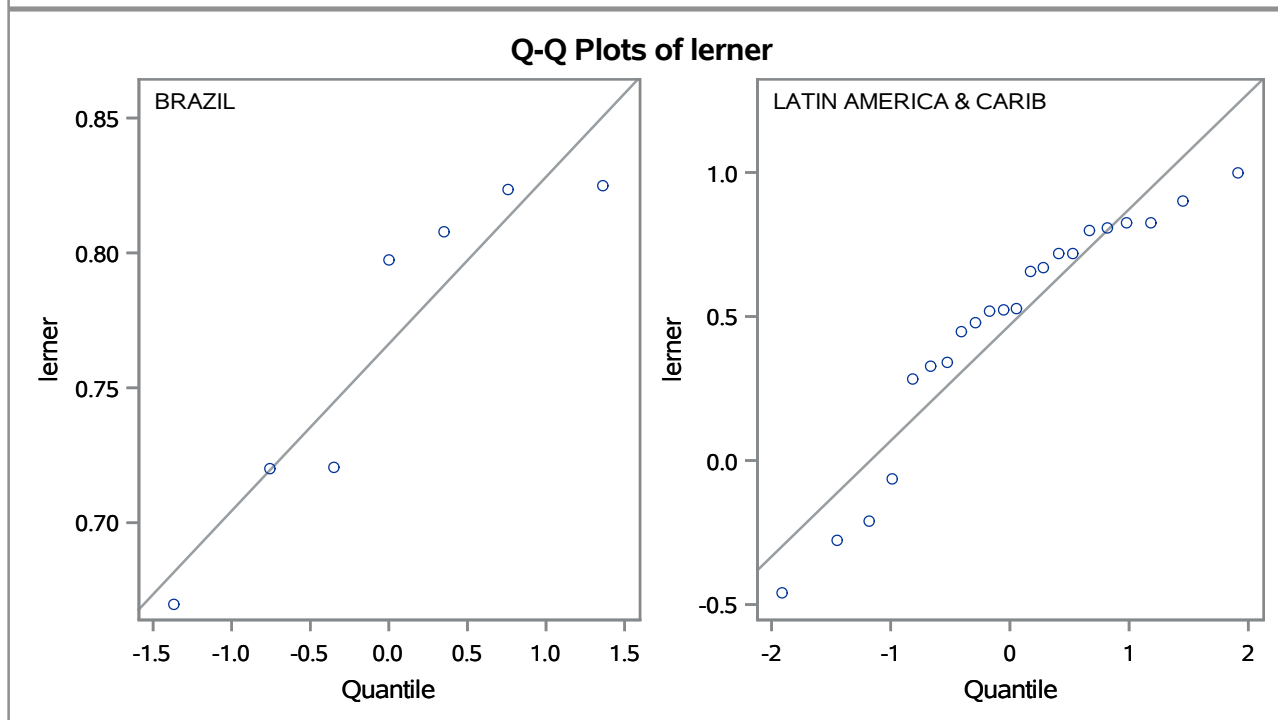
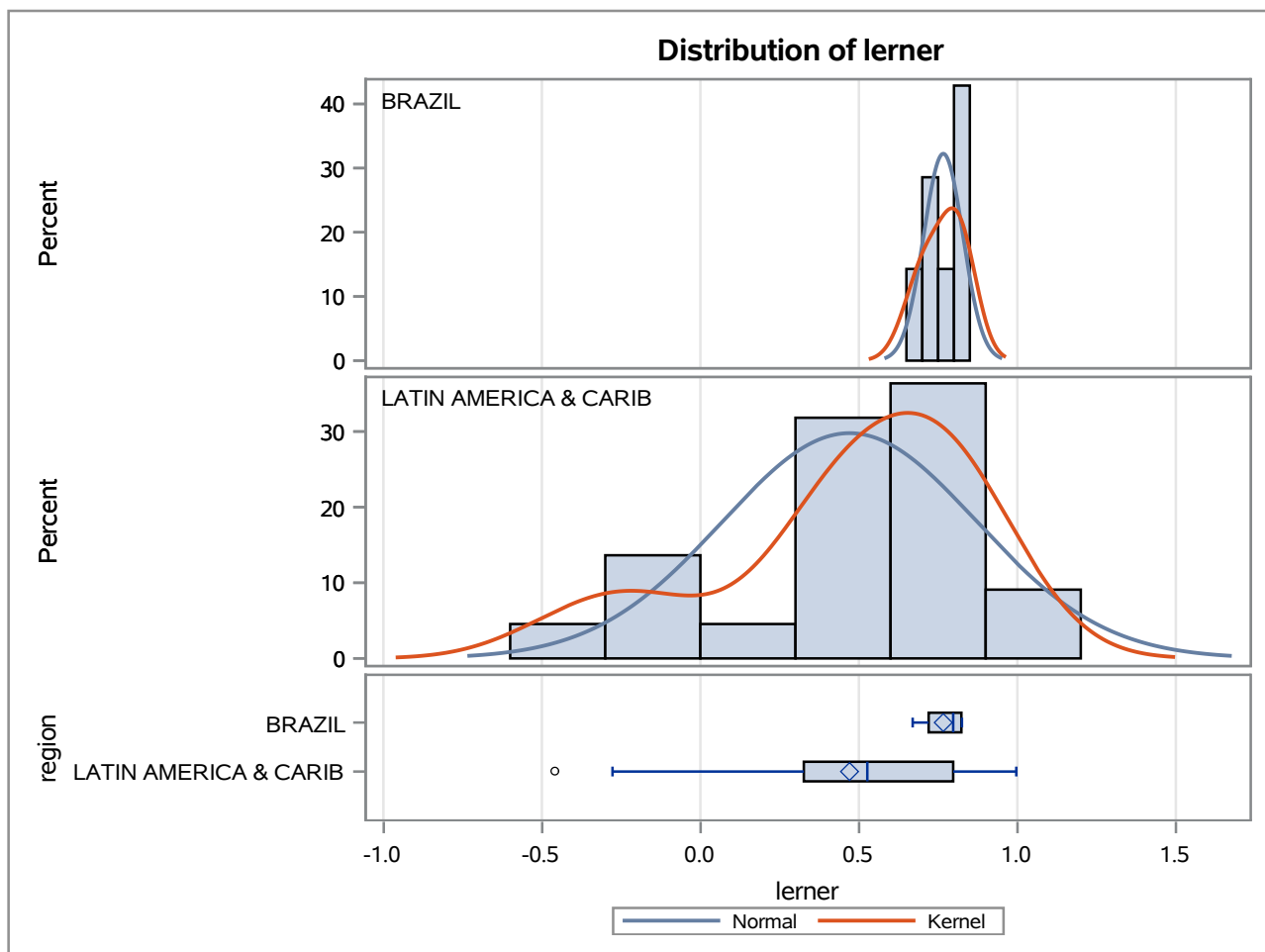
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	27	2.16	0.0400
Satterthwaite	Unequal	22.787	3.74	0.0011

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	21	6	66.44	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2003



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2004

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		8	0.8381	2.9123	0.0121	0.6021	0.8820
LATIN AMERICA & CARIB		30	0.4854	28.4970	0.0676	-0.4055	0.9941
Diff (1-2)	Pooled		0.3526	25.6090	0.1225		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.3526		0.0687		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8381	0.8094	0.8667	2.9123	1.9255	5.9272
LATIN AMERICA & CARIB		0.4854	0.3471	0.6238	28.4970	22.6952	38.3089
Diff (1-2)	Pooled	0.3526	0.1041	0.6011	25.6090	20.8255	33.2651
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.3526	0.2124	0.4928			

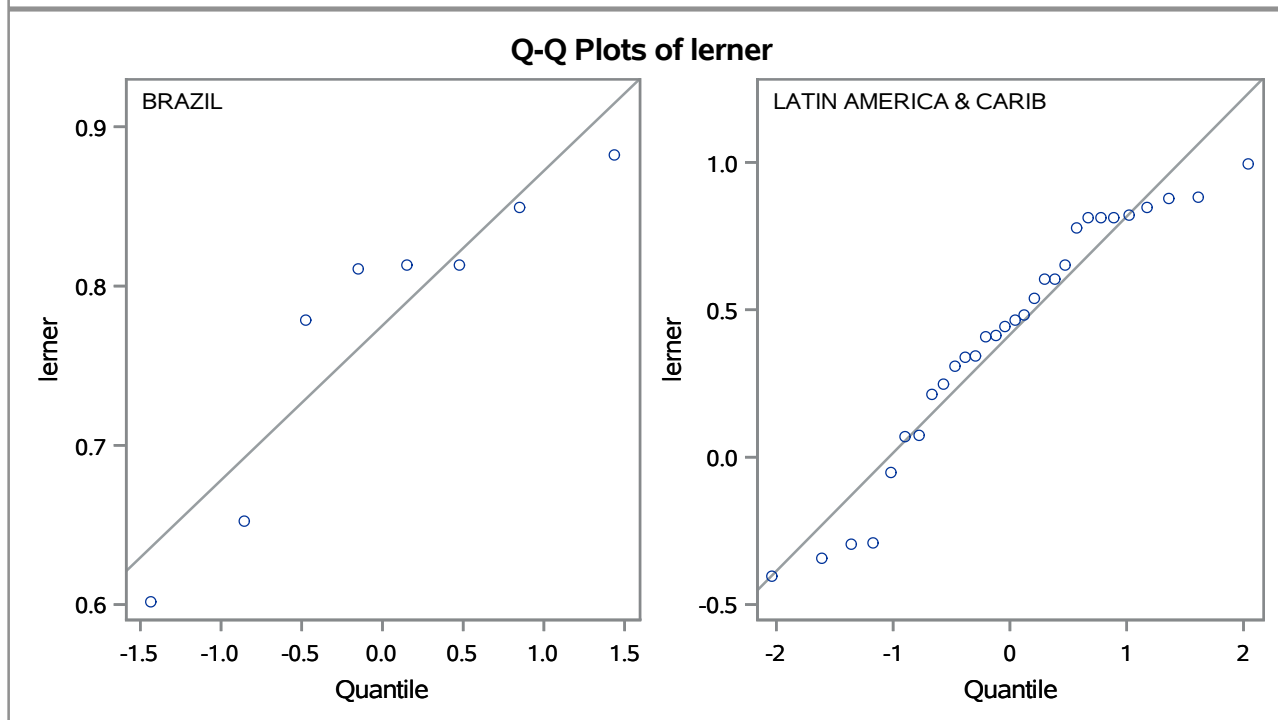
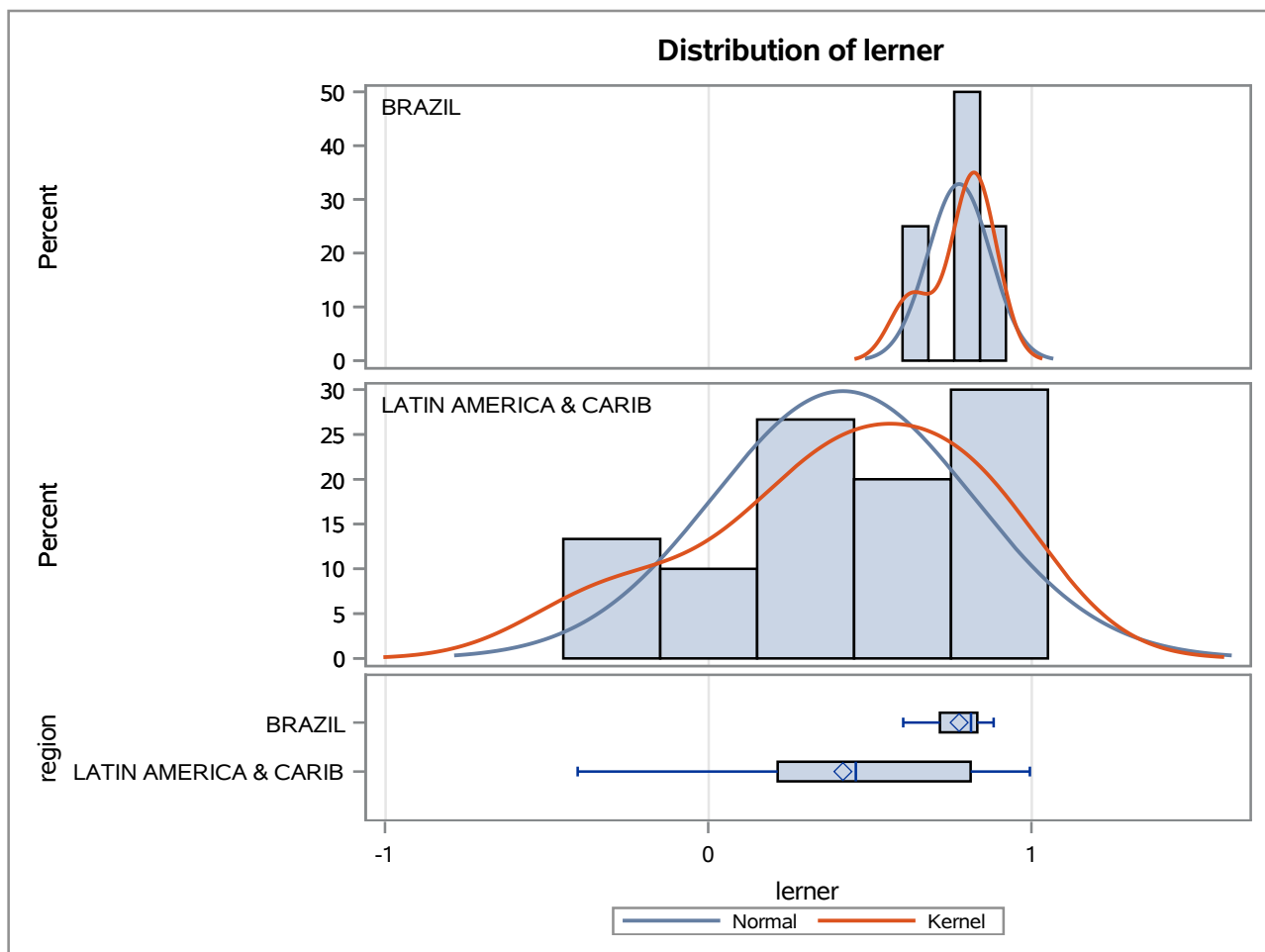
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	36	2.88	0.0067
Satterthwaite	Unequal	30.756	5.13	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	29	7	95.75	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2004



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2004

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		8	0.8398	4.1577	0.0173	0.5878	0.9323
LATIN AMERICA & CARIB		28	0.5975	21.8919	0.0521	-0.3397	0.9869
Diff (1-2)	Pooled		0.2423	19.5996	0.0939		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2423		0.0549		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8398	0.7989	0.8807	4.1577	2.7490	8.4621
LATIN AMERICA & CARIB		0.5975	0.4906	0.7044	21.8919	17.3081	29.7978
Diff (1-2)	Pooled	0.2423	0.0514	0.4333	19.5996	15.8535	25.6794
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2423	0.1305	0.3542			

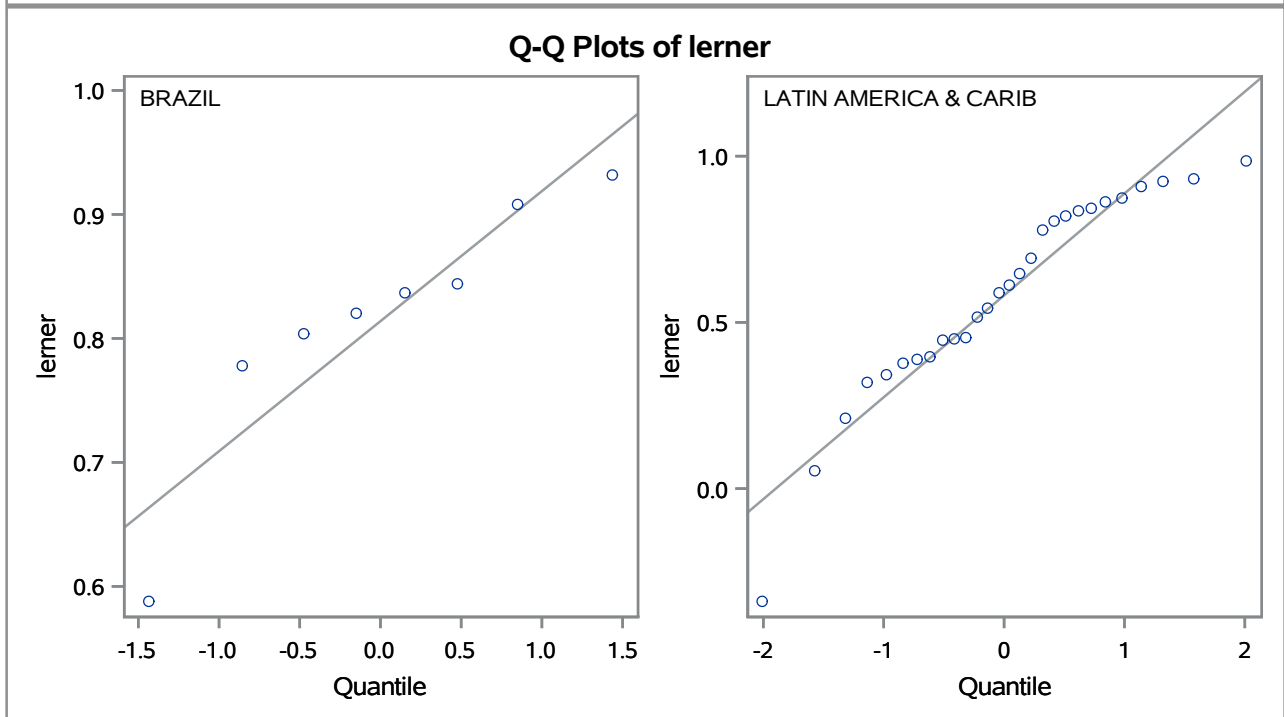
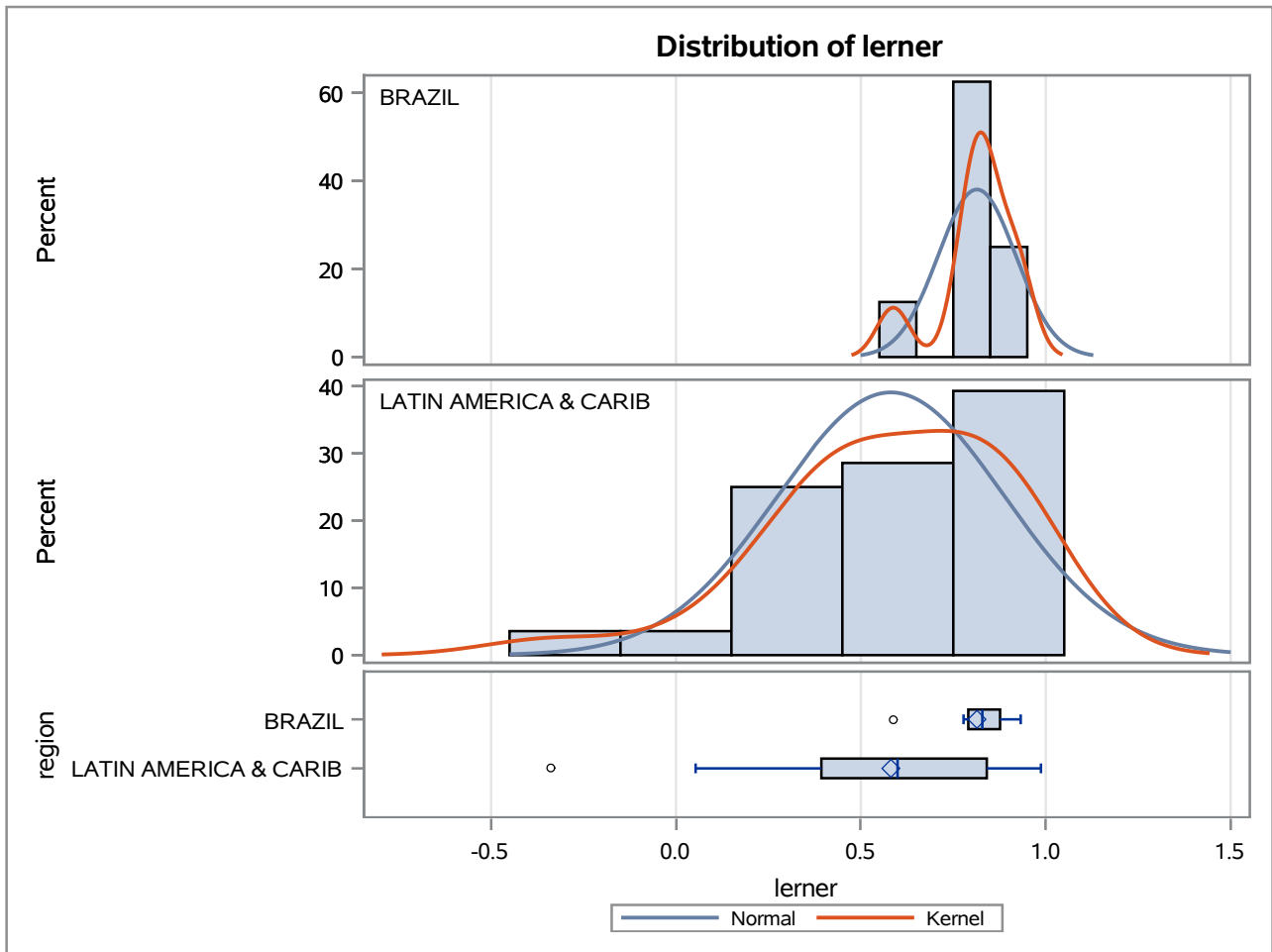
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	34	2.58	0.0144
Satterthwaite	Unequal	31.794	4.42	0.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	27	7	27.72	0.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2004



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2004

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		8	0.7102	4.3079	0.0169	0.6406	0.8463
LATIN AMERICA & CARIB		30	0.5375	20.2306	0.0458	-0.4296	0.9884
Diff (1-2)	Pooled		0.1728	18.2567	0.0828		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1728		0.0488		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.7102	0.6702	0.7502	4.3079	2.8483	8.7678
LATIN AMERICA & CARIB		0.5375	0.4438	0.6311	20.2306	16.1118	27.1964
Diff (1-2)	Pooled	0.1728	0.00493	0.3406	18.2567	14.8465	23.7147
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1728	0.0737	0.2719			

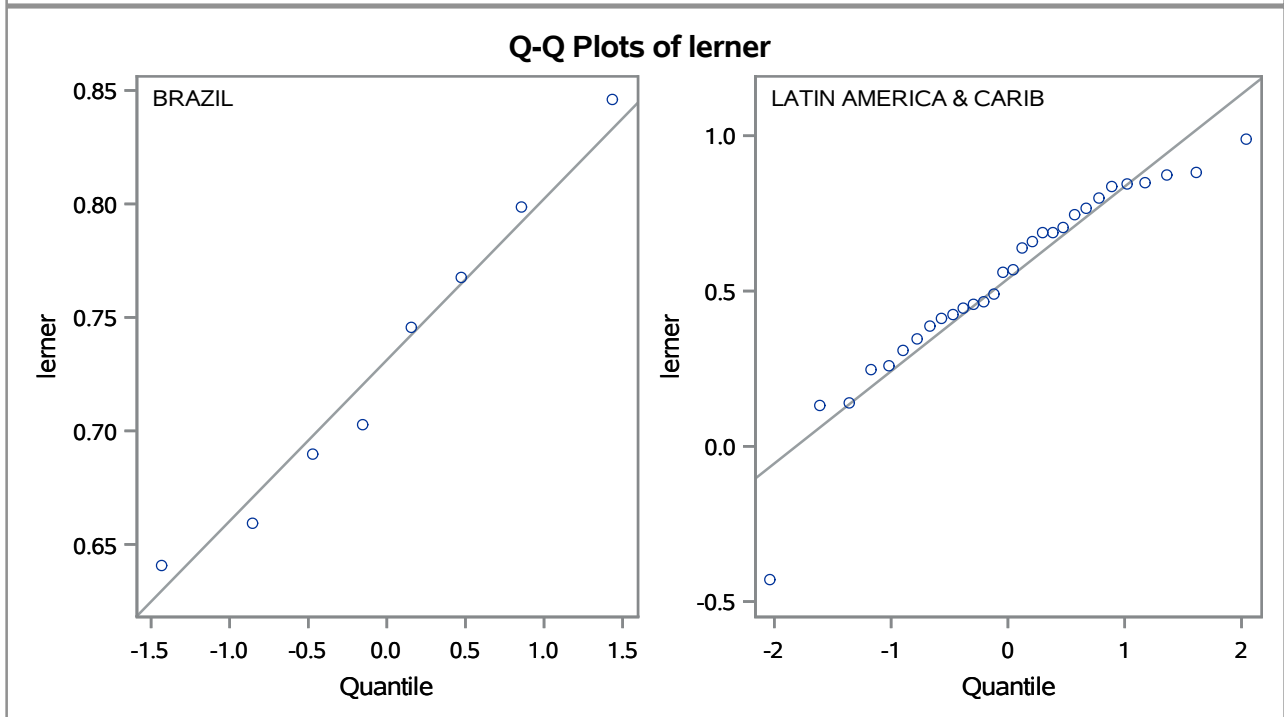
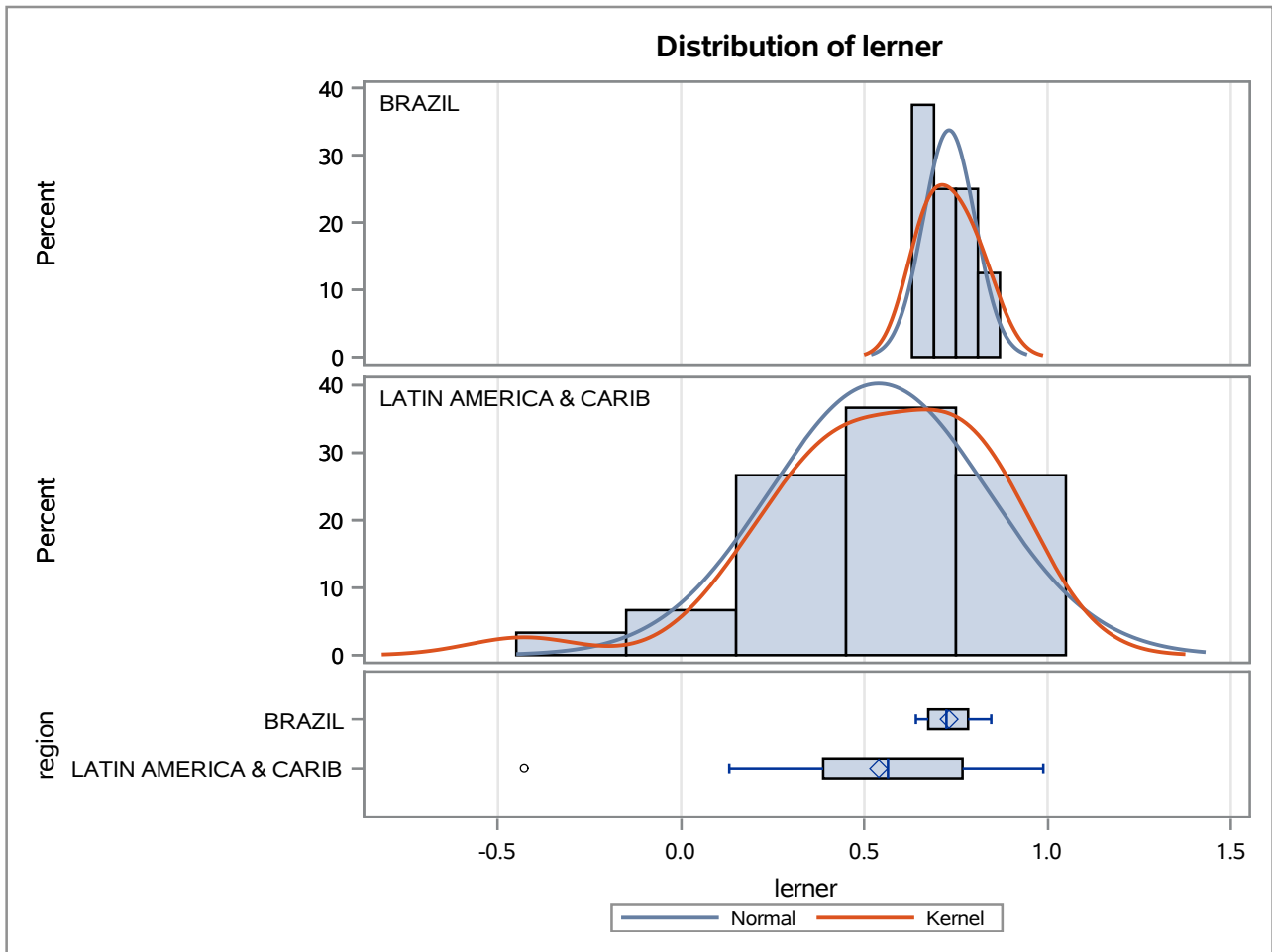
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	36	2.09	0.0440
Satterthwaite	Unequal	34.777	3.54	0.0012

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	29	7	22.05	0.0003

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2004



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2004

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		7	0.6524	14.9529	0.0549	0.5156	0.8166
LATIN AMERICA & CARIB		29	0.4924	23.1698	0.0509	-0.4404	0.9801
Diff (1-2)	Pooled		0.1600	21.9445	0.0939		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1600		0.0748		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.6524	0.5181	0.7867	14.9529	9.6356	32.9273
LATIN AMERICA & CARIB		0.4924	0.3883	0.5966	23.1698	18.3871	31.3361
Diff (1-2)	Pooled	0.1600	-0.0307	0.3507	21.9445	17.7503	28.7518
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1600	0.00275	0.3173			

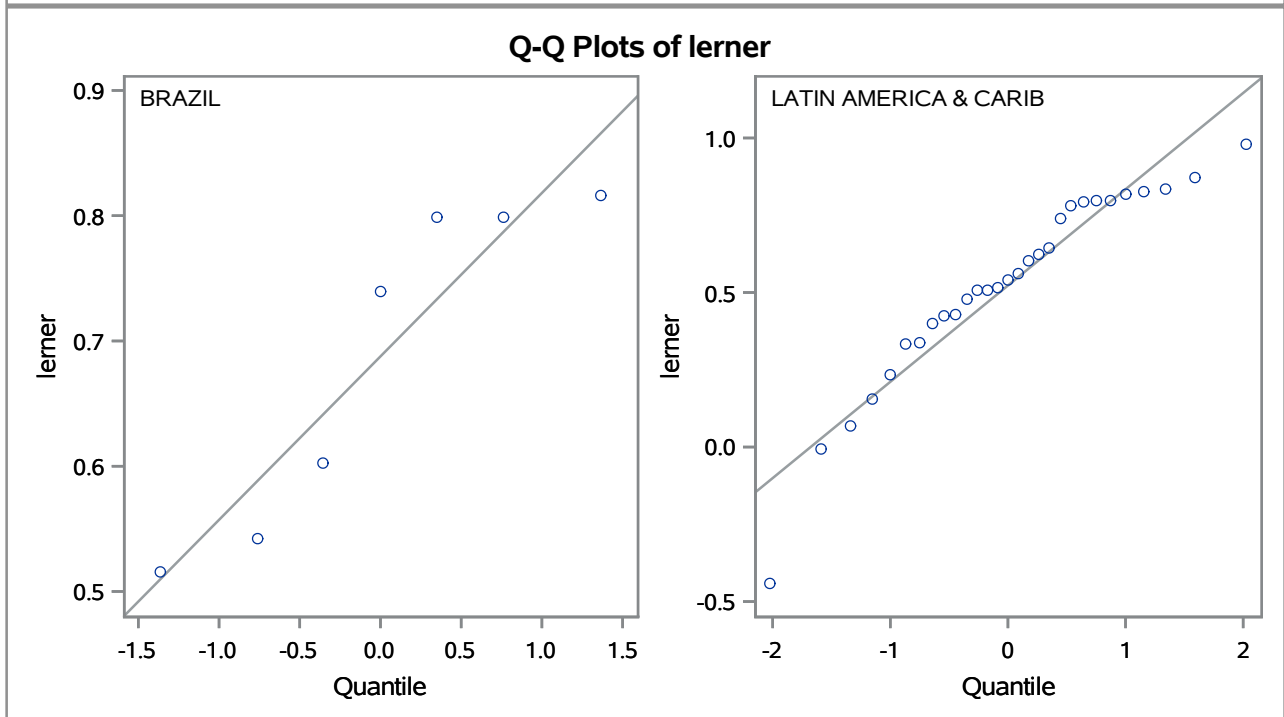
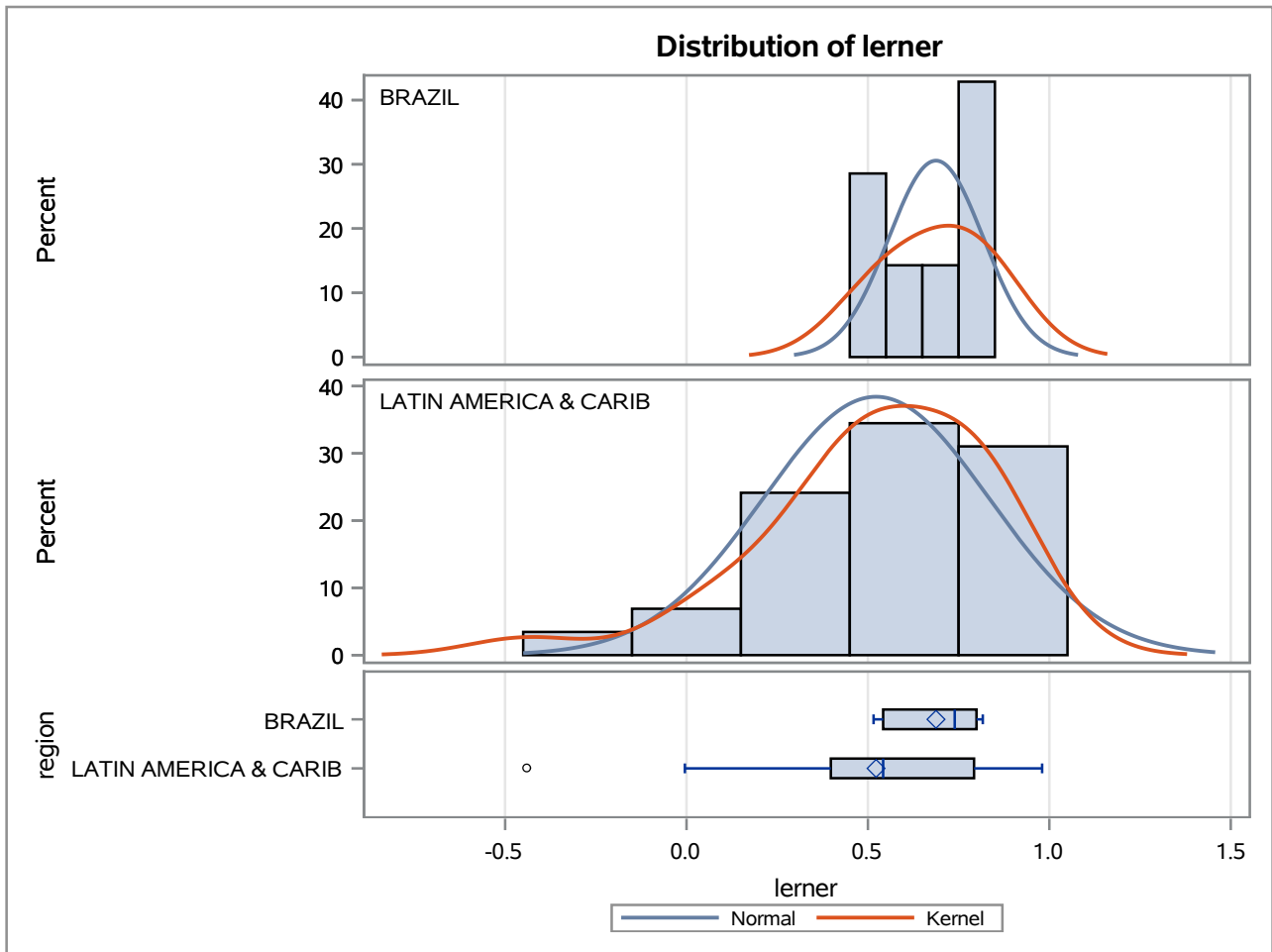
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	34	1.71	0.0973
Satterthwaite	Unequal	17.898	2.14	0.0465

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	28	6	2.40	0.2765

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2004



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2005

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		8	0.8214	3.1558	0.0114	0.6796	0.8708
LATIN AMERICA & CARIB		35	0.4805	31.0271	0.0665	-0.7845	0.9238
Diff (1-2)	Pooled		0.3409	28.2847	0.1186		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.3409		0.0675		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8214	0.7945	0.8483	3.1558	2.0865	6.4229
LATIN AMERICA & CARIB		0.4805	0.3453	0.6156	31.0271	25.0970	40.6518
Diff (1-2)	Pooled	0.3409	0.1014	0.5804	28.2847	23.2728	36.0676
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.3409	0.2041	0.4777			

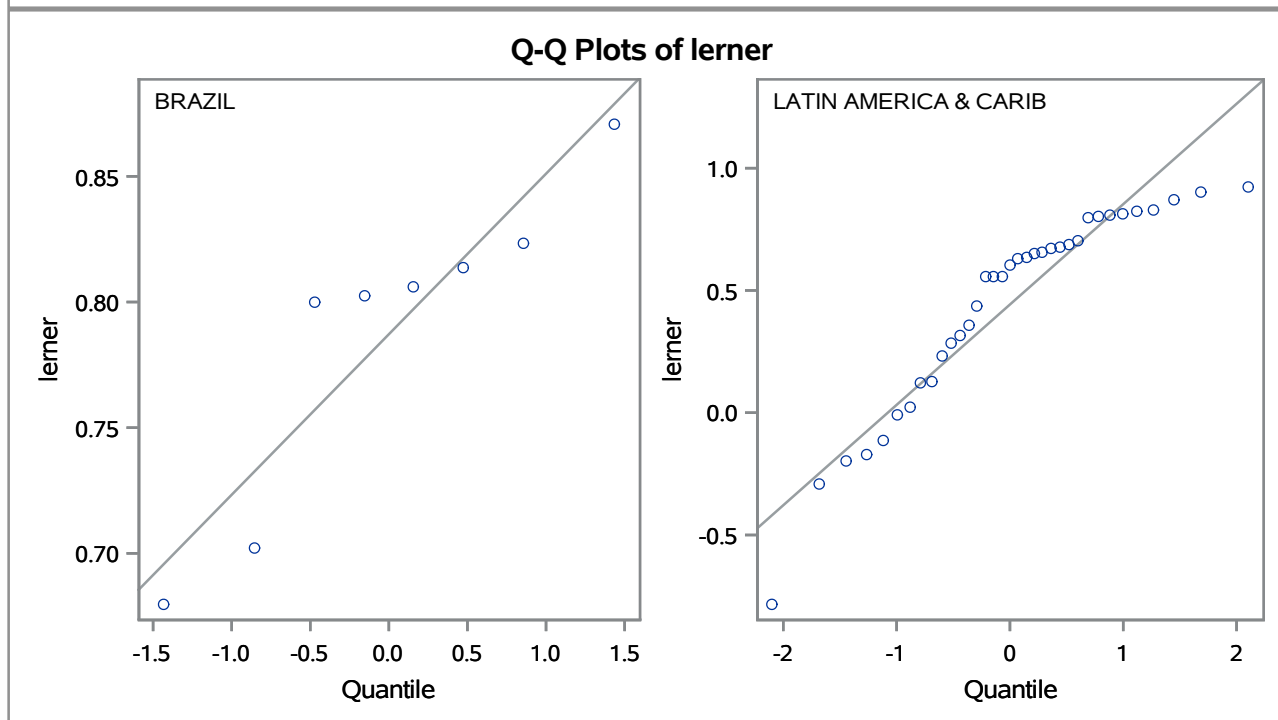
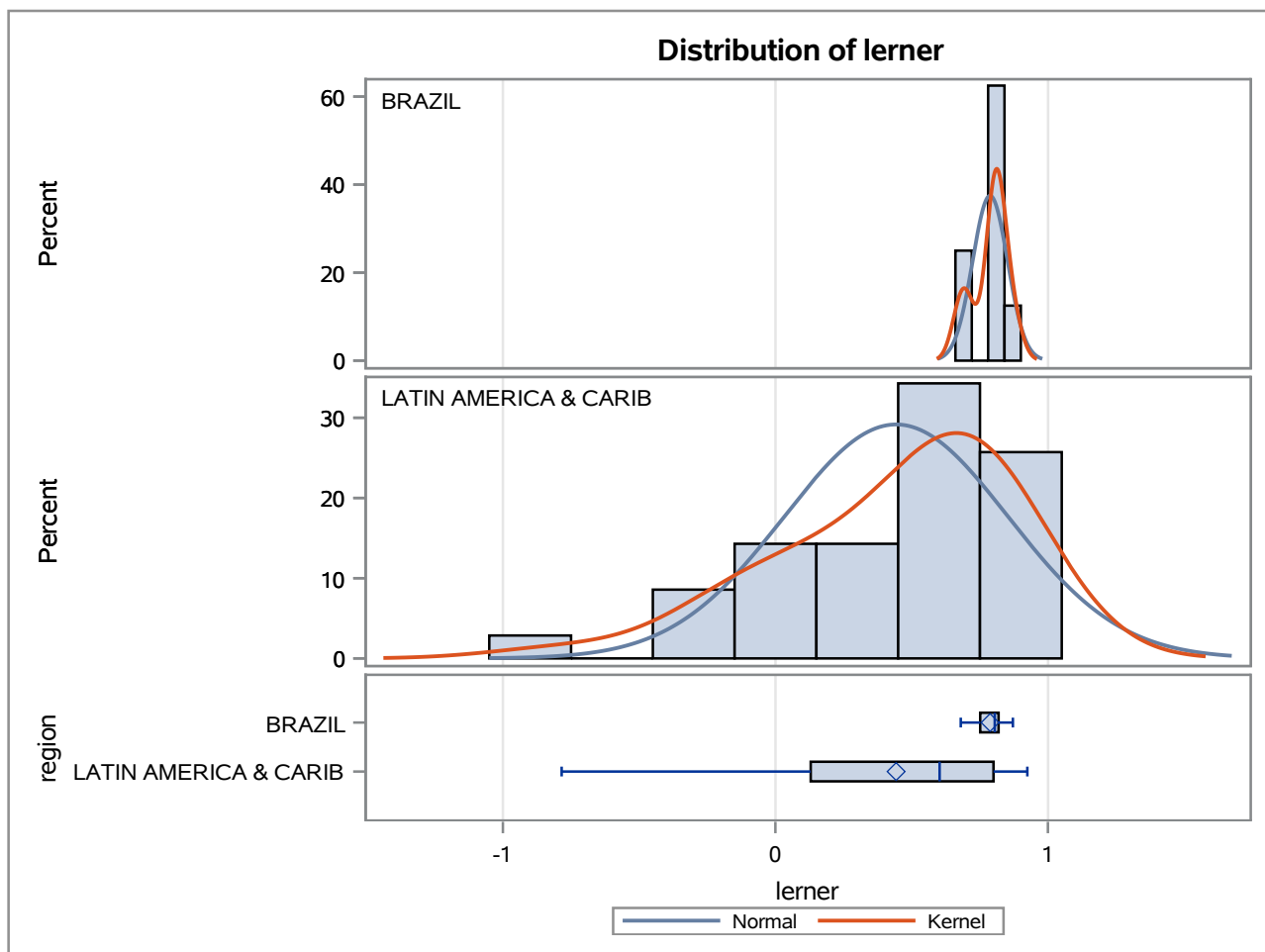
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	41	2.88	0.0064
Satterthwaite	Unequal	35.868	5.05	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	34	7	96.67	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2005



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2005

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		8	0.6509	12.5102	0.0414	0.4621	0.8021
LATIN AMERICA & CARIB		35	0.5265	24.2396	0.0495	-0.4651	0.9416
Diff (1-2)	Pooled		0.1245	22.6708	0.0882		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1245		0.0645		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.6509	0.5530	0.7489	12.5102	8.2714	25.4617
LATIN AMERICA & CARIB		0.5265	0.4260	0.6270	24.2396	19.6067	31.7588
Diff (1-2)	Pooled	0.1245	-0.0536	0.3026	22.6708	18.6536	28.9090
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1245	-0.00749	0.2564			

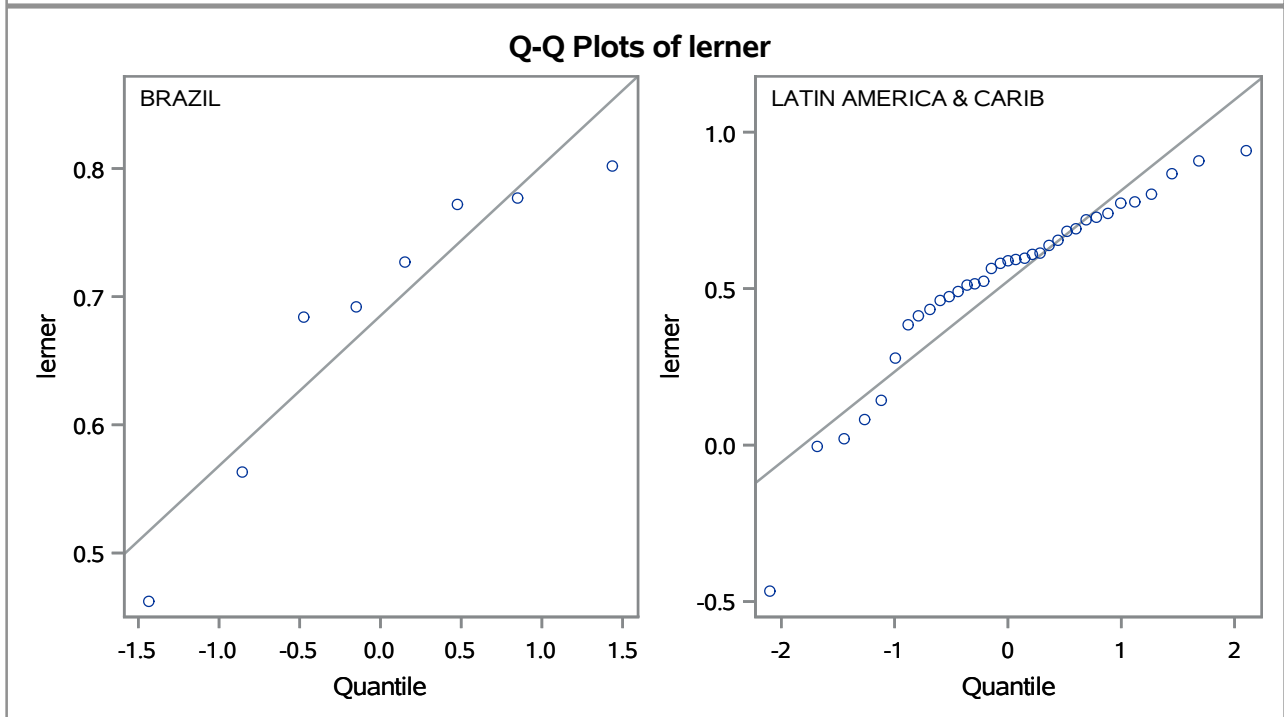
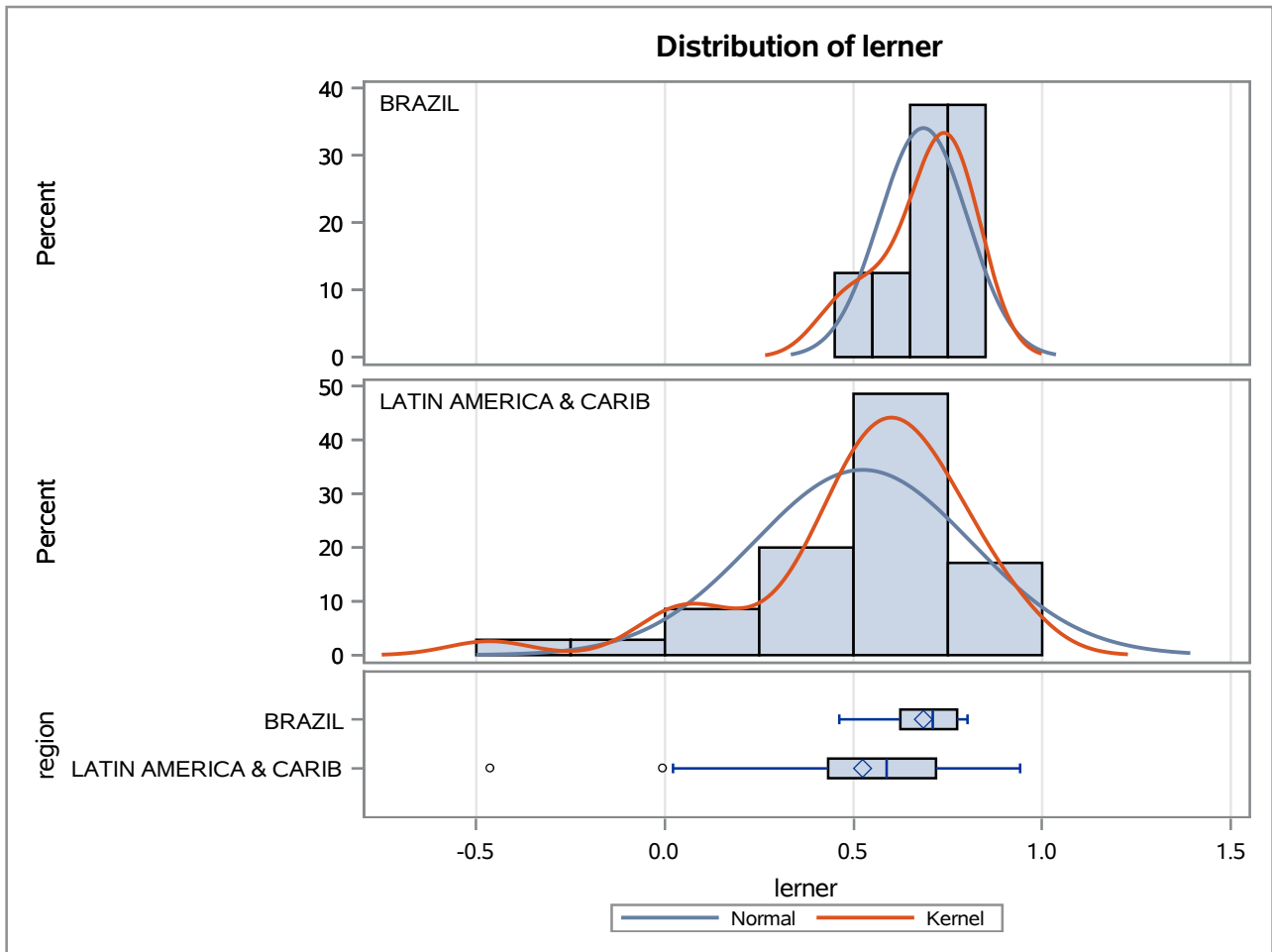
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	41	1.41	0.1657
Satterthwaite	Unequal	29.024	1.93	0.0635

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	34	7	3.75	0.0744

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2005



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2005

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		8	0.8007	2.7824	0.00908	0.6633	0.8295
LATIN AMERICA & CARIB		33	0.5690	29.1245	0.0587	-0.8837	0.9230
Diff (1-2)	Pooled		0.2317	26.4079	0.1013		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2317		0.0594		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8007	0.7792	0.8222	2.7824	1.8396	5.6629
LATIN AMERICA & CARIB		0.5690	0.4495	0.6886	29.1245	23.4216	38.5227
Diff (1-2)	Pooled	0.2317	0.0268	0.4366	26.4079	21.6323	33.9087
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2317	0.1109	0.3524			

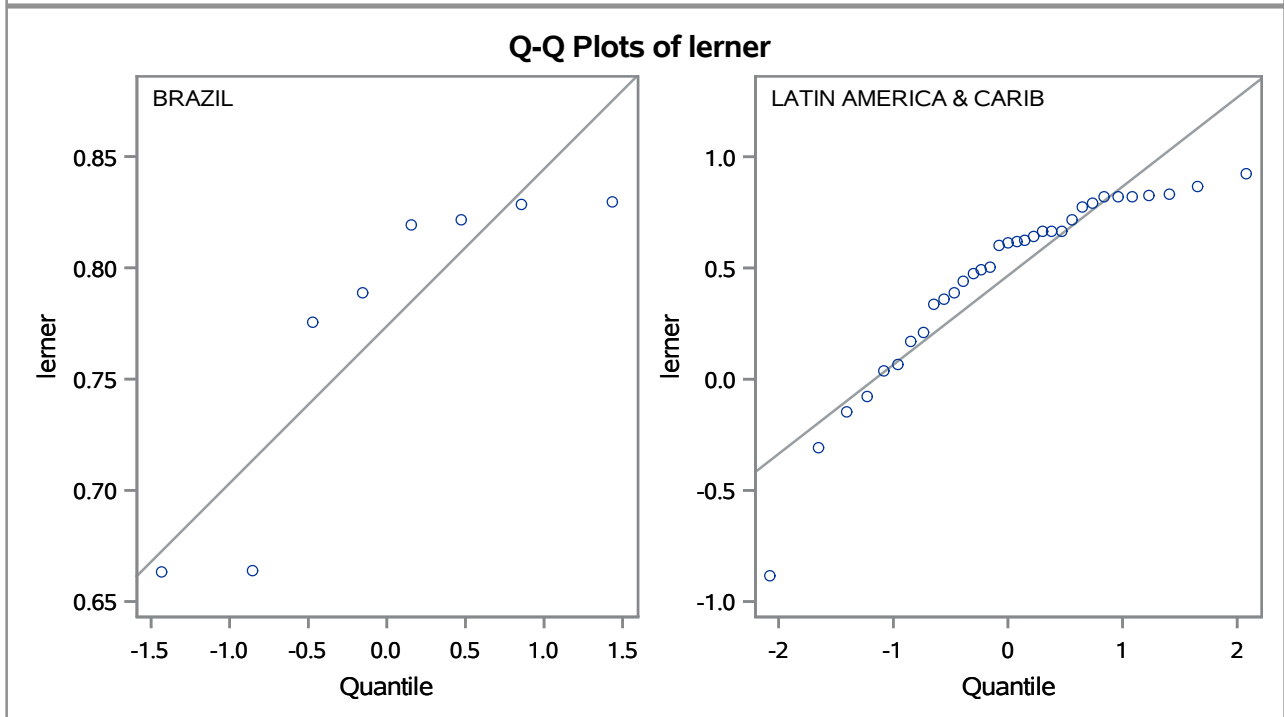
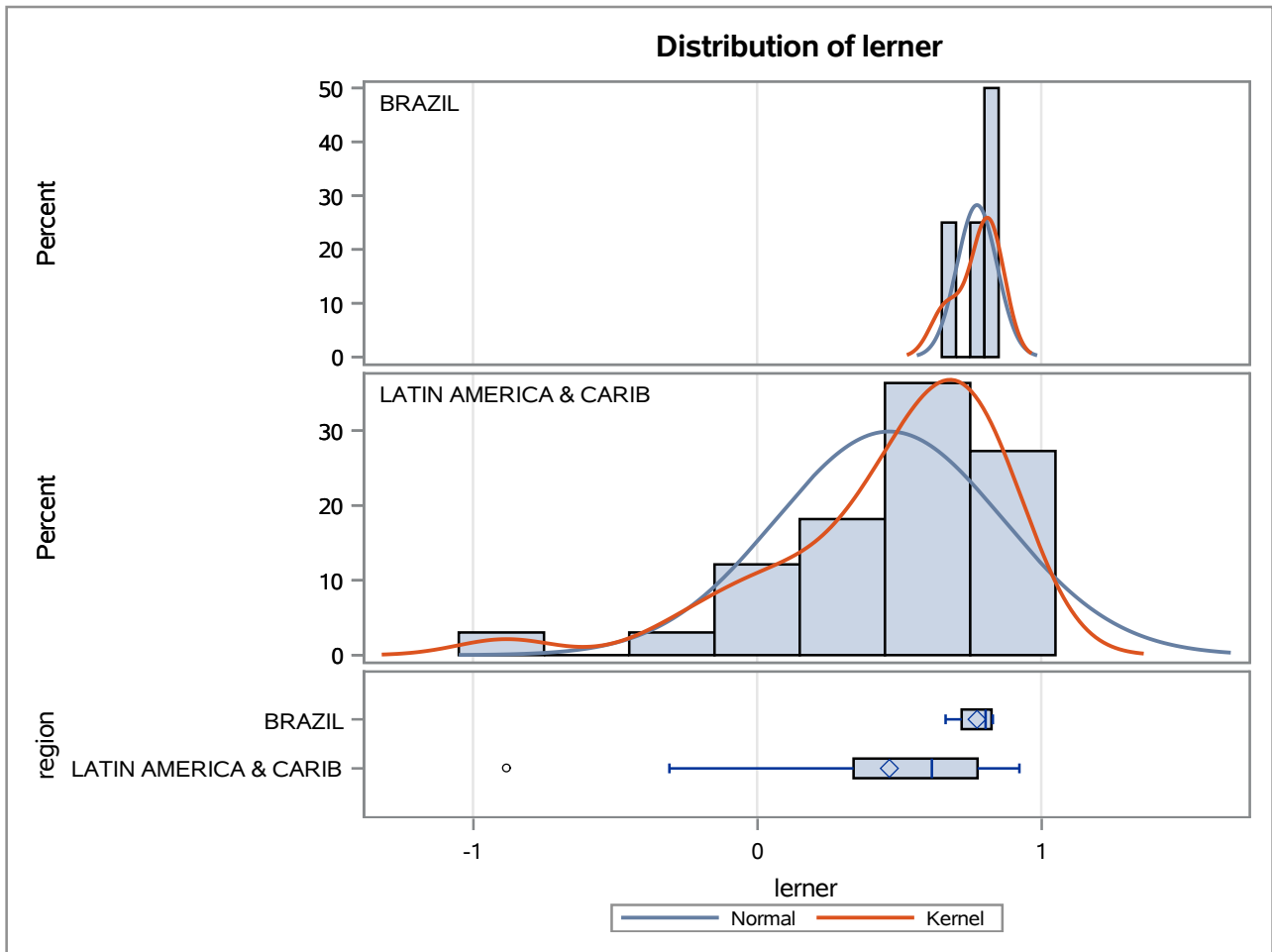
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	39	2.29	0.0277
Satterthwaite	Unequal	33.464	3.90	0.0004

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	32	7	109.57	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2005



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2005

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		8	0.8346	6.3117	0.0196	0.6790	0.9216
LATIN AMERICA & CARIB		31	0.6613	19.6077	0.0385	-0.1720	0.9216
Diff (1-2)	Pooled		0.1733	17.8679	0.0656		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1733		0.0432		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8346	0.7882	0.8809	6.3117	4.1731	12.8460
LATIN AMERICA & CARIB		0.6613	0.5826	0.7400	19.6077	15.6687	26.2091
Diff (1-2)	Pooled	0.1733	0.0403	0.3062	17.8679	14.5671	23.1166
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1733	0.0857	0.2608			

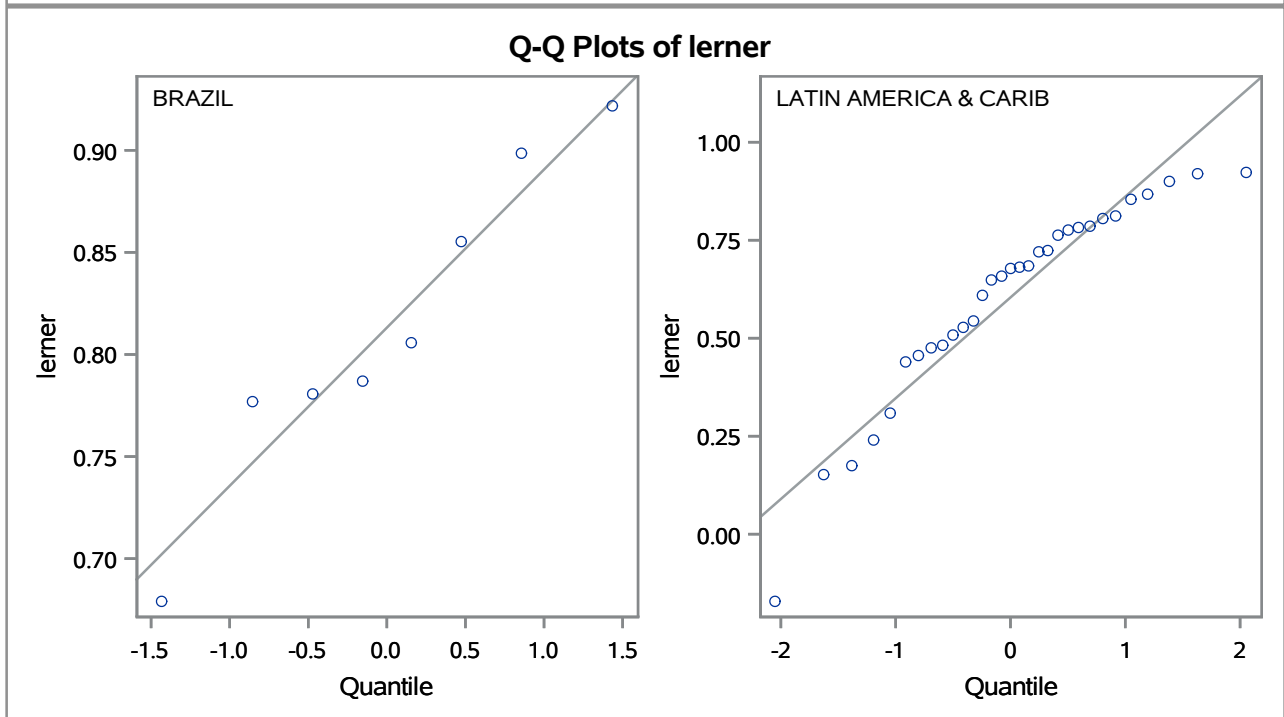
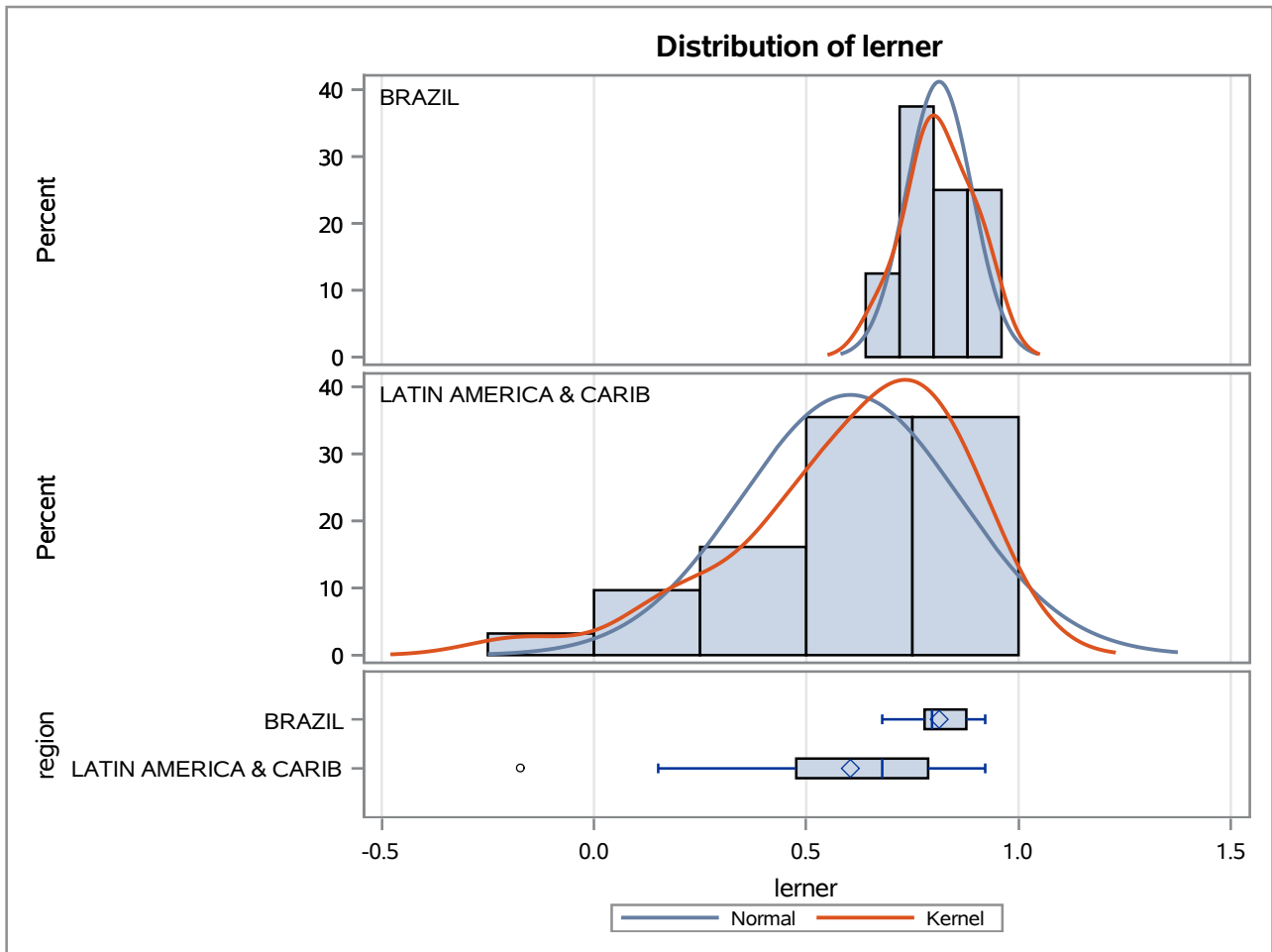
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	37	2.64	0.0121
Satterthwaite	Unequal	36.936	4.01	0.0003

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	30	7	9.65	0.0046

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2005



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2006

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		9	0.8029	4.2608	0.0119	0.6546	0.8674
LATIN AMERICA & CARIB		36	0.5786	29.3602	0.0542	-0.7347	0.9120
Diff (1-2)	Pooled		0.2244	26.5523	0.0889		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2244		0.0555		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8029	0.7755	0.8304	4.2608	2.8780	8.1627
LATIN AMERICA & CARIB		0.5786	0.4686	0.6886	29.3602	23.8135	38.2986
Diff (1-2)	Pooled	0.2244	0.0450	0.4037	26.5523	21.9381	33.6424
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2244	0.1121	0.3366			

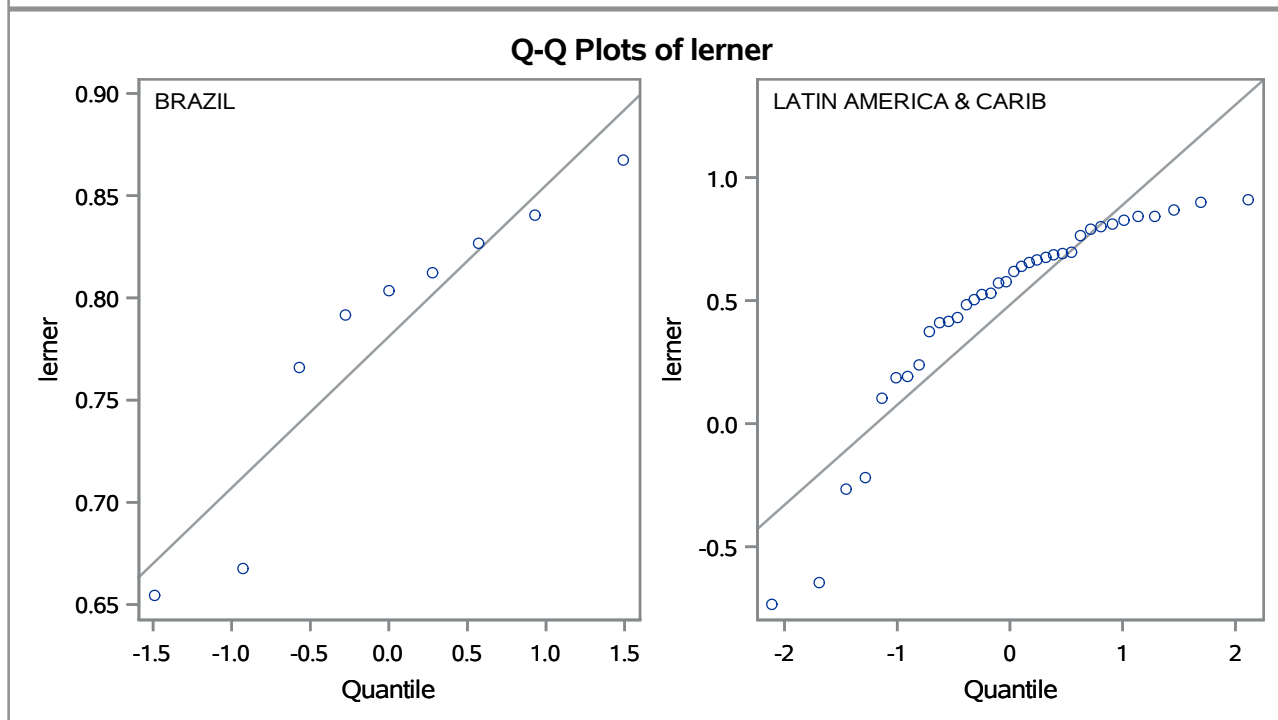
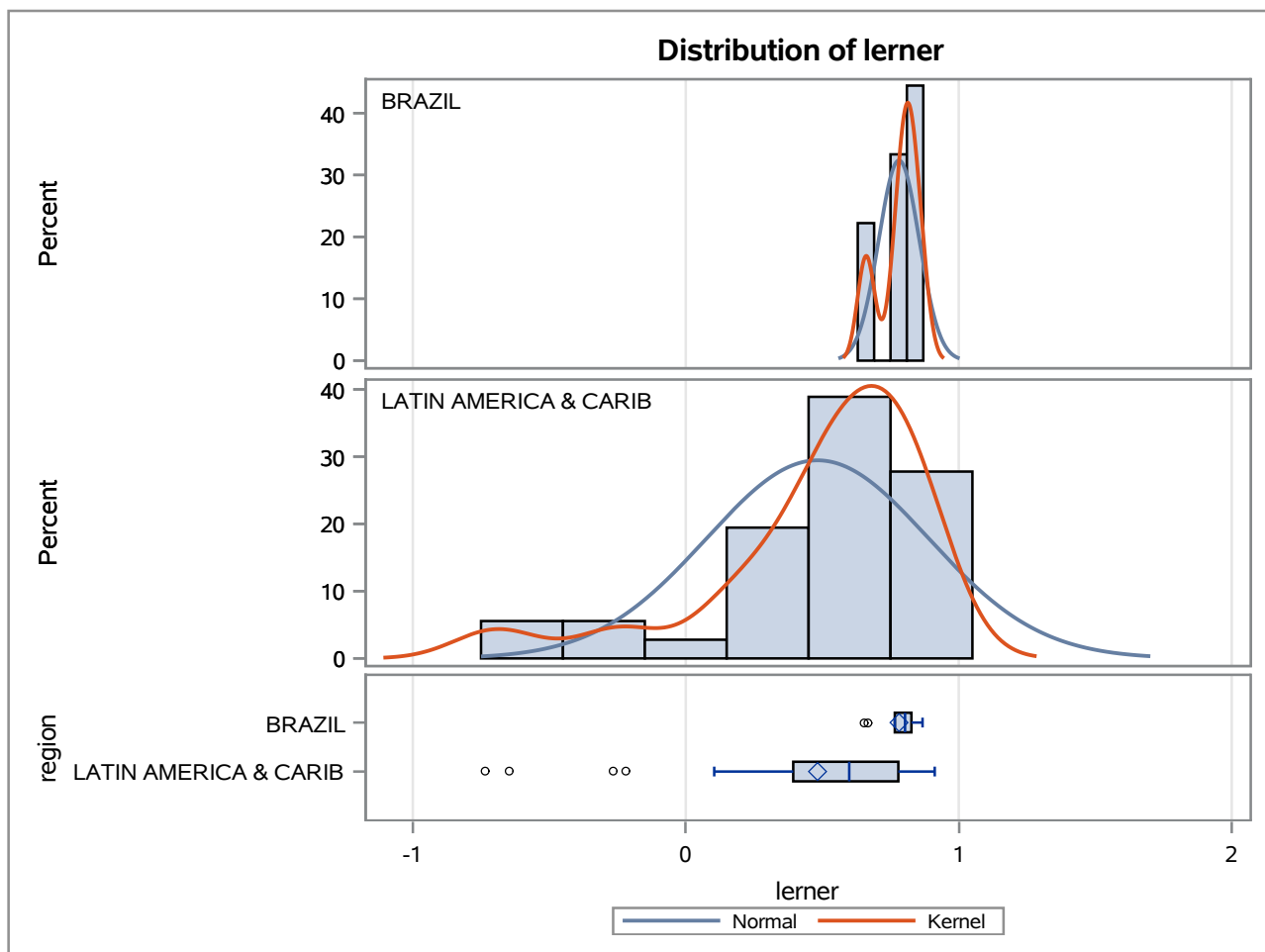
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	43	2.52	0.0154
Satterthwaite	Unequal	38.077	4.05	0.0002

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	35	8	47.48	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2006



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2006

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		10	0.8363	4.8708	0.0132	0.6418	0.9410
LATIN AMERICA & CARIB		36	0.6710	23.3612	0.0424	-0.8294	0.9410
Diff (1-2)	Pooled		0.1653	20.9516	0.0684		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1653		0.0444		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8363	0.8064	0.8662	4.8708	3.3503	8.8923
LATIN AMERICA & CARIB		0.6710	0.5849	0.7572	23.3612	18.9479	30.4733
Diff (1-2)	Pooled	0.1653	0.0275	0.3031	20.9516	17.3449	26.4661
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1653	0.0755	0.2551			

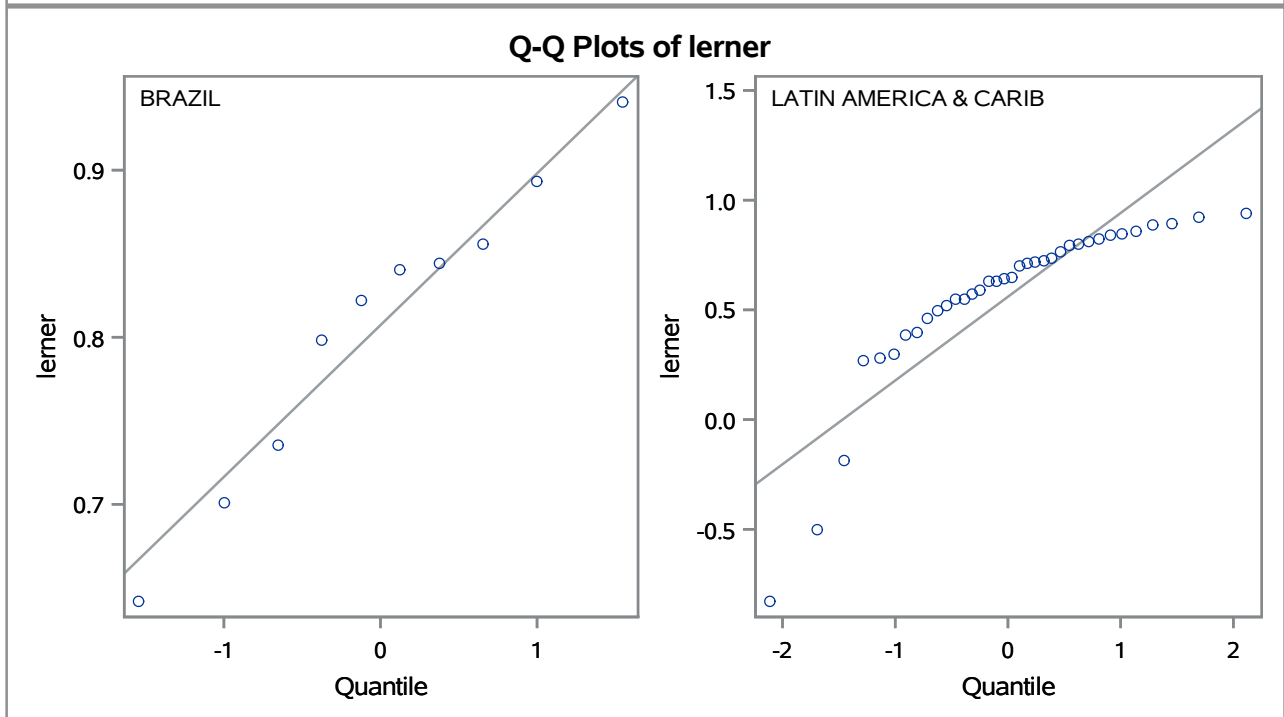
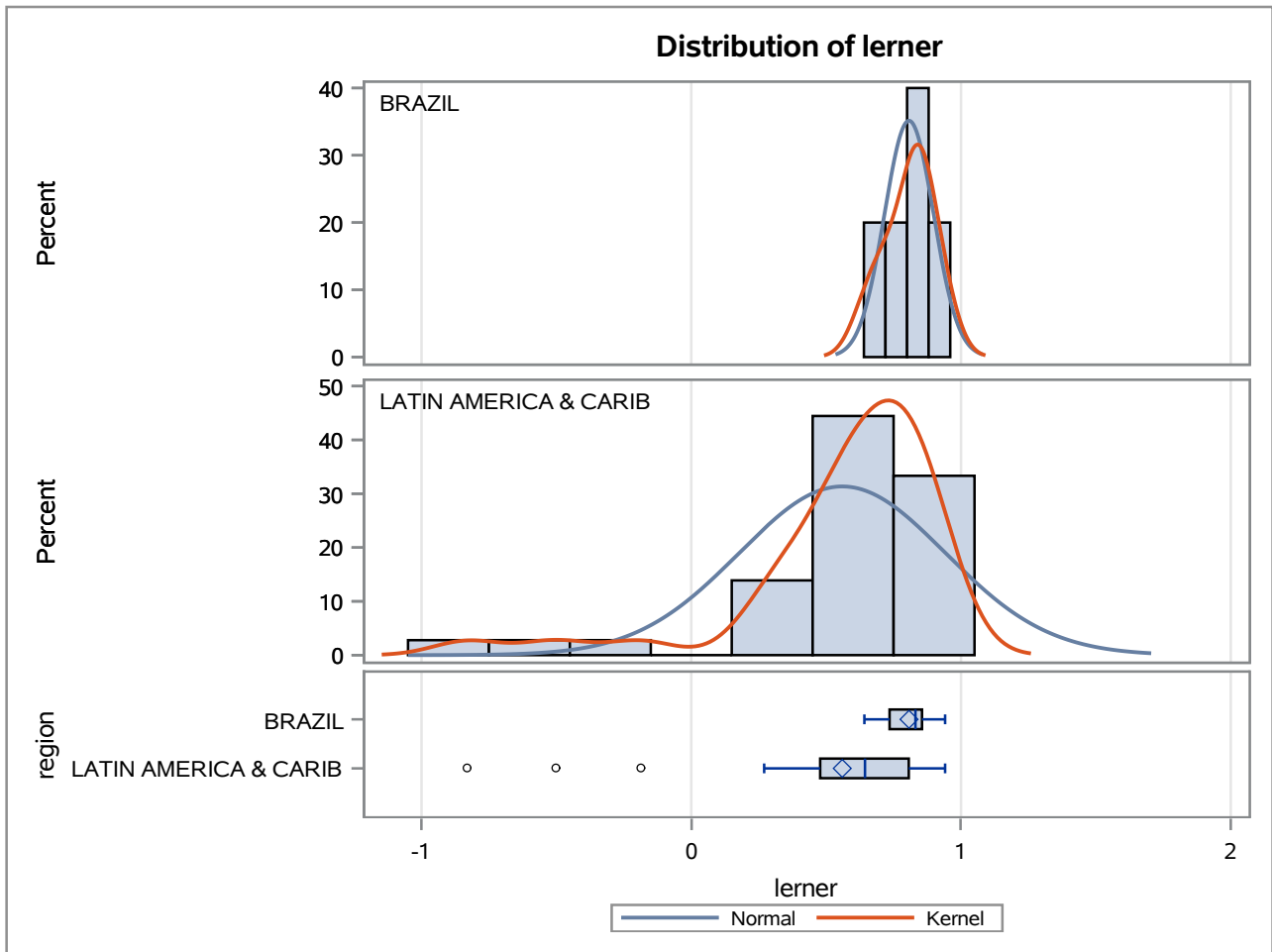
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	44	2.42	0.0199
Satterthwaite	Unequal	40.632	3.72	0.0006

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	35	9	23.00	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2006



The TTEST Procedure**Variable: lerner**

trimestre=01/07/2006

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		10	0.8205	4.6124	0.0121	0.6206	0.8746
LATIN AMERICA & CARIB		37	0.6642	23.0131	0.0406	-0.2165	0.9211
Diff (1-2)	Pooled		0.1563	20.6866	0.0653		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1563		0.0423		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8205	0.7932	0.8478	4.6124	3.1726	8.4204
LATIN AMERICA & CARIB		0.6642	0.5819	0.7465	23.0131	18.7145	29.8931
Diff (1-2)	Pooled	0.1563	0.0249	0.2877	20.6866	17.1583	26.0553
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1563	0.0708	0.2418			

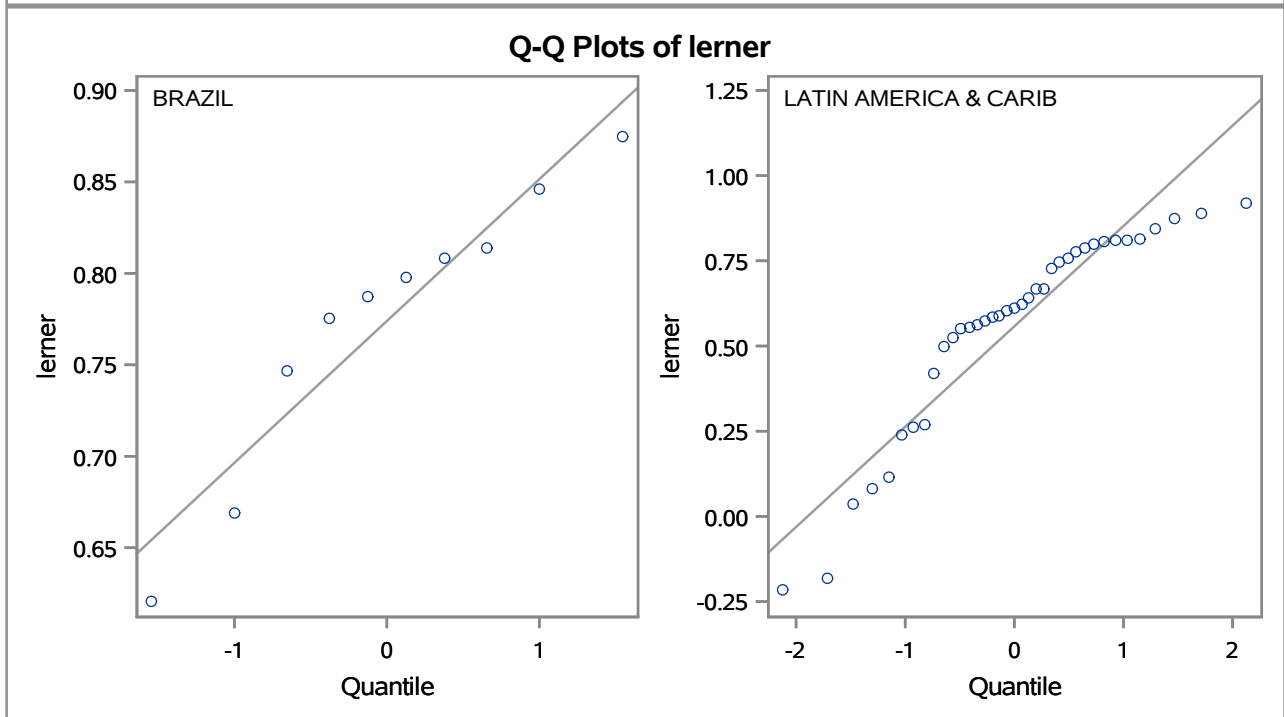
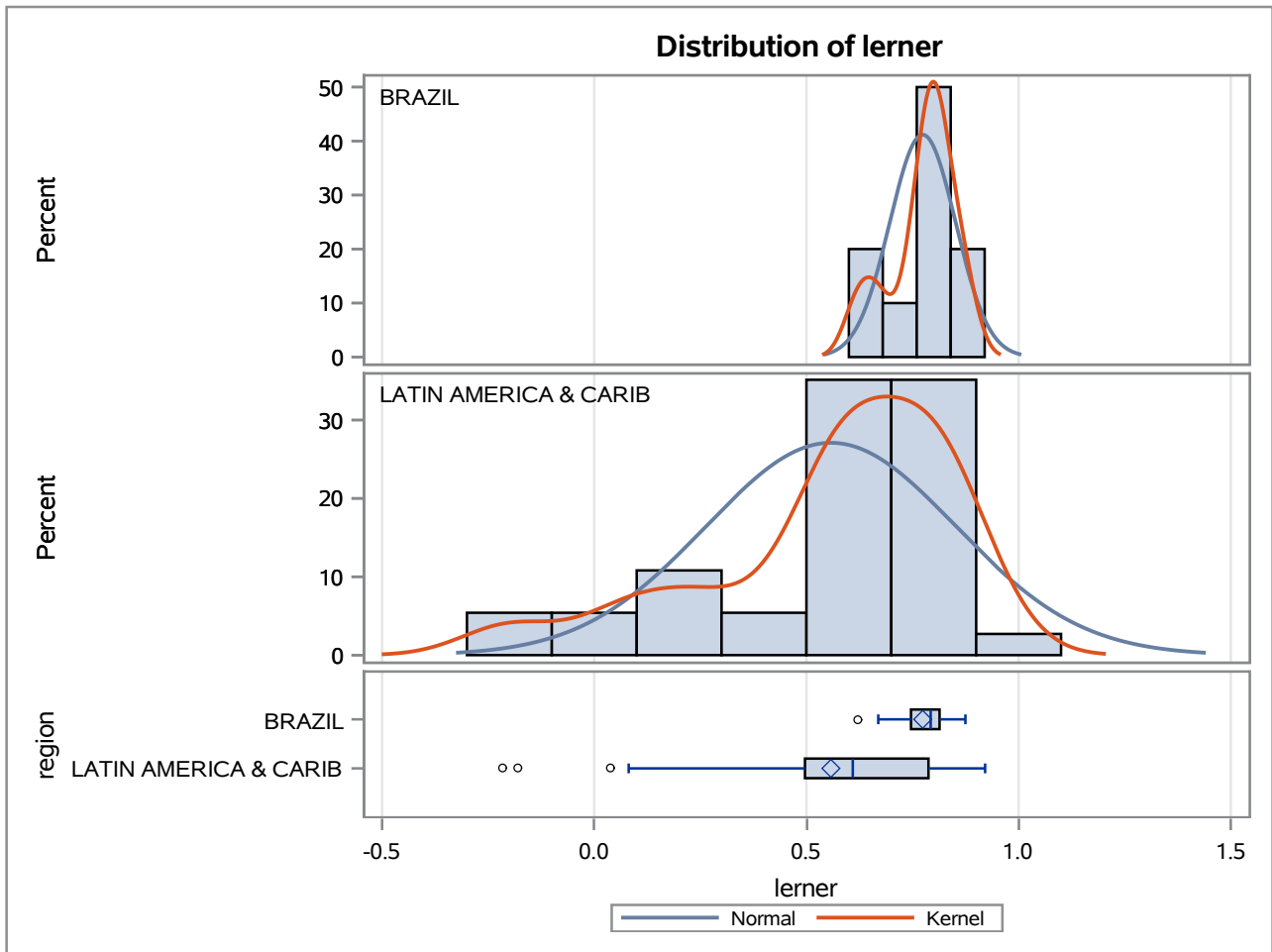
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	45	2.40	0.0208
Satterthwaite	Unequal	41.35	3.69	0.0006

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	36	9	24.89	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2006



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2006

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		10	0.3968	91.8294	0.2285	-0.7552	0.8536
LATIN AMERICA & CARIB		33	0.4171	53.7692	0.0927	-0.7552	0.9082
Diff (1-2)	Pooled		-0.0203	64.0902	0.1940		
Diff (1-2)	Satterthwaite		-0.0203		0.2466		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.3968	-0.1200	0.9137	91.8294	63.1635	167.6
LATIN AMERICA & CARIB		0.4171	0.2283	0.6059	53.7692	43.2406	71.1202
Diff (1-2)	Pooled	-0.0203	-0.4120	0.3715	64.0902	52.7338	81.7257
Diff (1-2)	Satterthwaite	-0.0203	-0.5569	0.5164			

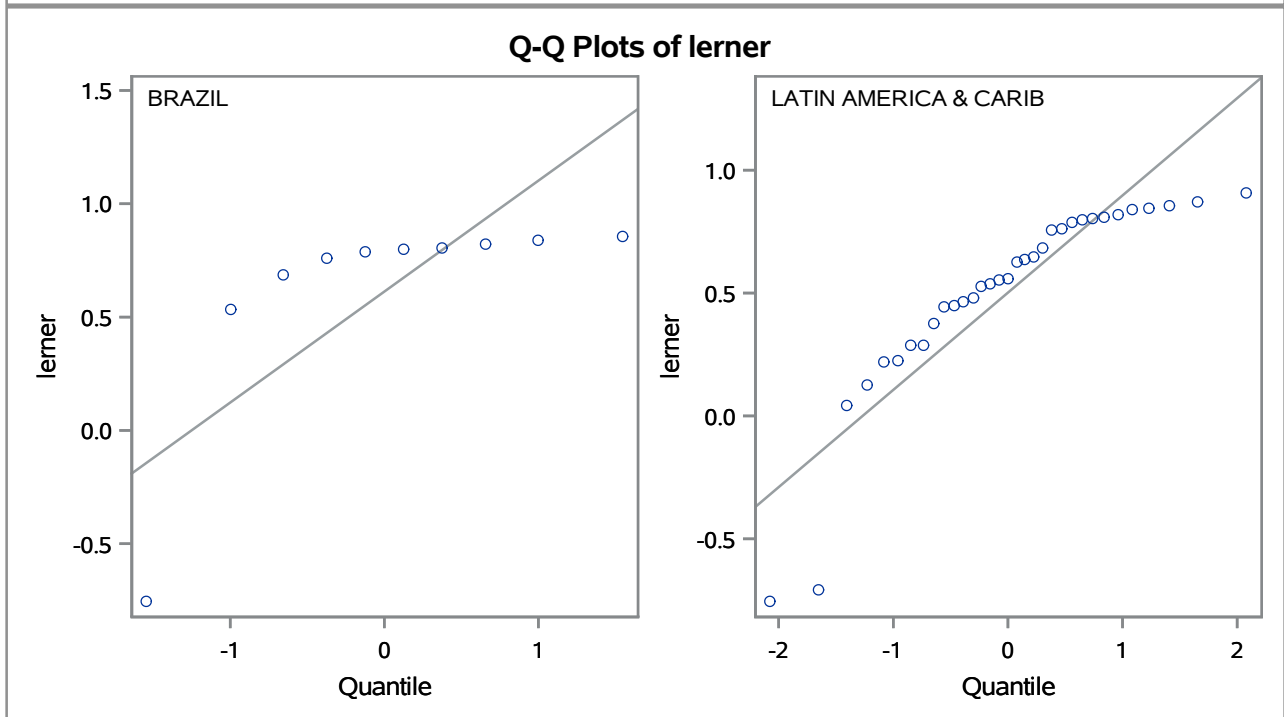
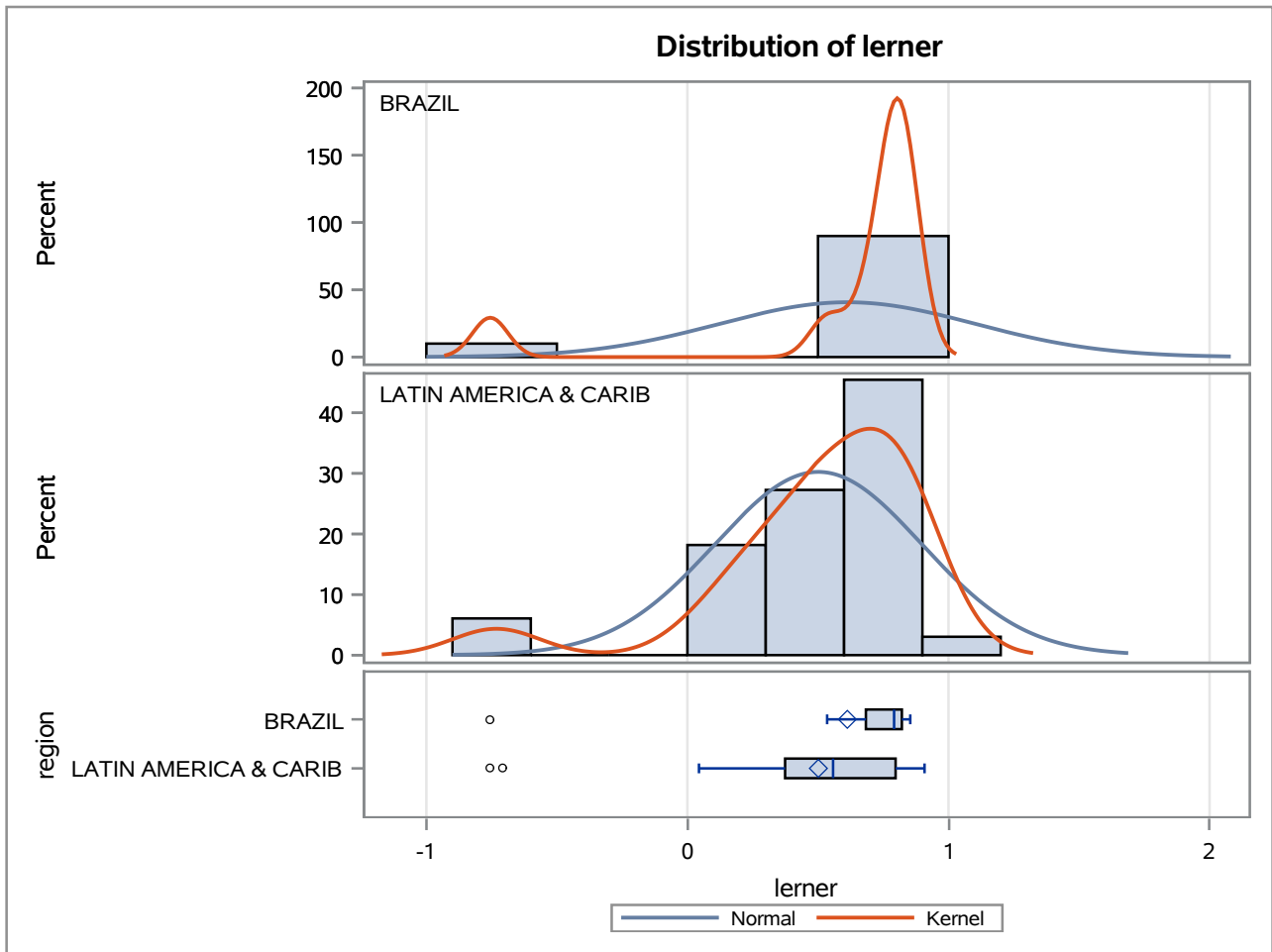
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	41	-0.10	0.9173
Satterthwaite	Unequal	12.113	-0.08	0.9358

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	9	32	2.92	0.0244

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2006



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2007

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		15	0.8037	4.0209	0.00947	0.5687	0.9136
LATIN AMERICA & CARIB		52	0.6227	21.3932	0.0342	-0.2744	0.9136
Diff (1-2)	Pooled		0.1810	19.0414	0.0542		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1810		0.0355		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8037	0.7834	0.8240	4.0209	2.9438	6.3414
LATIN AMERICA & CARIB		0.6227	0.5540	0.6914	21.3932	17.9285	26.5303
Diff (1-2)	Pooled	0.1810	0.0727	0.2892	19.0414	16.2566	22.9866
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1810	0.1099	0.2521			

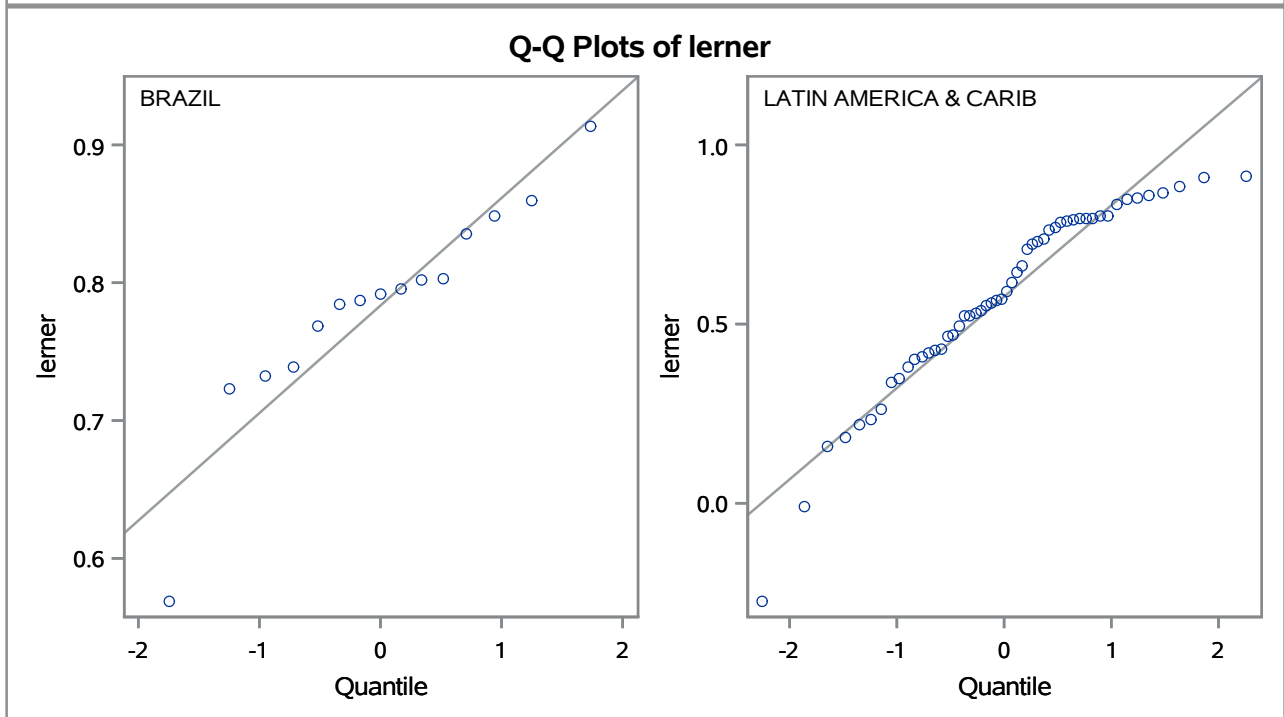
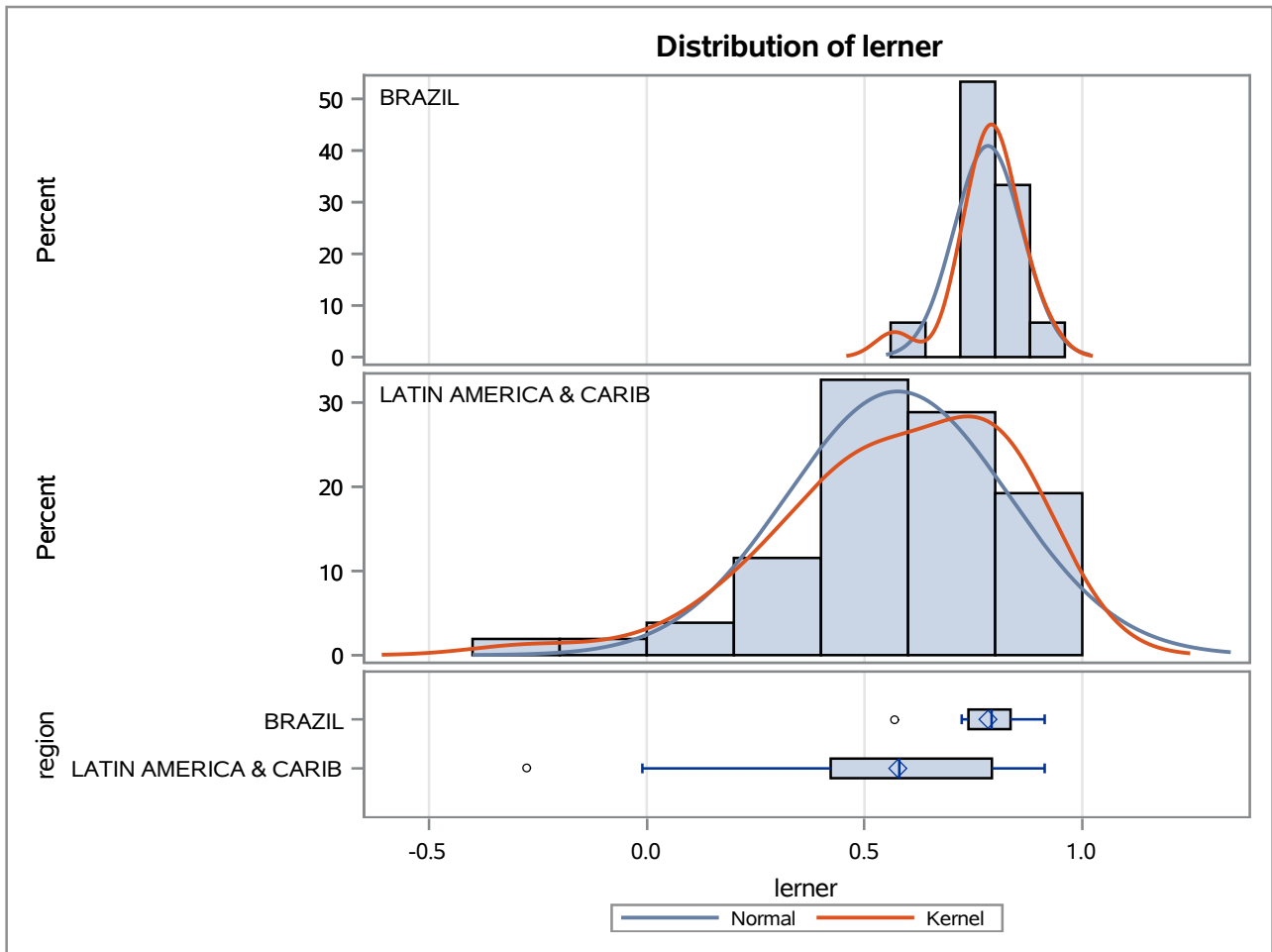
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	65	3.34	0.0014
Satterthwaite	Unequal	57.869	5.10	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	51	14	28.31	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2007



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2007

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		15	0.7822	5.7779	0.0129	0.6480	0.9282
LATIN AMERICA & CARIB		50	0.6426	20.5552	0.0318	-0.6547	0.9282
Diff (1-2)	Pooled		0.1396	18.3314	0.0497		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1396		0.0343		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.7822	0.7547	0.8098	5.7779	4.2302	9.1124
LATIN AMERICA & CARIB		0.6426	0.5787	0.7066	20.5552	17.1704	25.6145
Diff (1-2)	Pooled	0.1396	0.0403	0.2389	18.3314	15.6147	22.2016
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1396	0.0710	0.2082			

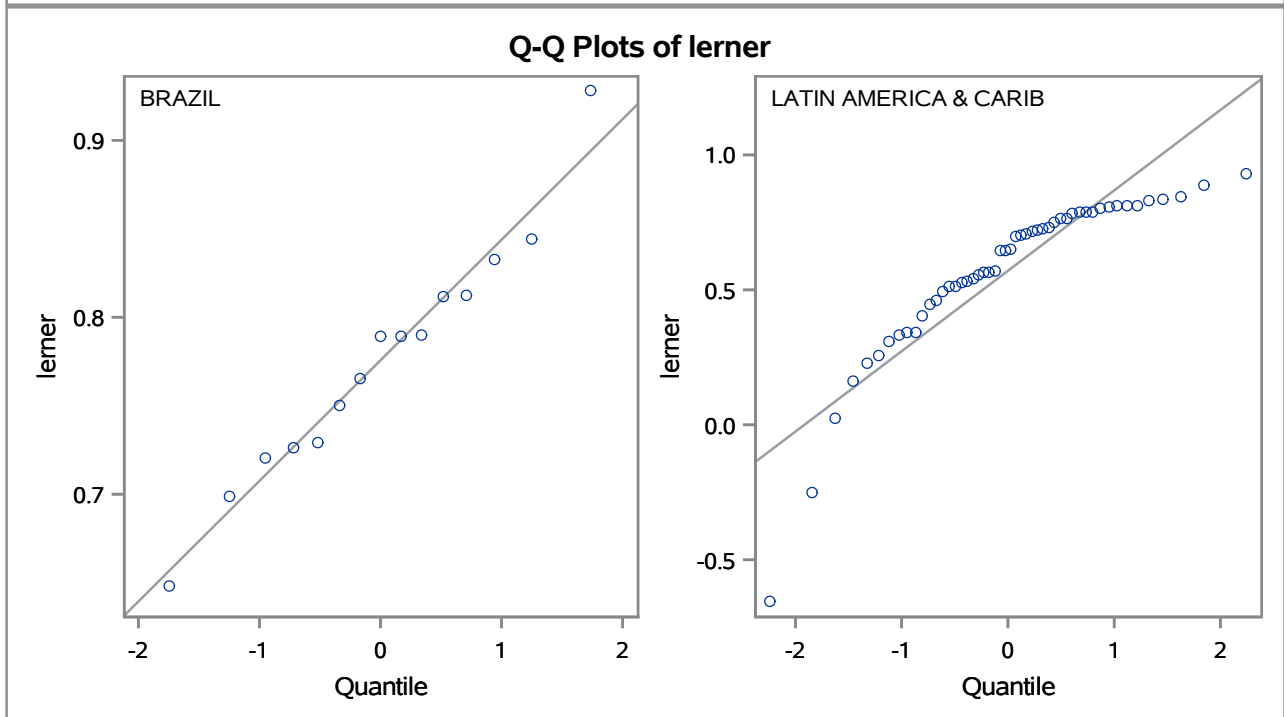
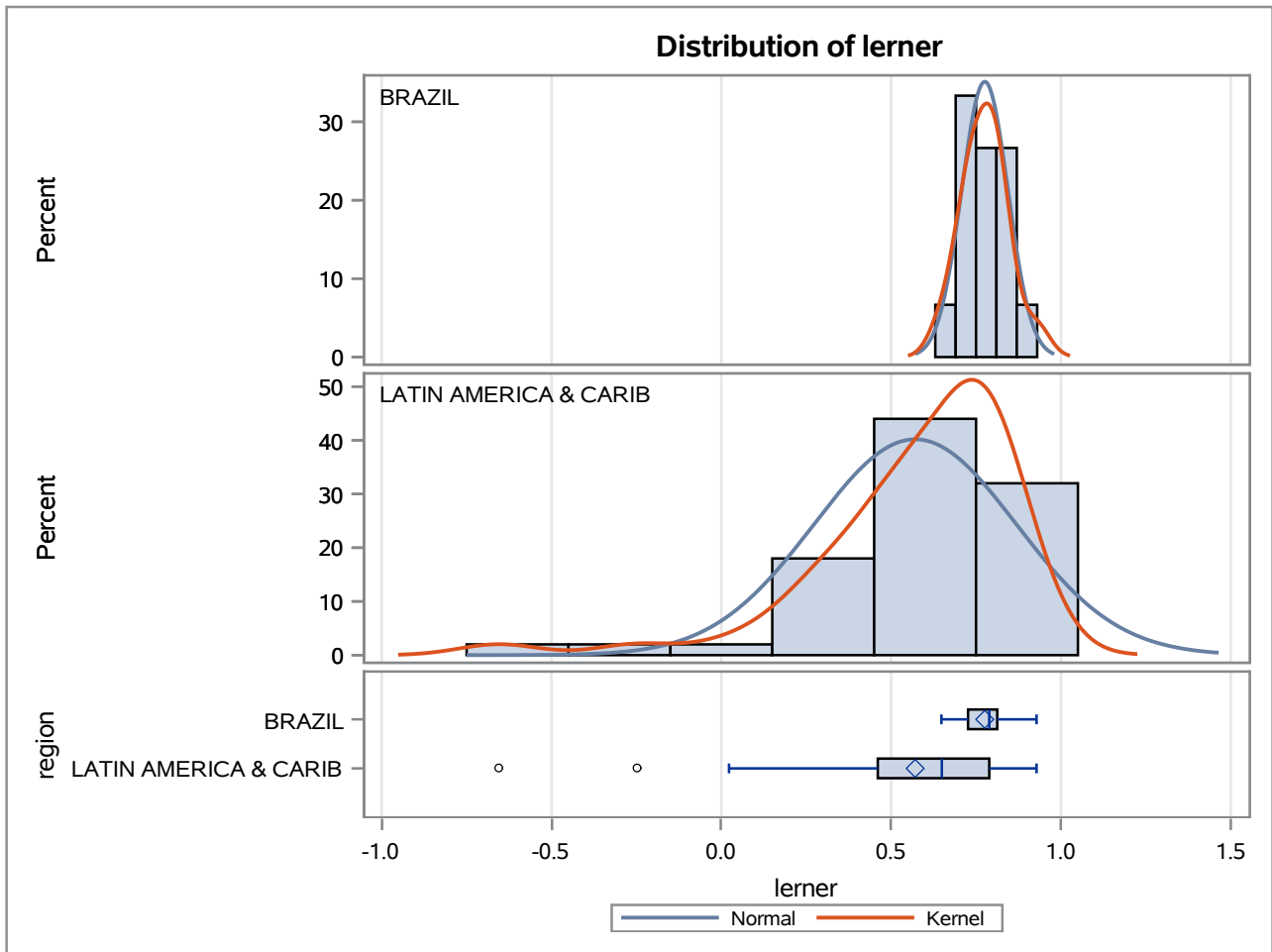
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	63	2.81	0.0066
Satterthwaite	Unequal	60.651	4.07	0.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	49	14	12.66	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2007



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2007

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		17	0.7974	5.6146	0.0117	0.5857	0.9124
LATIN AMERICA & CARIB		51	0.6648	23.0024	0.0341	-0.2778	0.9124
Diff (1-2)	Pooled		0.1326	20.2109	0.0518		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1326		0.0361		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.7974	0.7725	0.8223	5.6146	4.1816	8.5450
LATIN AMERICA & CARIB		0.6648	0.5963	0.7333	23.0024	19.2463	28.5937
Diff (1-2)	Pooled	0.1326	0.0291	0.2361	20.2109	17.2742	24.3602
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1326	0.0604	0.2047			

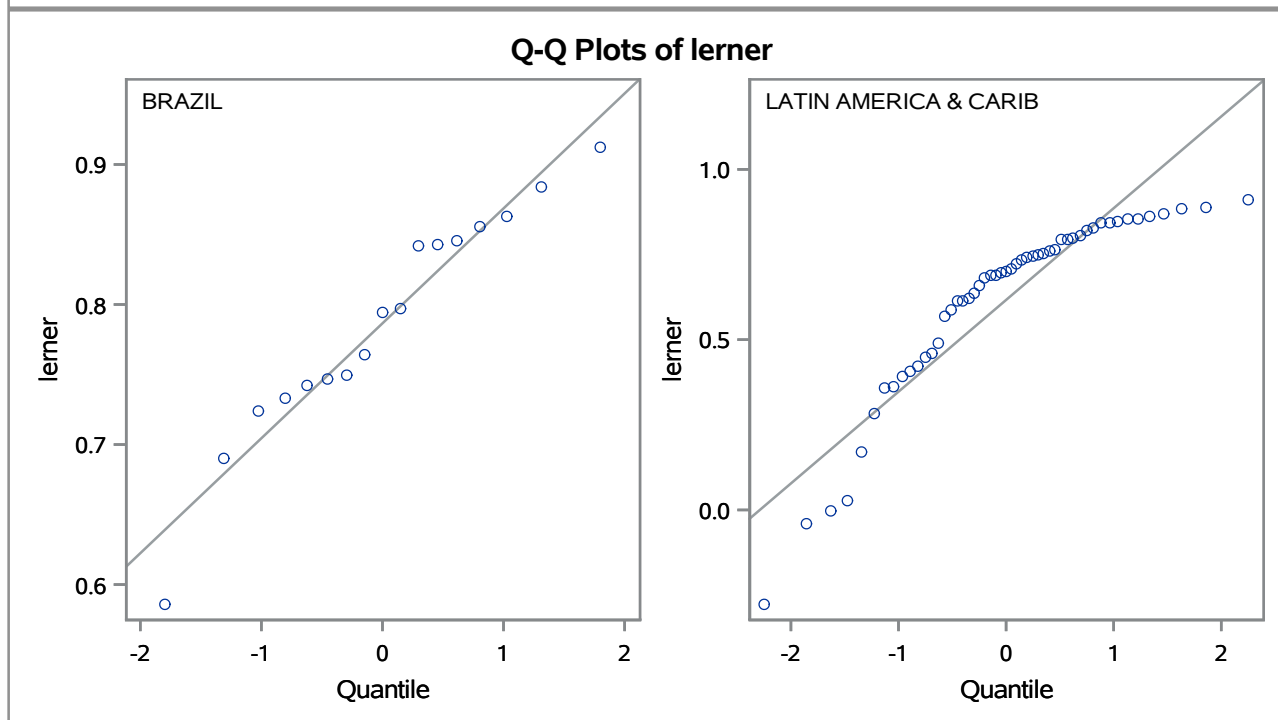
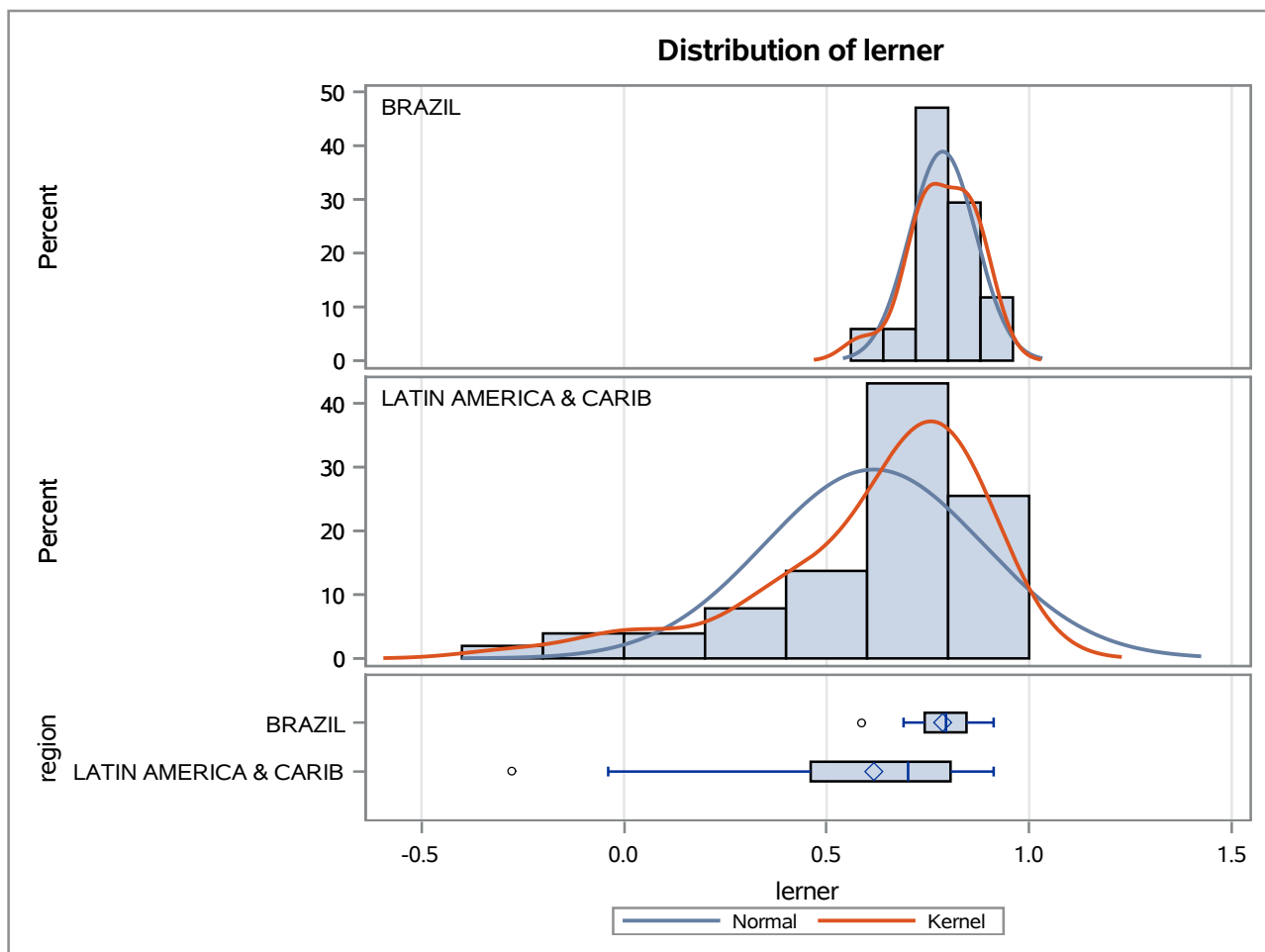
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	66	2.56	0.0128
Satterthwaite	Unequal	59.933	3.68	0.0005

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	50	16	16.78	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2007



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2007

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		15	0.7308	13.0058	0.0257	0.5928	0.9197
LATIN AMERICA & CARIB		47	0.6446	20.1848	0.0287	-0.6602	0.9197
Diff (1-2)	Pooled		0.0861	18.7571	0.0457		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0861		0.0386		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.7308	0.6756	0.7859	13.0058	9.5219	20.5115
LATIN AMERICA & CARIB		0.6446	0.5868	0.7025	20.1848	16.7731	25.3519
Diff (1-2)	Pooled	0.0861	-0.00529	0.1775	18.7571	15.9194	22.8356
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0861	0.00860	0.1637			

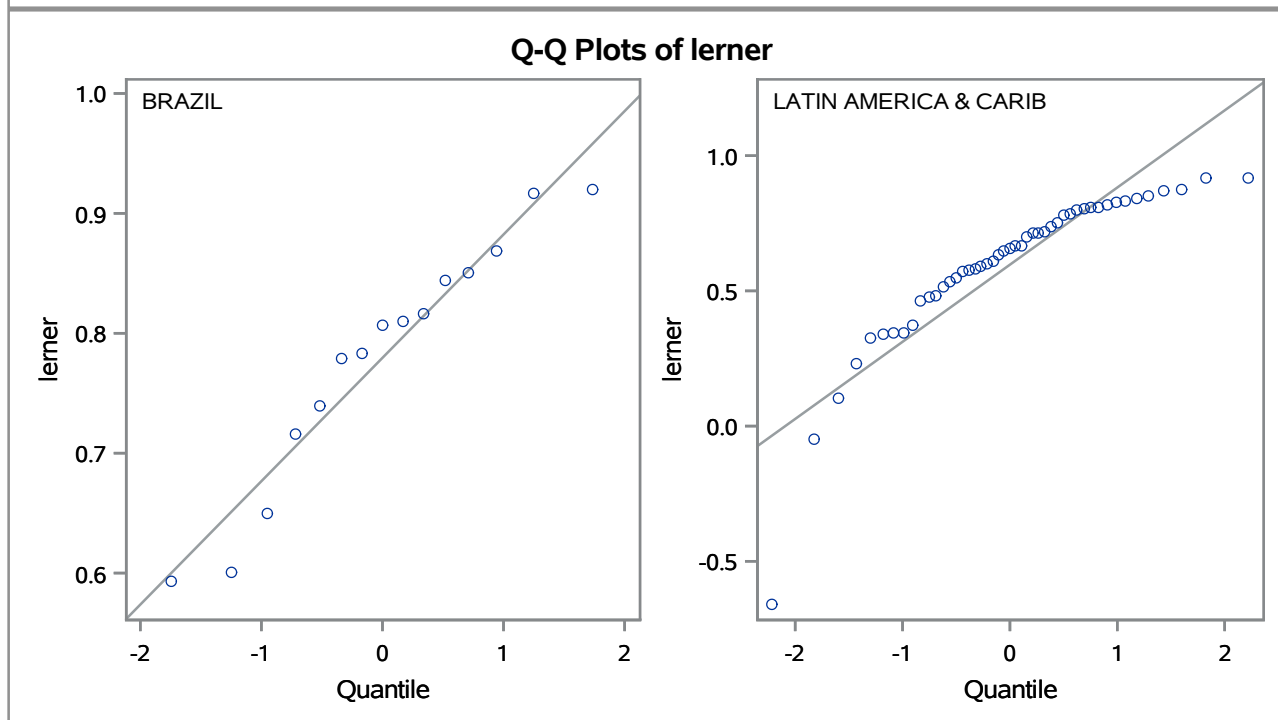
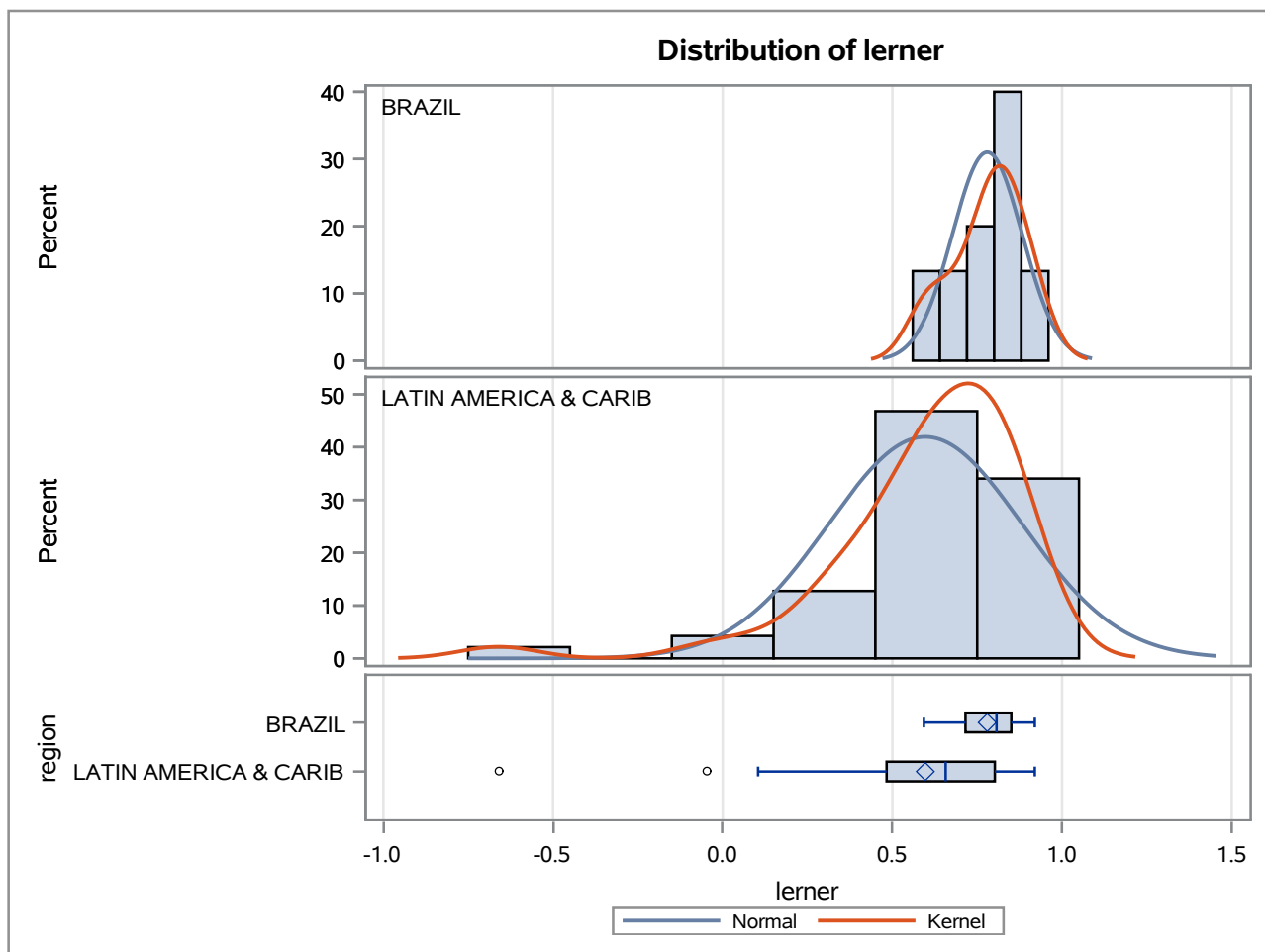
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	60	1.88	0.0643
Satterthwaite	Unequal	47.993	2.23	0.0302

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	46	14	2.41	0.0755

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2007



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2008

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		19	0.8347	7.7516	0.0168	0.4491	0.9284
LATIN AMERICA & CARIB		56	0.6732	20.8905	0.0305	-0.0766	0.9284
Diff (1-2)	Pooled		0.1615	18.5370	0.0484		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1615		0.0349		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8347	0.7995	0.8700	7.7516	5.8572	11.4632
LATIN AMERICA & CARIB		0.6732	0.6120	0.7344	20.8905	17.6122	25.6797
Diff (1-2)	Pooled	0.1615	0.0650	0.2581	18.5370	15.9568	22.1203
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1615	0.0920	0.2310			

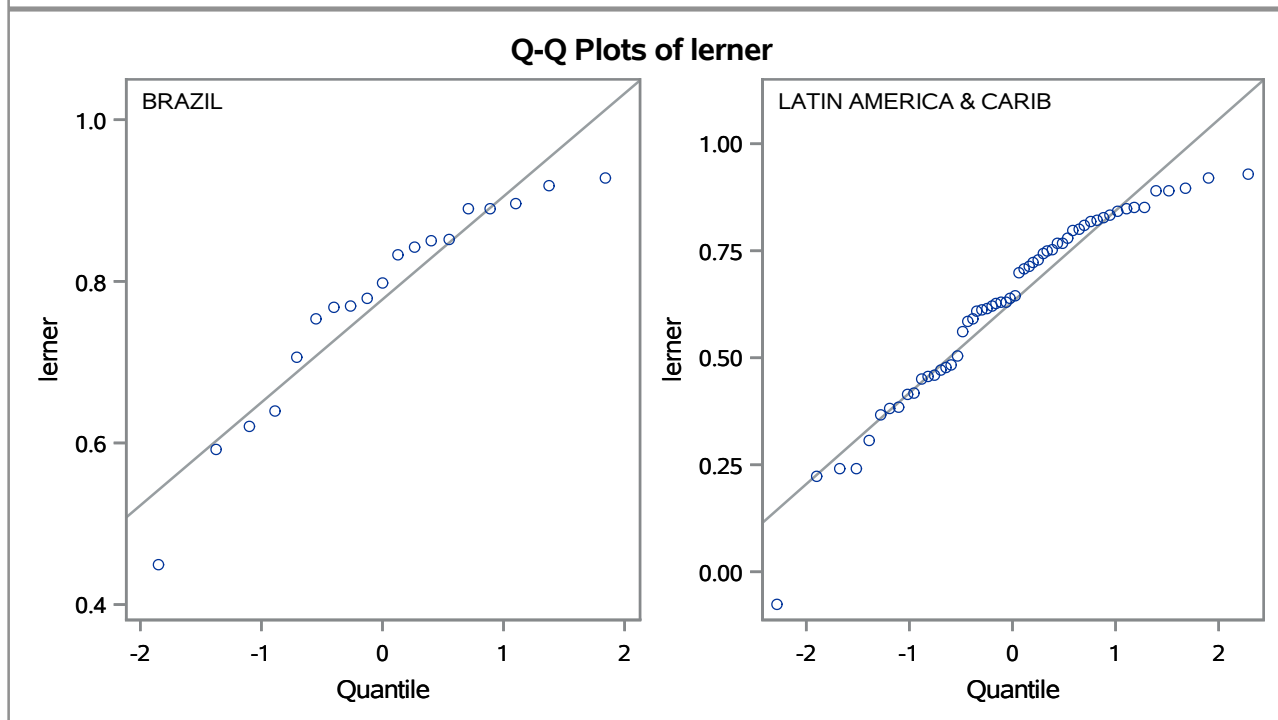
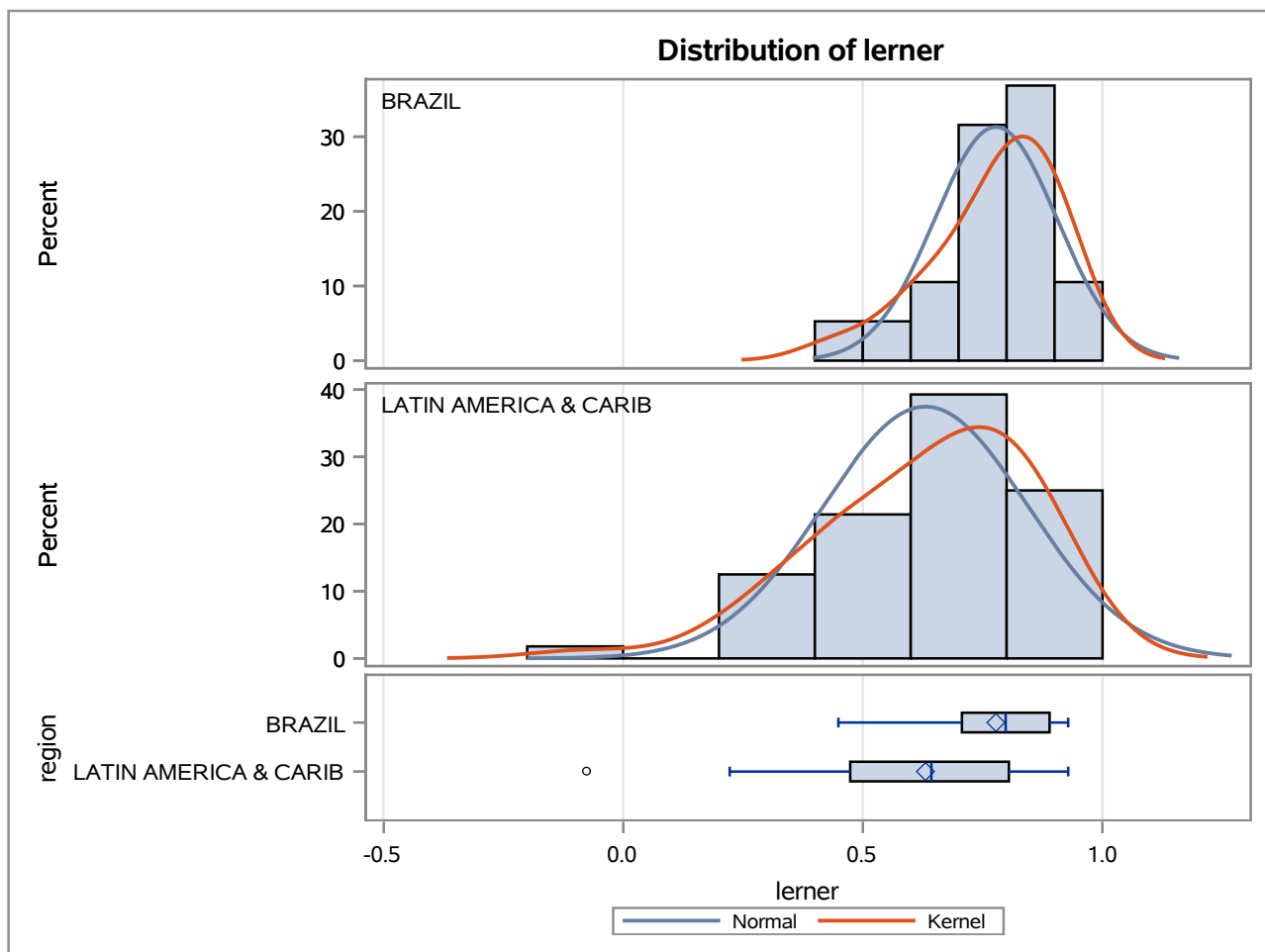
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	73	3.33	0.0013
Satterthwaite	Unequal	72.917	4.63	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	55	18	7.26	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2008



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2008

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.6869	23.4117	0.0401	-0.8076	0.9175
LATIN AMERICA & CARIB		56	0.6457	19.9700	0.0265	-0.8076	0.9175
Diff (1-2)	Pooled		0.0412	20.9078	0.0453		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0412		0.0481		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.6869	0.6029	0.7709	23.4117	17.8044	34.1944
LATIN AMERICA & CARIB		0.6457	0.5926	0.6987	19.9700	16.8362	24.5482
Diff (1-2)	Pooled	0.0412	-0.0490	0.1315	20.9078	18.0146	24.9169
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0412	-0.0562	0.1386			

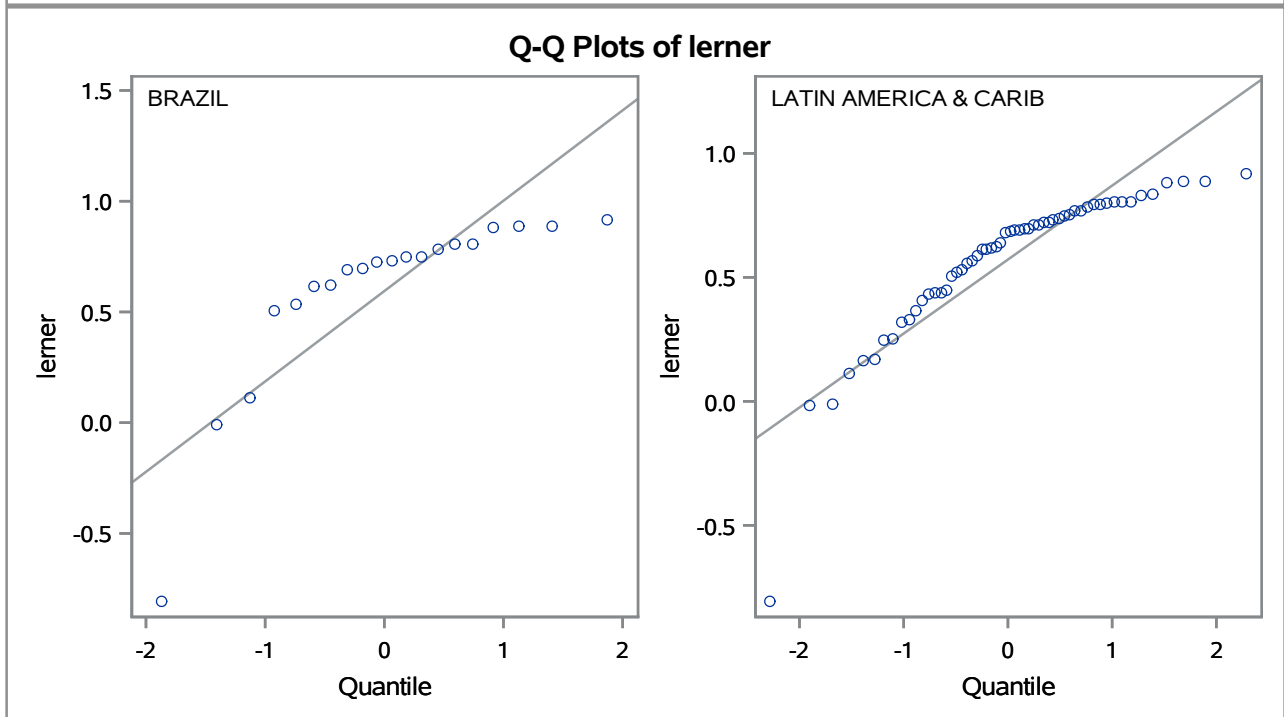
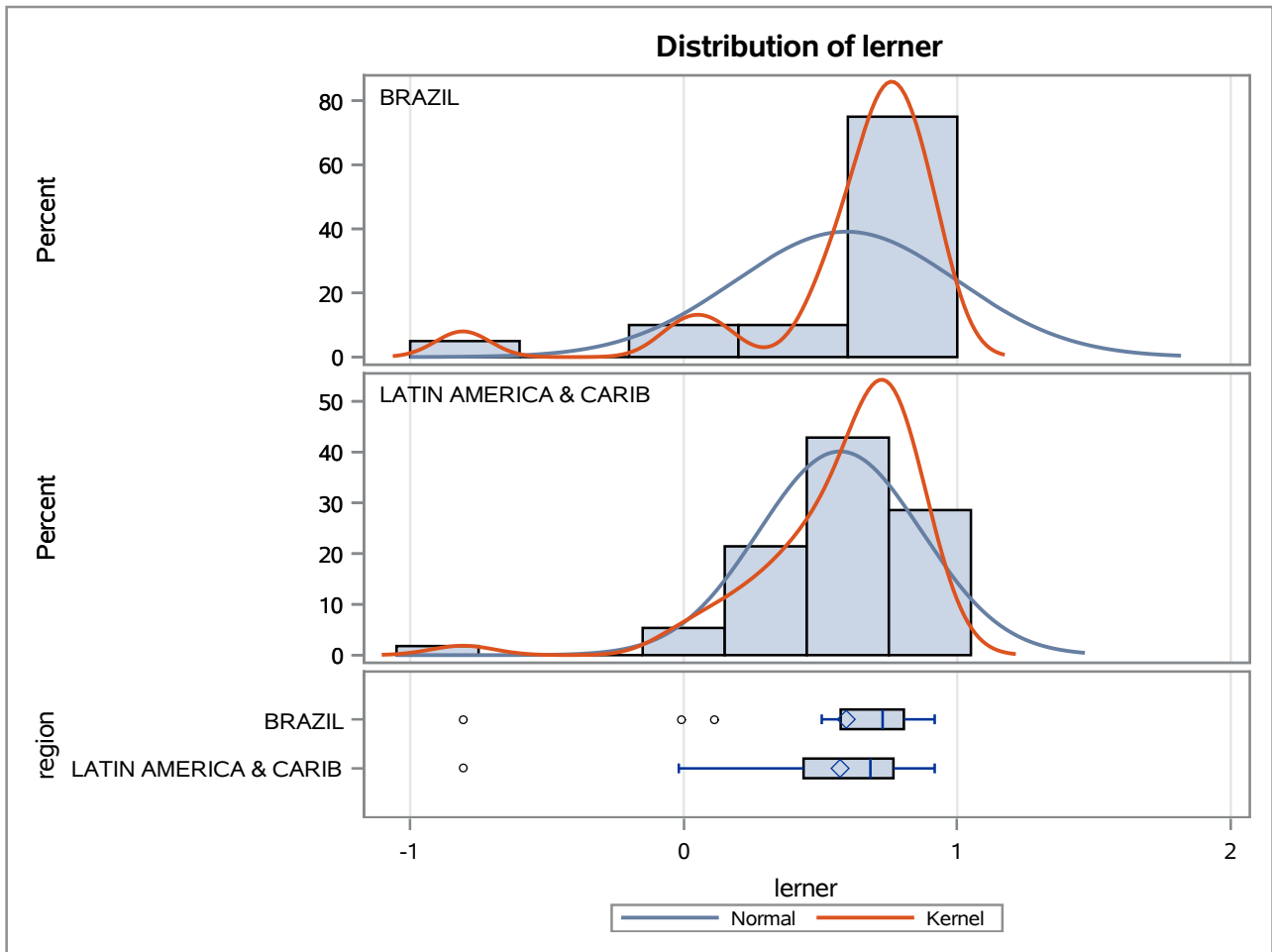
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	74	0.91	0.3658
Satterthwaite	Unequal	36.749	0.86	0.3967

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	19	55	1.37	0.3573

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2008



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2008

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8833	5.8559	0.00995	0.2453	0.9525
LATIN AMERICA & CARIB		53	0.8030	16.0192	0.0215	0.0409	0.9525
Diff (1-2)	Pooled		0.0803	14.0400	0.0304		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.0803		0.0237		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8833	0.8625	0.9041	5.8559	4.4534	8.5530
LATIN AMERICA & CARIB		0.8030	0.7599	0.8461	16.0192	13.4458	19.8202
Diff (1-2)	Pooled	0.0803	0.0197	0.1409	14.0400	12.0624	16.7992
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.0803	0.0331	0.1275			

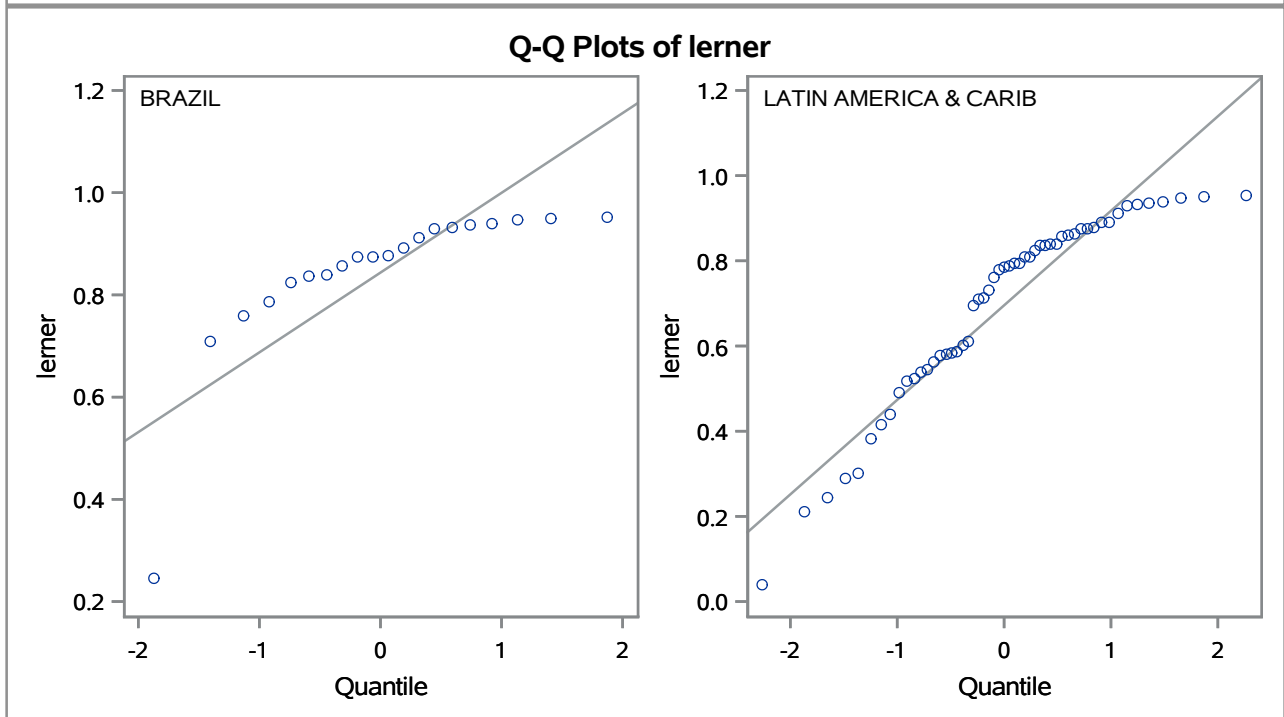
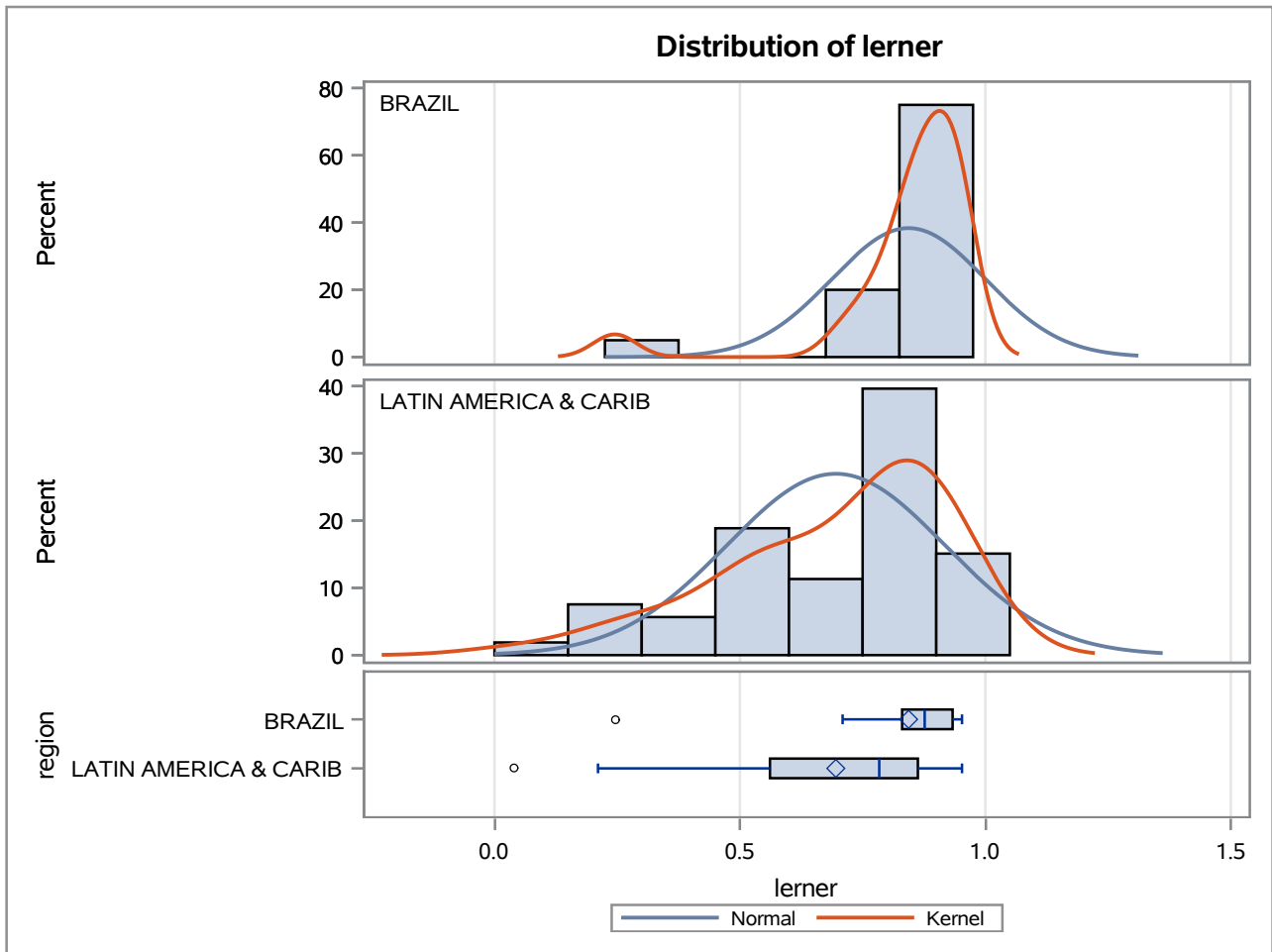
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	71	2.64	0.0101
Satterthwaite	Unequal	68.13	3.39	0.0012

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	52	19	7.48	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2008



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2008

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8864	6.0320	0.0104	0.4306	0.9795
LATIN AMERICA & CARIB		49	0.7644	26.9334	0.0358	-0.2056	0.9795
Diff (1-2)	Pooled		0.1219	23.0220	0.0503		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1219		0.0373		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8864	0.8645	0.9082	6.0320	4.5873	8.8102
LATIN AMERICA & CARIB		0.7644	0.6924	0.8365	26.9334	22.4604	33.6479
Diff (1-2)	Pooled	0.1219	0.0216	0.2222	23.0220	19.6981	27.7060
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1219	0.0472	0.1967			

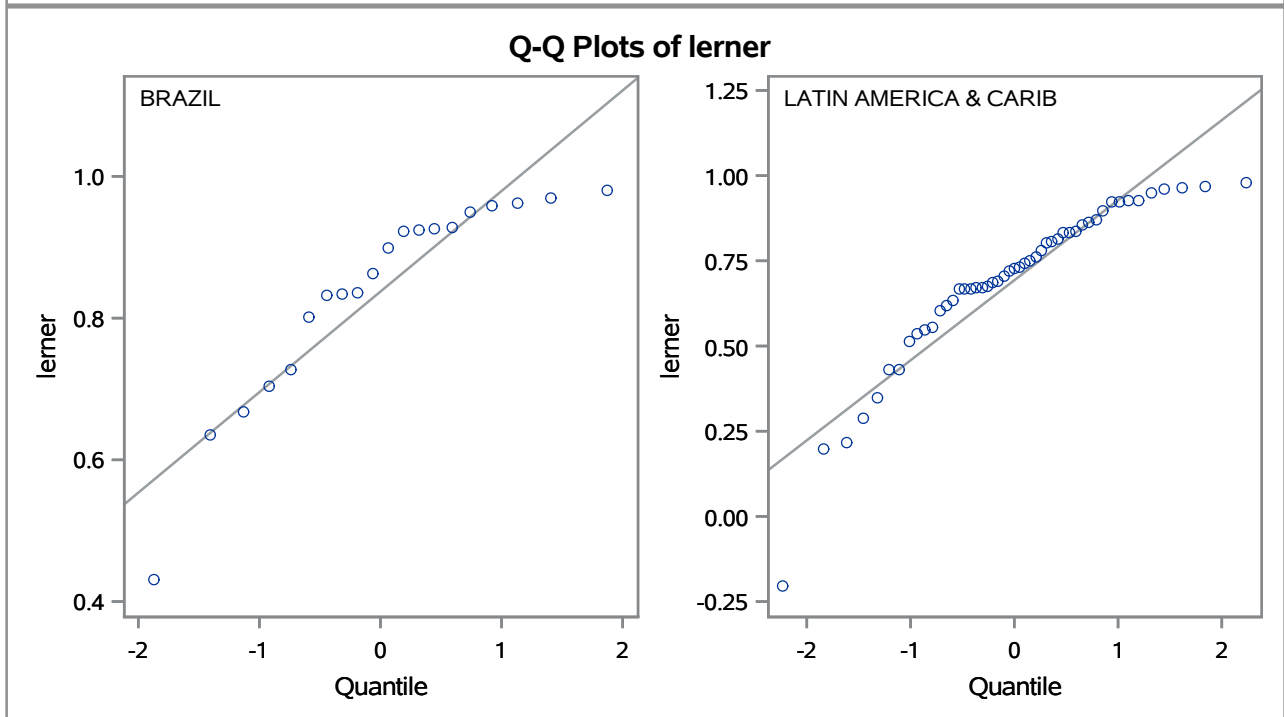
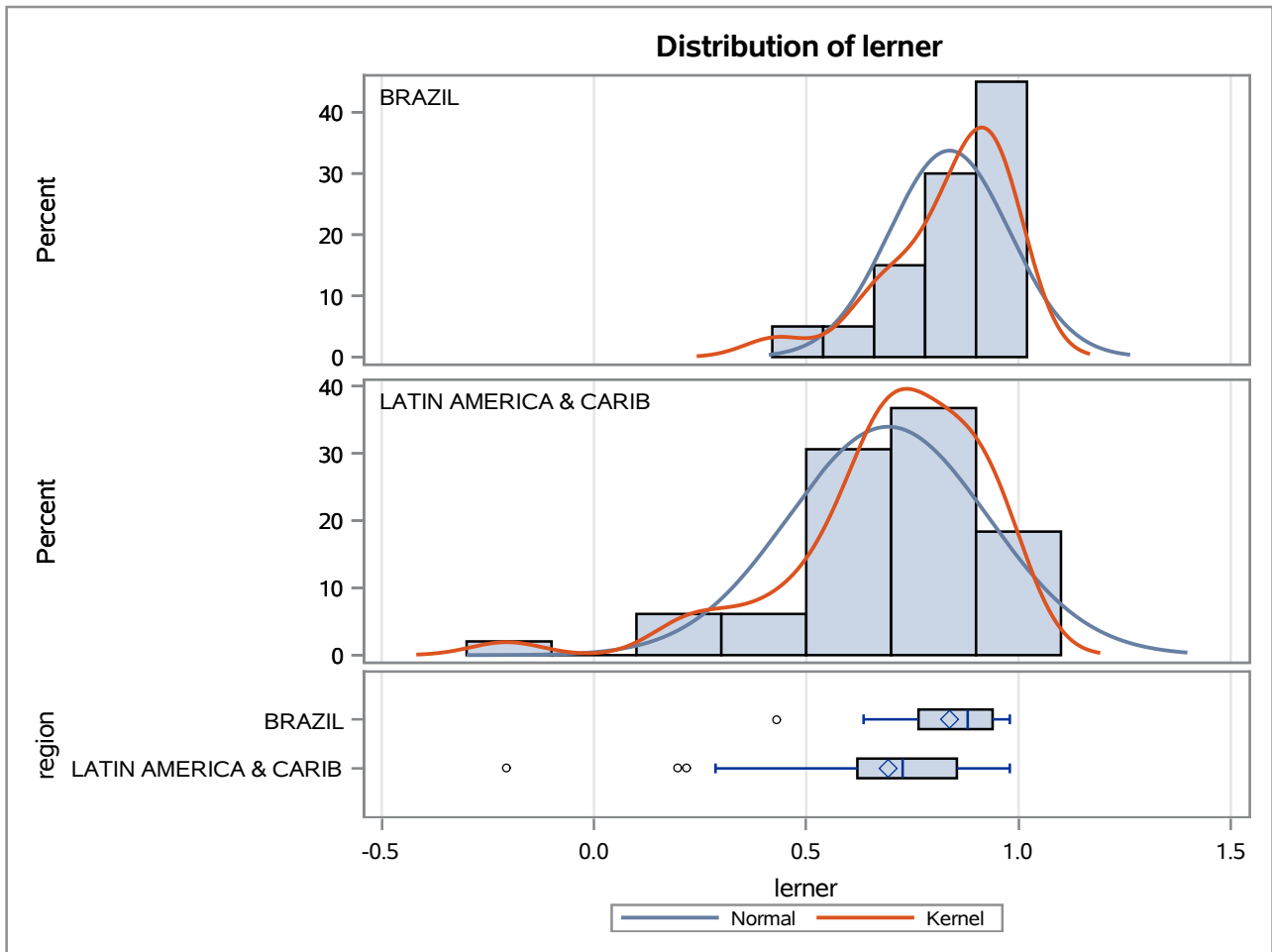
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	67	2.43	0.0180
Satterthwaite	Unequal	55.485	3.27	0.0019

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	48	19	19.94	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2008



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2009

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8092	8.5062	0.0145	0.2763	0.9887
LATIN AMERICA & CARIB		56	0.6378	33.0371	0.0446	-0.4866	0.9887
Diff (1-2)	Pooled		0.1714	28.8061	0.0626		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1714		0.0469		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8092	0.7789	0.8395	8.5062	6.4689	12.4239
LATIN AMERICA & CARIB		0.6378	0.5484	0.7272	33.0371	27.8527	40.6110
Diff (1-2)	Pooled	0.1714	0.0467	0.2961	28.8061	24.8199	34.3297
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1714	0.0777	0.2650			

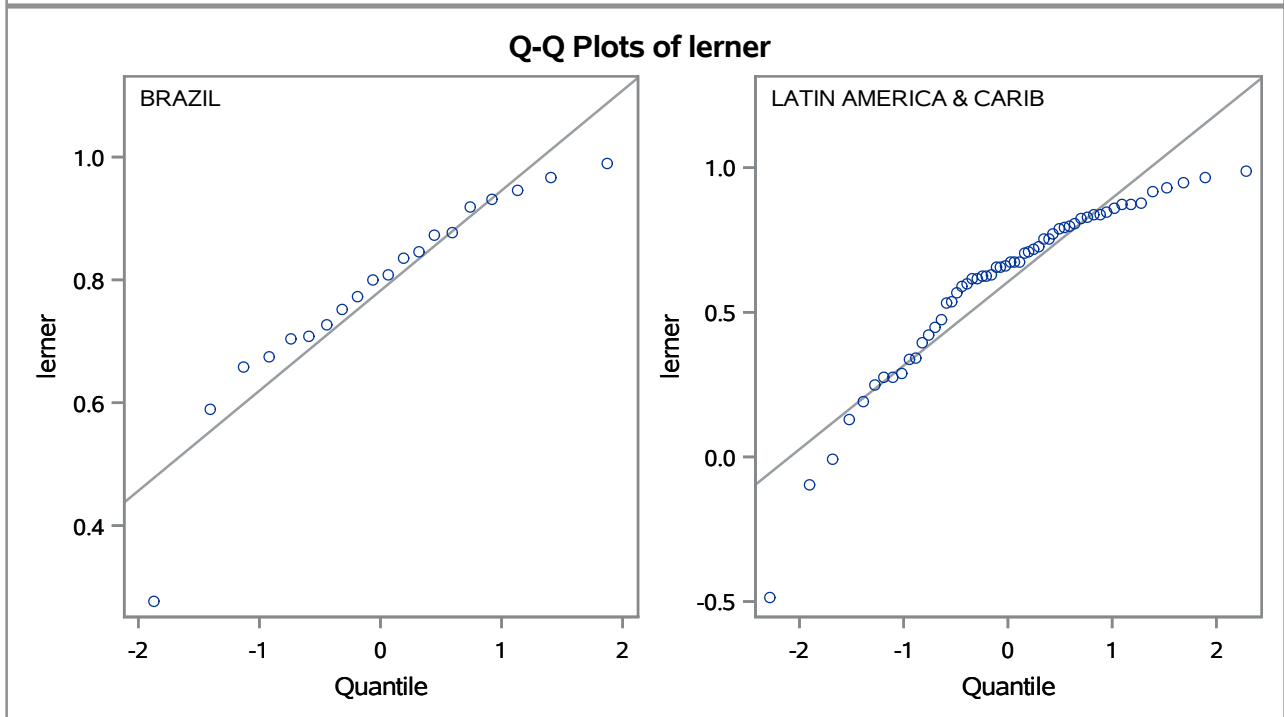
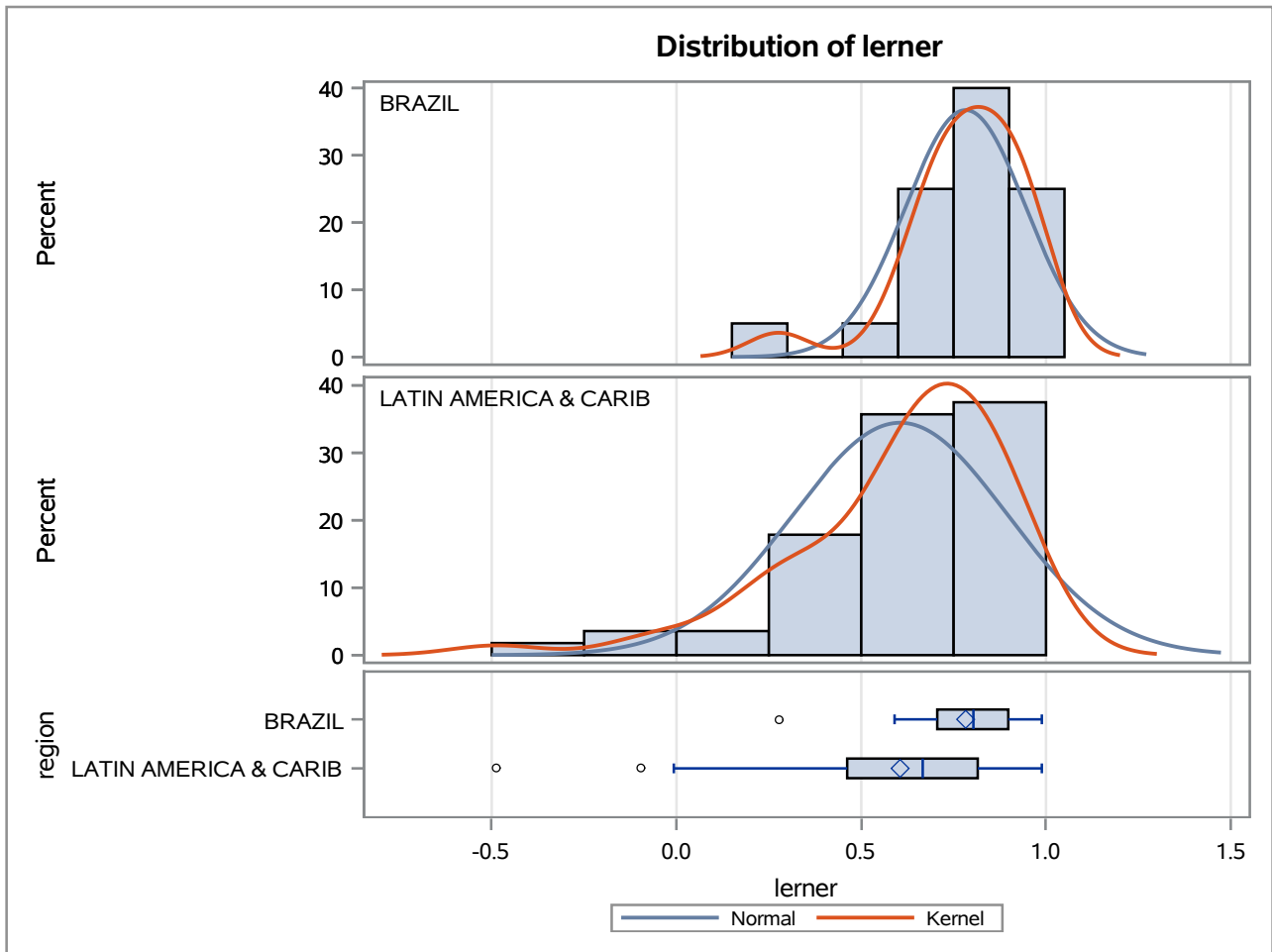
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	74	2.74	0.0077
Satterthwaite	Unequal	65.117	3.66	0.0005

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	55	19	15.08	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2009



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2009

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		19	0.7521	10.2959	0.0160	0.5000	0.8924
LATIN AMERICA & CARIB		56	0.6219	27.1049	0.0338	-0.2006	0.9854
Diff (1-2)	Pooled		0.1303	24.0762	0.0480		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1303		0.0374		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.7521	0.7184	0.7859	10.2959	7.7797	15.2258
LATIN AMERICA & CARIB		0.6219	0.5542	0.6896	27.1049	22.8515	33.3189
Diff (1-2)	Pooled	0.1303	0.0345	0.2260	24.0762	20.7250	28.7303
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1303	0.0557	0.2048			

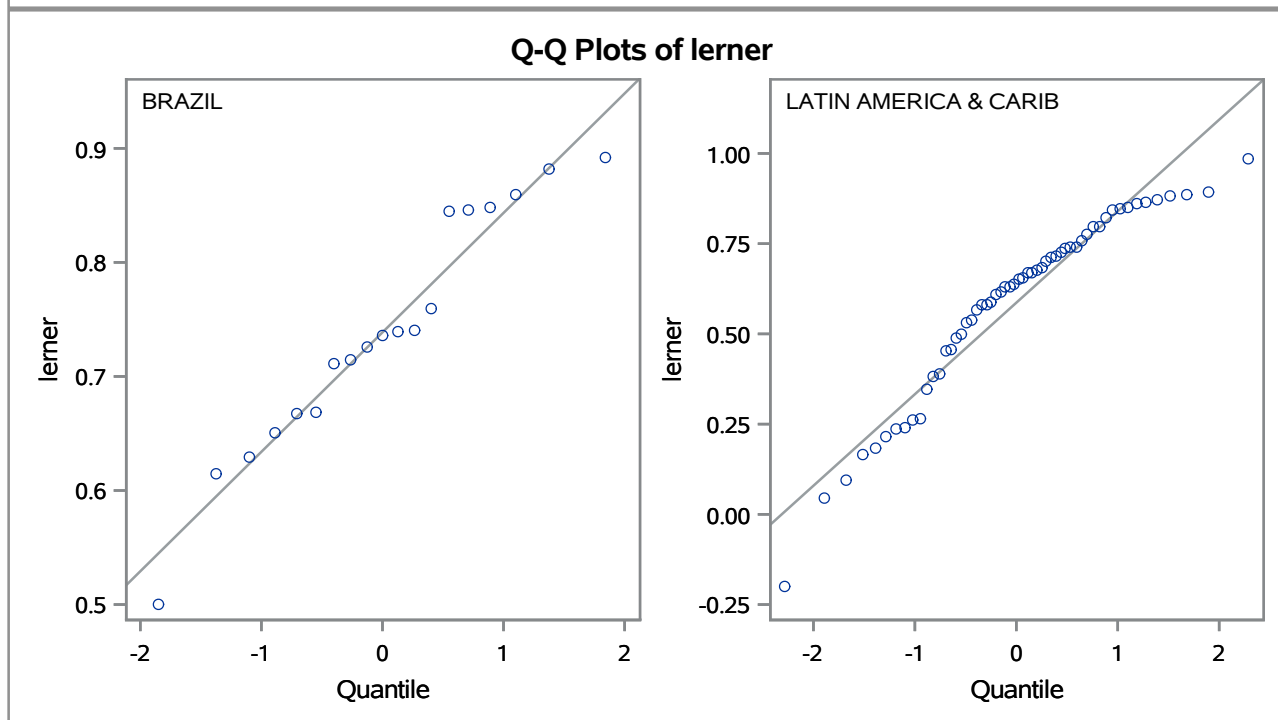
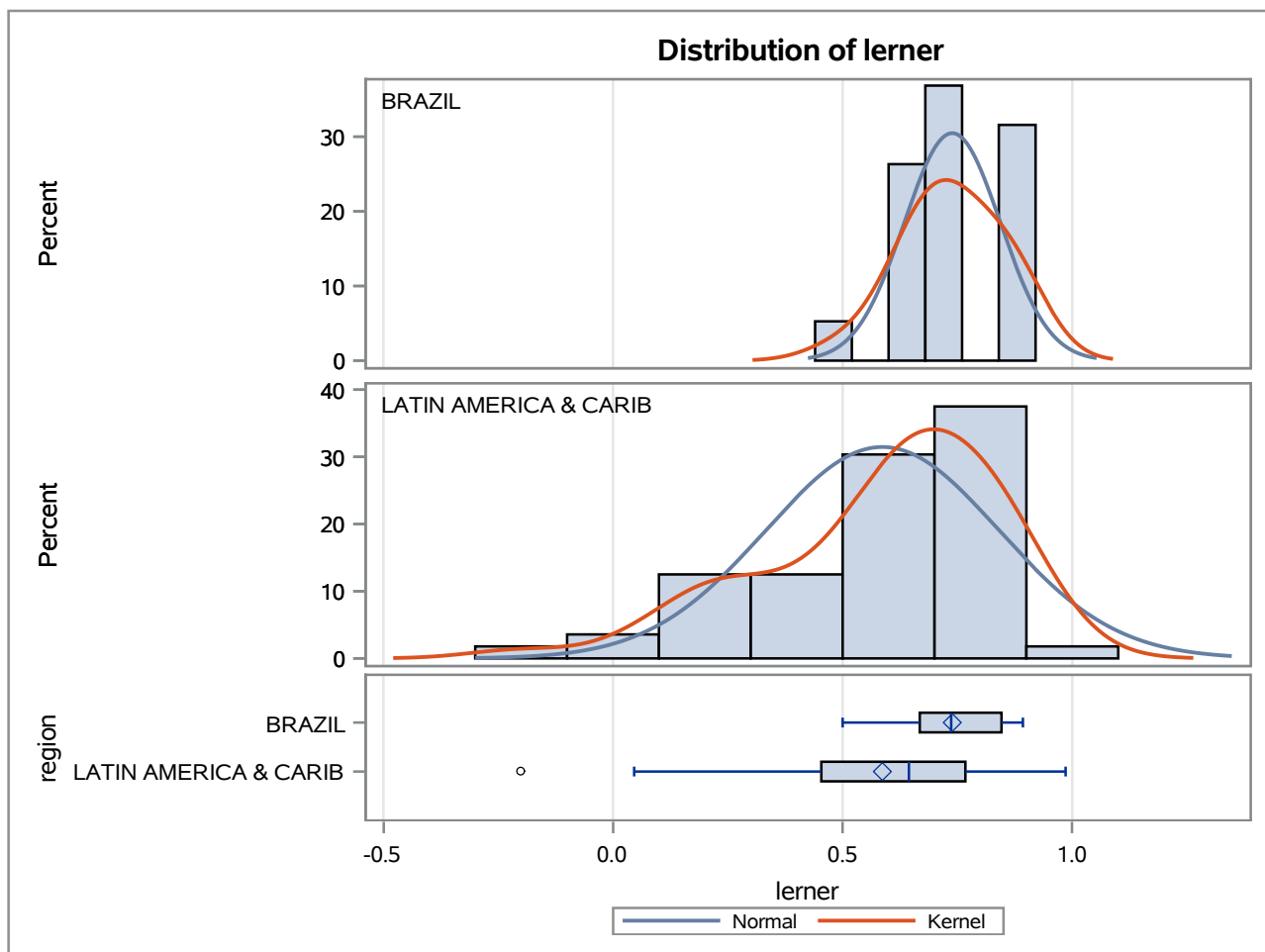
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	73	2.71	0.0084
Satterthwaite	Unequal	71.503	3.48	0.0008

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	55	18	6.93	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2009



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2009

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		19	0.7560	10.8934	0.0157	-0.4332	0.9229
LATIN AMERICA & CARIB		57	0.5965	34.4368	0.0402	-0.4332	0.9229
Diff (1-2)	Pooled		0.1595	30.4352	0.0565		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1595		0.0431		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.7560	0.7230	0.7891	10.8934	8.2312	16.1094
LATIN AMERICA & CARIB		0.5965	0.5161	0.6770	34.4368	29.0735	42.2453
Diff (1-2)	Pooled	0.1595	0.0469	0.2721	30.4352	26.2235	36.2711
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1595	0.0734	0.2456			

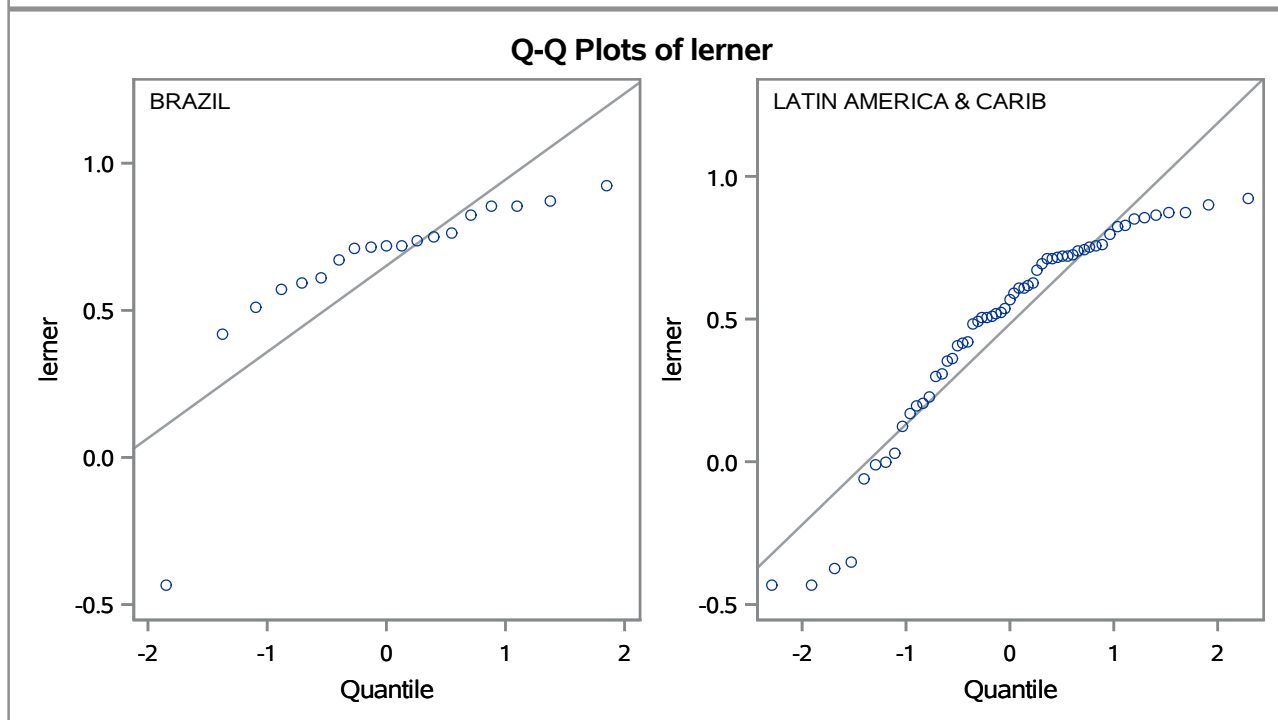
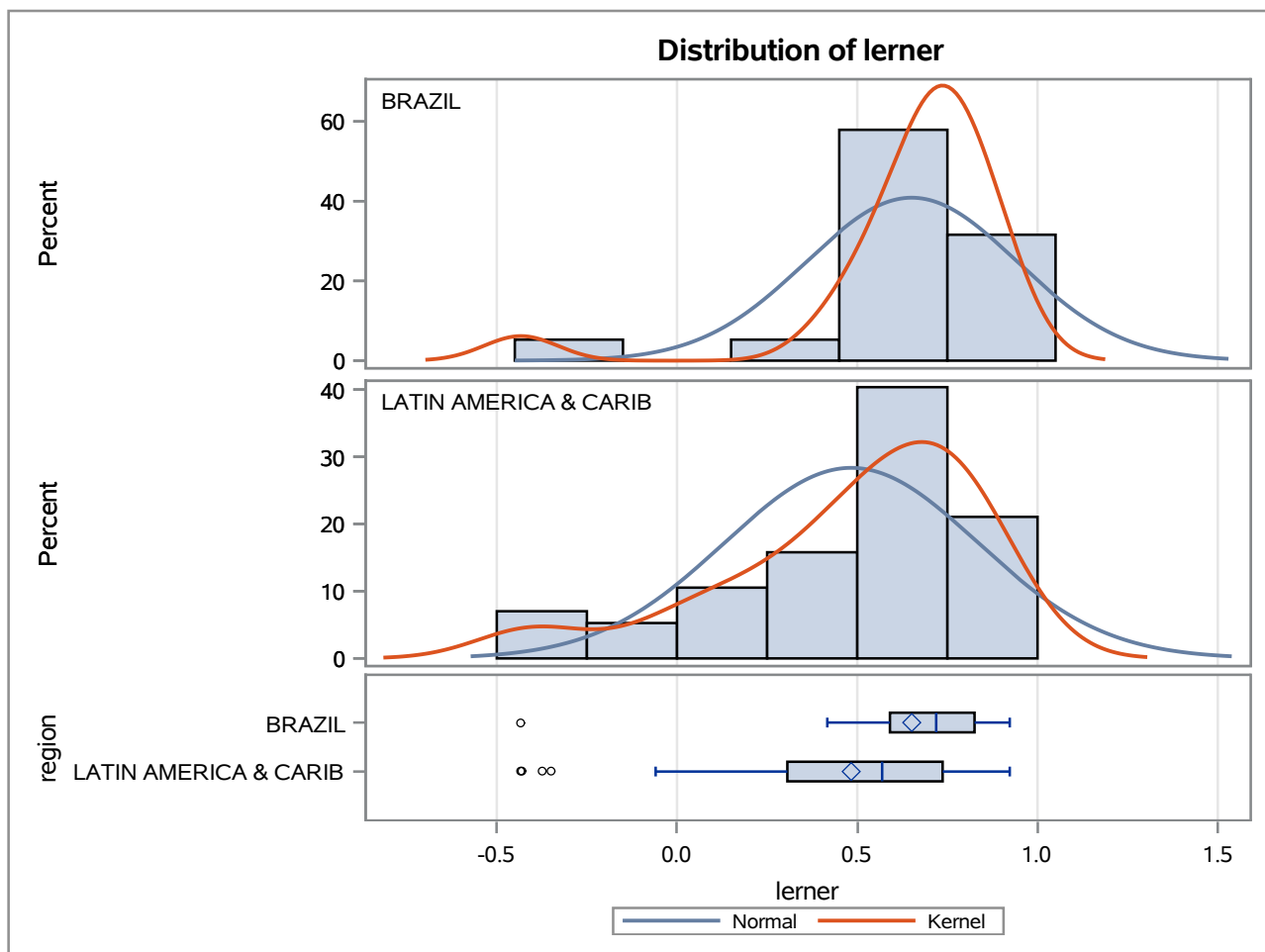
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	74	2.82	0.0061
Satterthwaite	Unequal	69.415	3.70	0.0004

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	56	18	9.99	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2009



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2009

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		19	0.7912	9.7238	0.0136	0.1189	0.9080
LATIN AMERICA & CARIB		50	0.6460	33.5314	0.0388	-0.7672	0.9080
Diff (1-2)	Pooled		0.1452	29.1152	0.0528		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1452		0.0411		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.7912	0.7627	0.8197	9.7238	7.3474	14.3798
LATIN AMERICA & CARIB		0.6460	0.5680	0.7241	33.5314	28.0099	41.7846
Diff (1-2)	Pooled	0.1452	0.0398	0.2505	29.1152	24.9115	35.0388
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1452	0.0629	0.2275			

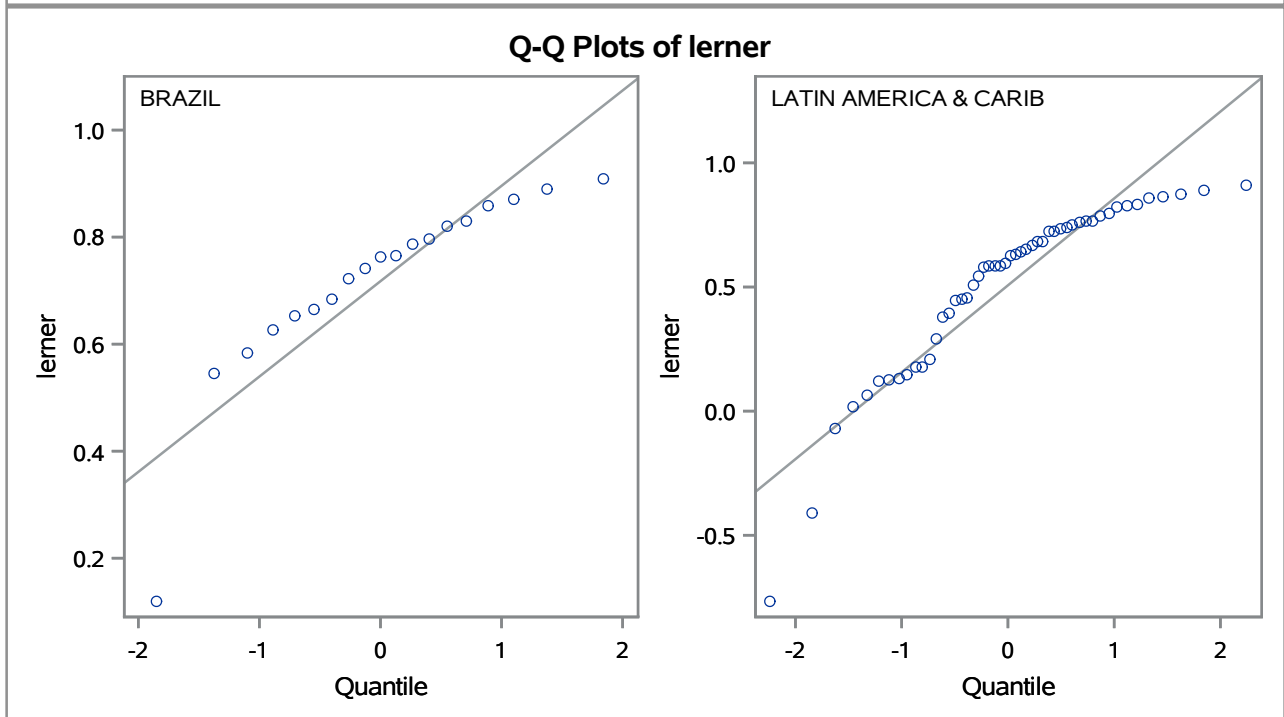
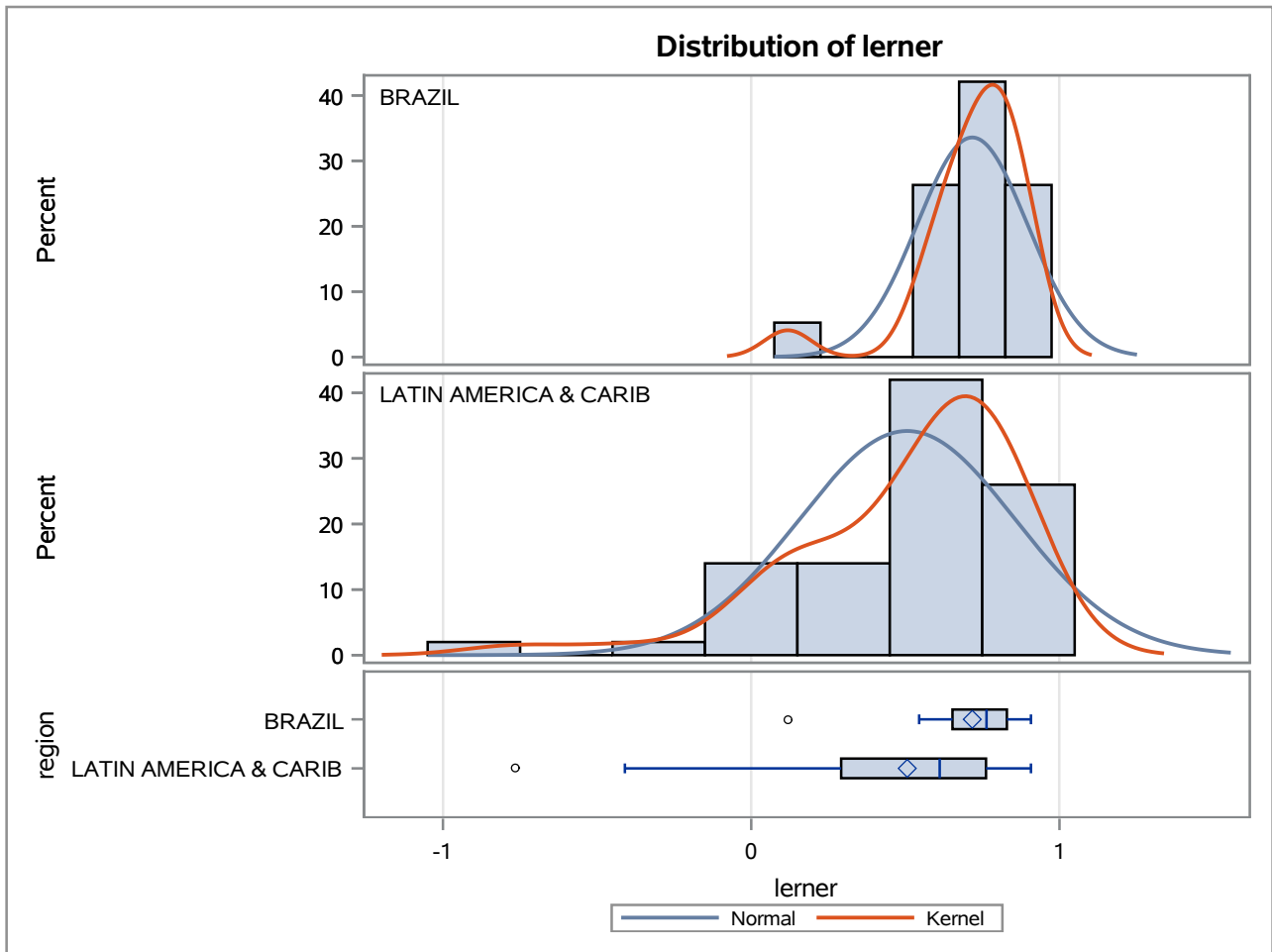
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	67	2.75	0.0077
Satterthwaite	Unequal	59.284	3.53	0.0008

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	49	18	11.89	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2009



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2010

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		21	0.8099	10.4418	0.0145	-0.1046	0.9034
LATIN AMERICA & CARIB		56	0.6321	36.6764	0.0422	-0.9952	0.9034
Diff (1-2)	Pooled		0.1778	31.8673	0.0574		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1778		0.0446		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8099	0.7797	0.8401	10.4418	7.9886	15.0788
LATIN AMERICA & CARIB		0.6321	0.5476	0.7166	36.6764	30.9209	45.0846
Diff (1-2)	Pooled	0.1778	0.0635	0.2922	31.8673	27.4828	37.9294
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1778	0.0888	0.2668			

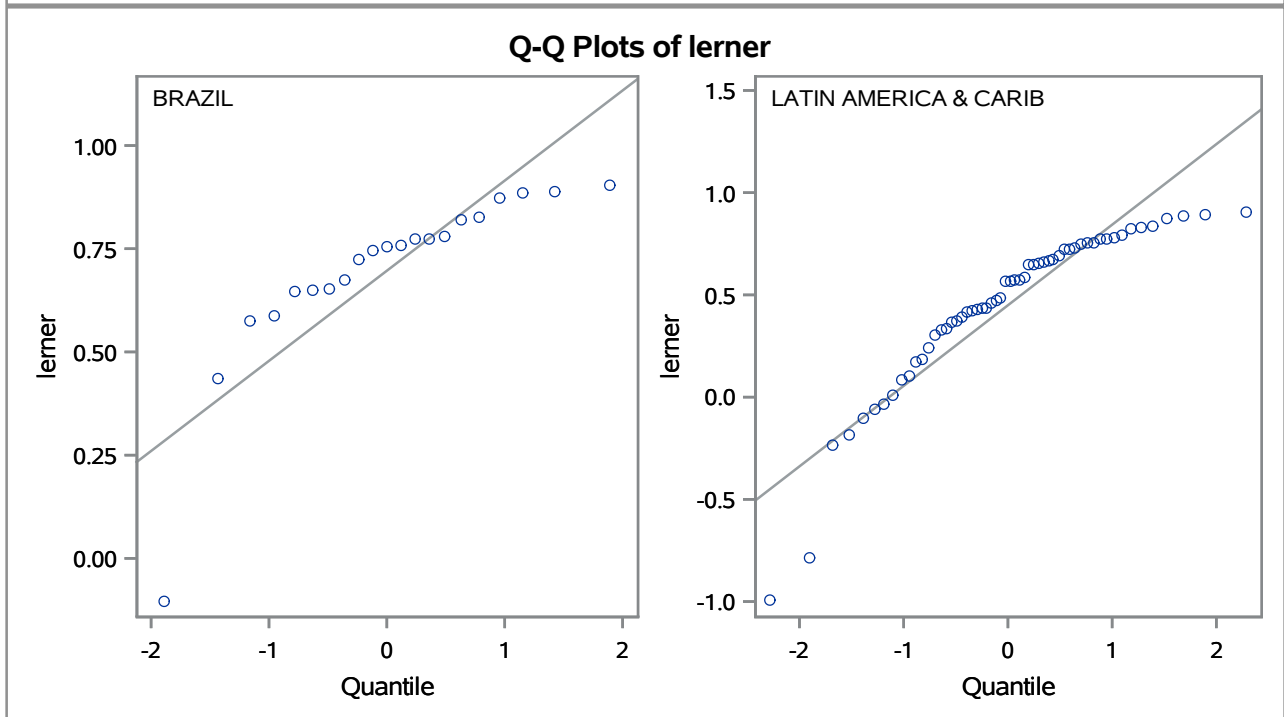
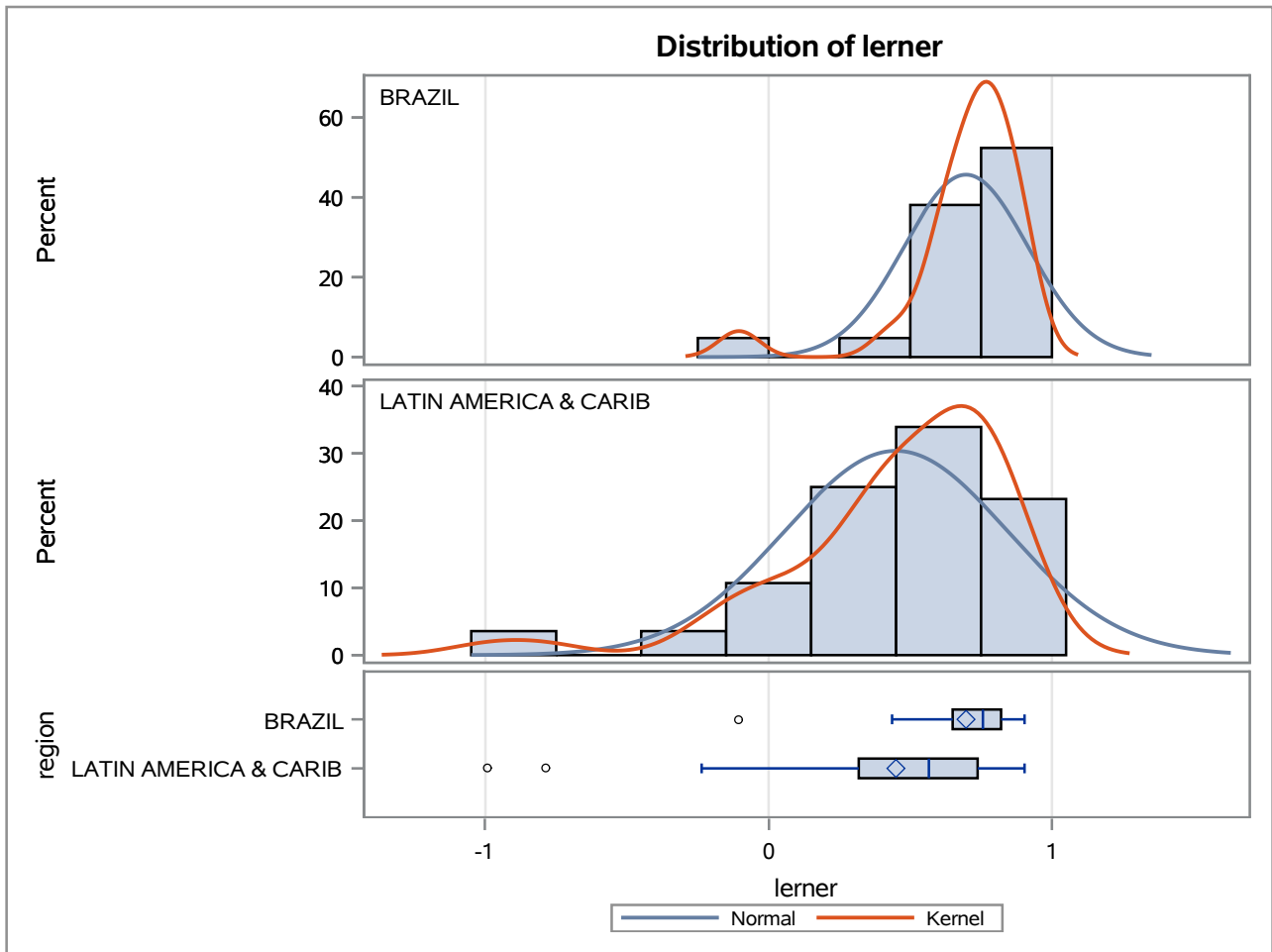
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	75	3.10	0.0027
Satterthwaite	Unequal	66.208	3.99	0.0002

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	55	20	12.34	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2010



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2010

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8183	7.1845	0.0105	-0.1695	0.8779
LATIN AMERICA & CARIB		52	0.6148	37.5106	0.0439	-0.6529	0.8837
Diff (1-2)	Pooled		0.2035	32.2357	0.0605		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2035		0.0451		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8183	0.7962	0.8403	7.1845	5.4637	10.4935
LATIN AMERICA & CARIB		0.6148	0.5268	0.7029	37.5106	31.4357	46.5179
Diff (1-2)	Pooled	0.2035	0.0829	0.3241	32.2357	27.6676	38.6248
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2035	0.1131	0.2938			

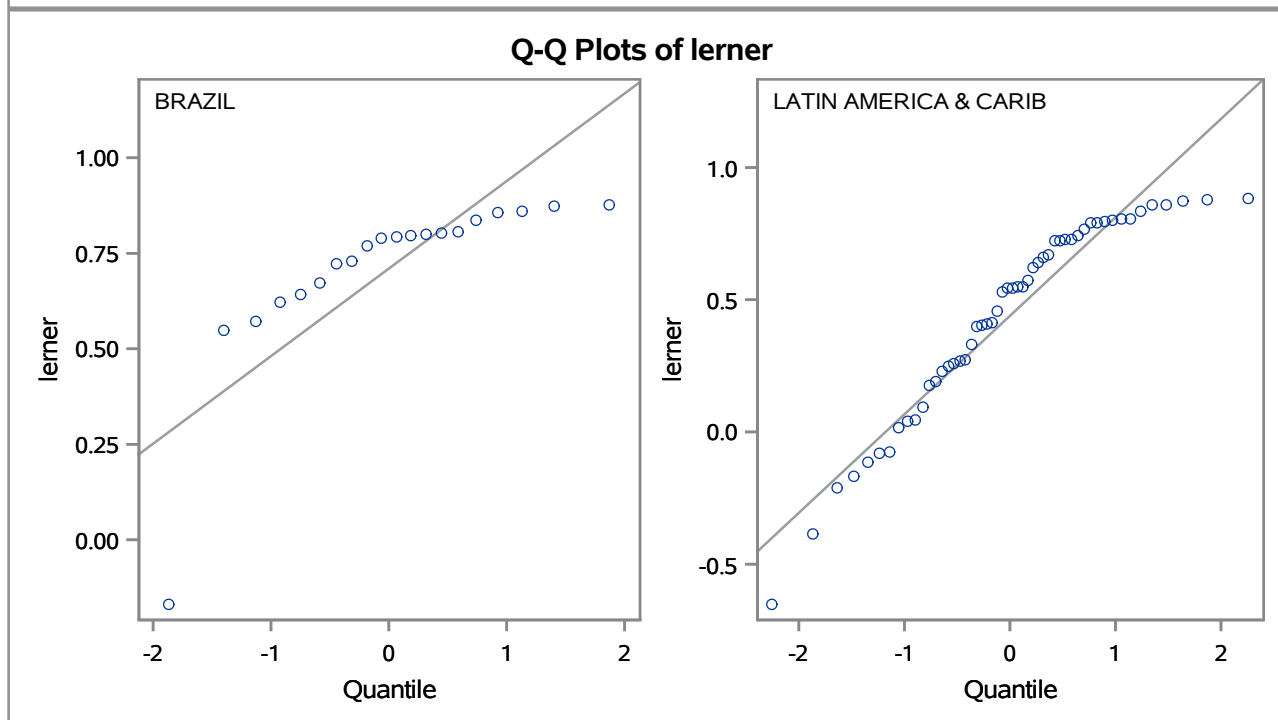
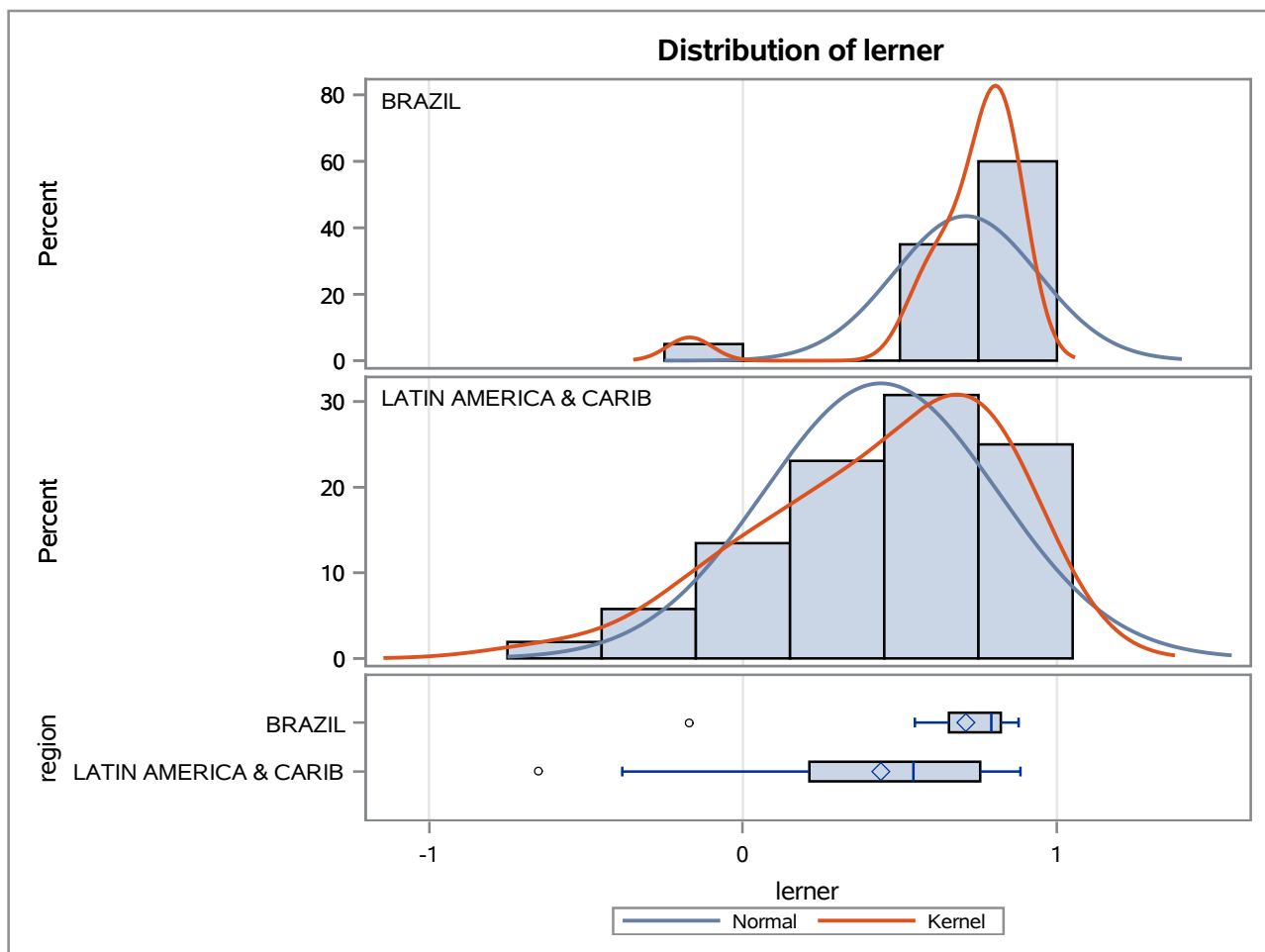
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	70	3.36	0.0012
Satterthwaite	Unequal	56.552	4.51	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	51	19	27.26	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2010



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2010

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		19	0.8285	8.7438	0.0122	0.0431	0.9096
LATIN AMERICA & CARIB		55	0.6471	35.8947	0.0410	-0.7432	0.9096
Diff (1-2)	Pooled		0.1814	31.3917	0.0566		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1814		0.0428		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8285	0.8029	0.8541	8.7438	6.6069	12.9305
LATIN AMERICA & CARIB		0.6471	0.5649	0.7293	35.8947	30.2185	44.2167
Diff (1-2)	Pooled	0.1814	0.0686	0.2941	31.3917	26.9964	37.5098
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1814	0.0959	0.2669			

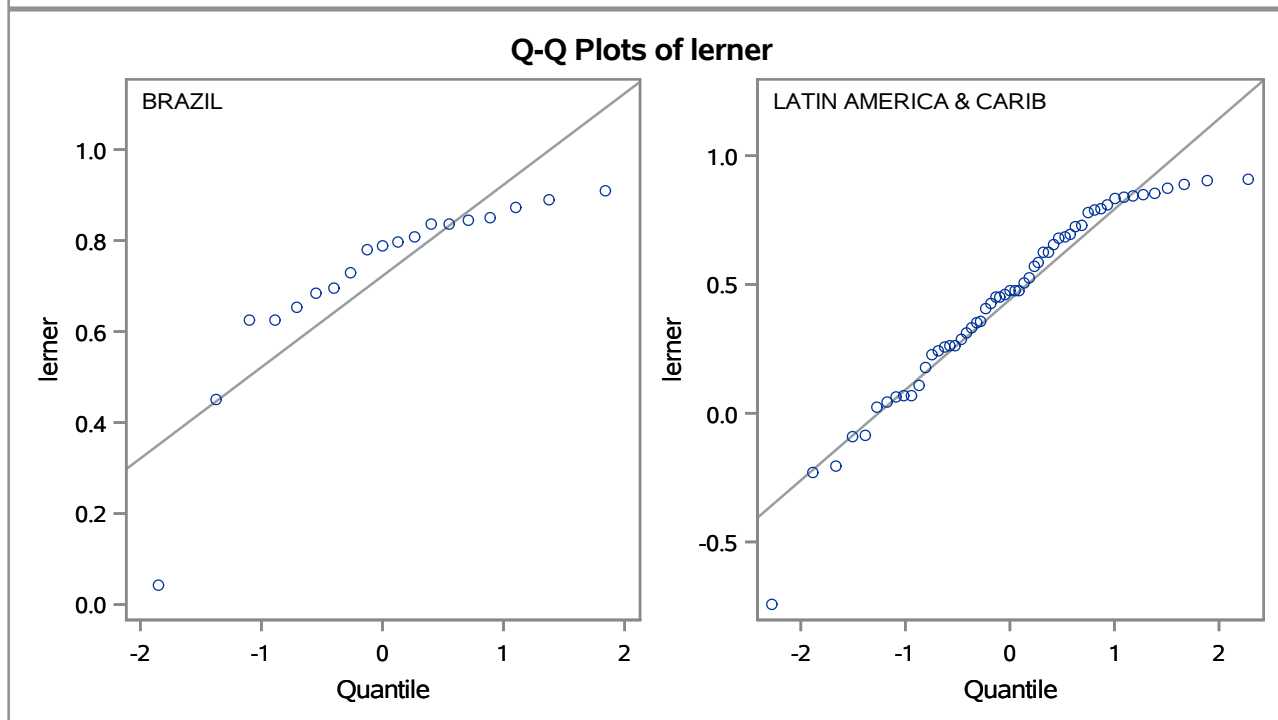
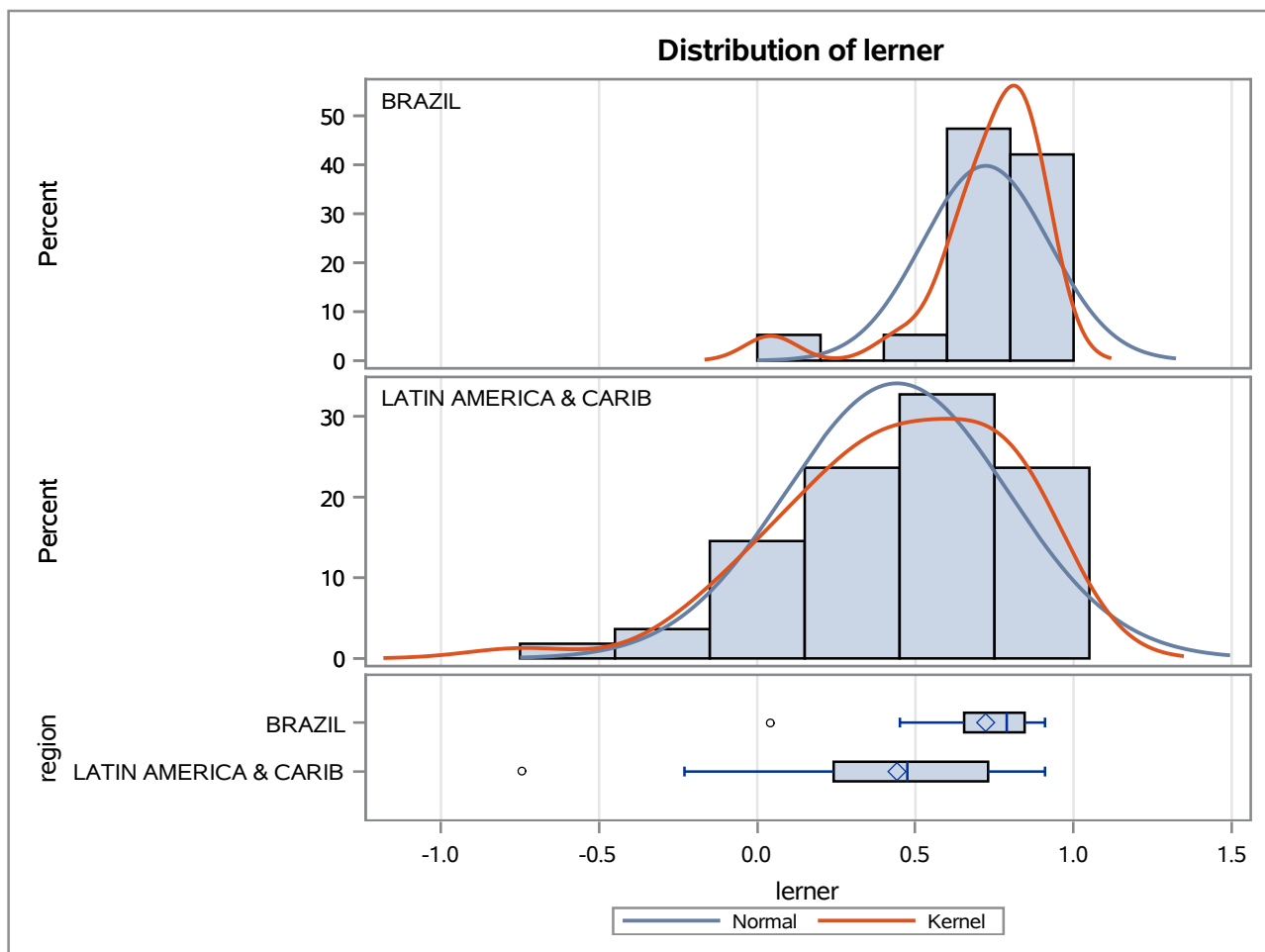
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	72	3.21	0.0020
Satterthwaite	Unequal	62.505	4.24	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	54	18	16.85	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2010



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2010

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		19	0.8441	13.6592	0.0208	0.1554	0.9646
LATIN AMERICA & CARIB		54	0.5658	45.6675	0.0527	-0.8468	0.9646
Diff (1-2)	Pooled		0.2783	40.0512	0.0764		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2783		0.0566		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8441	0.8004	0.8877	13.6592	10.3210	20.1995
LATIN AMERICA & CARIB		0.5658	0.4601	0.6714	45.6675	38.3892	56.3772
Diff (1-2)	Pooled	0.2783	0.1259	0.4307	40.0512	34.4099	47.9224
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2783	0.1653	0.3913			

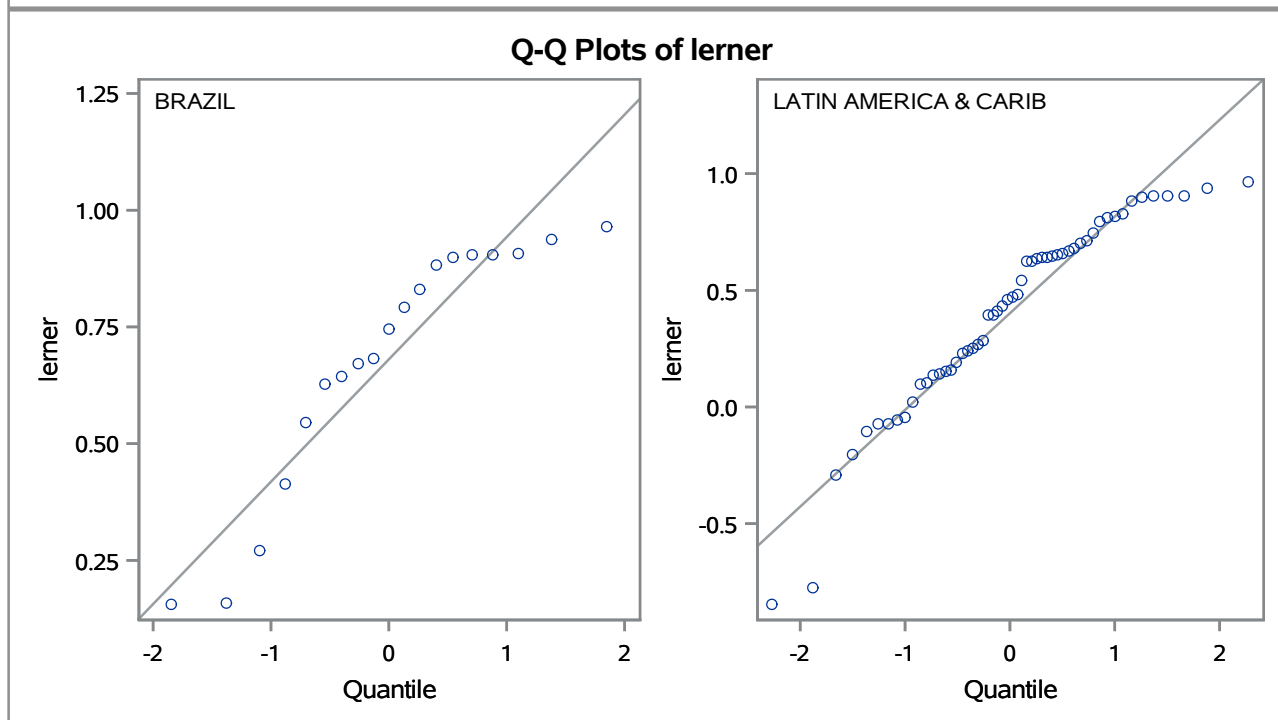
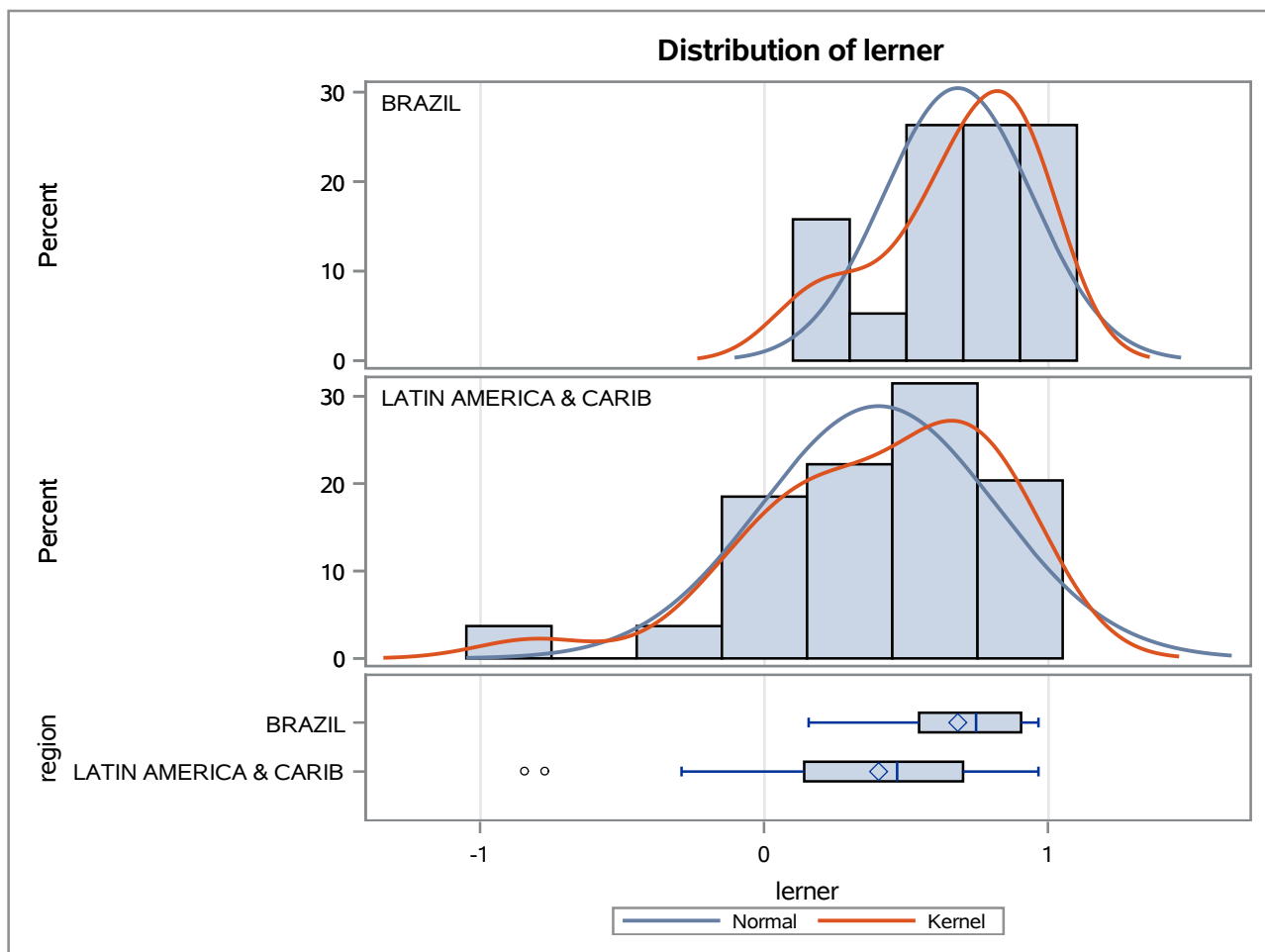
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	71	3.64	0.0005
Satterthwaite	Unequal	66.059	4.92	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	53	18	11.18	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2010



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2011

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8346	8.6054	0.0103	0.3587	0.9278
LATIN AMERICA & CARIB		63	0.6655	35.9914	0.0353	-0.6917	0.9278
Diff (1-2)	Pooled		0.1691	31.7632	0.0492		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1691		0.0367		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8346	0.8129	0.8562	8.6054	6.5443	12.5688
LATIN AMERICA & CARIB		0.6655	0.5950	0.7360	35.9914	30.6212	43.6636
Diff (1-2)	Pooled	0.1691	0.0711	0.2670	31.7632	27.5353	37.5369
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1691	0.0958	0.2424			

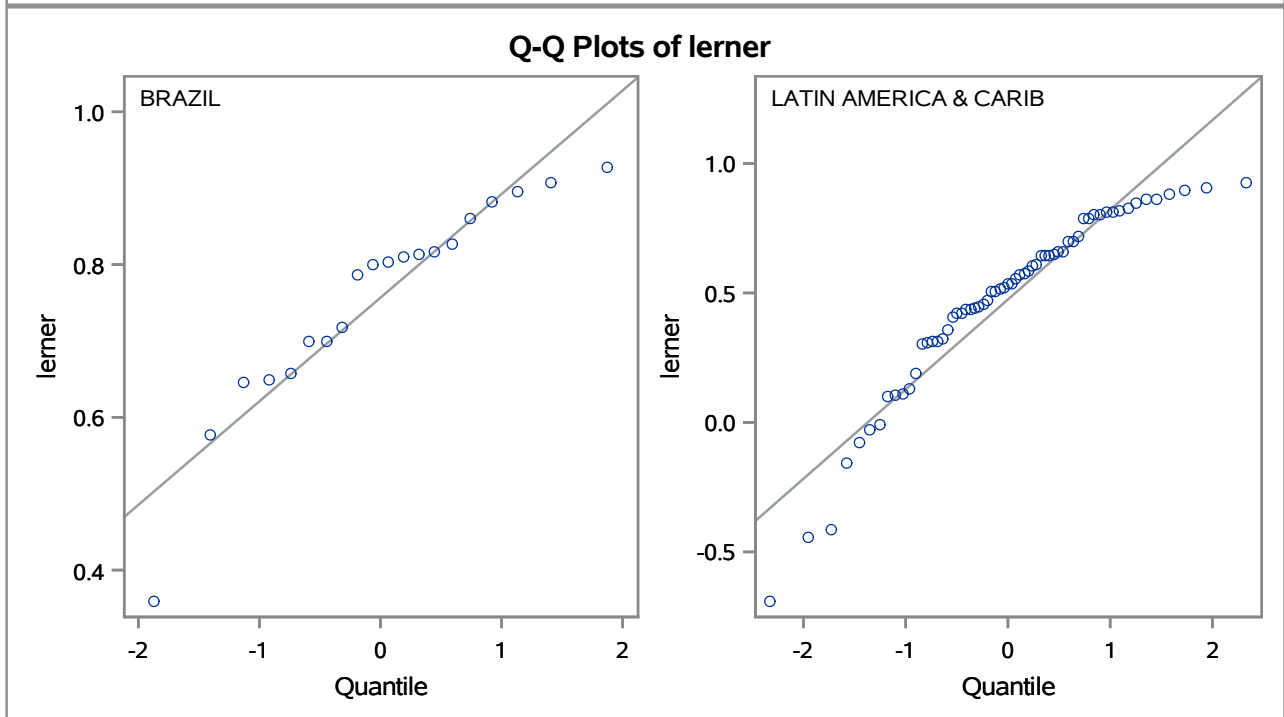
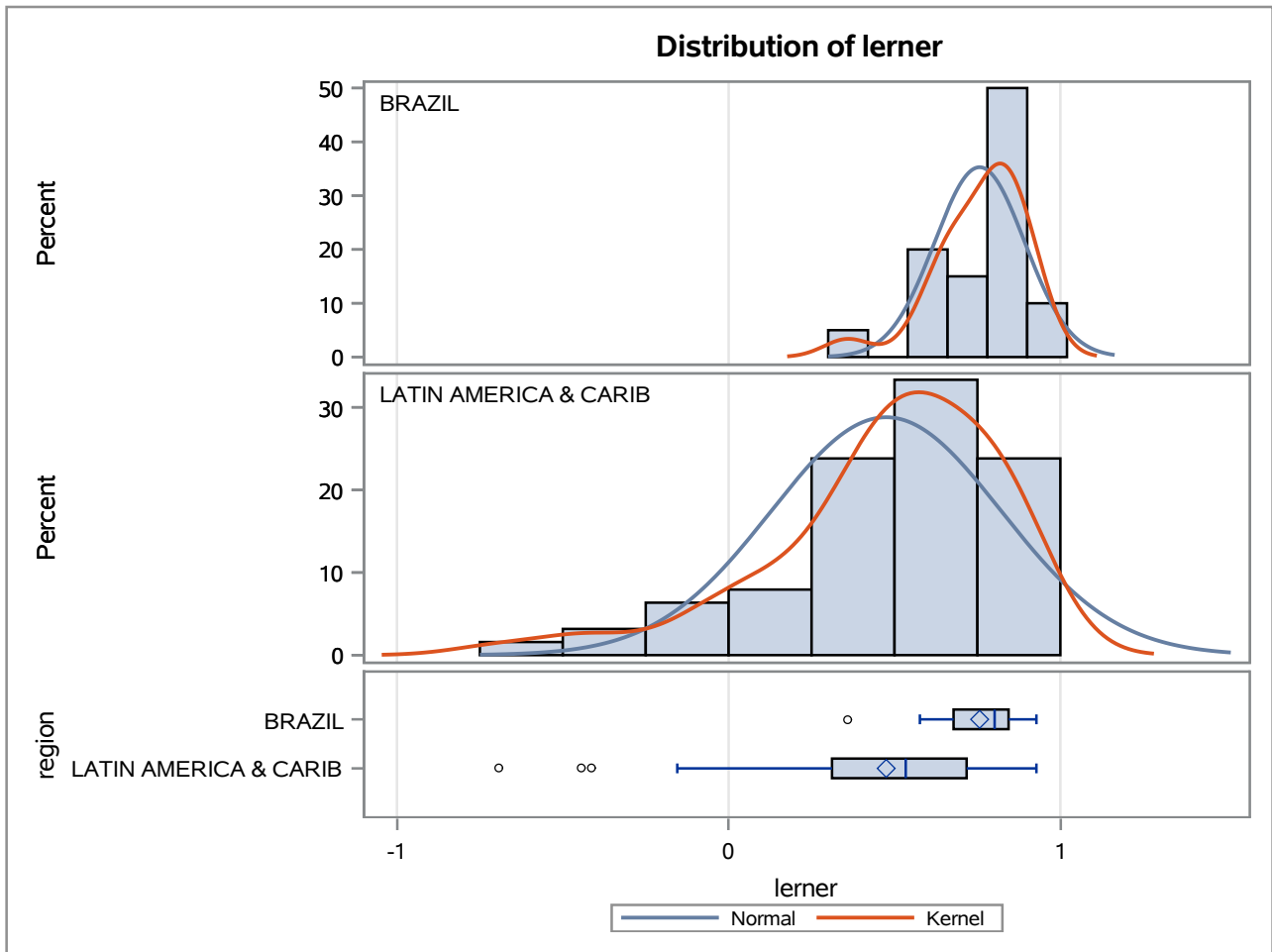
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	81	3.43	0.0009
Satterthwaite	Unequal	71.386	4.60	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	62	19	17.49	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2011



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2011

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8386	10.5799	0.0123	0.3755	0.9373
LATIN AMERICA & CARIB		62	0.6739	39.1731	0.0372	-0.5186	0.9373
Diff (1-2)	Pooled		0.1647	34.5929	0.0521		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1647		0.0392		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8386	0.8127	0.8644	10.5799	8.0459	15.4527
LATIN AMERICA & CARIB		0.6739	0.5994	0.7483	39.1731	33.2878	47.6060
Diff (1-2)	Pooled	0.1647	0.0611	0.2683	34.5929	29.9637	40.9271
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1647	0.0865	0.2428			

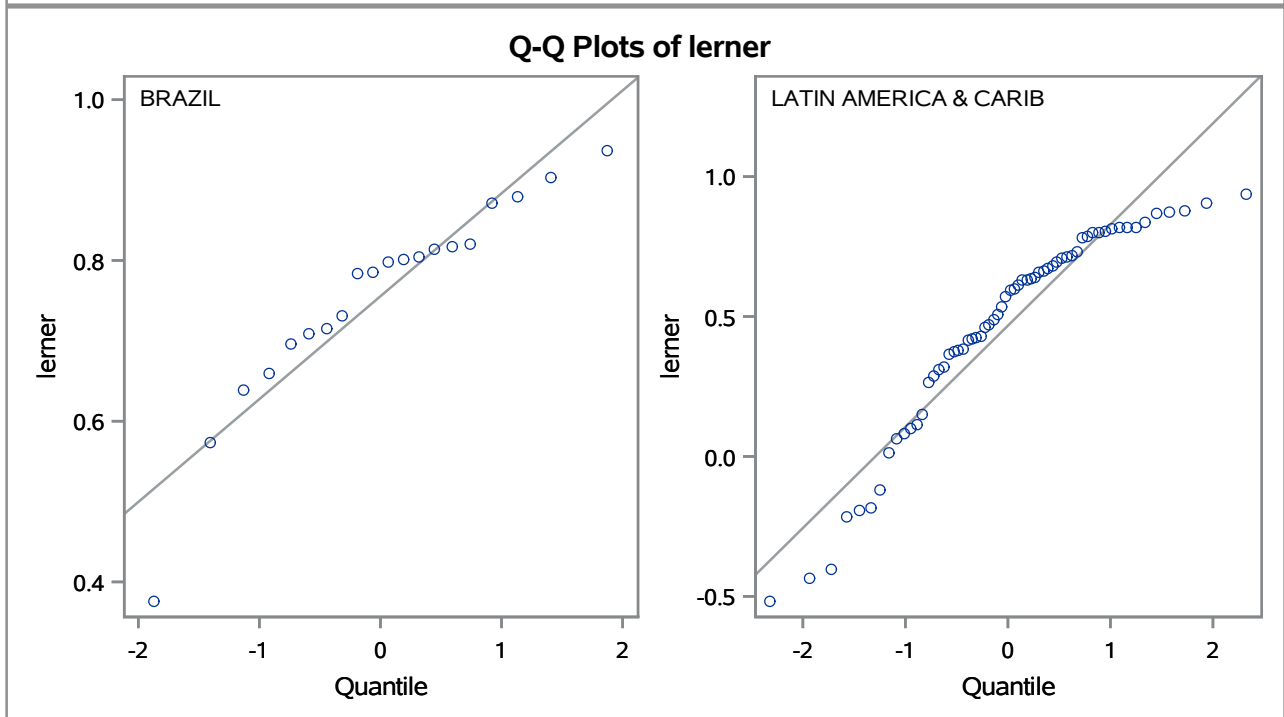
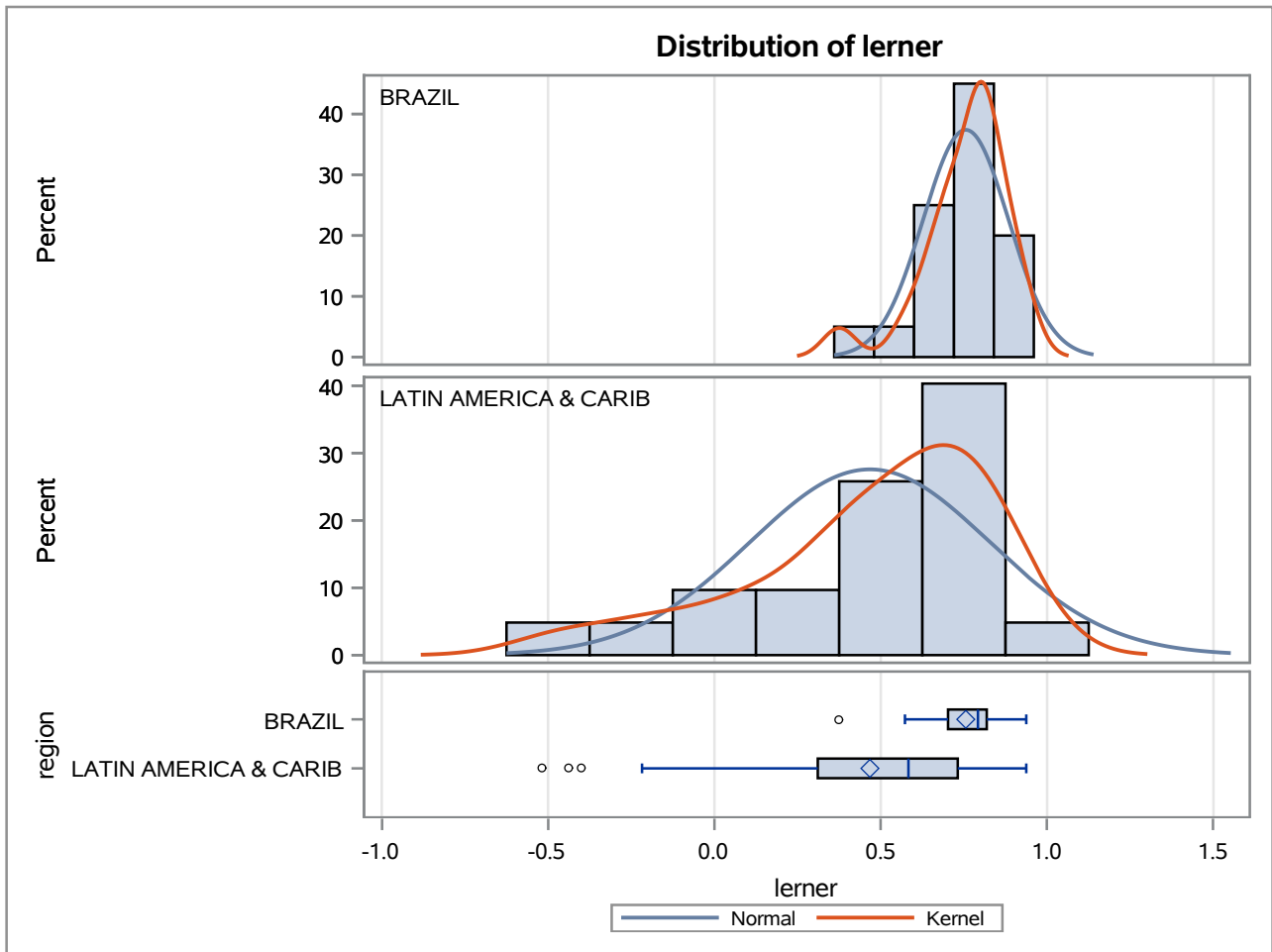
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	80	3.16	0.0022
Satterthwaite	Unequal	72.342	4.20	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	61	19	13.71	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2011



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2011

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		19	0.8872	5.2088	0.00699	0.5398	0.9519
LATIN AMERICA & CARIB		58	0.6913	38.5322	0.0403	-0.6038	0.9519
Diff (1-2)	Pooled		0.1959	33.6883	0.0573		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1959		0.0409		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8872	0.8726	0.9019	5.2088	3.9359	7.7030
LATIN AMERICA & CARIB		0.6913	0.6107	0.7720	38.5322	32.5754	47.1755
Diff (1-2)	Pooled	0.1959	0.0818	0.3100	33.6883	29.0533	40.0969
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1959	0.1142	0.2777			

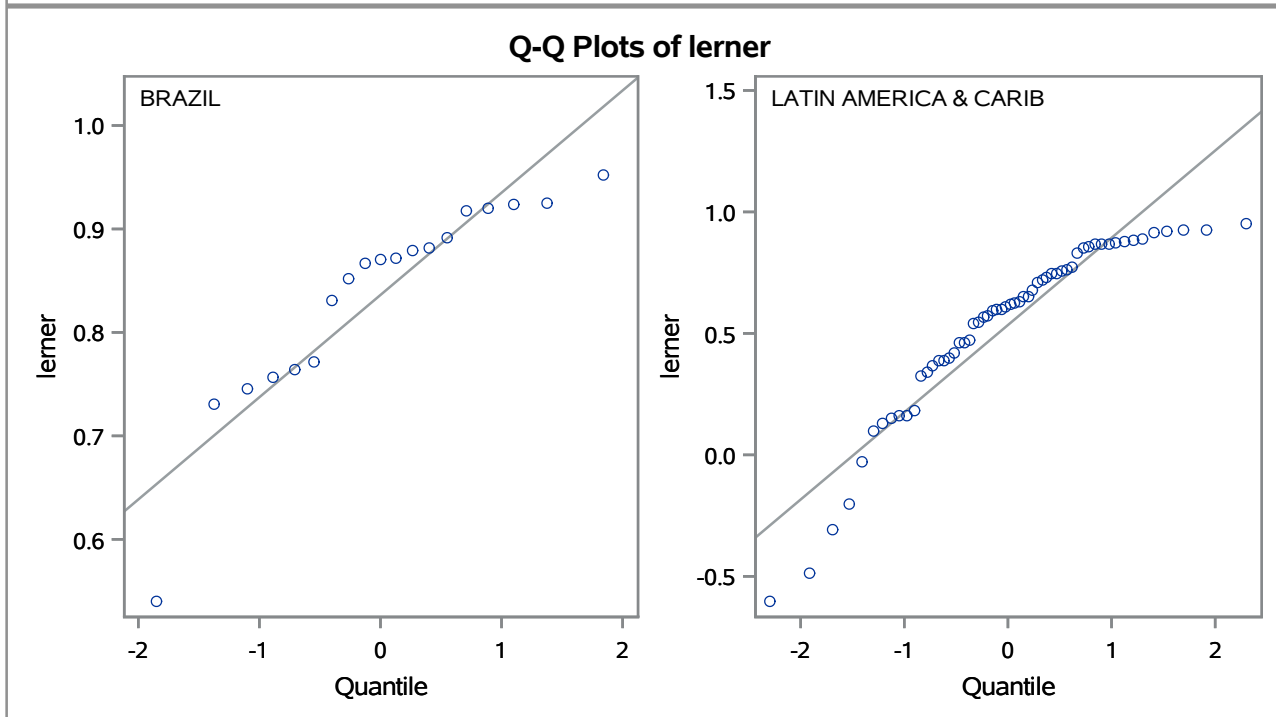
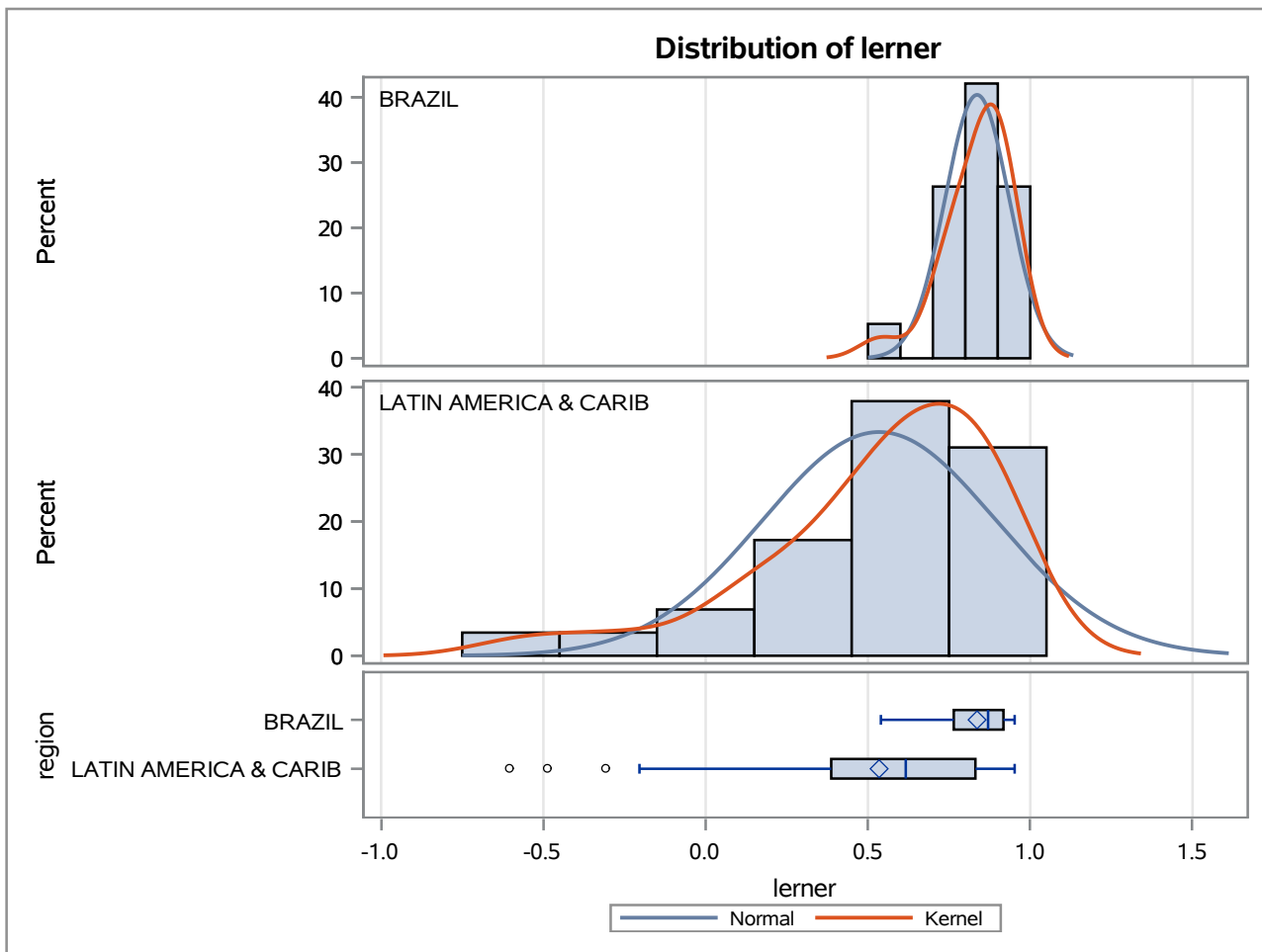
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	75	3.42	0.0010
Satterthwaite	Unequal	60.308	4.79	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	57	18	54.72	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2011



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2011

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		19	0.8489	9.4691	0.0114	0.5188	0.9729
LATIN AMERICA & CARIB		59	0.6839	41.9826	0.0404	-0.6415	0.9729
Diff (1-2)	Pooled		0.1650	36.9639	0.0570		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1650		0.0420		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8489	0.8249	0.8728	9.4691	7.1550	14.0031
LATIN AMERICA & CARIB		0.6839	0.6030	0.7647	41.9826	35.5397	51.3008
Diff (1-2)	Pooled	0.1650	0.0515	0.2785	36.9639	31.9070	43.9406
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1650	0.0812	0.2488			

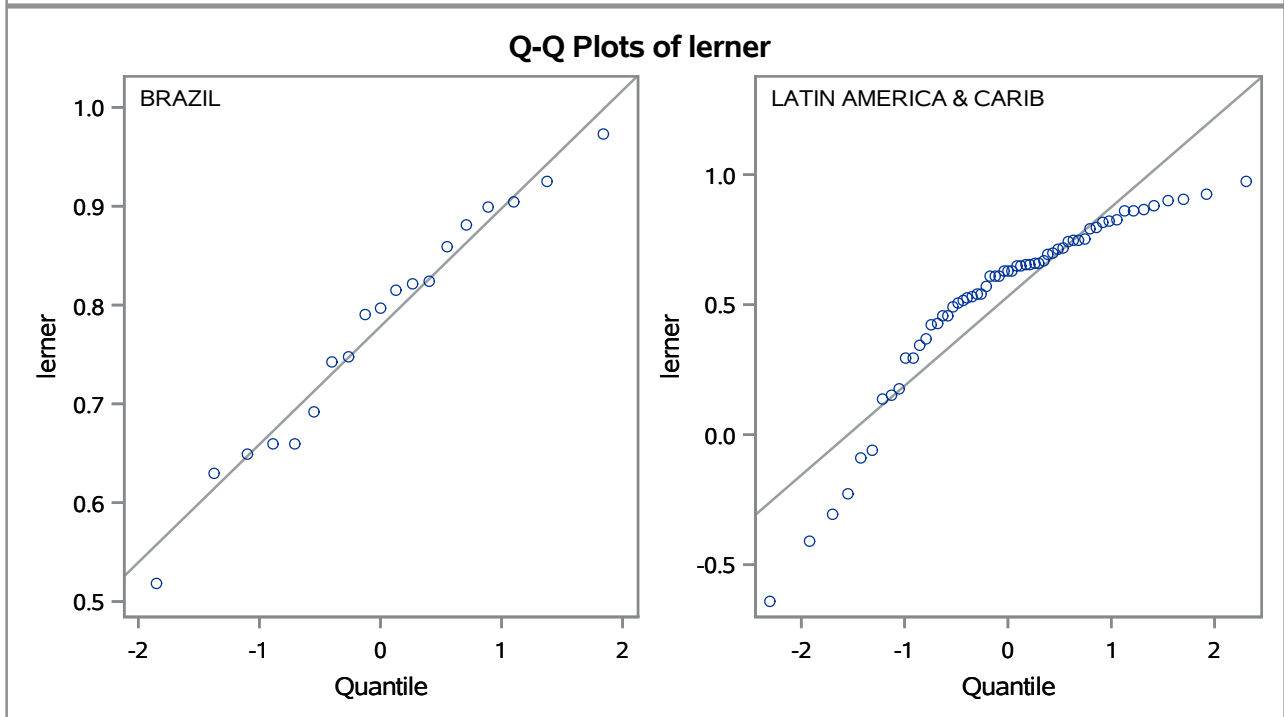
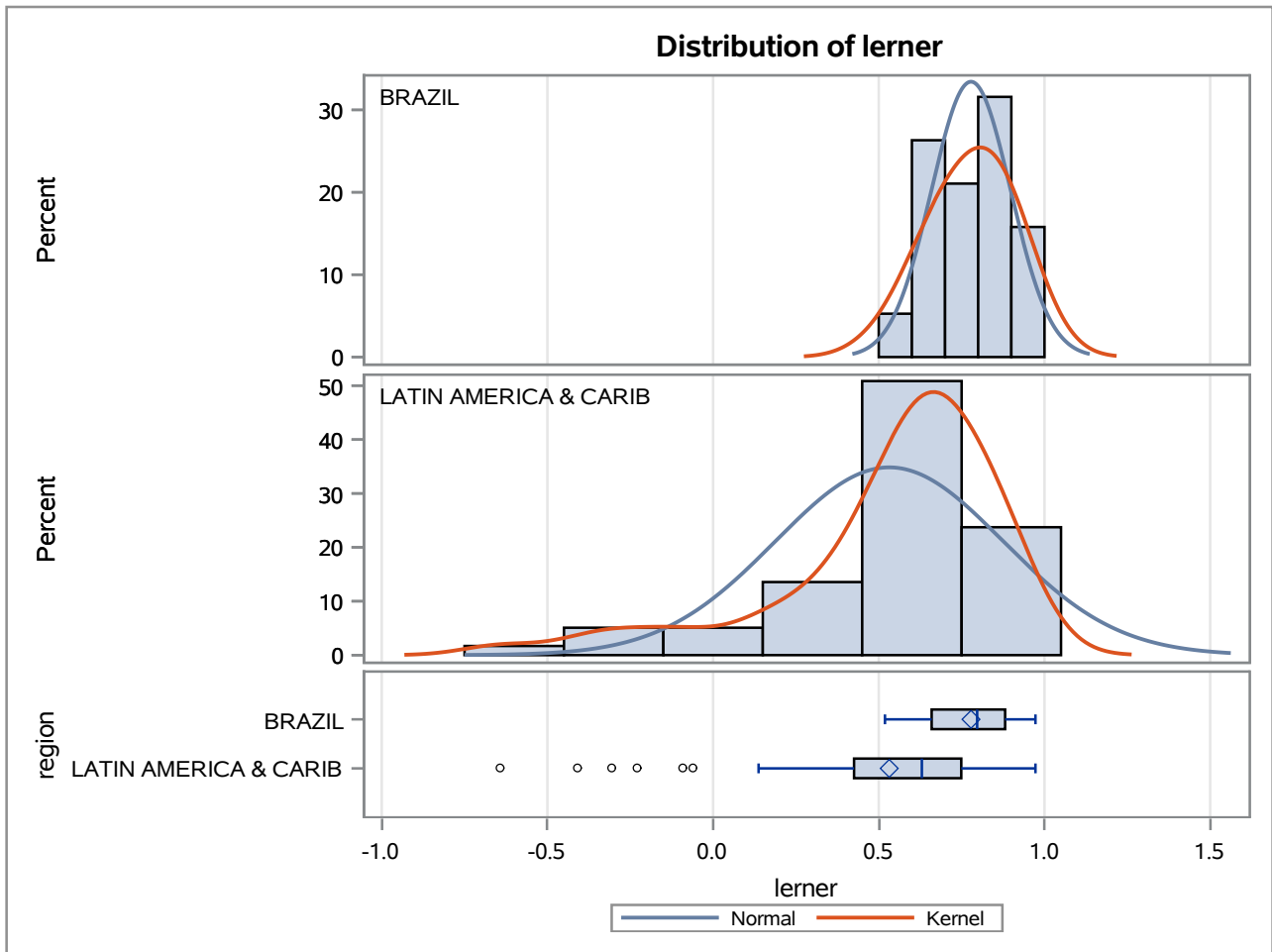
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	76	2.90	0.0049
Satterthwaite	Unequal	66.256	3.93	0.0002

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	58	18	19.66	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2011



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2012

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8510	8.6691	0.0103	0.5590	0.9067
LATIN AMERICA & CARIB		61	0.6894	40.6966	0.0388	-0.6568	0.9067
Diff (1-2)	Pooled		0.1616	35.7206	0.0545		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1616		0.0401		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8510	0.8294	0.8726	8.6691	6.5928	12.6618
LATIN AMERICA & CARIB		0.6894	0.6119	0.7670	40.6966	34.5396	49.5455
Diff (1-2)	Pooled	0.1616	0.0532	0.2700	35.7206	30.9145	42.3101
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1616	0.0816	0.2416			

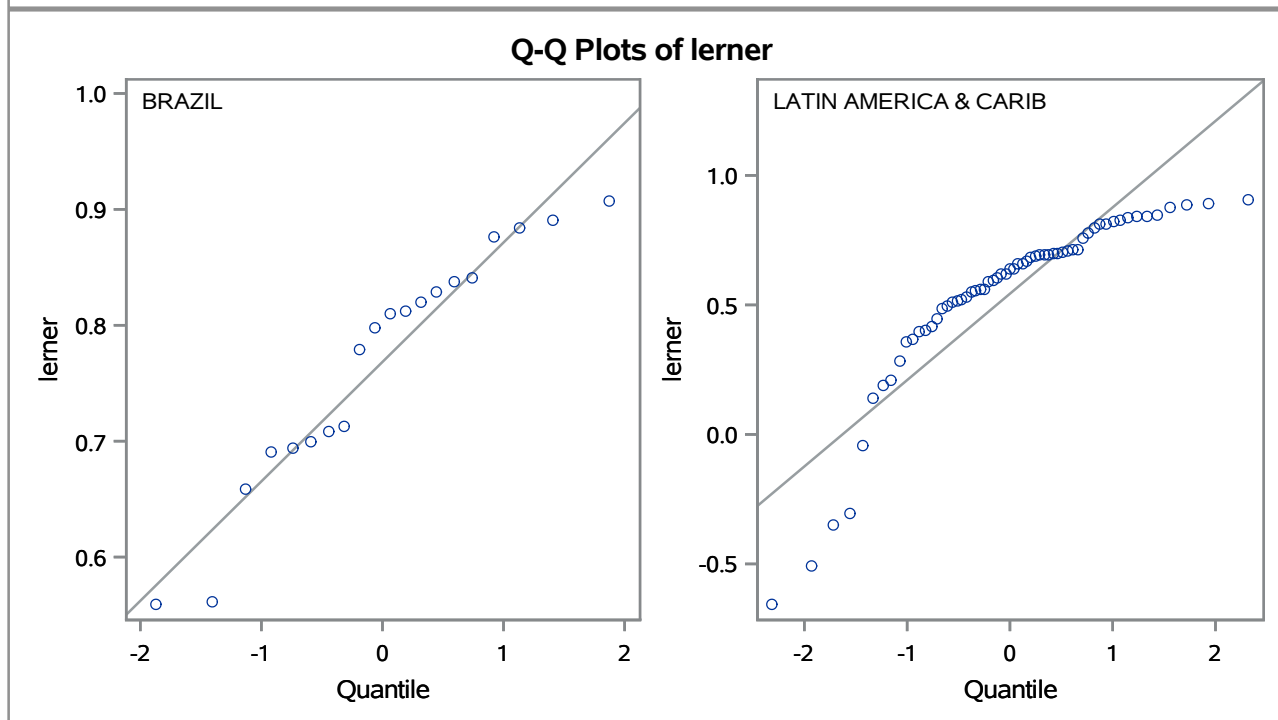
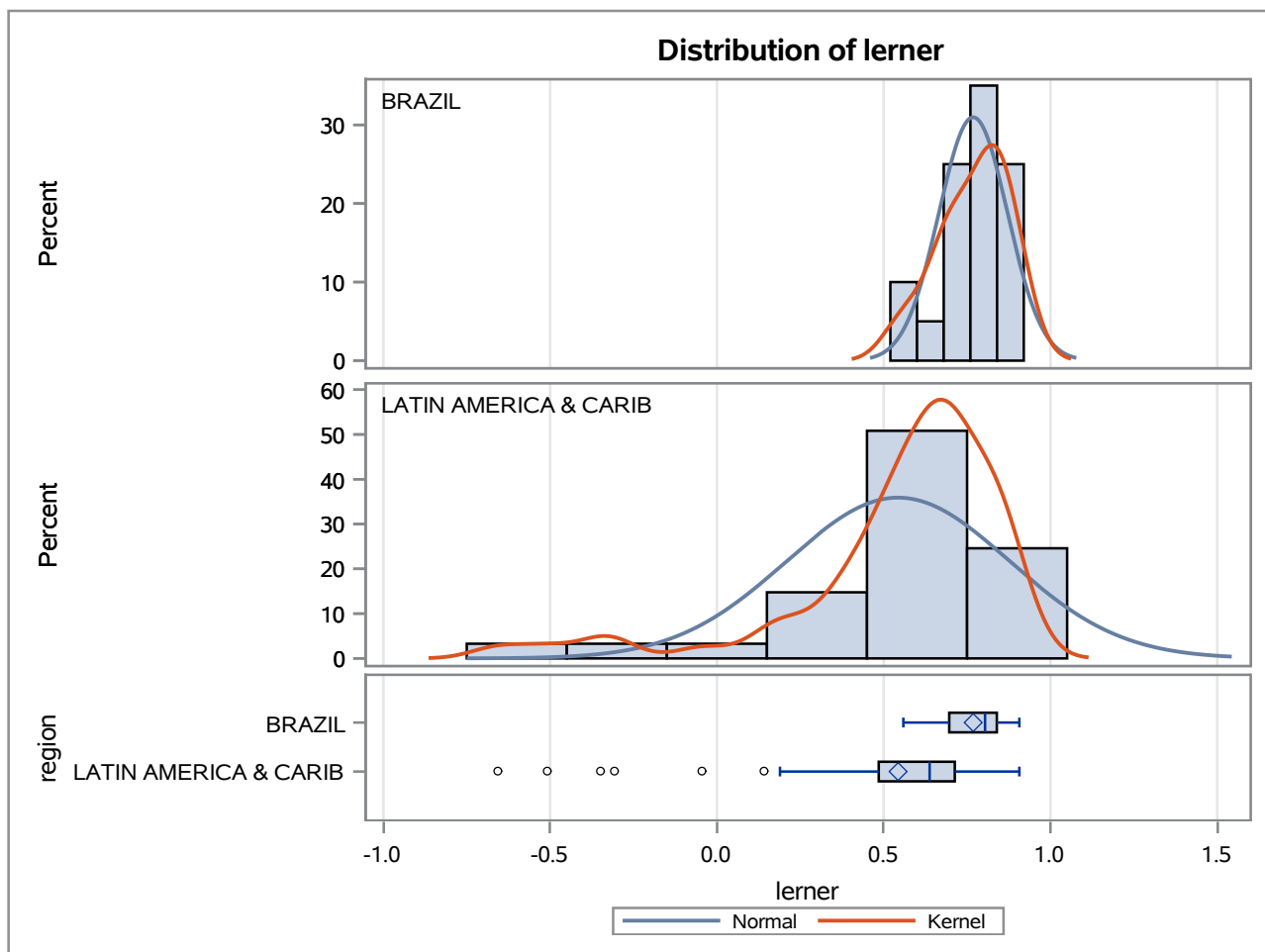
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	79	2.97	0.0040
Satterthwaite	Unequal	67.742	4.03	0.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	60	19	22.04	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2012



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2012

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8503	5.7121	0.00700	0.6502	0.8926
LATIN AMERICA & CARIB		59	0.6652	45.8750	0.0444	-0.9138	0.8926
Diff (1-2)	Pooled		0.1851	39.9158	0.0623		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1851		0.0449		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8503	0.8357	0.8650	5.7121	4.3440	8.3429
LATIN AMERICA & CARIB		0.6652	0.5764	0.7540	45.8750	38.8347	56.0571
Diff (1-2)	Pooled	0.1851	0.0610	0.3092	39.9158	34.4857	47.3916
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1851	0.0953	0.2749			

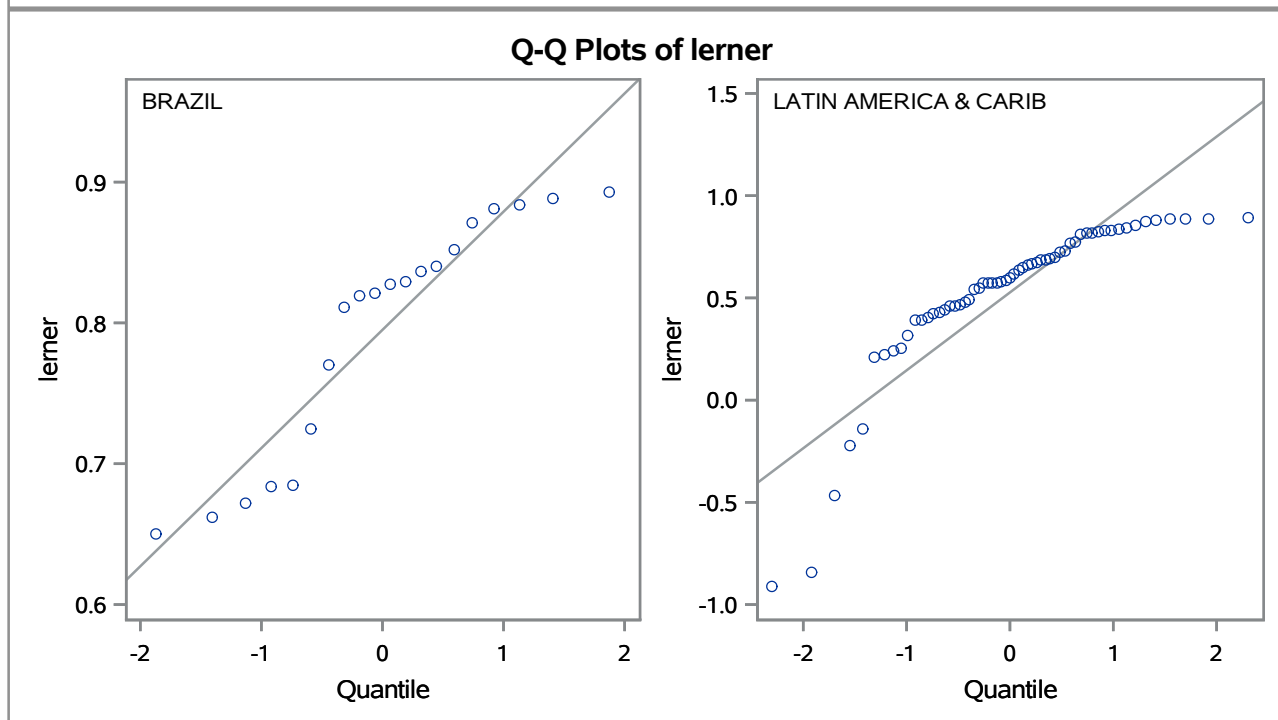
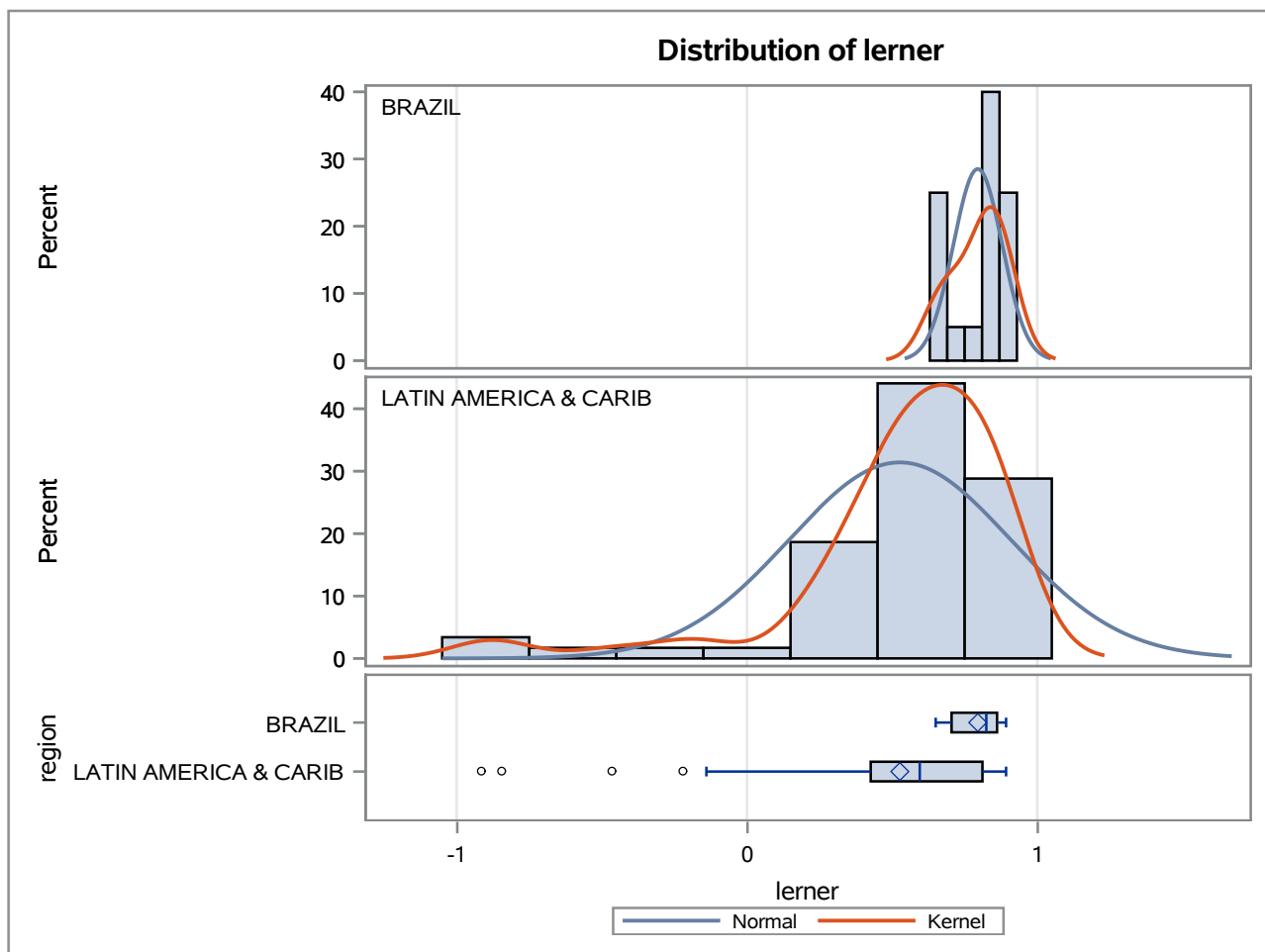
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	77	2.97	0.0040
Satterthwaite	Unequal	60.808	4.12	0.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	58	19	64.50	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2012



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2012

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8236	10.2447	0.0125	0.3865	0.9135
LATIN AMERICA & CARIB		59	0.6381	44.7499	0.0422	-0.8136	0.9135
Diff (1-2)	Pooled		0.1855	39.1703	0.0603		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1855		0.0440		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8236	0.7975	0.8496	10.2447	7.7910	14.9631
LATIN AMERICA & CARIB		0.6381	0.5535	0.7226	44.7499	37.8823	54.6823
Diff (1-2)	Pooled	0.1855	0.0654	0.3056	39.1703	33.8416	46.5065
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1855	0.0976	0.2734			

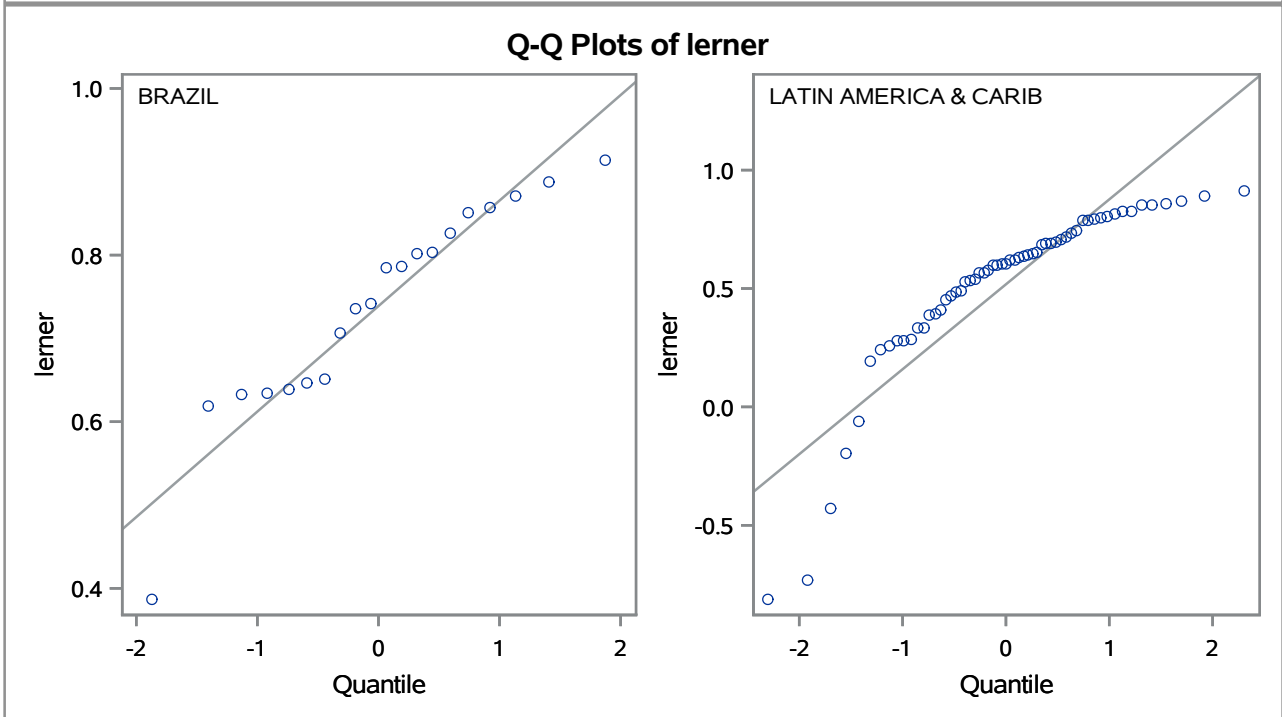
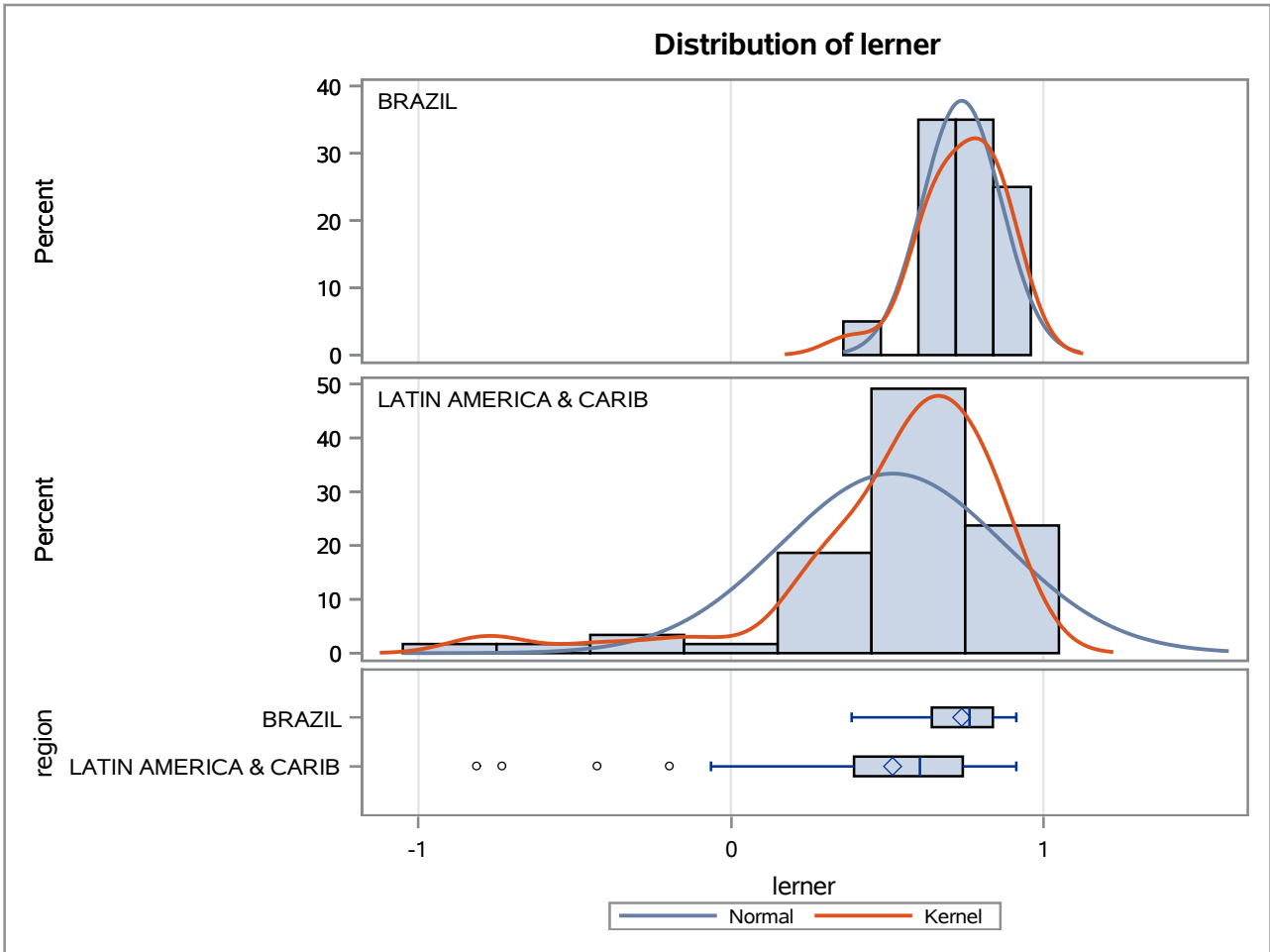
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	77	3.08	0.0029
Satterthwaite	Unequal	66.976	4.21	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	58	19	19.08	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2012



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2012

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8020	10.3523	0.0122	0.4734	0.9421
LATIN AMERICA & CARIB		58	0.6498	43.9825	0.0402	-0.9208	0.9421
Diff (1-2)	Pooled		0.1522	38.4401	0.0574		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1522		0.0420		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8020	0.7764	0.8276	10.3523	7.8728	15.1202
LATIN AMERICA & CARIB		0.6498	0.5693	0.7303	43.9825	37.1832	53.8485
Diff (1-2)	Pooled	0.1522	0.0378	0.2665	38.4401	33.1812	45.6954
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1522	0.0683	0.2360			

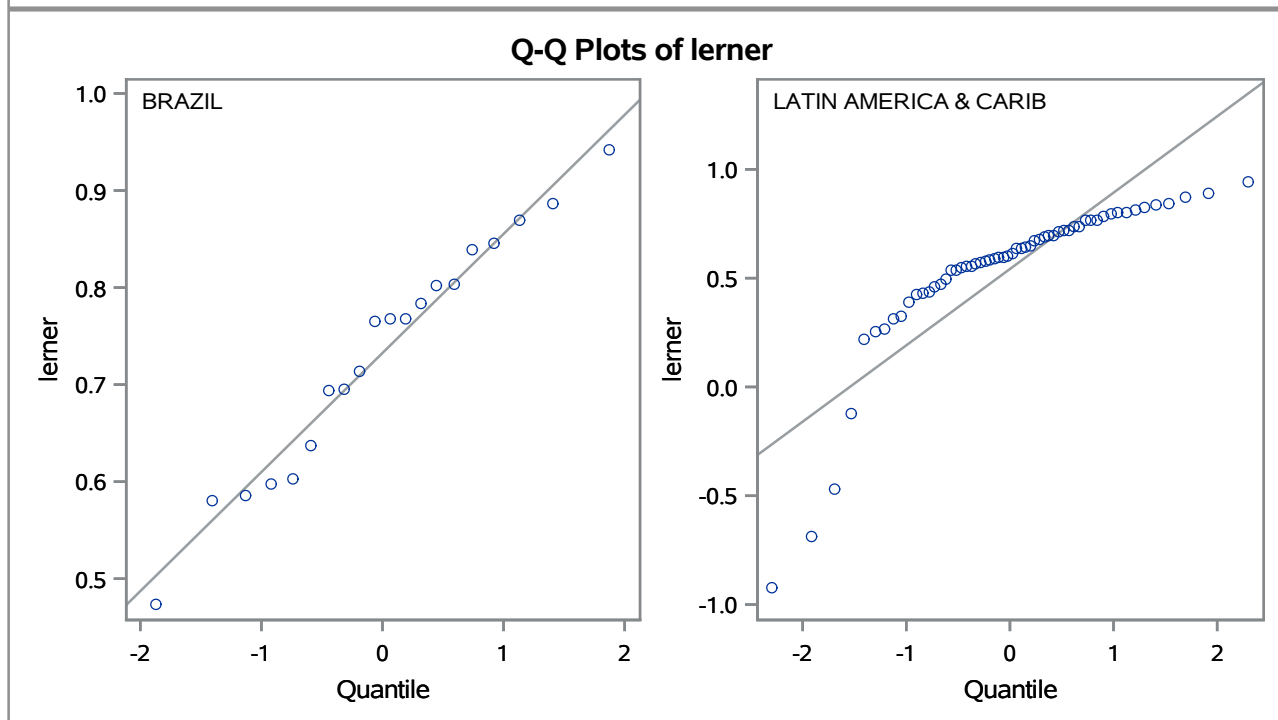
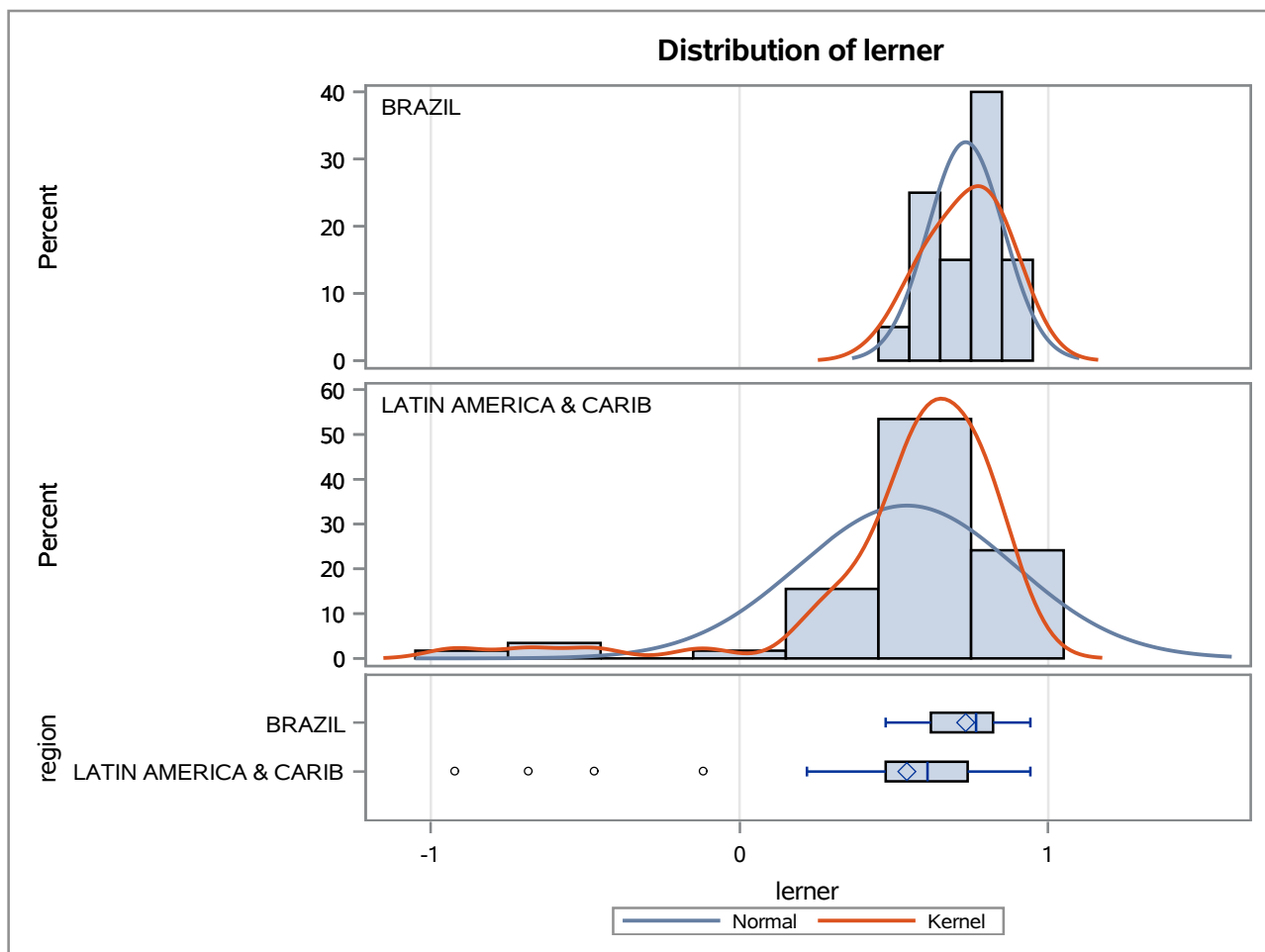
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	76	2.65	0.0098
Satterthwaite	Unequal	66.331	3.62	0.0006

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	57	19	18.05	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2012



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2013

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8012	10.6531	0.0125	0.3173	0.8621
LATIN AMERICA & CARIB		61	0.6468	35.0315	0.0316	-0.8240	0.8621
Diff (1-2)	Pooled		0.1544	30.9733	0.0460		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1544		0.0340		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8012	0.7750	0.8274	10.6531	8.1016	15.5596
LATIN AMERICA & CARIB		0.6468	0.5835	0.7102	35.0315	29.7316	42.6486
Diff (1-2)	Pooled	0.1544	0.0629	0.2458	30.9733	26.8060	36.6871
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1544	0.0865	0.2222			

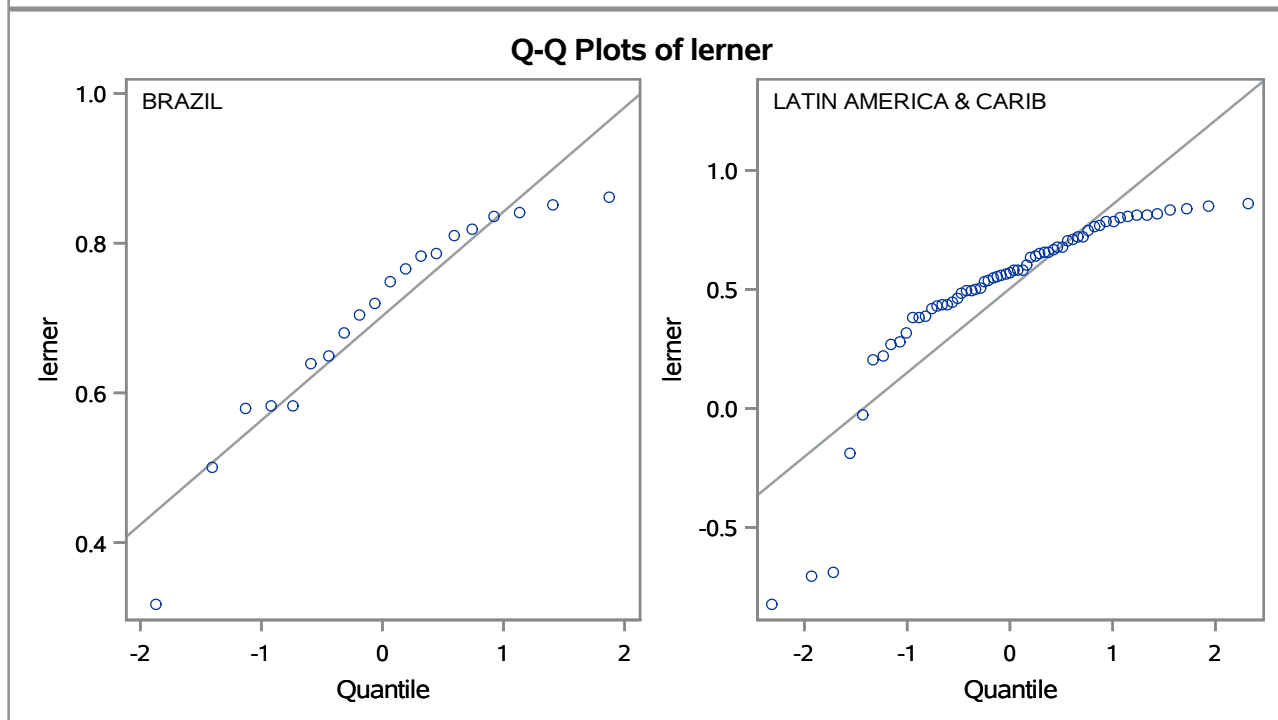
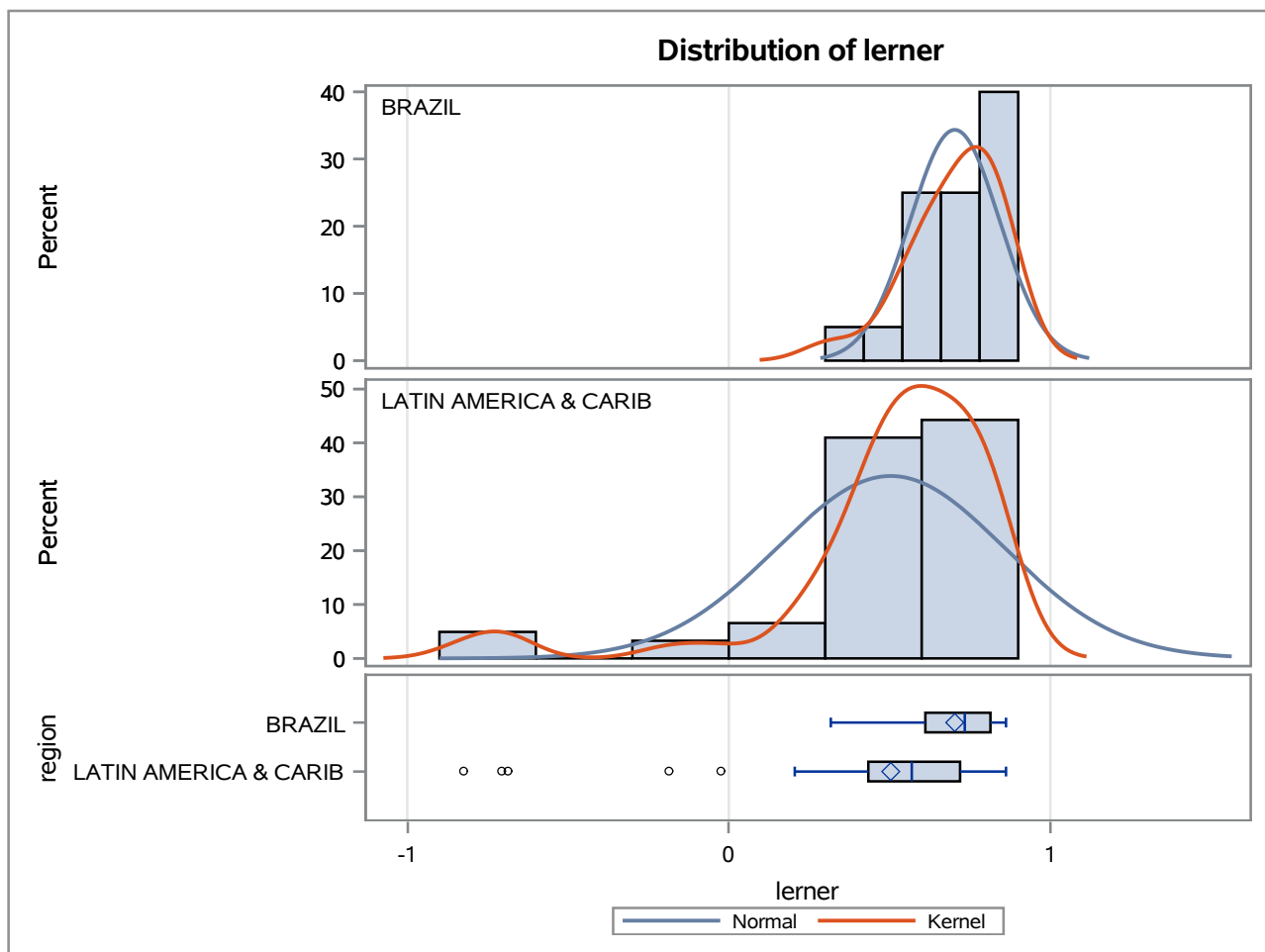
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	79	3.36	0.0012
Satterthwaite	Unequal	74.514	4.53	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	60	19	10.81	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2013



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2013

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8393	8.6523	0.0105	0.2892	0.9054
LATIN AMERICA & CARIB		60	0.6528	39.5503	0.0365	-0.9328	0.9054
Diff (1-2)	Pooled		0.1865	34.6617	0.0528		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1865		0.0380		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8393	0.8173	0.8612	8.6523	6.5800	12.6373
LATIN AMERICA & CARIB		0.6528	0.5798	0.7259	39.5503	33.5242	48.2380
Diff (1-2)	Pooled	0.1865	0.0814	0.2916	34.6617	29.9724	41.1041
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1865	0.1107	0.2622			

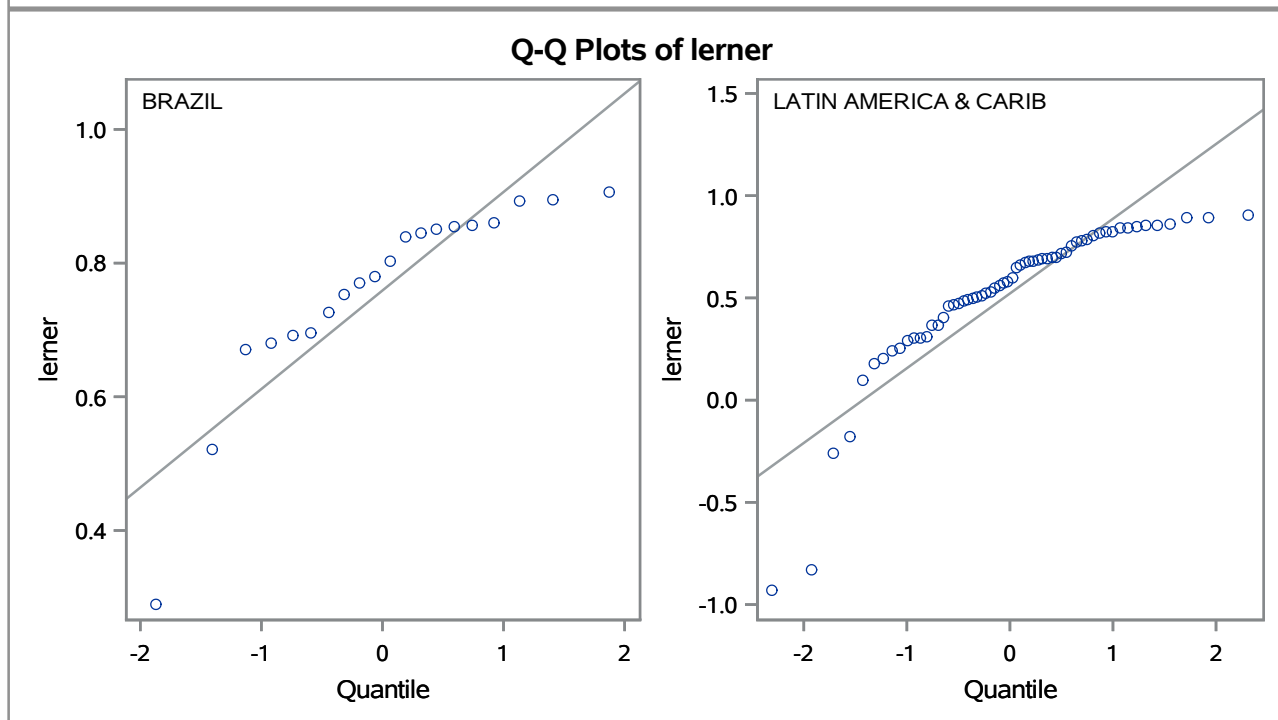
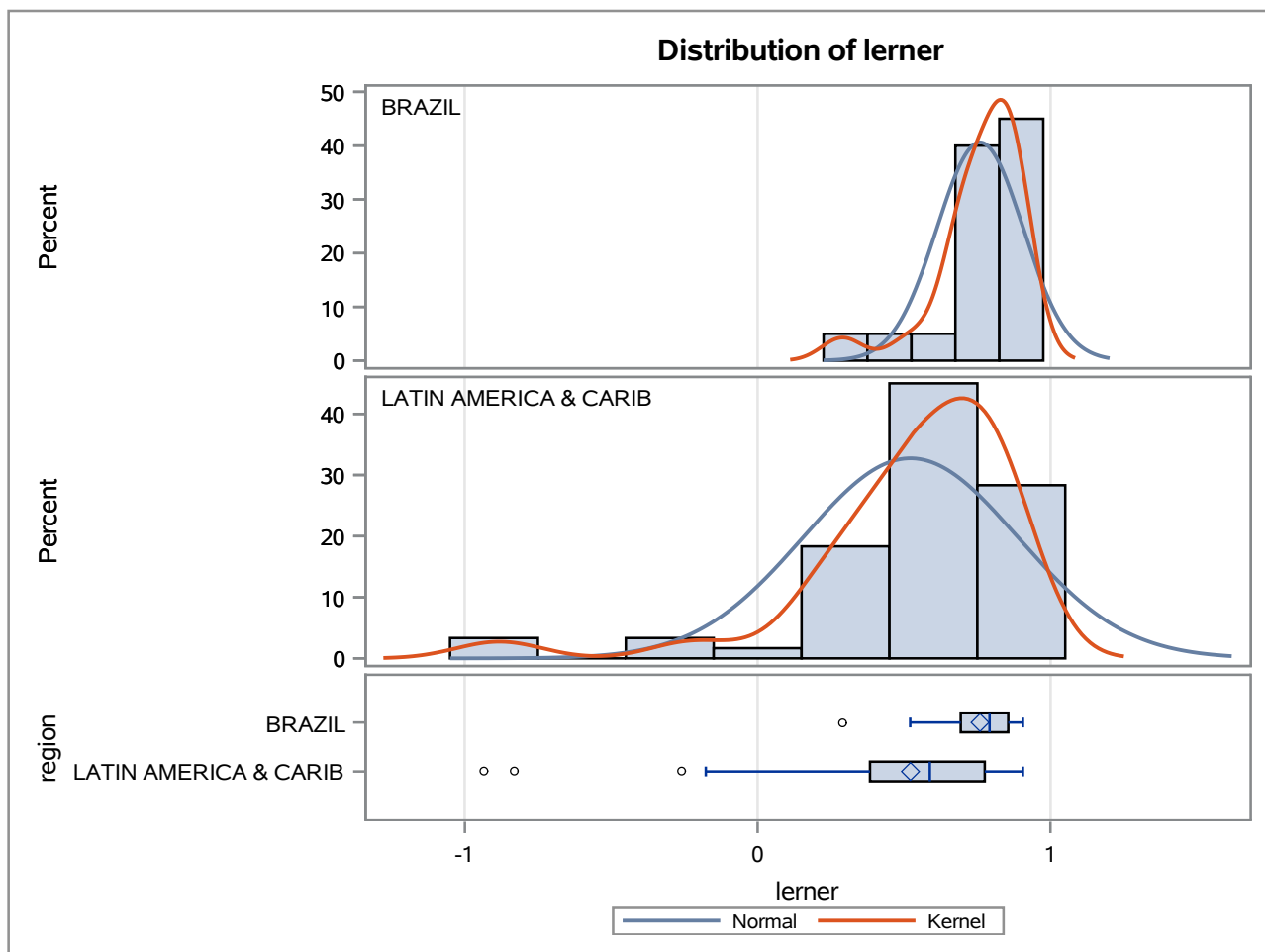
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	78	3.53	0.0007
Satterthwaite	Unequal	67.708	4.91	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	59	19	20.89	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2013



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2013

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8344	7.9567	0.00955	0.4719	0.8864
LATIN AMERICA & CARIB		60	0.6647	38.5972	0.0351	-0.8746	0.8864
Diff (1-2)	Pooled		0.1697	33.7976	0.0509		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1697		0.0364		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8344	0.8144	0.8544	7.9567	6.0510	11.6213
LATIN AMERICA & CARIB		0.6647	0.5944	0.7349	38.5972	32.7163	47.0755
Diff (1-2)	Pooled	0.1697	0.0684	0.2711	33.7976	29.2252	40.0794
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1697	0.0971	0.2423			

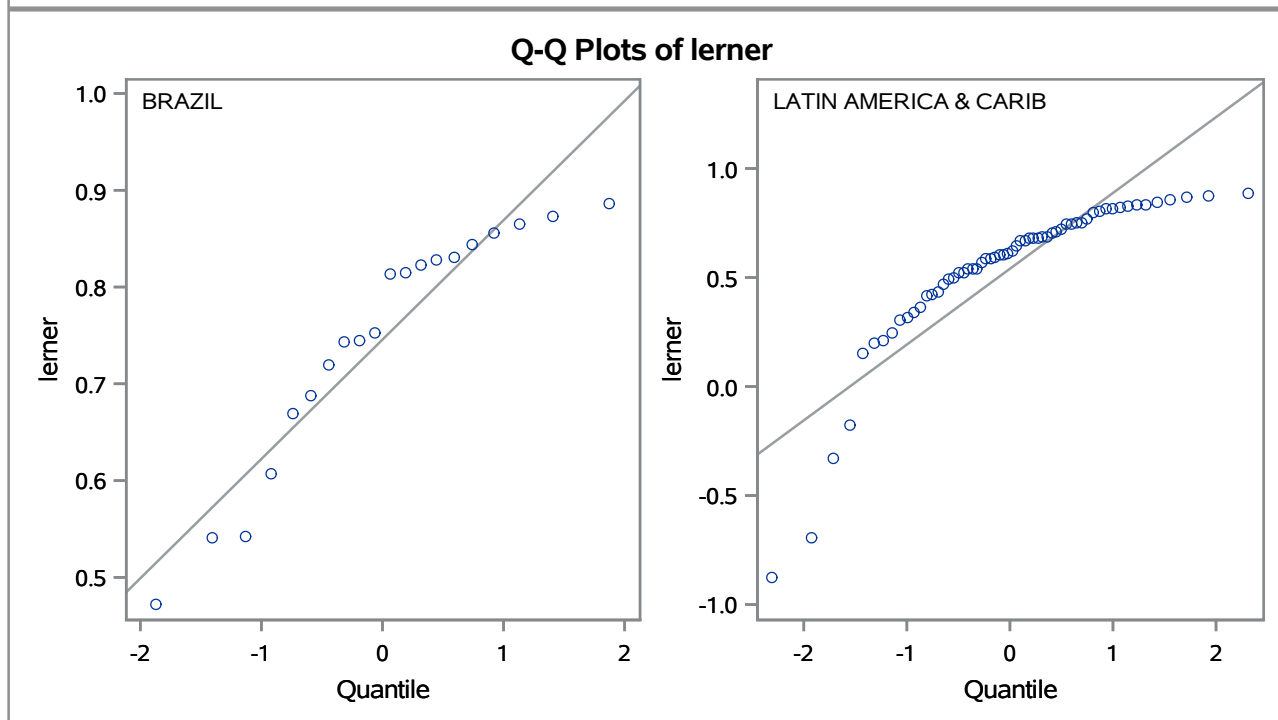
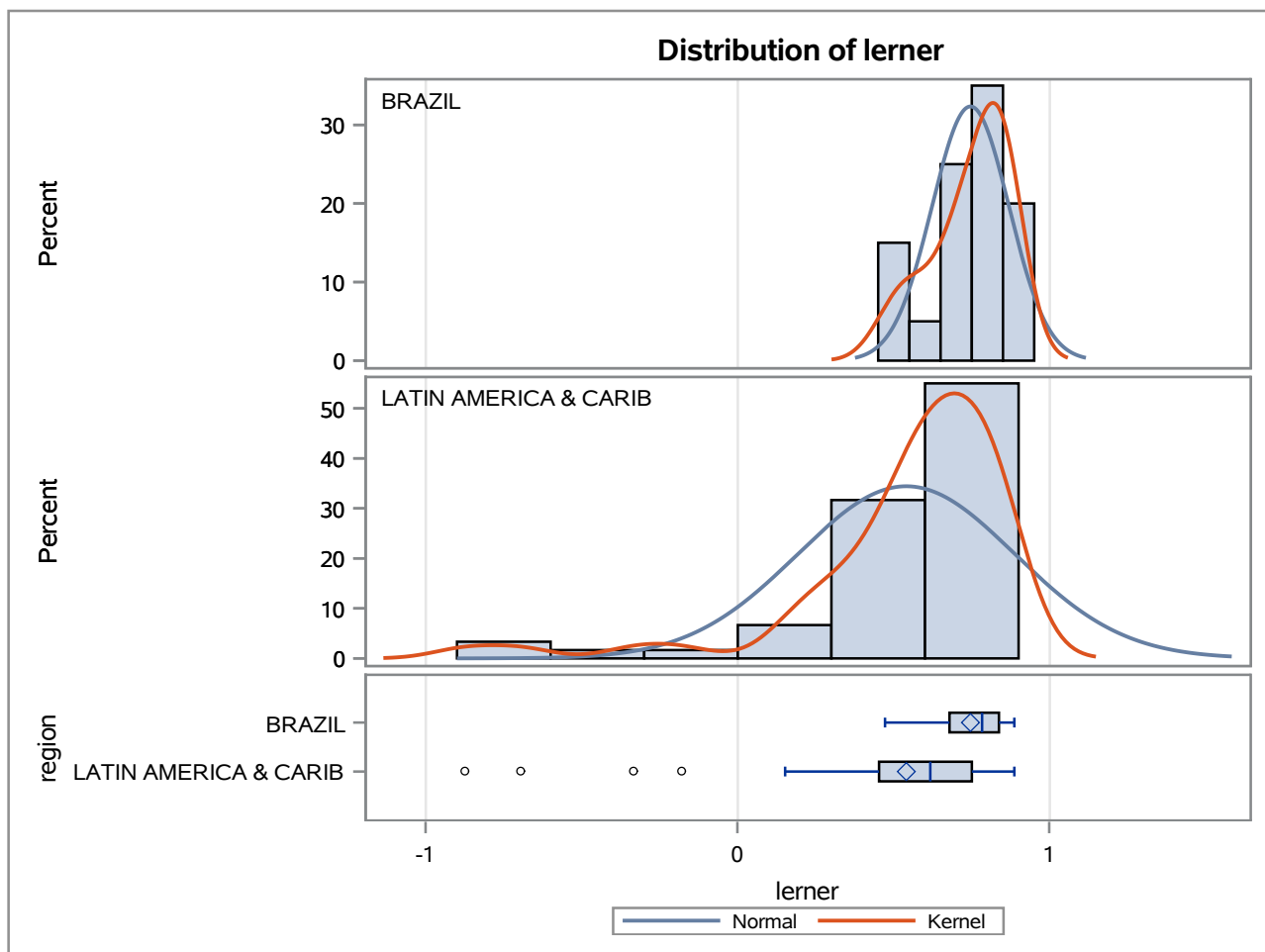
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	78	3.33	0.0013
Satterthwaite	Unequal	66.925	4.67	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	59	19	23.53	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2013



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2013

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		19	0.8453	7.0947	0.00857	0.3766	0.8993
LATIN AMERICA & CARIB		57	0.6500	45.1579	0.0412	-0.9704	0.8993
Diff (1-2)	Pooled		0.1953	39.4392	0.0597		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1953		0.0420		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8453	0.8273	0.8633	7.0947	5.3609	10.4919
LATIN AMERICA & CARIB		0.6500	0.5675	0.7325	45.1579	38.1248	55.3973
Diff (1-2)	Pooled	0.1953	0.0764	0.3141	39.4392	33.9816	47.0017
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1953	0.1112	0.2794			

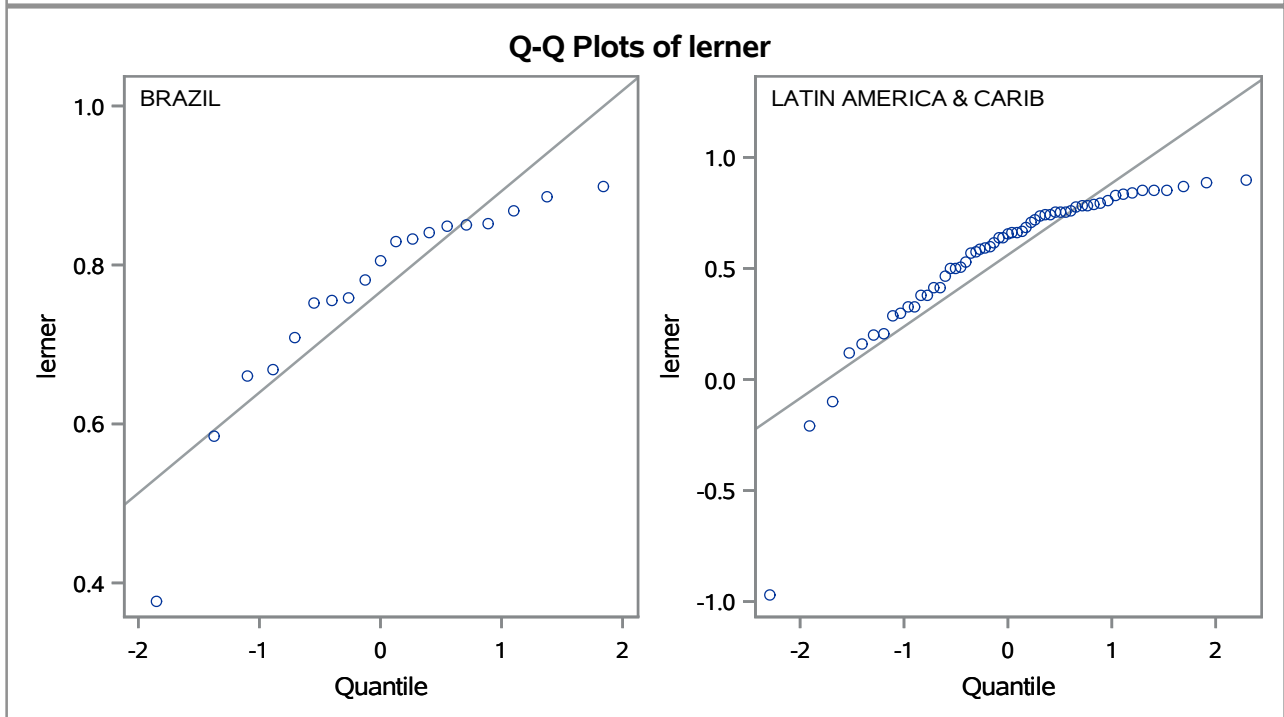
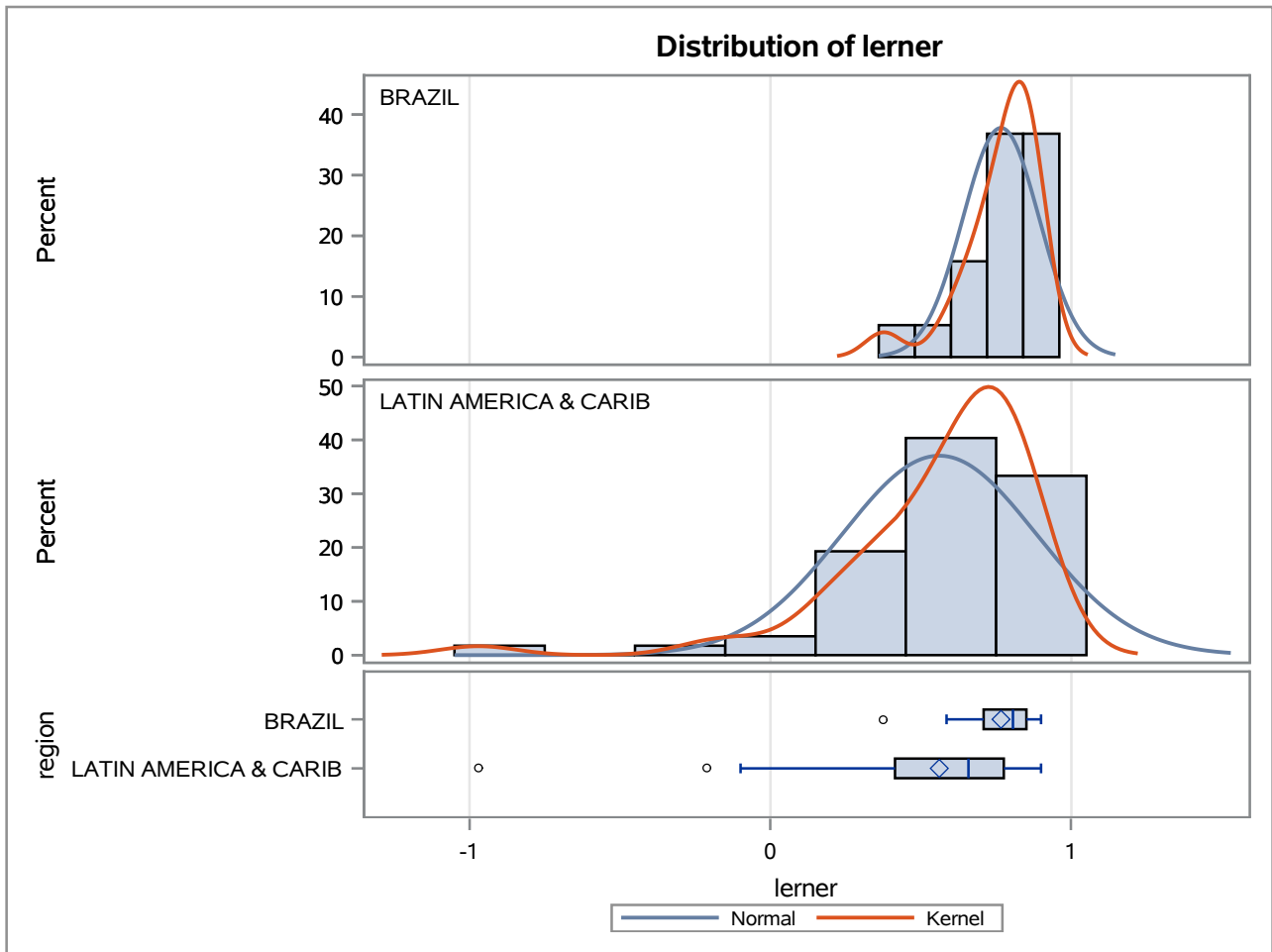
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	74	3.27	0.0016
Satterthwaite	Unequal	60.6	4.64	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	56	18	40.51	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2013



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2014

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8418	9.6420	0.0114	0.4628	0.9172
LATIN AMERICA & CARIB		59	0.6540	42.8979	0.0386	-0.9166	0.9172
Diff (1-2)	Pooled		0.1879	37.5379	0.0559		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1879		0.0402		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8418	0.8179	0.8658	9.6420	7.3326	14.0828
LATIN AMERICA & CARIB		0.6540	0.5768	0.7312	42.8979	36.3146	52.4193
Diff (1-2)	Pooled	0.1879	0.0766	0.2991	37.5379	32.4312	44.5683
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1879	0.1076	0.2682			

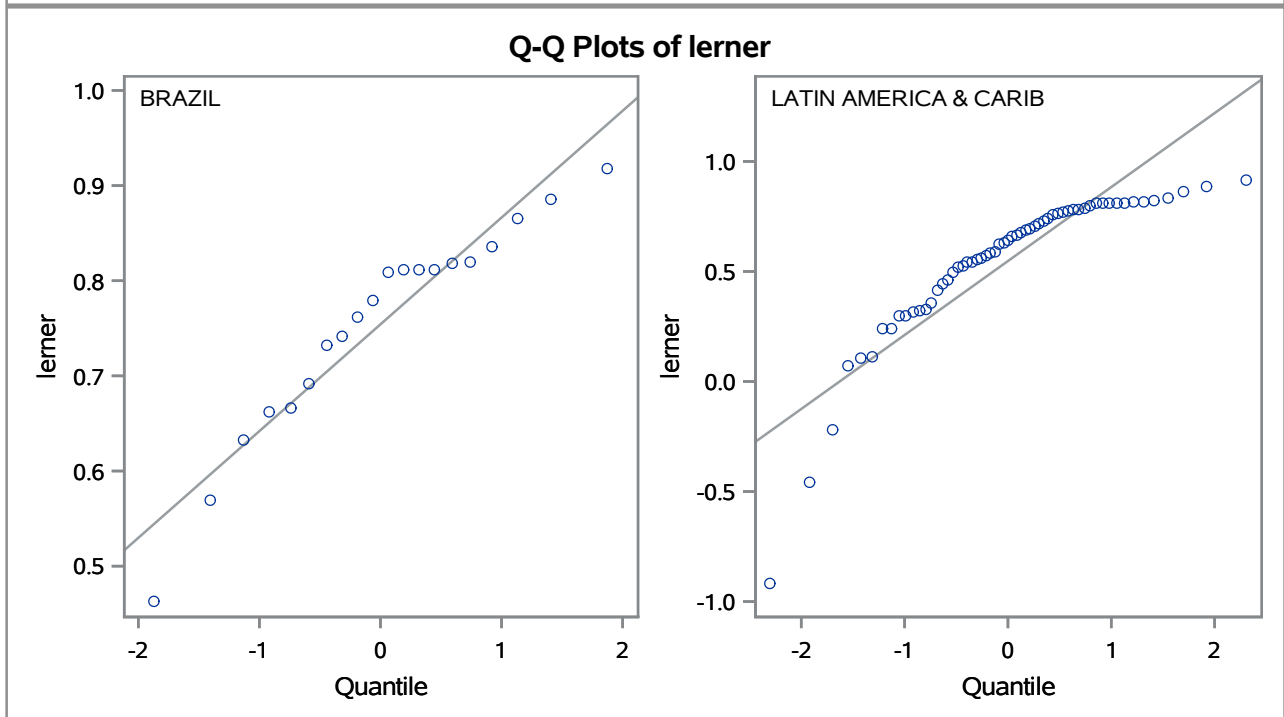
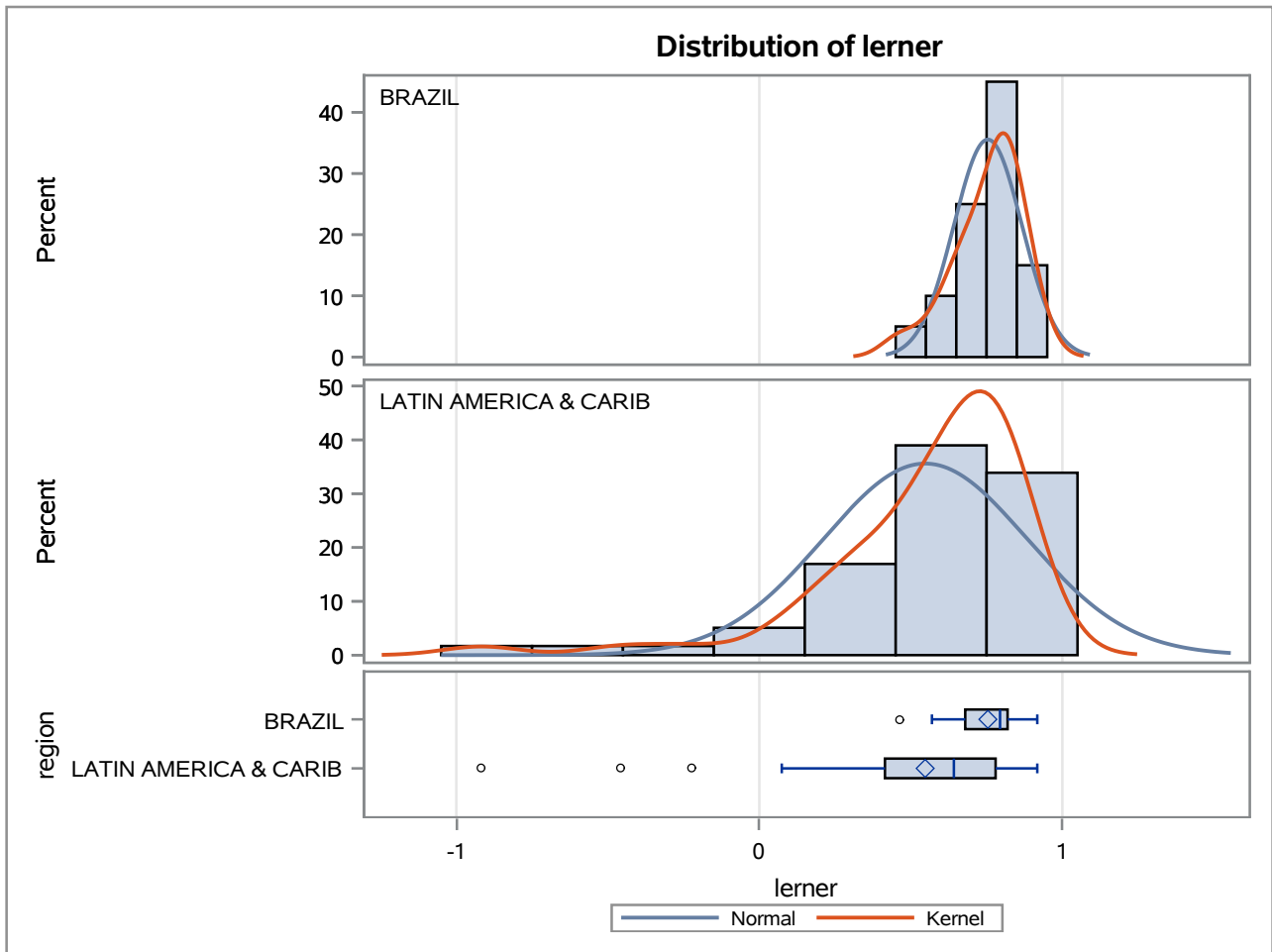
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	77	3.36	0.0012
Satterthwaite	Unequal	67.06	4.67	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	58	19	19.79	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2014



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2014

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		18	0.8492	9.4666	0.0109	0.4695	0.9228
LATIN AMERICA & CARIB		59	0.6617	43.5972	0.0380	-0.9907	0.9228
Diff (1-2)	Pooled		0.1875	38.6031	0.0558		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1875		0.0395		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8492	0.8261	0.8722	9.4666	7.1036	14.1917
LATIN AMERICA & CARIB		0.6617	0.5857	0.7377	43.5972	36.9065	53.2738
Diff (1-2)	Pooled	0.1875	0.0763	0.2987	38.6031	33.2919	45.9466
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1875	0.1086	0.2664			

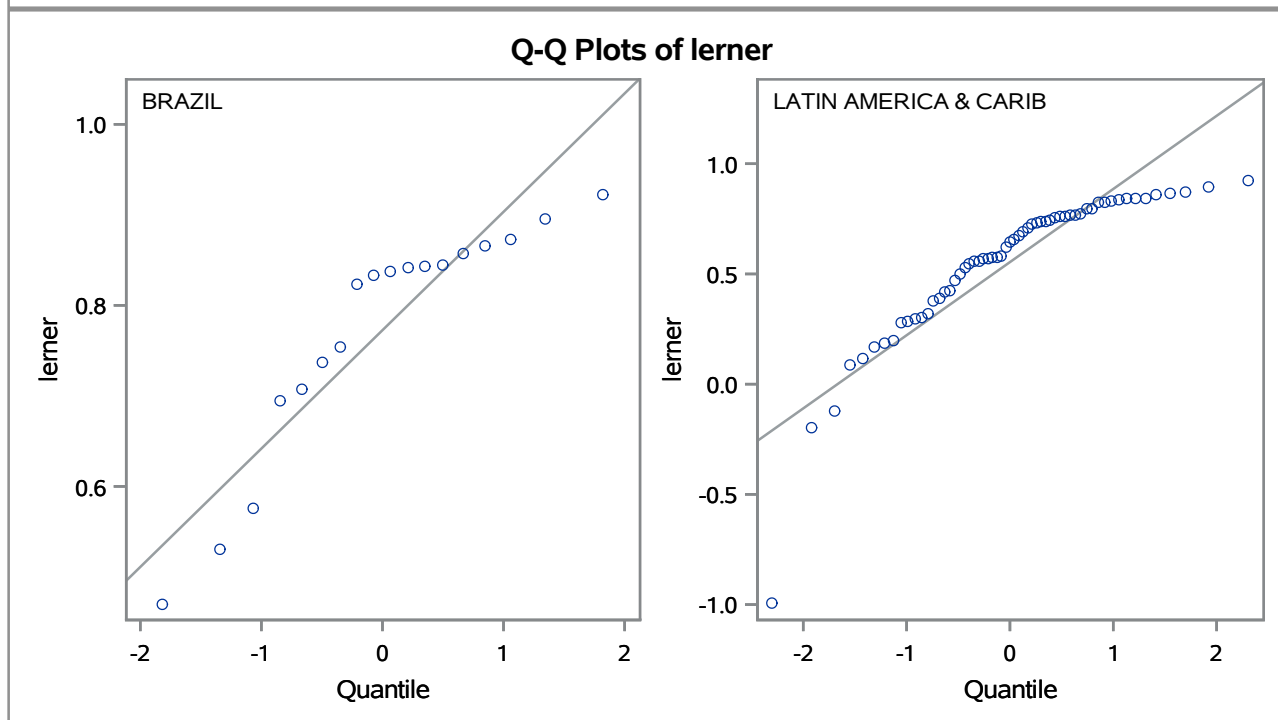
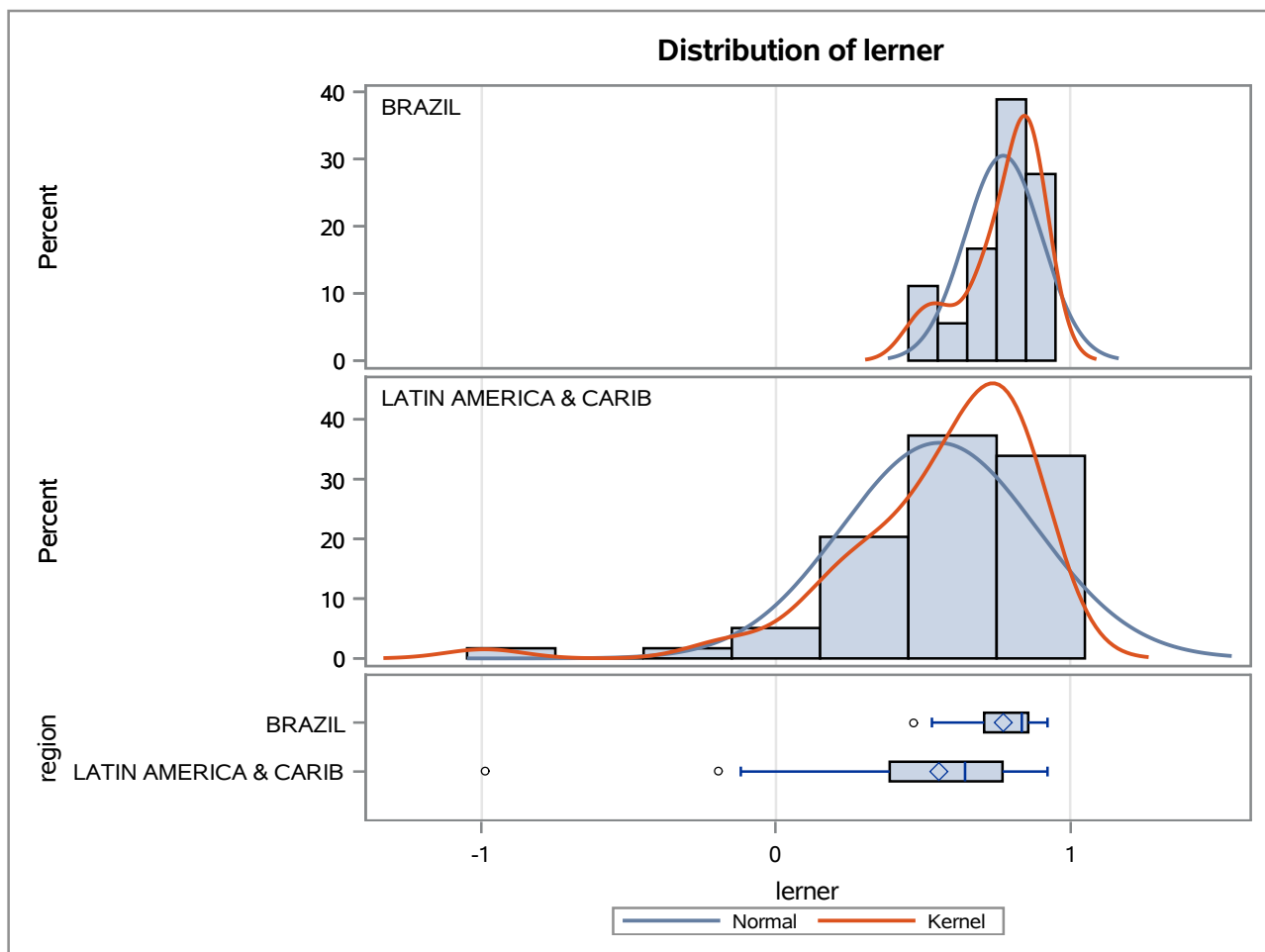
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	75	3.36	0.0012
Satterthwaite	Unequal	66.457	4.75	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	58	17	21.21	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2014



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2014

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		19	0.8882	5.9034	0.00713	0.4980	0.9207
LATIN AMERICA & CARIB		59	0.6688	43.3273	0.0393	-0.8738	0.9207
Diff (1-2)	Pooled		0.2194	37.9591	0.0573		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2194		0.0399		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8882	0.8732	0.9032	5.9034	4.4607	8.7301
LATIN AMERICA & CARIB		0.6688	0.5902	0.7474	43.3273	36.6780	52.9439
Diff (1-2)	Pooled	0.2194	0.1052	0.3336	37.9591	32.7661	45.1236
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2194	0.1396	0.2992			

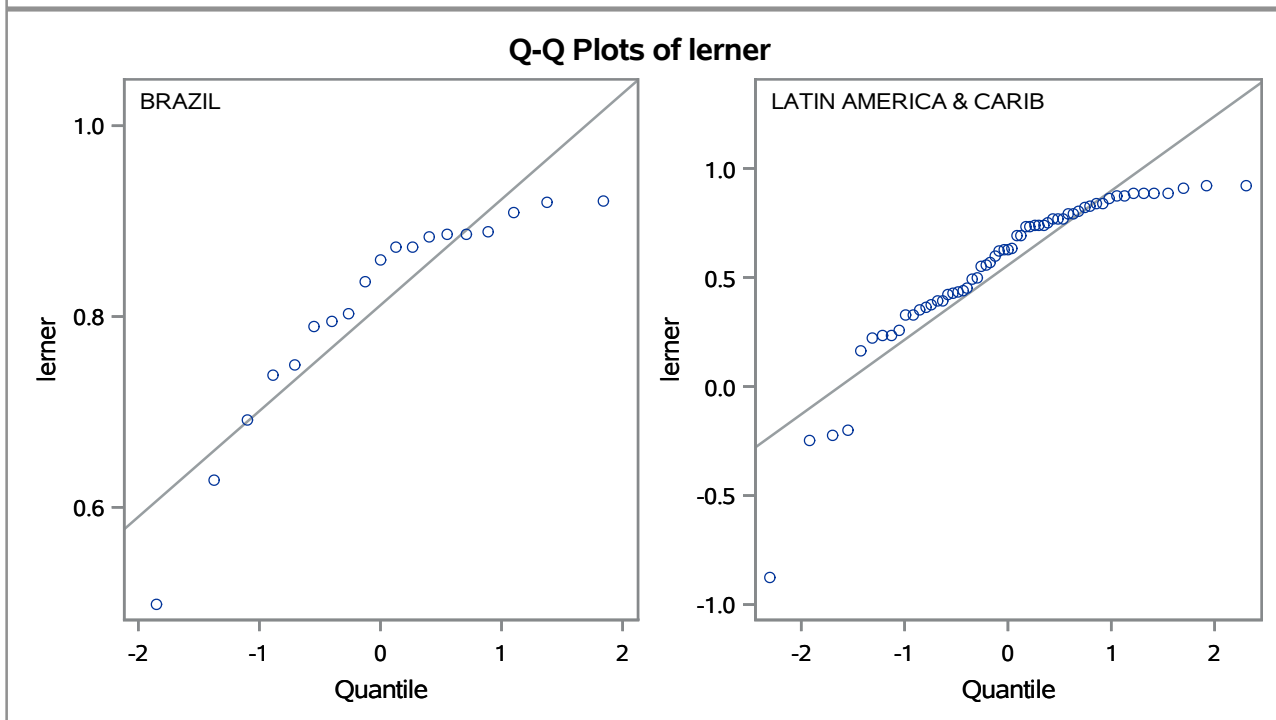
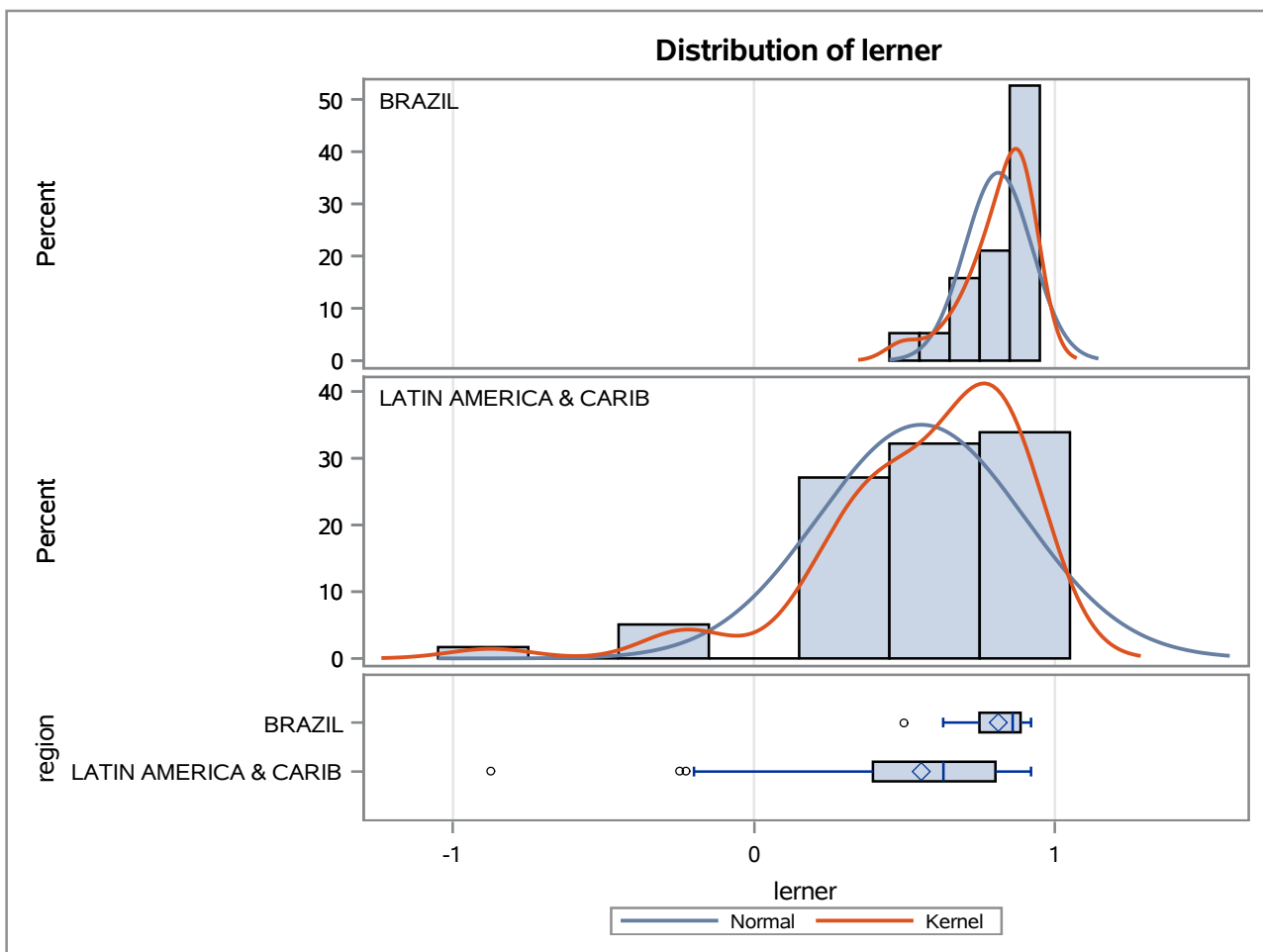
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	76	3.83	0.0003
Satterthwaite	Unequal	61.677	5.50	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	58	18	53.87	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2014



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2014

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		19	0.8556	8.7197	0.0107	0.4992	0.9163
LATIN AMERICA & CARIB		59	0.6611	40.7593	0.0373	-0.7896	0.9163
Diff (1-2)	Pooled		0.1944	35.8588	0.0550		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1944		0.0388		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8556	0.8331	0.8781	8.7197	6.5887	12.8949
LATIN AMERICA & CARIB		0.6611	0.5865	0.7358	40.7593	34.5041	49.8059
Diff (1-2)	Pooled	0.1944	0.0850	0.3039	35.8588	30.9531	42.6269
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1944	0.1170	0.2719			

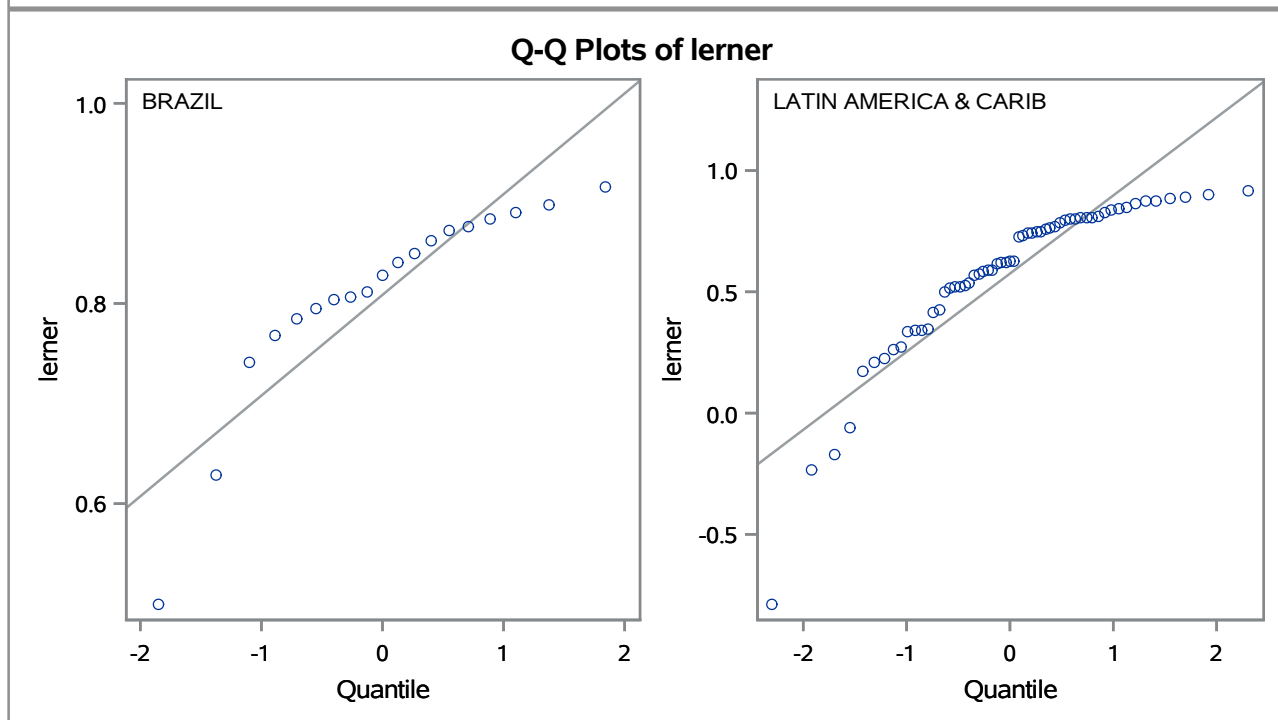
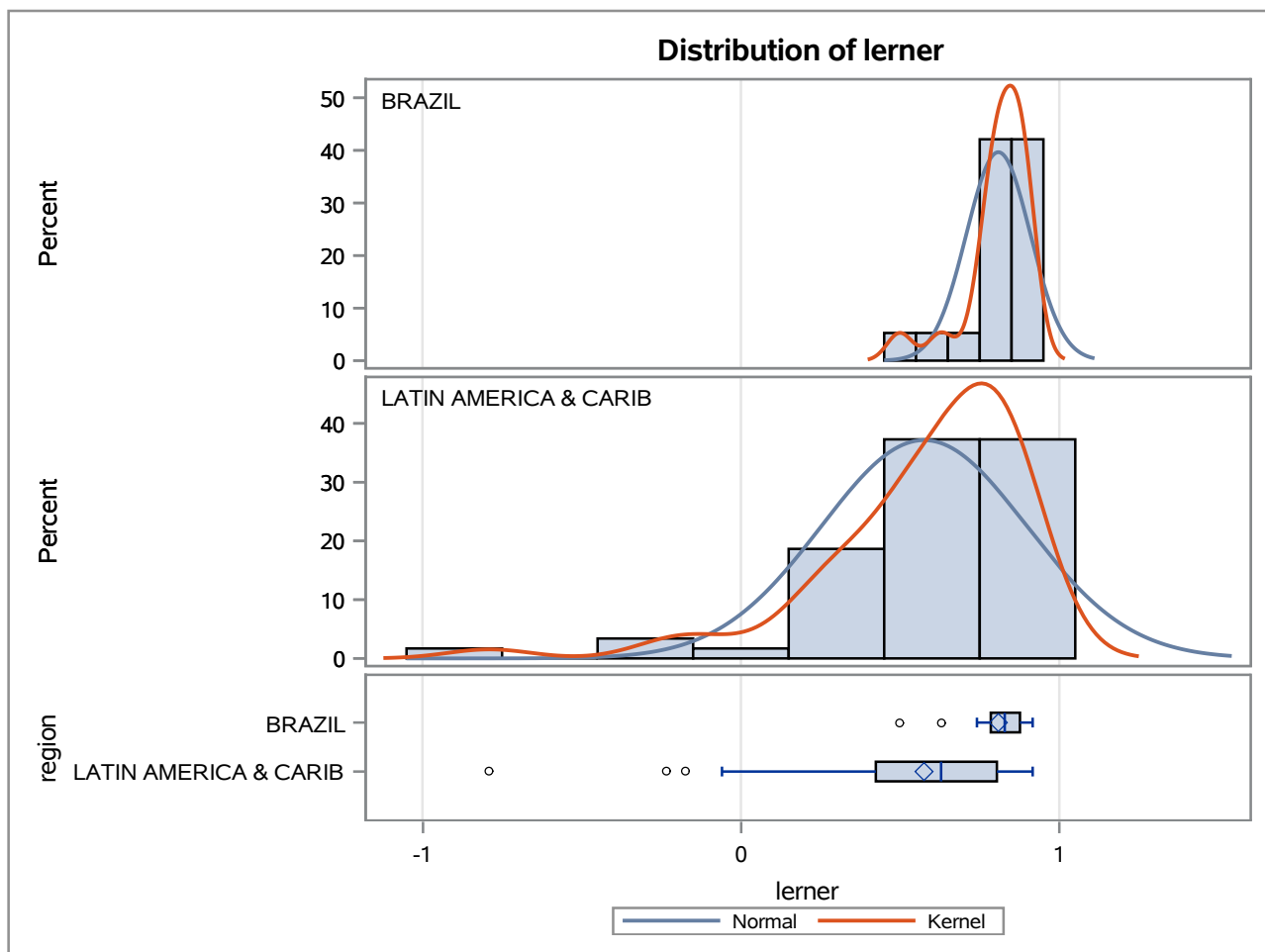
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	76	3.54	0.0007
Satterthwaite	Unequal	66.514	5.01	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	58	18	21.85	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2014



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2015

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.9017	3.6765	0.00490	0.6093	0.9457
LATIN AMERICA & CARIB		62	0.6244	42.5109	0.0404	-0.8254	0.9457
Diff (1-2)	Pooled		0.2772	37.1642	0.0608		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2772		0.0407		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.9017	0.8914	0.9119	3.6765	2.7959	5.3698
LATIN AMERICA & CARIB		0.6244	0.5437	0.7051	42.5109	36.1241	51.6622
Diff (1-2)	Pooled	0.2772	0.1562	0.3983	37.1642	32.1909	43.9693
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2772	0.1960	0.3585			

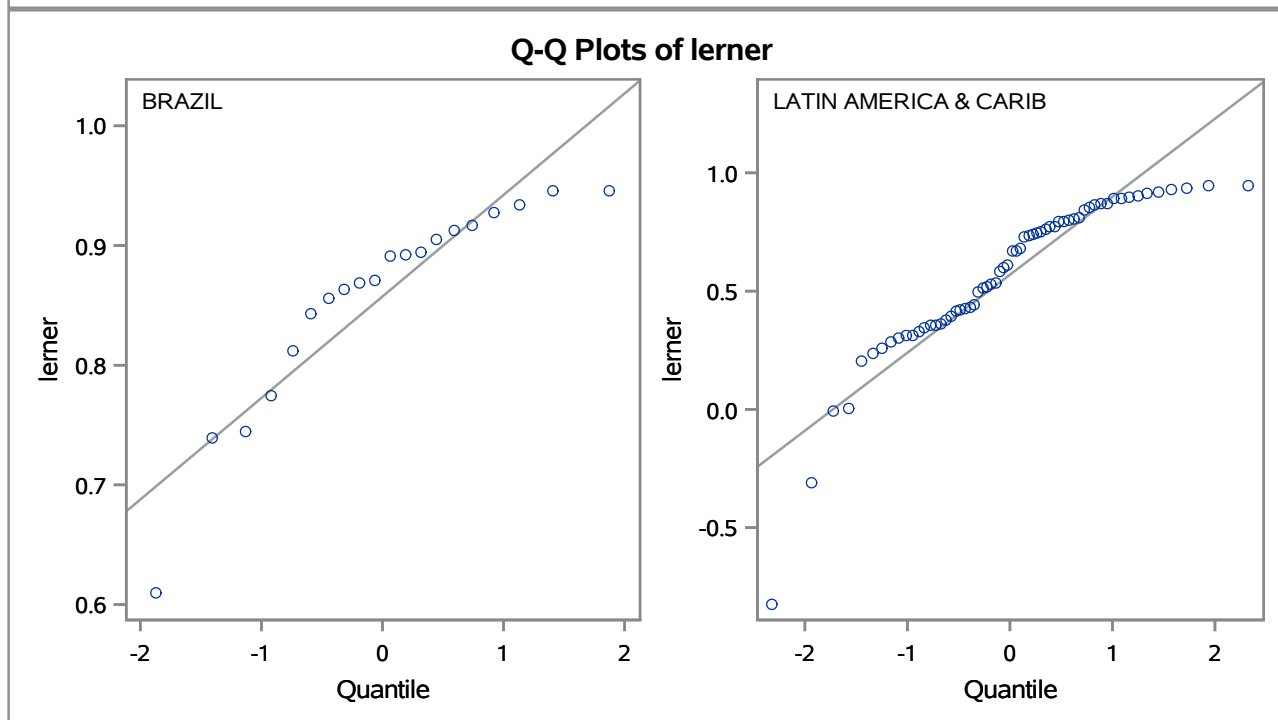
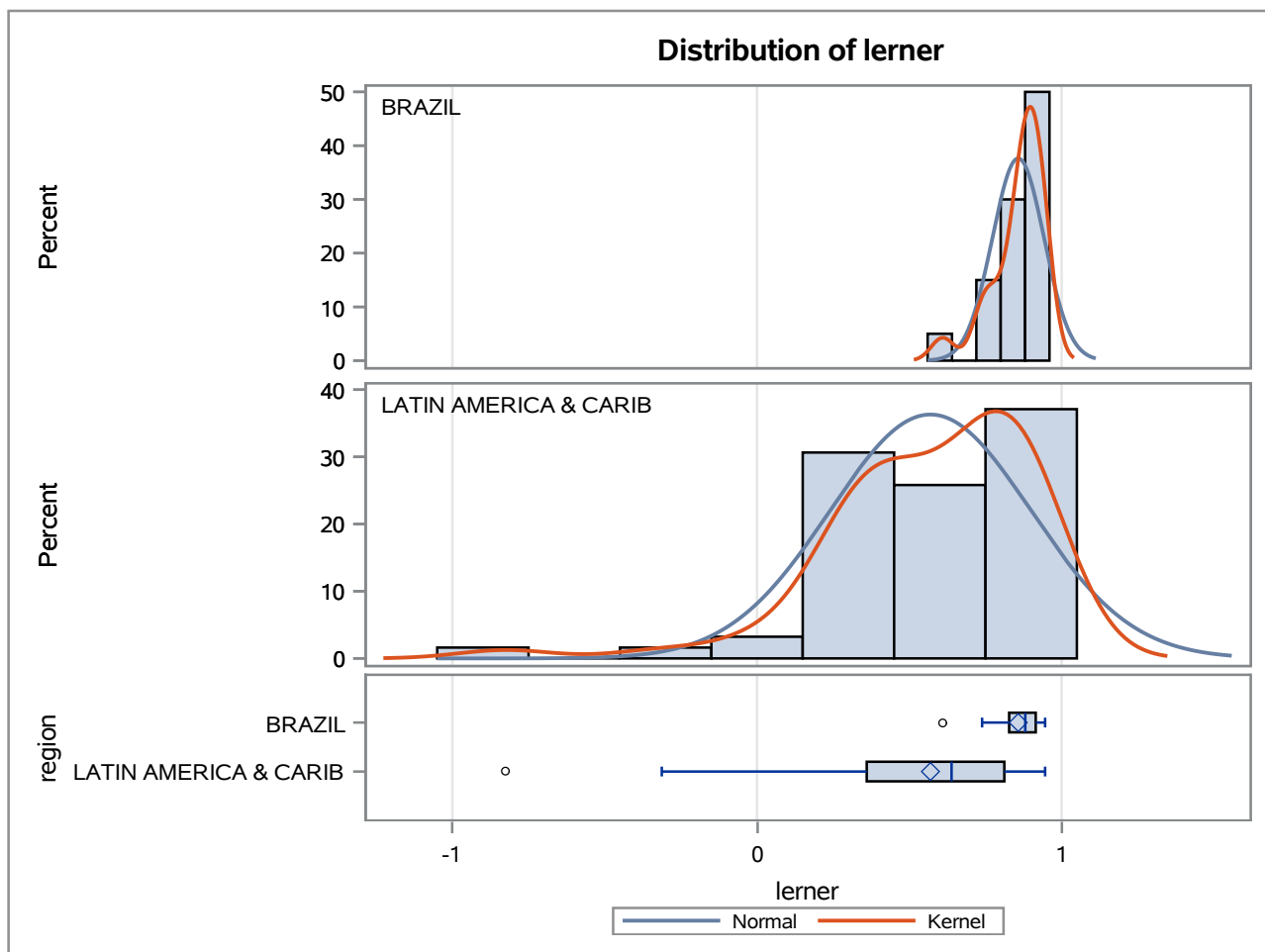
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	80	4.56	<.0001
Satterthwaite	Unequal	62.768	6.82	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	61	19	133.70	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2015



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2015

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8680	7.6177	0.0100	0.4466	0.9157
LATIN AMERICA & CARIB		62	0.6741	31.0978	0.0290	-0.5128	0.9157
Diff (1-2)	Pooled		0.1939	27.4076	0.0442		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.1939		0.0307		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8680	0.8471	0.8890	7.6177	5.7932	11.1262
LATIN AMERICA & CARIB		0.6741	0.6160	0.7321	31.0978	26.4257	37.7923
Diff (1-2)	Pooled	0.1939	0.1060	0.2819	27.4076	23.7399	32.4262
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.1939	0.1327	0.2551			

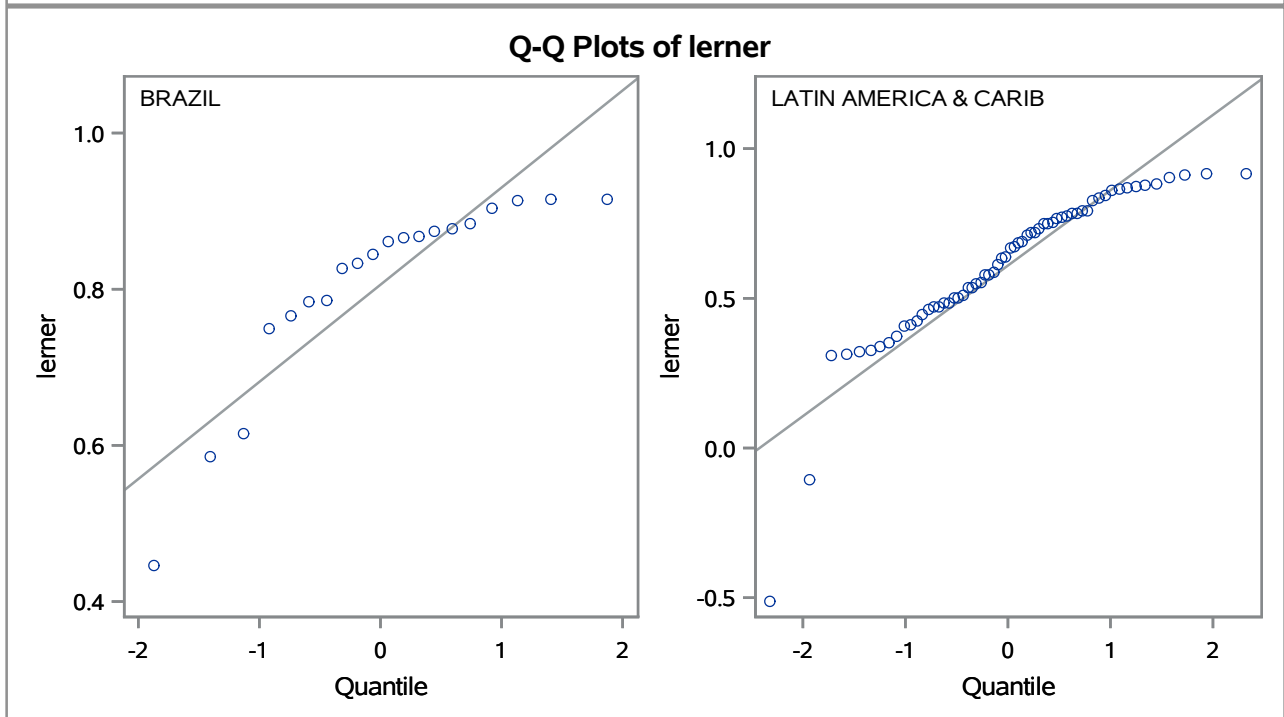
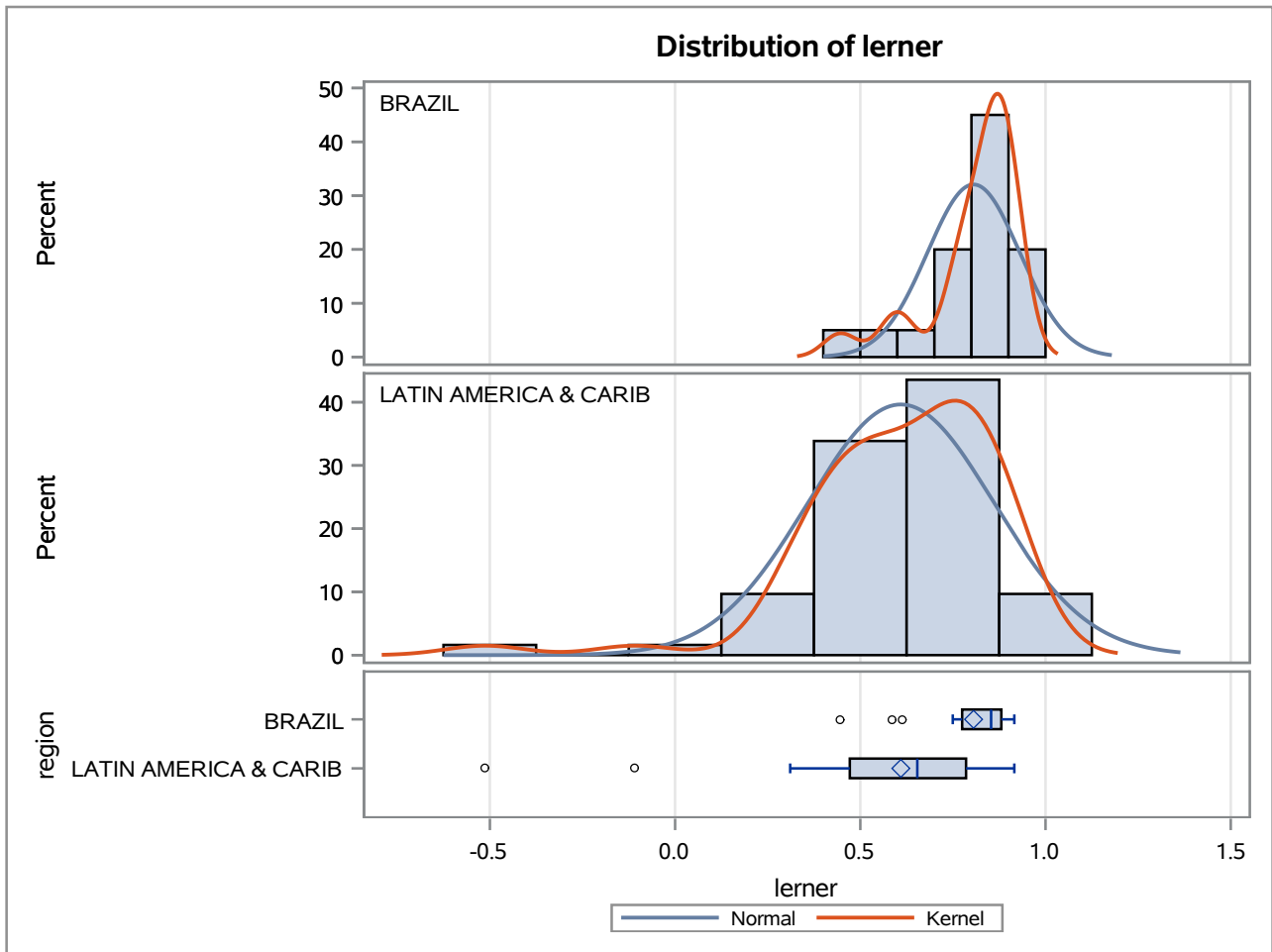
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	80	4.39	<.0001
Satterthwaite	Unequal	73.068	6.31	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	61	19	16.67	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2015



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2015

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		18	0.9184	2.3892	0.00348	0.6880	0.9602
LATIN AMERICA & CARIB		57	0.6869	32.6492	0.0326	-0.4494	0.9602
Diff (1-2)	Pooled		0.2315	28.6192	0.0505		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2315		0.0328		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.9184	0.9110	0.9257	2.3892	1.7928	3.5818
LATIN AMERICA & CARIB		0.6869	0.6215	0.7523	32.6492	27.5642	40.0522
Diff (1-2)	Pooled	0.2315	0.1308	0.3321	28.6192	24.6357	34.1514
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2315	0.1657	0.2972			

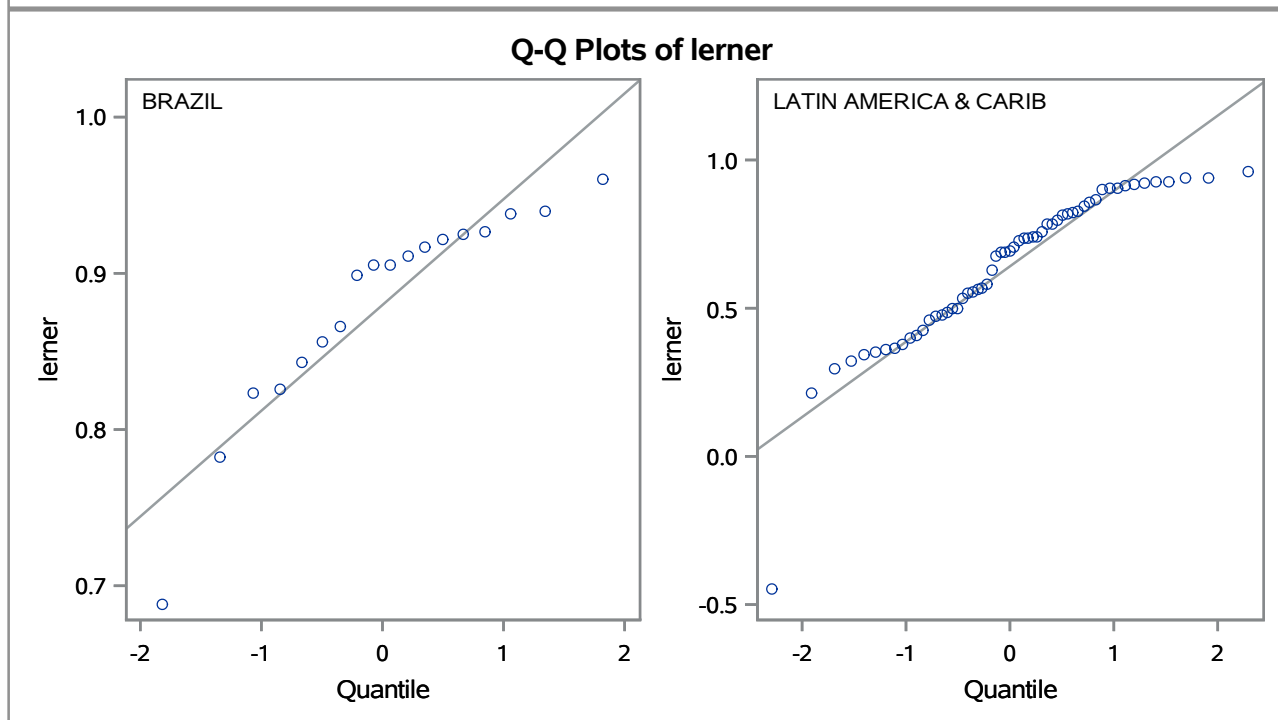
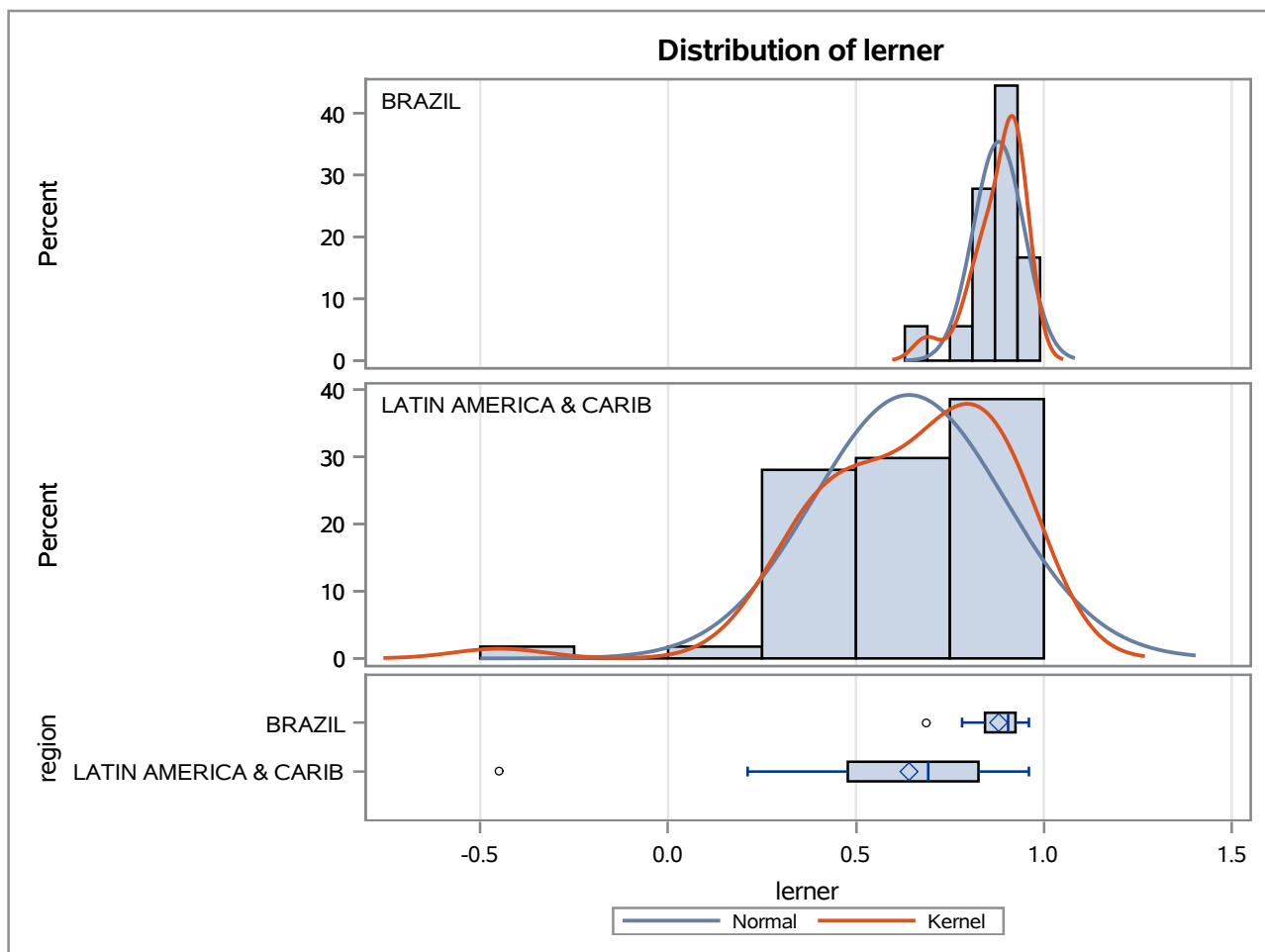
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	73	4.58	<.0001
Satterthwaite	Unequal	57.252	7.05	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	56	17	186.74	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/07/2015



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2015

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8862	5.2162	0.00763	0.6023	0.9511
LATIN AMERICA & CARIB		58	0.6296	38.3566	0.0382	-0.4971	0.9558
Diff (1-2)	Pooled		0.2566	33.3200	0.0589		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2566		0.0390		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8862	0.8702	0.9021	5.2162	3.9669	7.6186
LATIN AMERICA & CARIB		0.6296	0.5531	0.7061	38.3566	32.4269	46.9605
Diff (1-2)	Pooled	0.2566	0.1392	0.3740	33.3200	28.7616	39.6089
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2566	0.1787	0.3345			

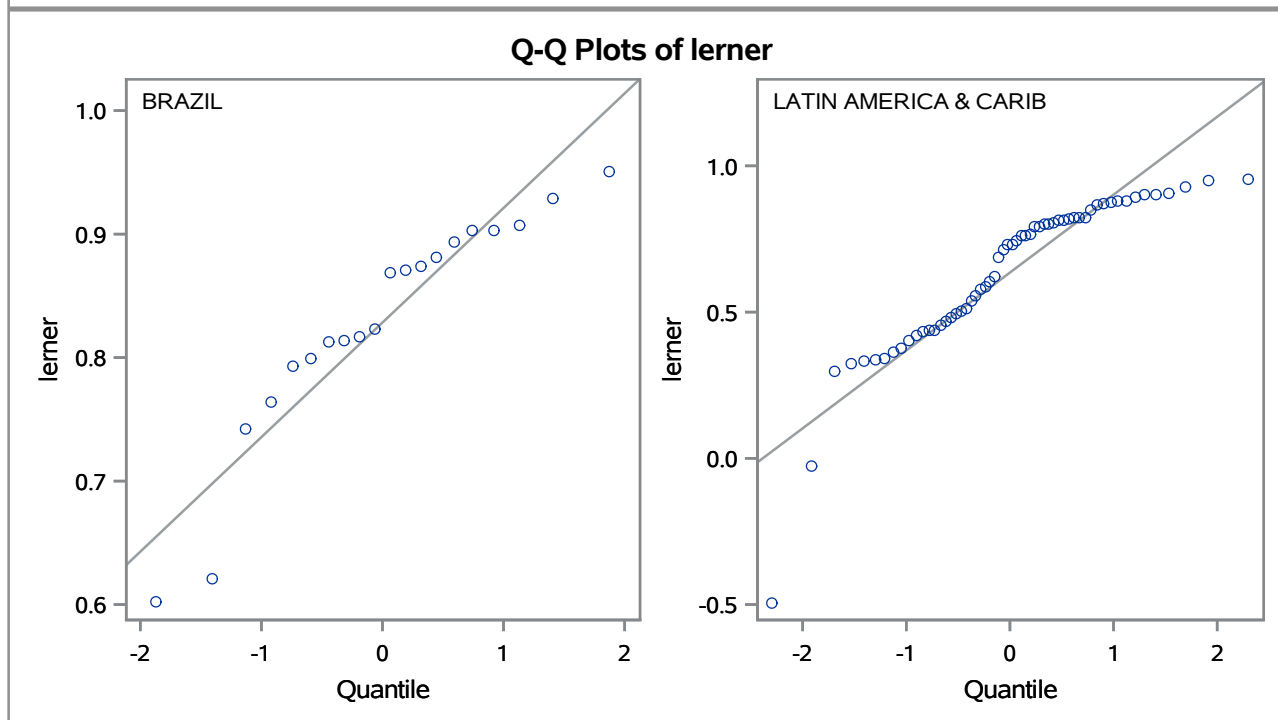
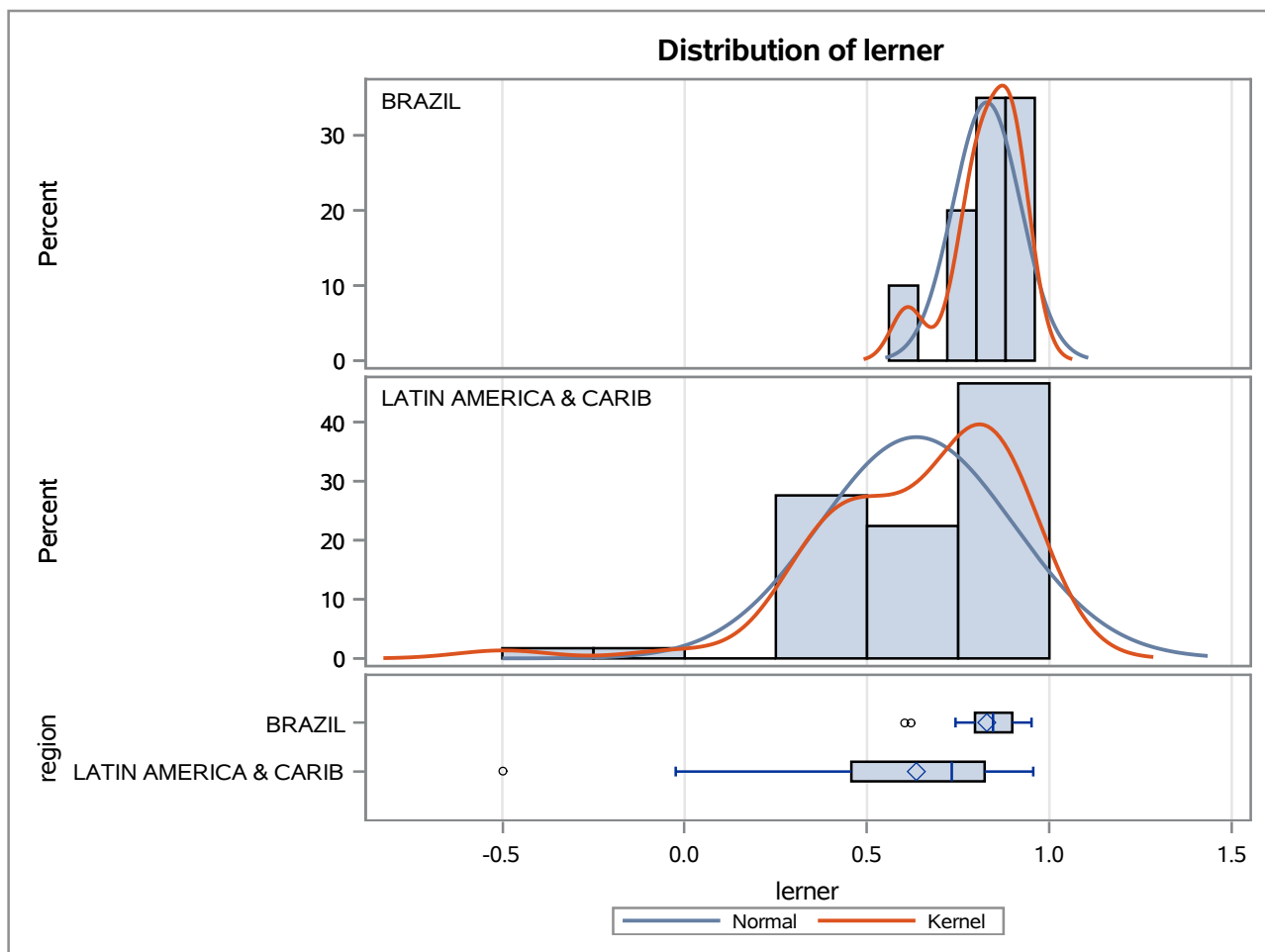
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	76	4.35	<.0001
Satterthwaite	Unequal	61.34	6.59	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	57	19	54.07	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/10/2015



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2016

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8865	7.0948	0.0101	0.6208	0.9428
LATIN AMERICA & CARIB		57	0.6507	35.1094	0.0347	-0.5865	0.9428
Diff (1-2)	Pooled		0.2358	30.5475	0.0528		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2358		0.0361		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8865	0.8654	0.9075	7.0948	5.3955	10.3624
LATIN AMERICA & CARIB		0.6507	0.5811	0.7202	35.1094	29.6413	43.0704
Diff (1-2)	Pooled	0.2358	0.1306	0.3410	30.5475	26.3445	36.3585
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2358	0.1636	0.3080			

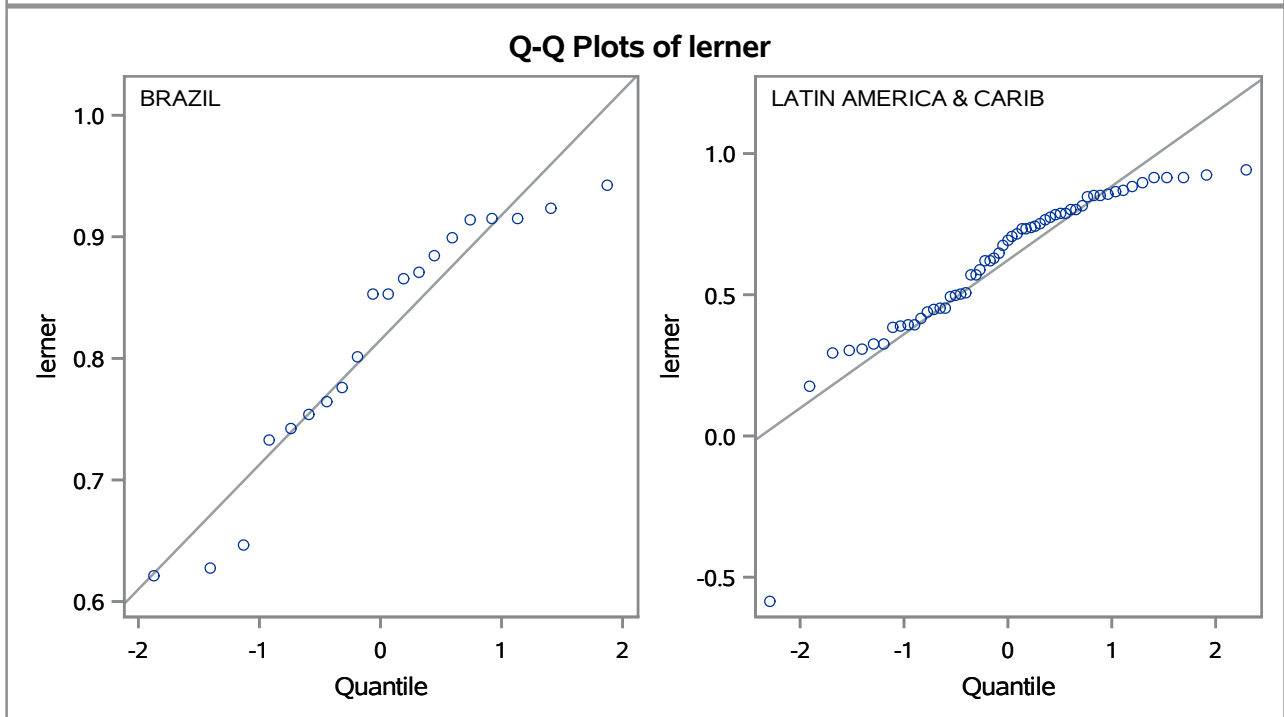
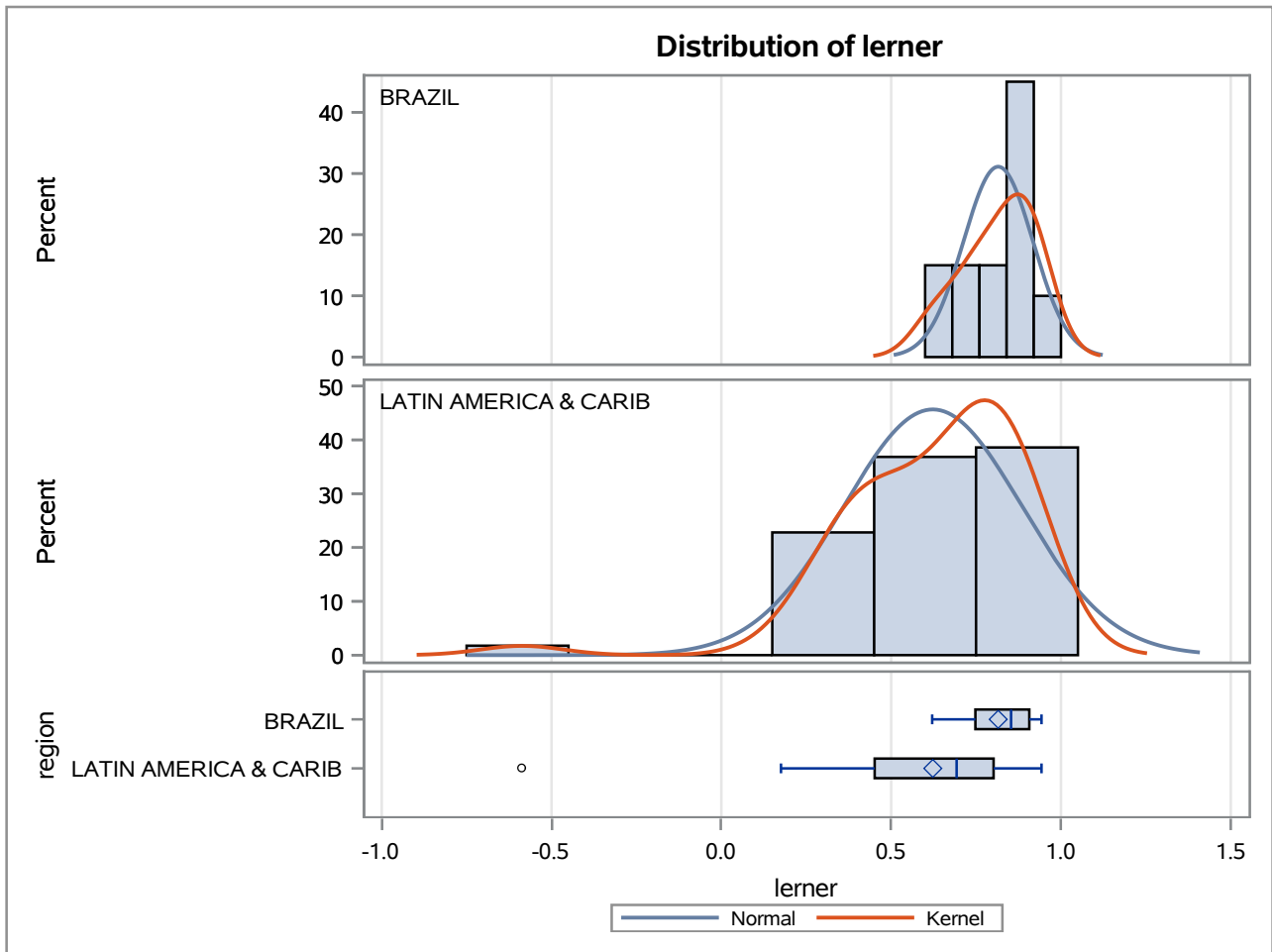
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	75	4.47	<.0001
Satterthwaite	Unequal	64.466	6.53	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	56	19	24.49	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/01/2016



The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2016

Weight: total_de_emprestimos

region	Method	N	Mean	Std Dev	Std Err	Minimum	Maximum
BRAZIL		20	0.8899	5.5532	0.00738	0.5784	0.9903
LATIN AMERICA & CARIB		57	0.6694	39.7702	0.0380	-0.9239	0.9903
Diff (1-2)	Pooled		0.2205	34.4789	0.0564		
Diff (1-2)	Satterthwaite		0.2205		0.0387		

region	Method	Mean	95% CL Mean		Std Dev	95% CL Std Dev	
BRAZIL		0.8899	0.8744	0.9053	5.5532	4.2232	8.1108
LATIN AMERICA & CARIB		0.6694	0.5934	0.7455	39.7702	33.5762	48.7880
Diff (1-2)	Pooled	0.2205	0.1080	0.3329	34.4789	29.7350	41.0378
Diff (1-2)	Satterthwaite	0.2205	0.1431	0.2978			

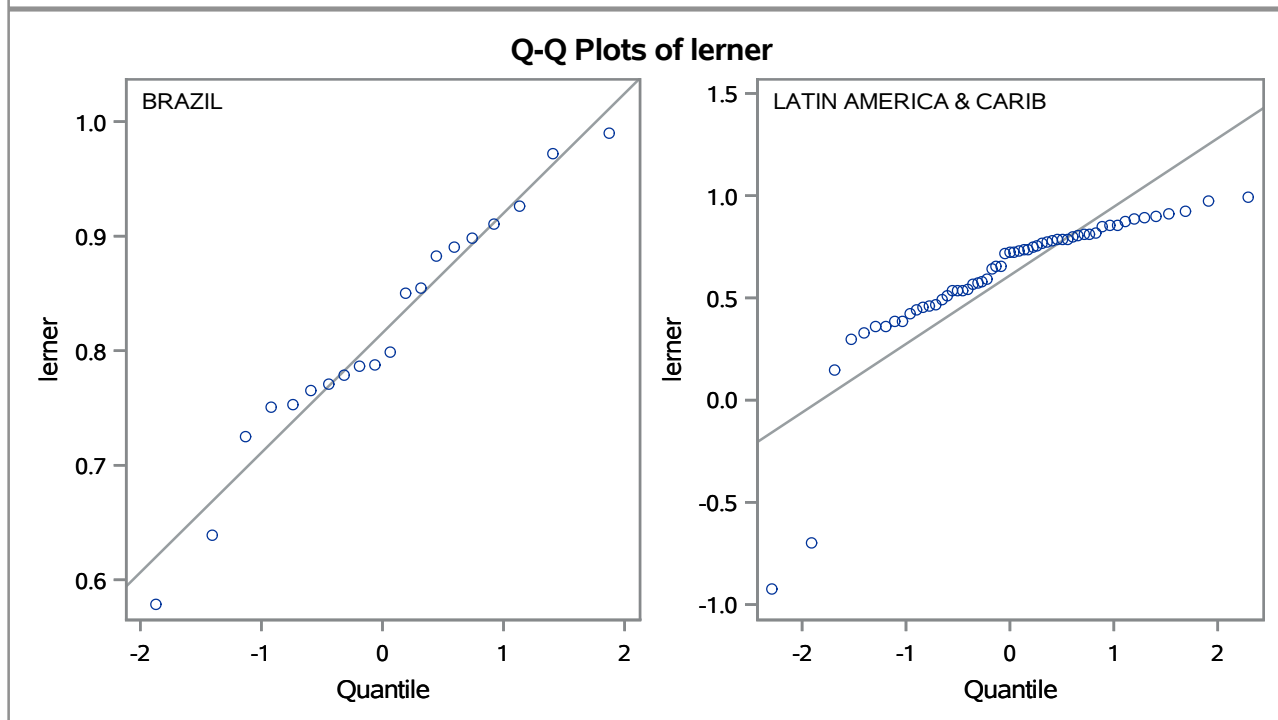
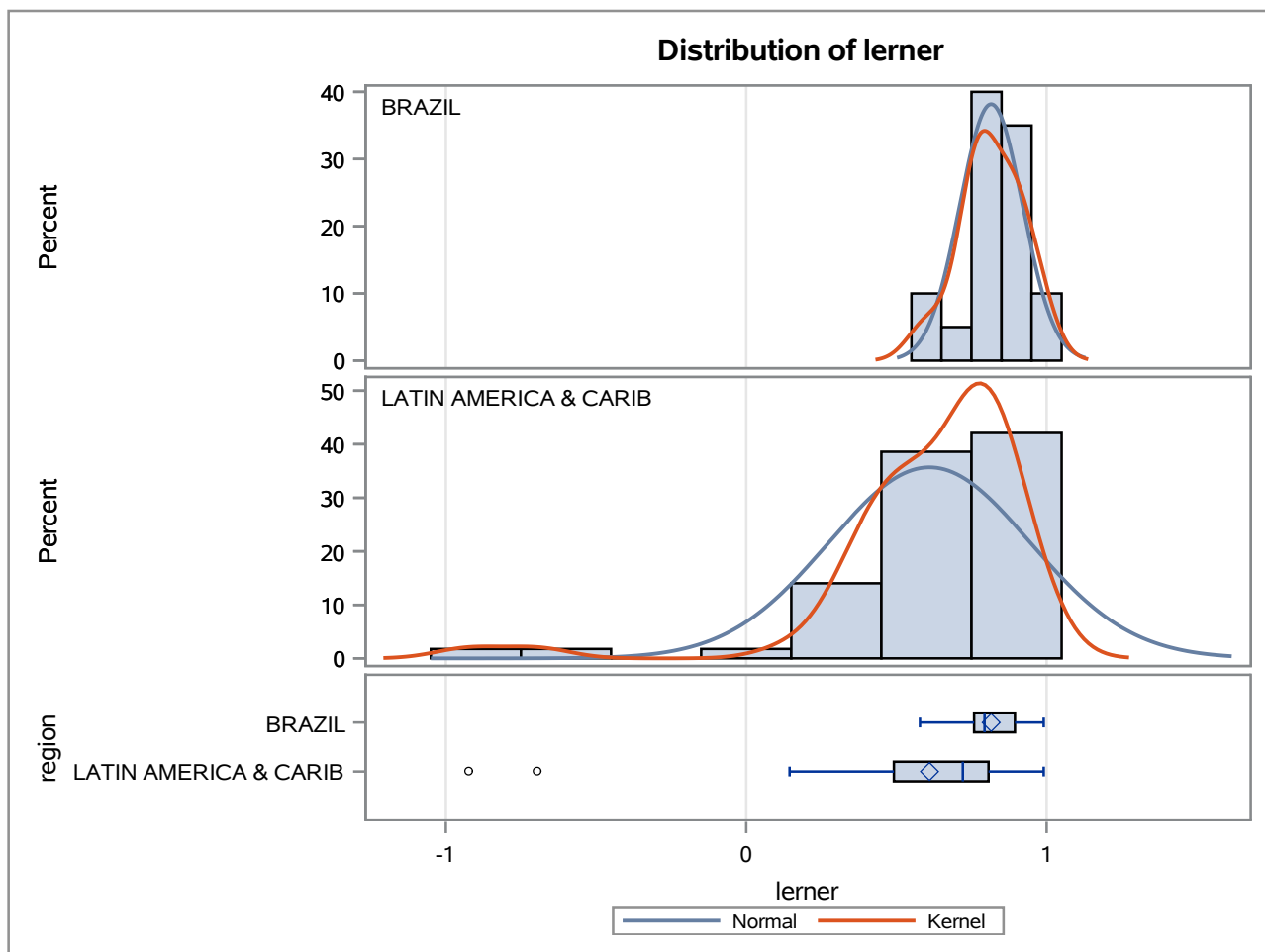
Method	Variances	DF	t Value	Pr > t
Pooled	Equal	75	3.91	0.0002
Satterthwaite	Unequal	60.063	5.70	<.0001

Equality of Variances				
Method	Num DF	Den DF	F Value	Pr > F
Folded F	56	19	51.29	<.0001

The TTEST Procedure

Variable: lerner

trimestre=01/04/2016



APÊNDICE H

The PANEL Procedure Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

Model Description	
Estimation Method	DynSys
Number of Cross Sections	31
Time Series Length	16
GMM Stage	1
GMM Bandwidth	16
Number of Instruments	122
Variance Estimation	GMM

Fit Statistics			
SSE	14.8120	DFE	137
MSE	0.1081	Root MSE	0.3288

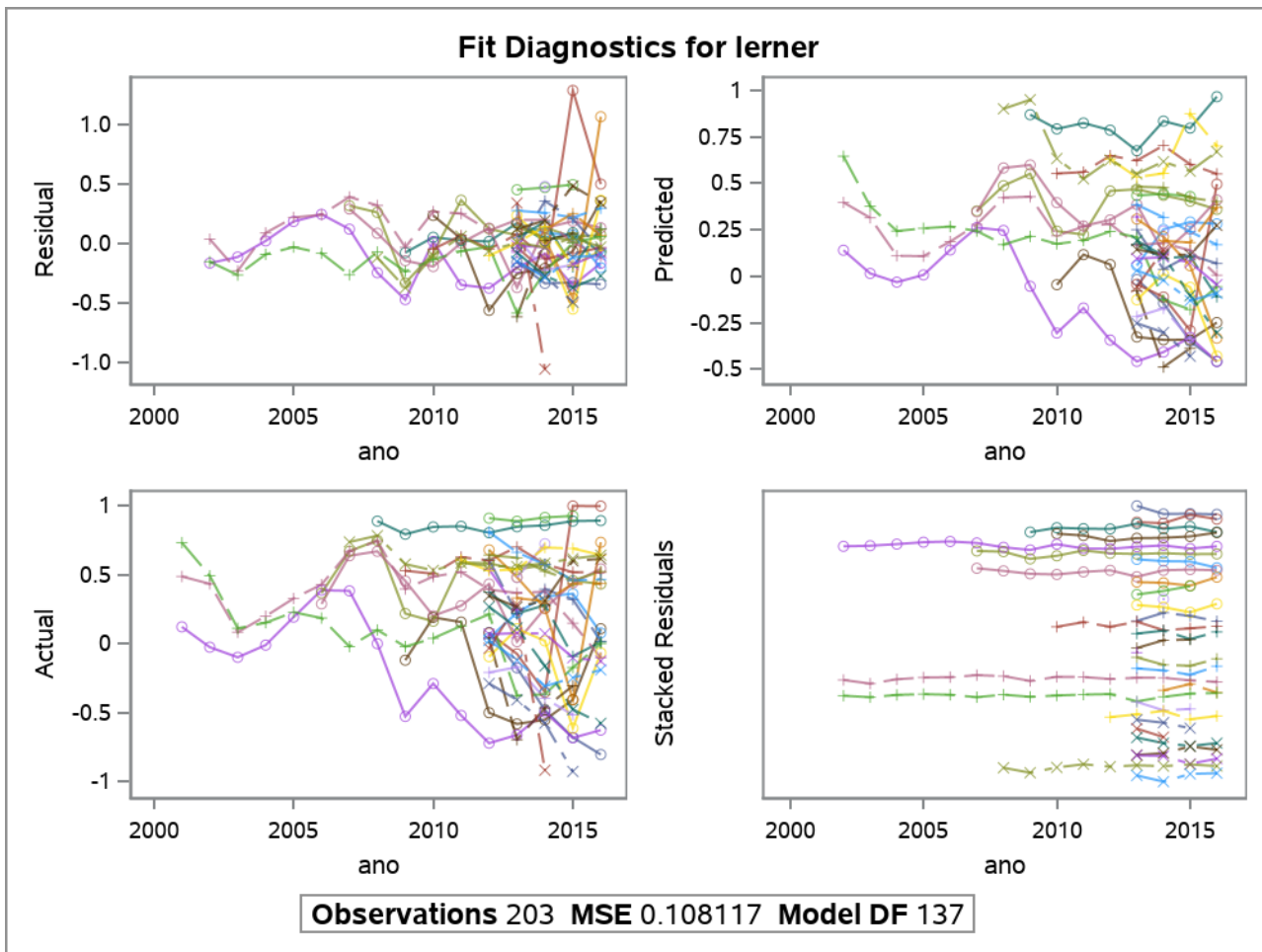
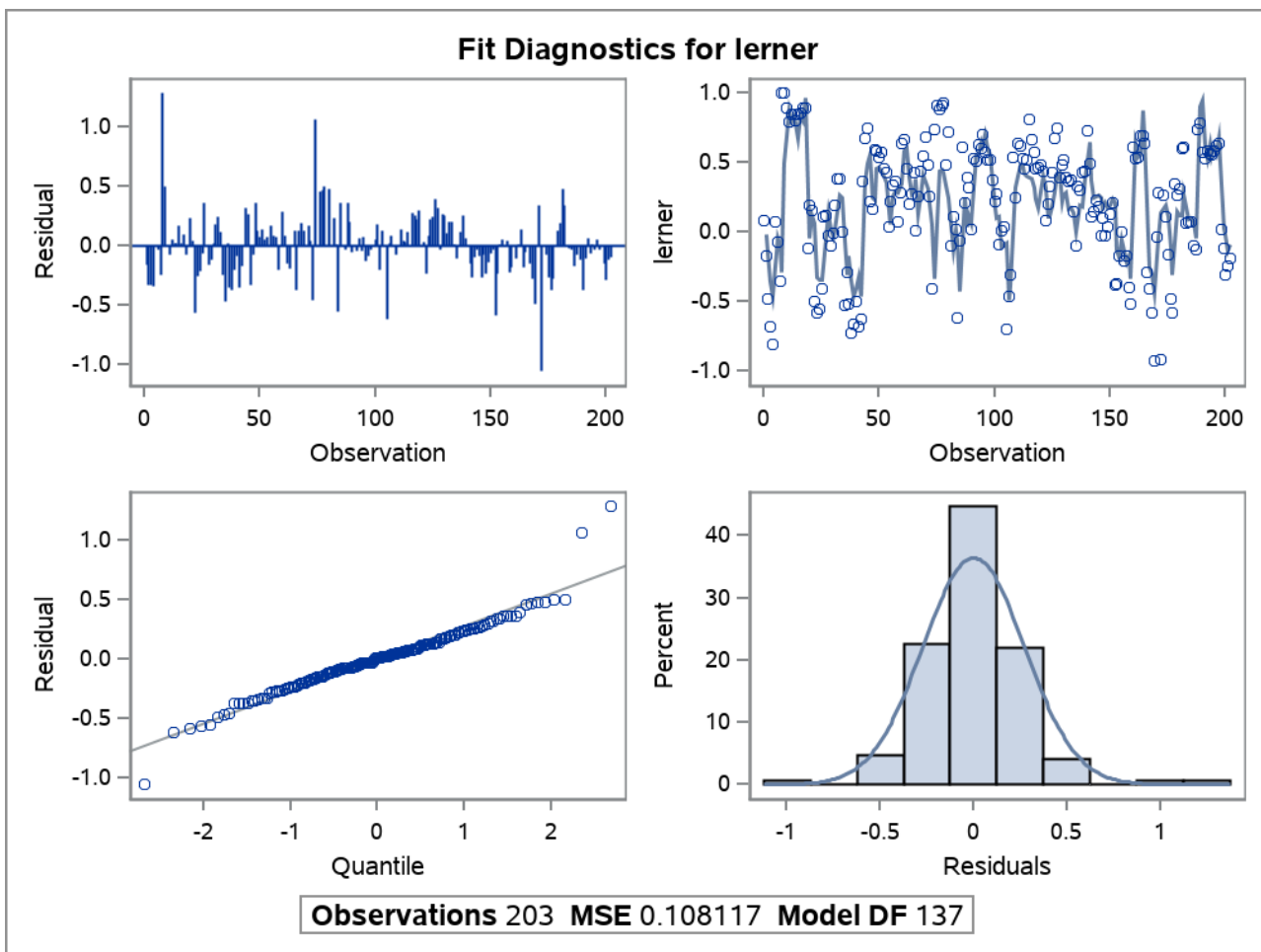
Sargan Test		
DF	Statistic	Prob > ChiSq
97	71.02	0.9780

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
Intercept	1	0.096587	0.1976	0.49	0.6258	Intercept
lerner (Lag 1)	1	0.586807	0.0842	6.97	<.0001	
fivey	1	0.032128	0.0130	2.48	0.0145	
C5	1	-0.00214	0.00261	-0.82	0.4140	

AR(m) Test		
Lag	Statistic	Pr > Statistic
1	-3.78	0.0002
2	-1.75	0.0793

The PANEL Procedure
Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner



The PANEL Procedure Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

Model Description	
Estimation Method	DynSys
Number of Cross Sections	31
Time Series Length	65
GMM Stage	2
GMM Bandwidth	65
Number of Instruments	2080
Variance Estimation	GMM

Fit Statistics			
SSE	30.6723	DFE	653
MSE	0.0470	Root MSE	0.2167

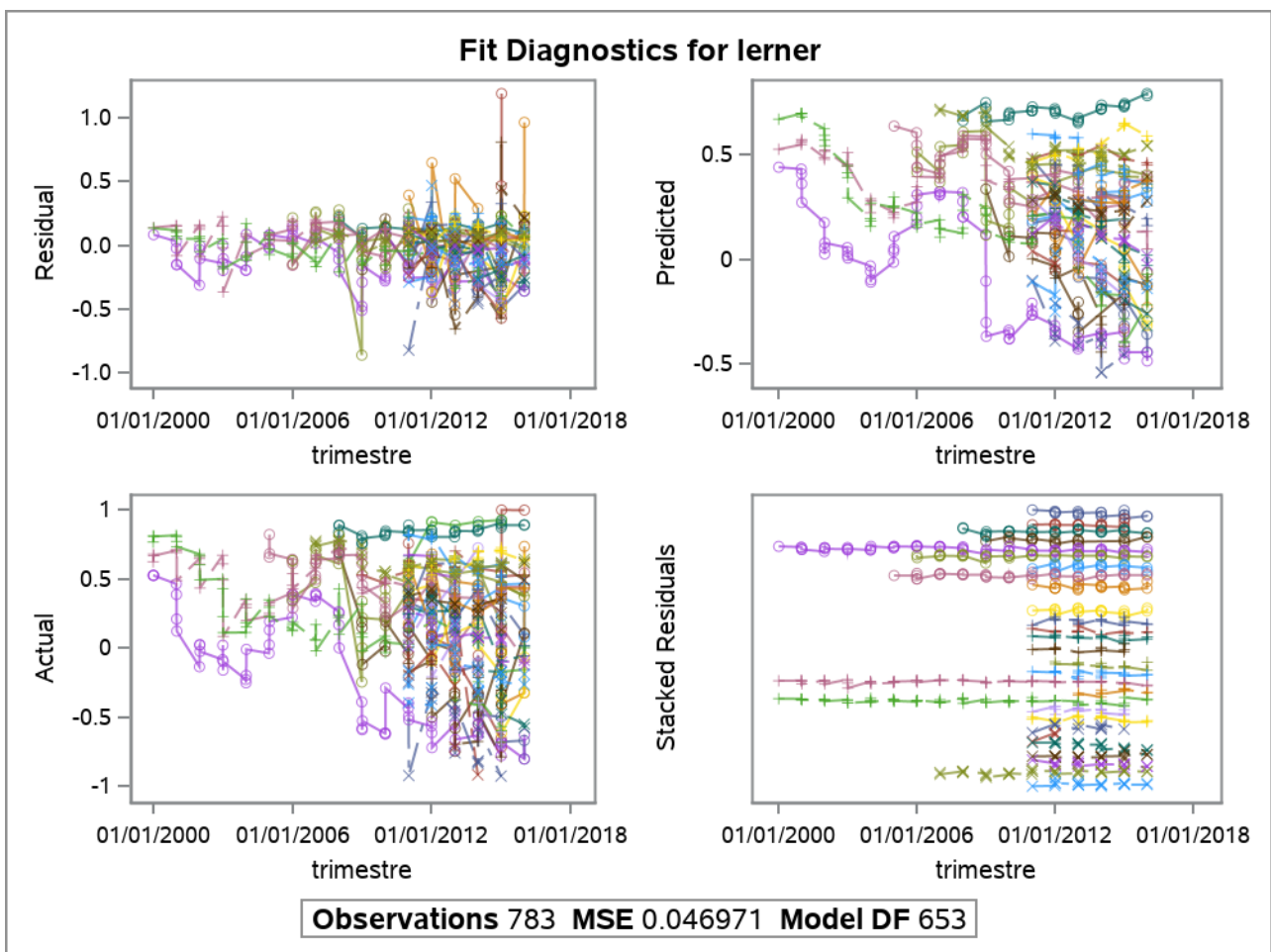
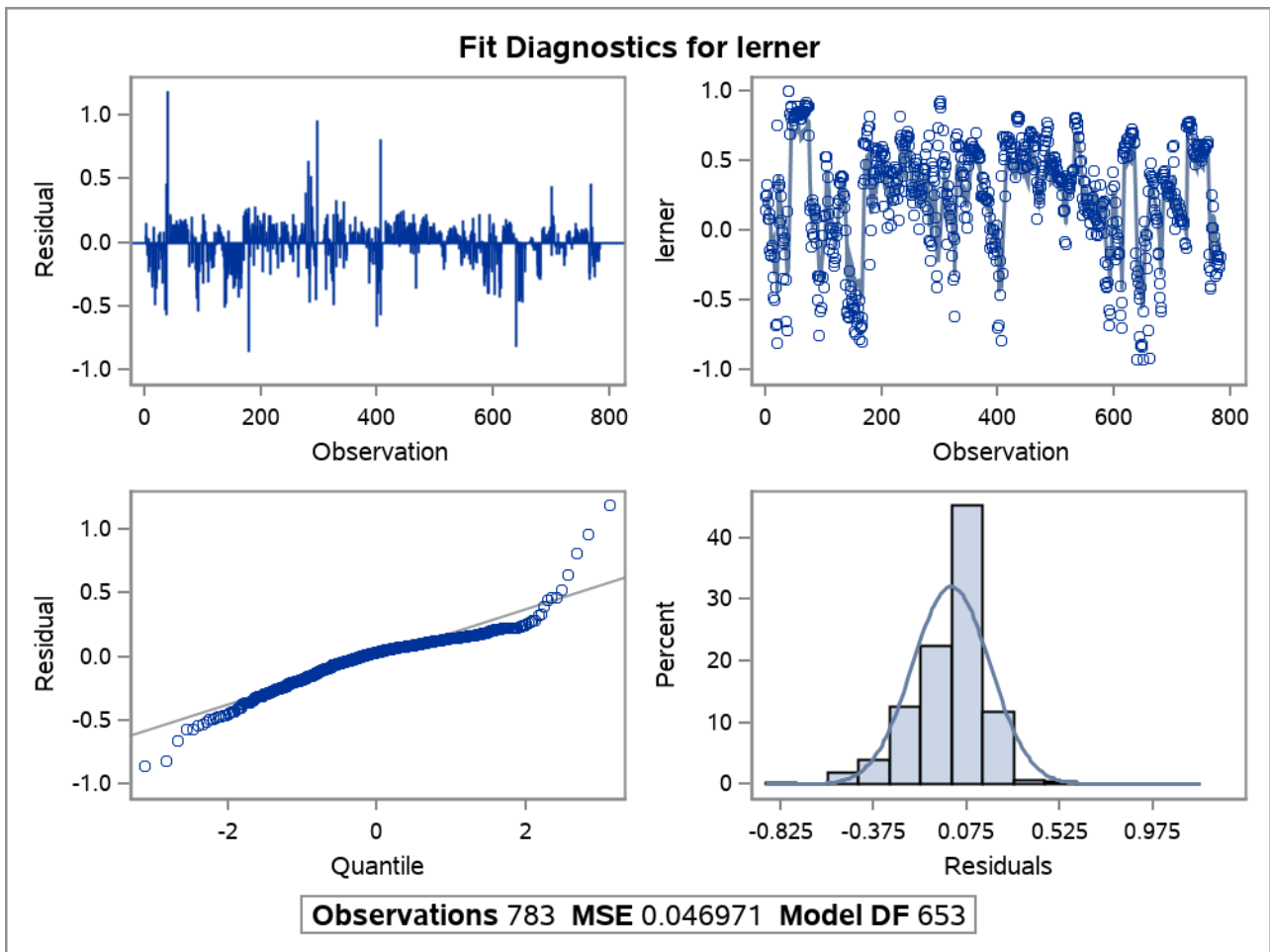
Sargan Test		
DF	Statistic	Prob > ChiSq
24	22.02	0.5779

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
Intercept	1	0.023078	0.0296	0.78	0.4351	Intercept
lerner (Lag 1)	1	0.361538	0.0211	17.10	<.0001	
lerner (Lag 2)	1	0.329426	0.0378	8.71	<.0001	
fivey	1	0.008919	0.00330	2.71	0.0070	

AR(m) Test		
Lag	Statistic	Pr > Statistic
1	-2.88	0.0039
2	-0.16	0.8709

The PANEL Procedure Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner



APÊNDICE I

The PANEL Procedure
Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

Model Description	
Estimation Method	DynSys
Number of Cross Sections	31
Time Series Length	16
GMM Stage	1
GMM Bandwidth	16
Number of Instruments	122
Variance Estimation	GMM

Fit Statistics			
SSE	14.8120	DFE	137
MSE	0.1081	Root MSE	0.3288

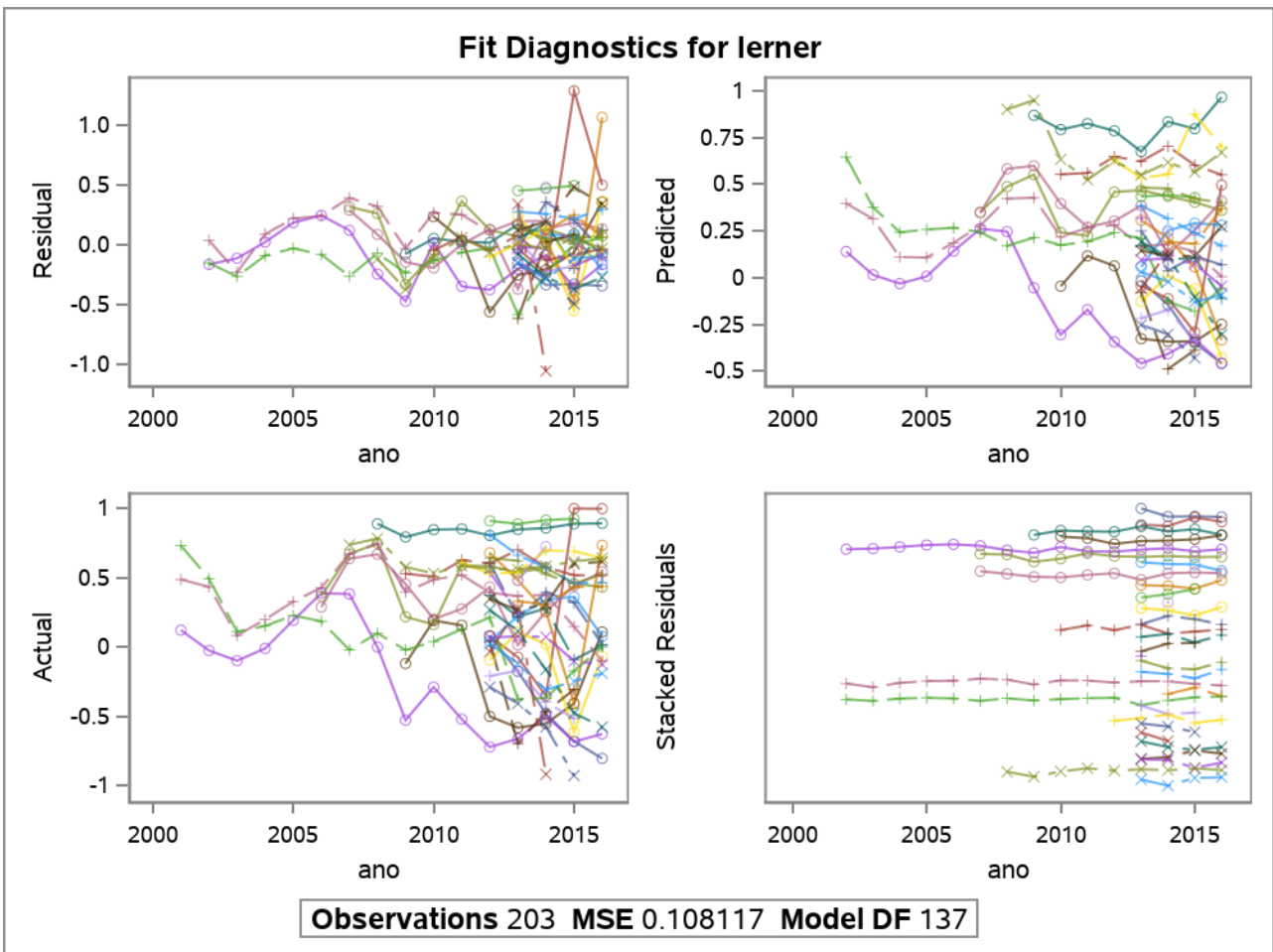
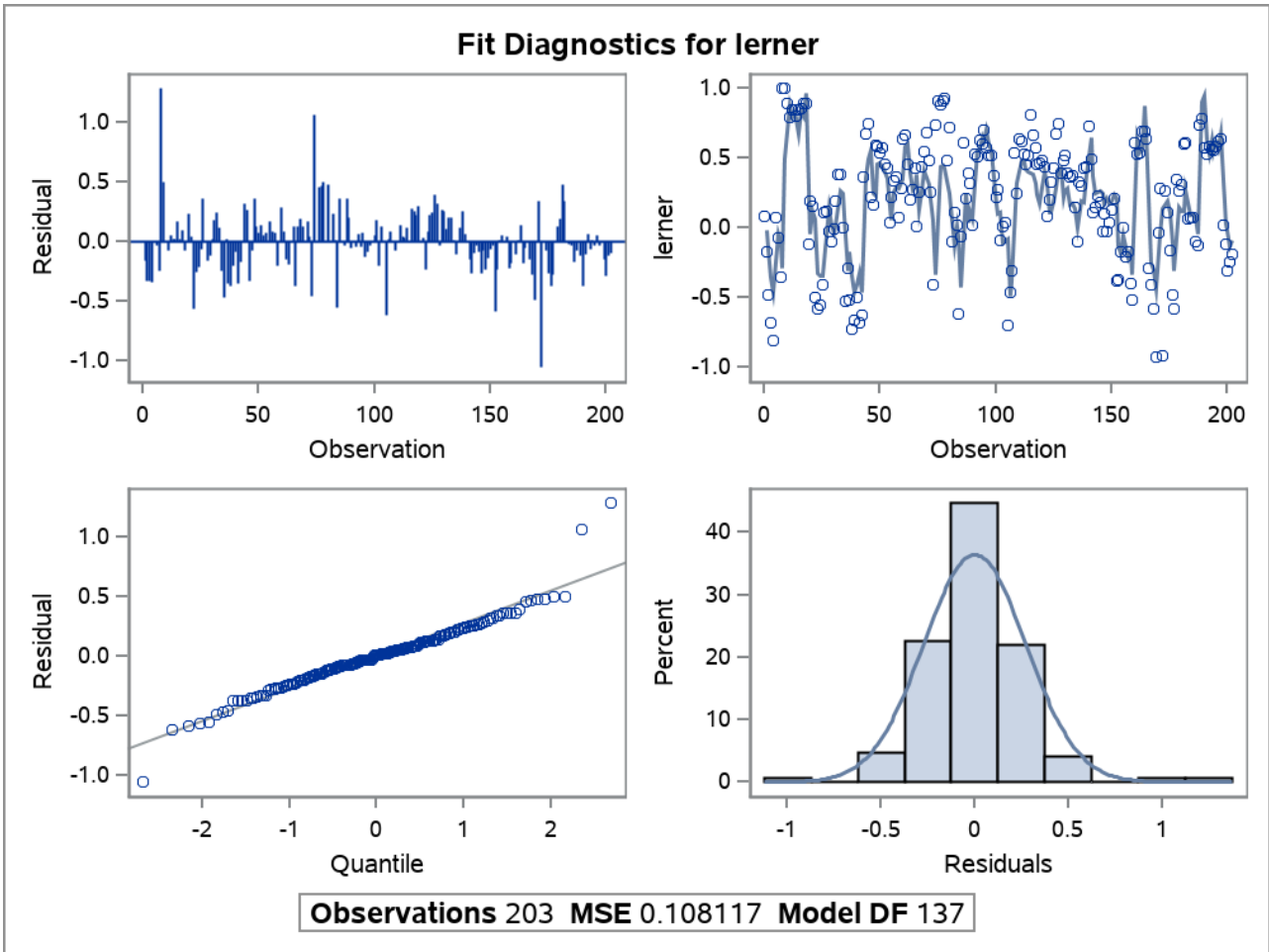
Sargan Test		
DF	Statistic	Prob > ChiSq
97	71.02	0.9780

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
Intercept	1	0.096587	0.1976	0.49	0.6258	Intercept
lerner (Lag 1)	1	0.586807	0.0842	6.97	<.0001	
fivey	1	0.032128	0.0130	2.48	0.0145	
C5	1	-0.00214	0.00261	-0.82	0.4140	

AR(m) Test		
Lag	Statistic	Pr > Statistic
1	-3.78	0.0002
2	-1.75	0.0793

The PANEL Procedure
Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner



The PANEL Procedure Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

Model Description	
Estimation Method	DynSys
Number of Cross Sections	31
Time Series Length	65
GMM Stage	2
GMM Bandwidth	65
Number of Instruments	2079
Variance Estimation	GMM

Fit Statistics			
SSE	32.5893	DFE	654
MSE	0.0498	Root MSE	0.2232

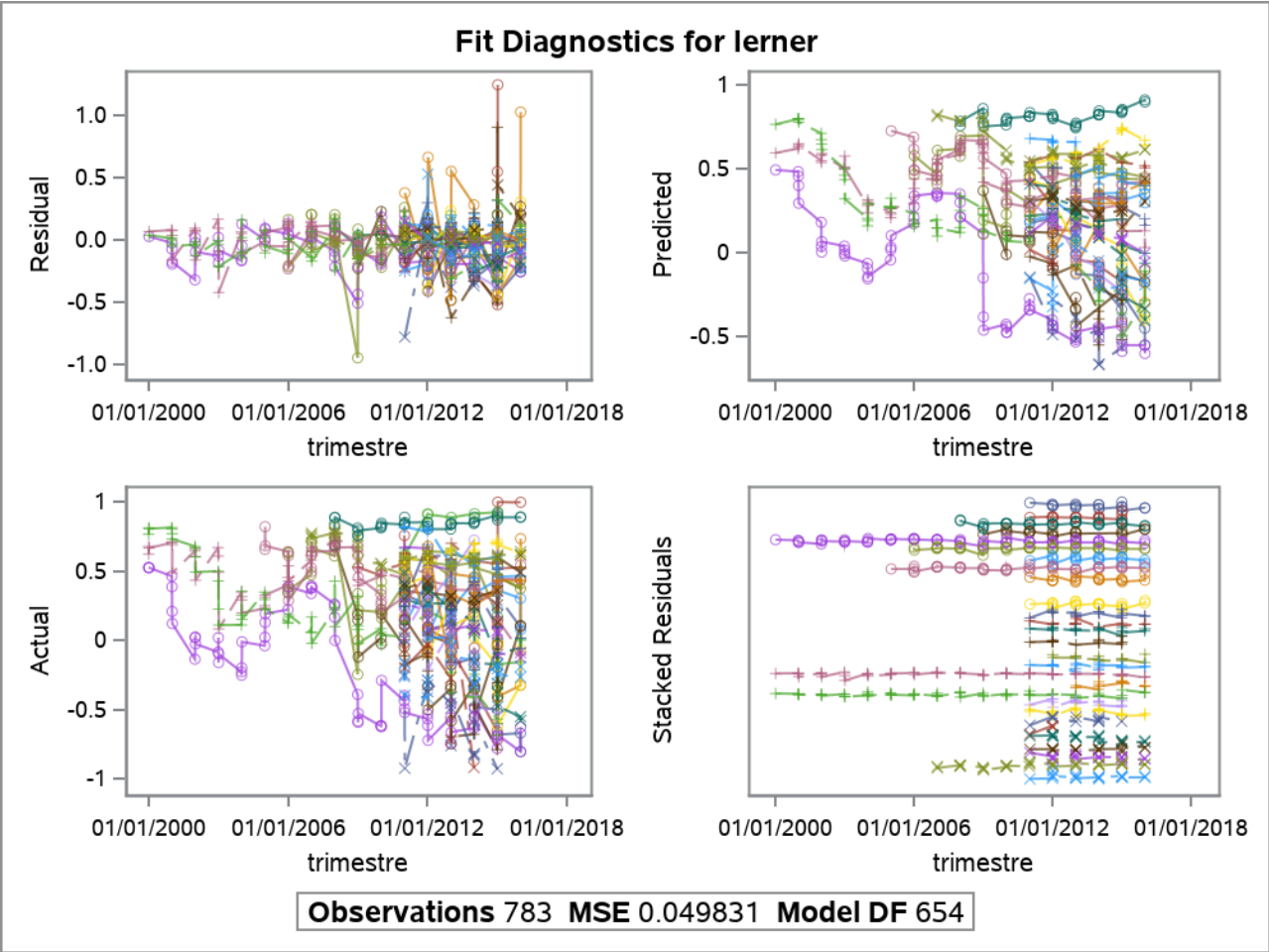
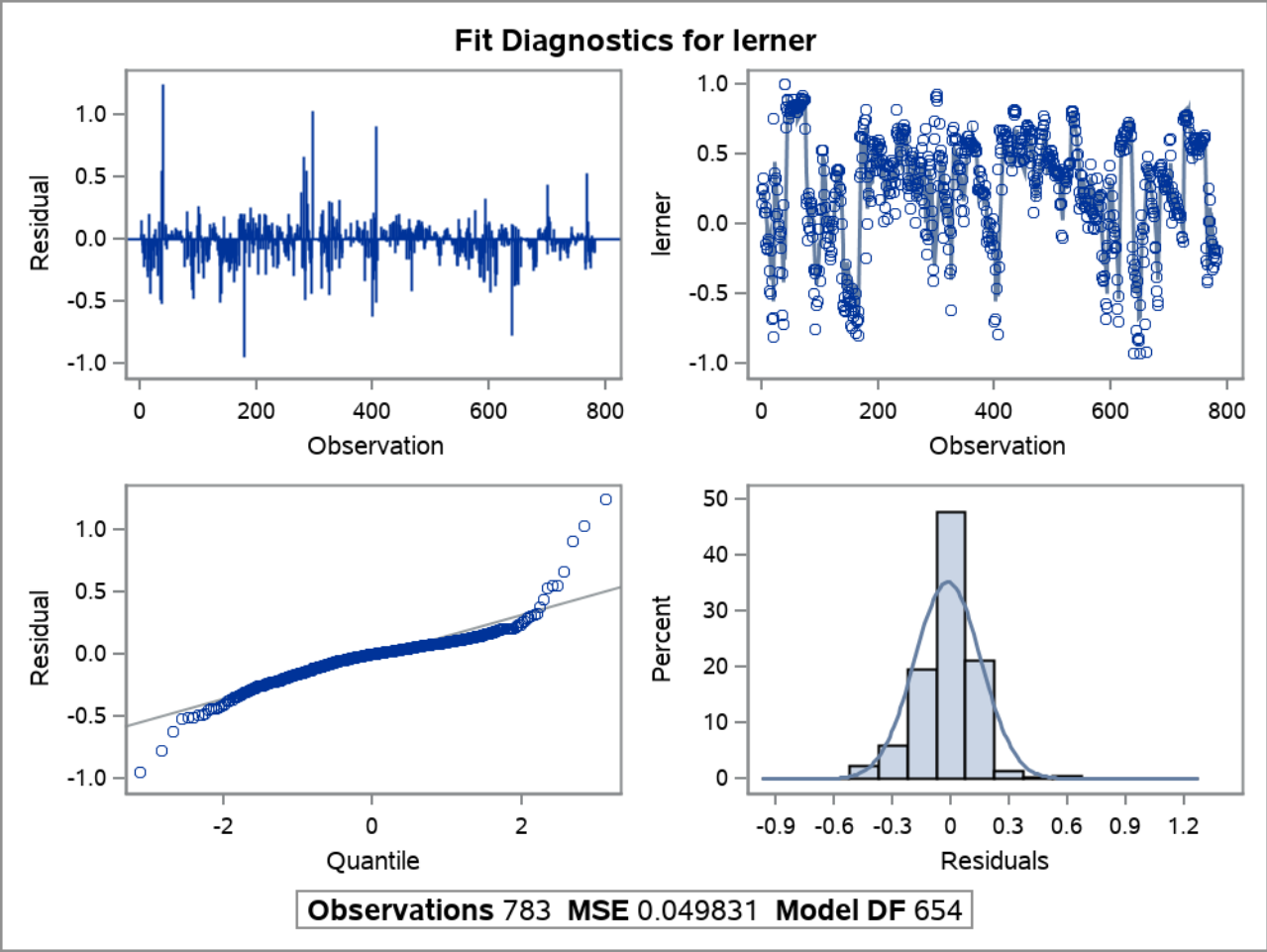
Sargan Test		
DF	Statistic	Prob > ChiSq
25	27.24	0.3439

Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
lerner (Lag 1)	1	0.426337	0.0573	7.44	<.0001	
lerner (Lag 2)	1	0.388388	0.0447	8.69	<.0001	
fivey	1	0.010607	0.00525	2.02	0.0439	

AR(m) Test		
Lag	Statistic	Pr > Statistic
1	-2.73	0.0064
2	-0.50	0.6193

The PANEL Procedure Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner



APÉNDICE J

The PANEL Procedure
Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

tcb=b1

Model Description	
Estimation Method	DynSys
Number of Cross Sections	130
Time Series Length	51
GMM Stage	2
GMM Bandwidth	51
Number of Instruments	1276
Variance Estimation	Bias-corrected

Fit Statistics			
SSE	199.0637	DFE	3770
MSE	0.0528	Root MSE	0.2298

Sargan Test		
DF	Statistic	Prob > ChiSq
123	125.18	0.4284

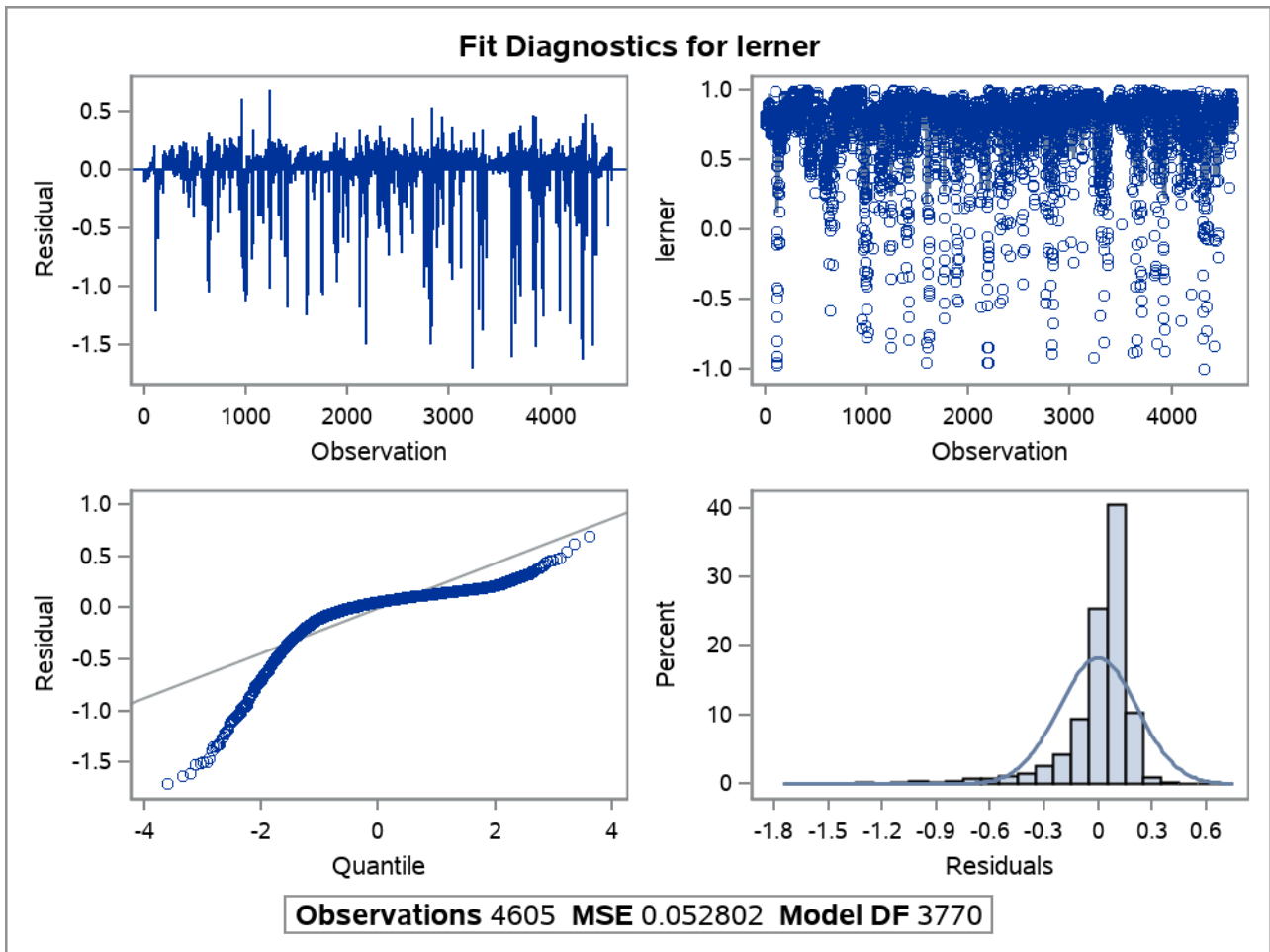
Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
Intercept	1	0.296592	0.0688	4.31	<.0001	Intercept
lerner (Lag 1)	1	0.213893	0.0439	4.87	<.0001	
lerner (Lag 2)	1	0.12908	0.0463	2.79	0.0054	
fivey	1	0.015403	0.00242	6.36	<.0001	
mkt_share	1	0.508949	0.2475	2.06	0.0398	

AR(m) Test		
Lag	Statistic	Pr > Statistic
1	-4.51	<.0001
2	-0.99	0.3242

The PANEL Procedure Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

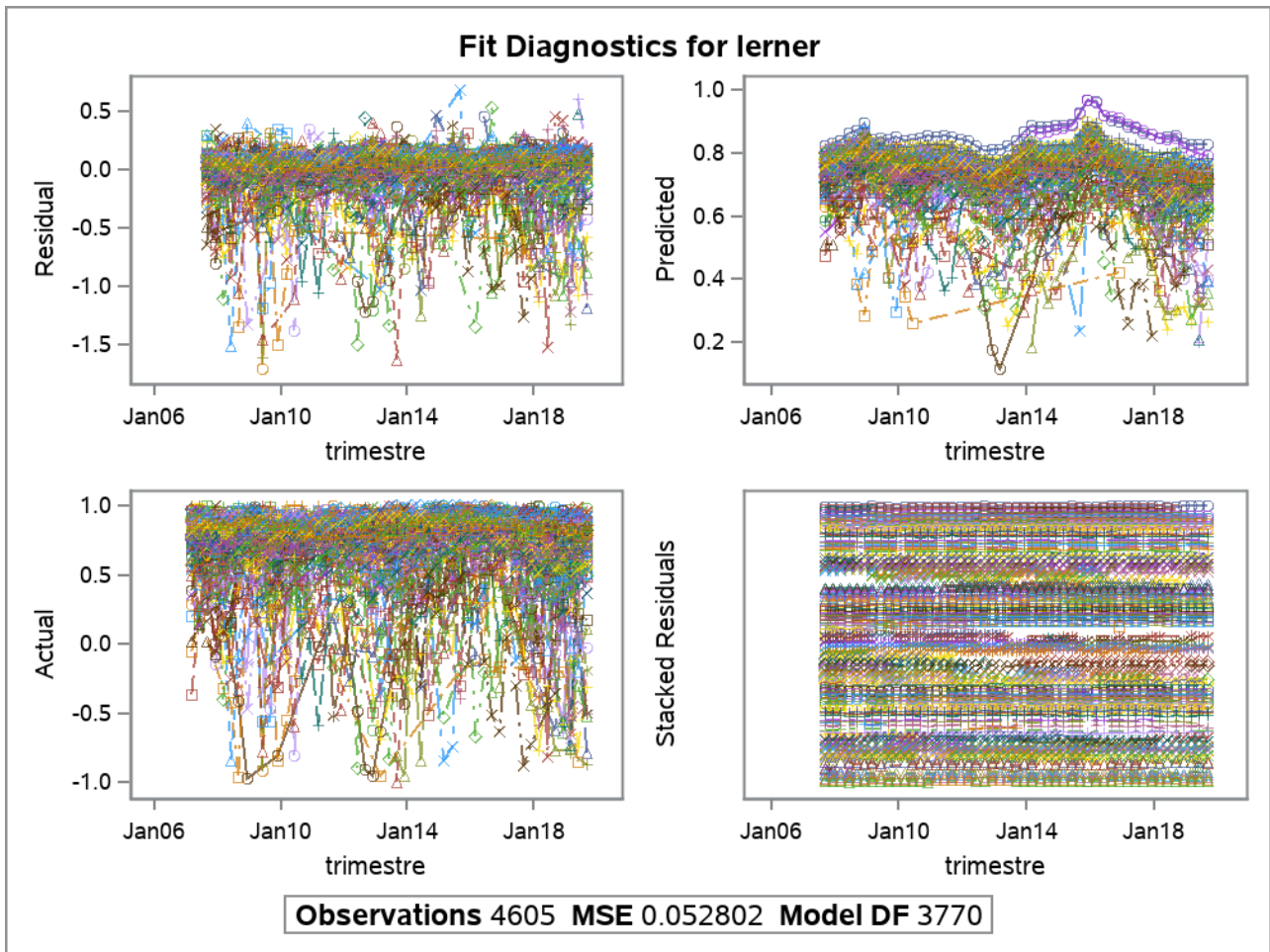
tcb=b1



The PANEL Procedure Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

tcb=b1



The PANEL Procedure
Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

tcb=b2

Model Description	
Estimation Method	DynSys
Number of Cross Sections	50
Time Series Length	51
GMM Stage	2
GMM Bandwidth	51
Number of Instruments	1276
Variance Estimation	Bias-corrected

Fit Statistics			
SSE	55.3448	DFE	1204
MSE	0.0460	Root MSE	0.2144

Sargan Test		
DF	Statistic	Prob > ChiSq
44	43.28	0.5025

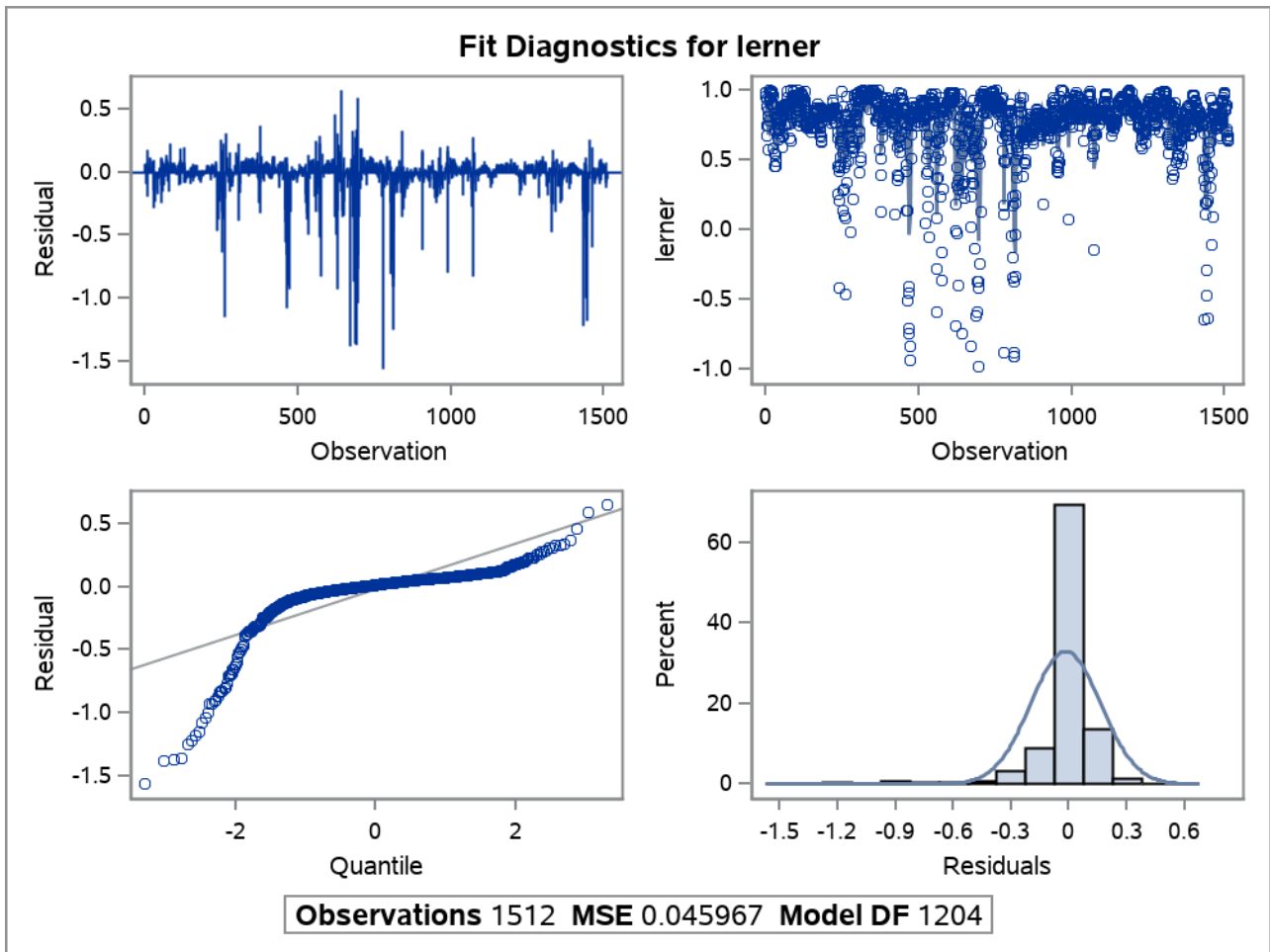
Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
Intercept	1	0.235118	0.1058	2.22	0.0265	Intercept
lerner (Lag 1)	1	0.333691	0.0838	3.98	<.0001	
lerner (Lag 2)	1	0.238318	0.0627	3.80	0.0002	
fivey	1	0.008974	0.00384	2.33	0.0197	
mkt_share	1	1.069828	3.2716	0.33	0.7437	

AR(m) Test		
Lag	Statistic	Pr > Statistic
1	-2.38	0.0175
2	1.00	0.3171

The PANEL Procedure Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

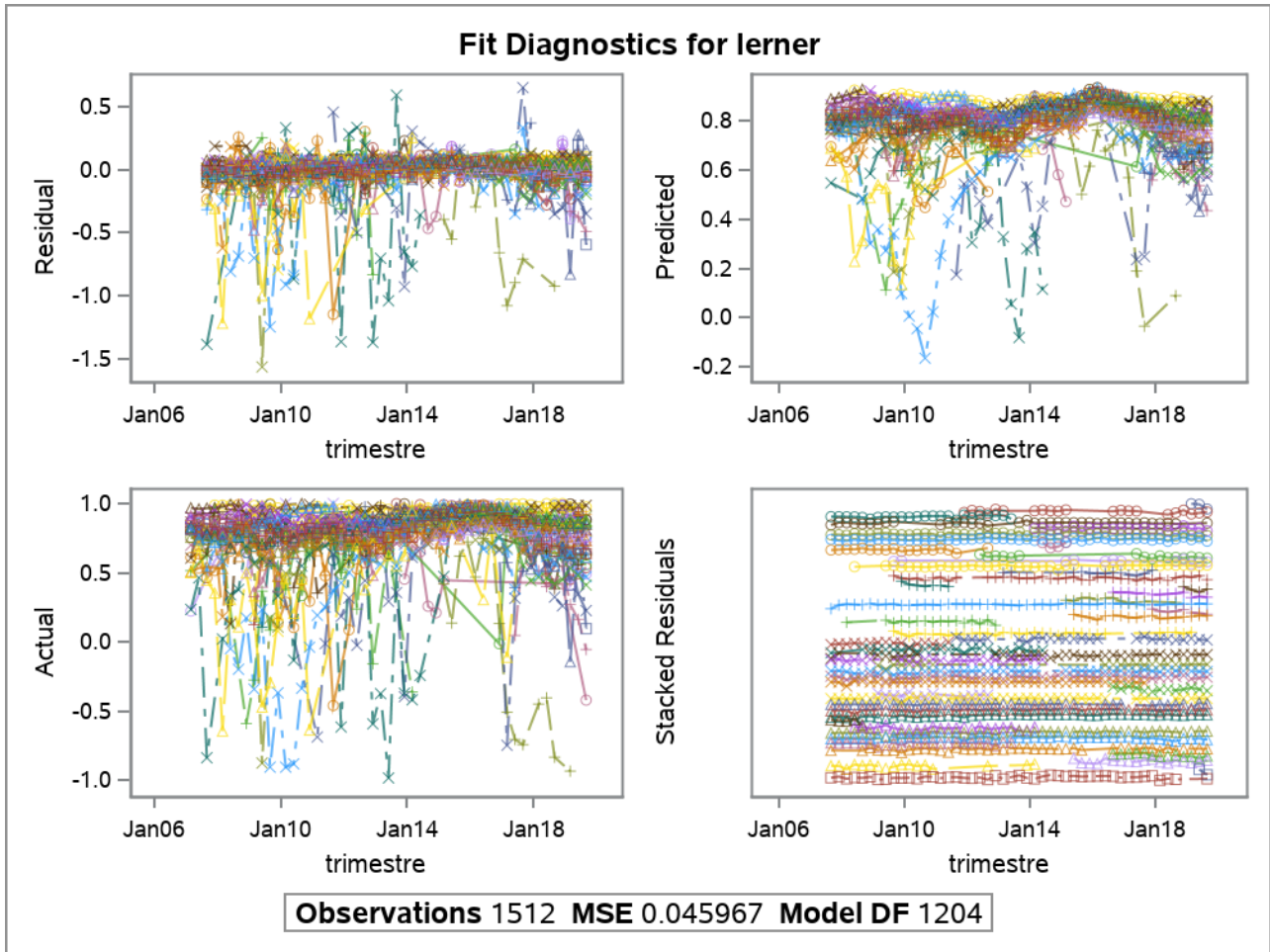
tcb=b2



The PANEL Procedure Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

tcb=b2



The PANEL Procedure
Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

tcb=b3S

Model Description	
Estimation Method	DynSys
Number of Cross Sections	1115
Time Series Length	51
GMM Stage	2
GMM Bandwidth	51
Number of Instruments	1276
Variance Estimation	Bias-corrected

Fit Statistics			
SSE	383.0426	DFE	12169
MSE	0.0315	Root MSE	0.1774

Sargan Test		
DF	Statistic	Prob > ChiSq
178	486.81	<.0001

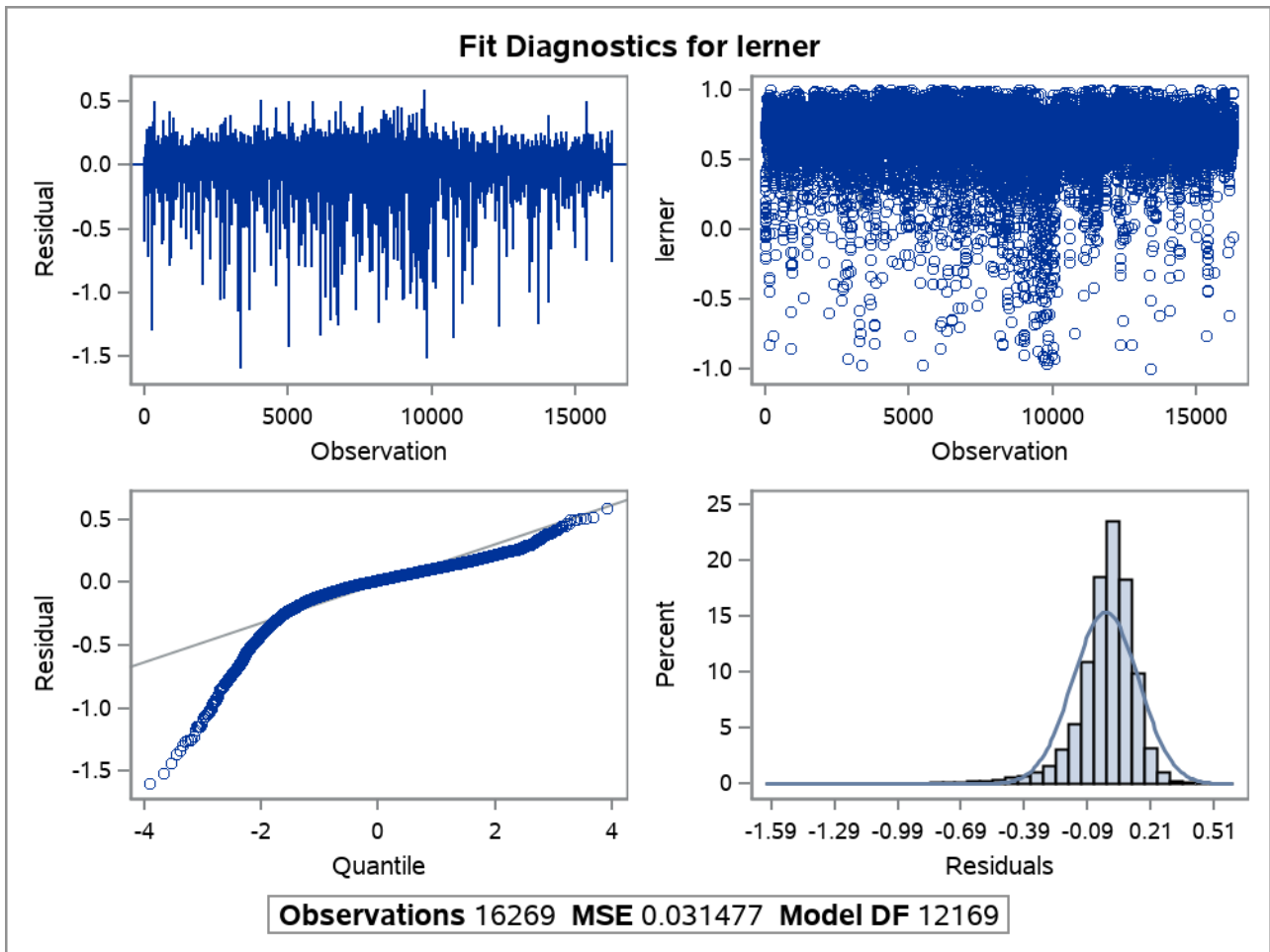
Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
Intercept	1	0.269512	0.0292	9.22	<.0001	Intercept
lerner (Lag 1)	1	0.251328	0.0266	9.46	<.0001	
lerner (Lag 2)	1	0.118472	0.0234	5.07	<.0001	
fivey	1	0.011853	0.000951	12.46	<.0001	
mkt_share	1	104.2104	28.7797	3.62	0.0003	

AR(m) Test		
Lag	Statistic	Pr > Statistic
1	-11.19	<.0001
2	-0.14	0.8886

The PANEL Procedure
 Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

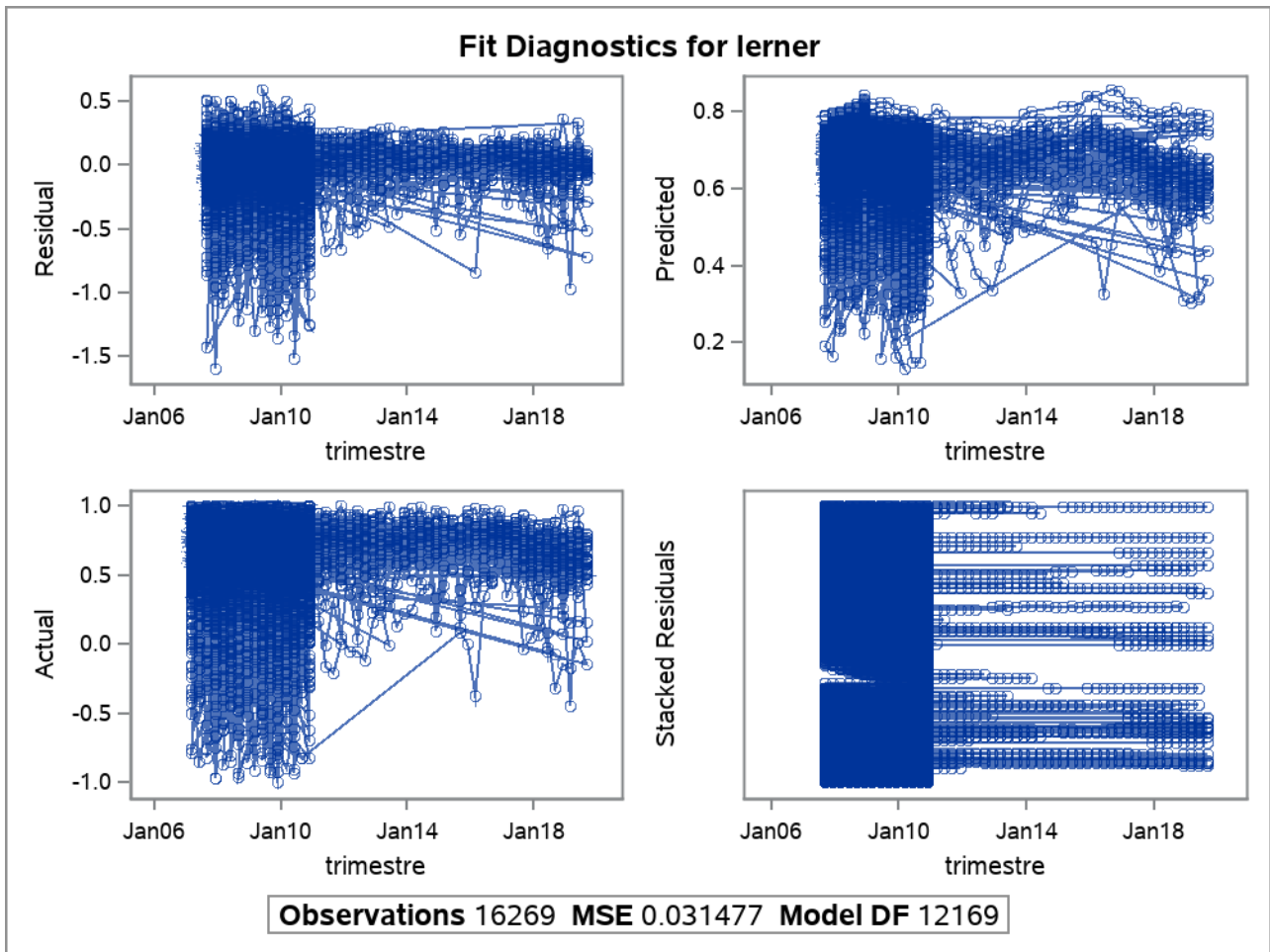
tcb=b3S



The PANEL Procedure Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

tcb=b3S



The PANEL Procedure
Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

tcb=n1

Model Description	
Estimation Method	DynSys
Number of Cross Sections	79
Time Series Length	51
GMM Stage	2
GMM Bandwidth	51
Number of Instruments	1276
Variance Estimation	Bias-corrected

Fit Statistics			
SSE	15.7055	DFE	1002
MSE	0.0157	Root MSE	0.1252

Sargan Test		
DF	Statistic	Prob > ChiSq
65	66.64	0.4204

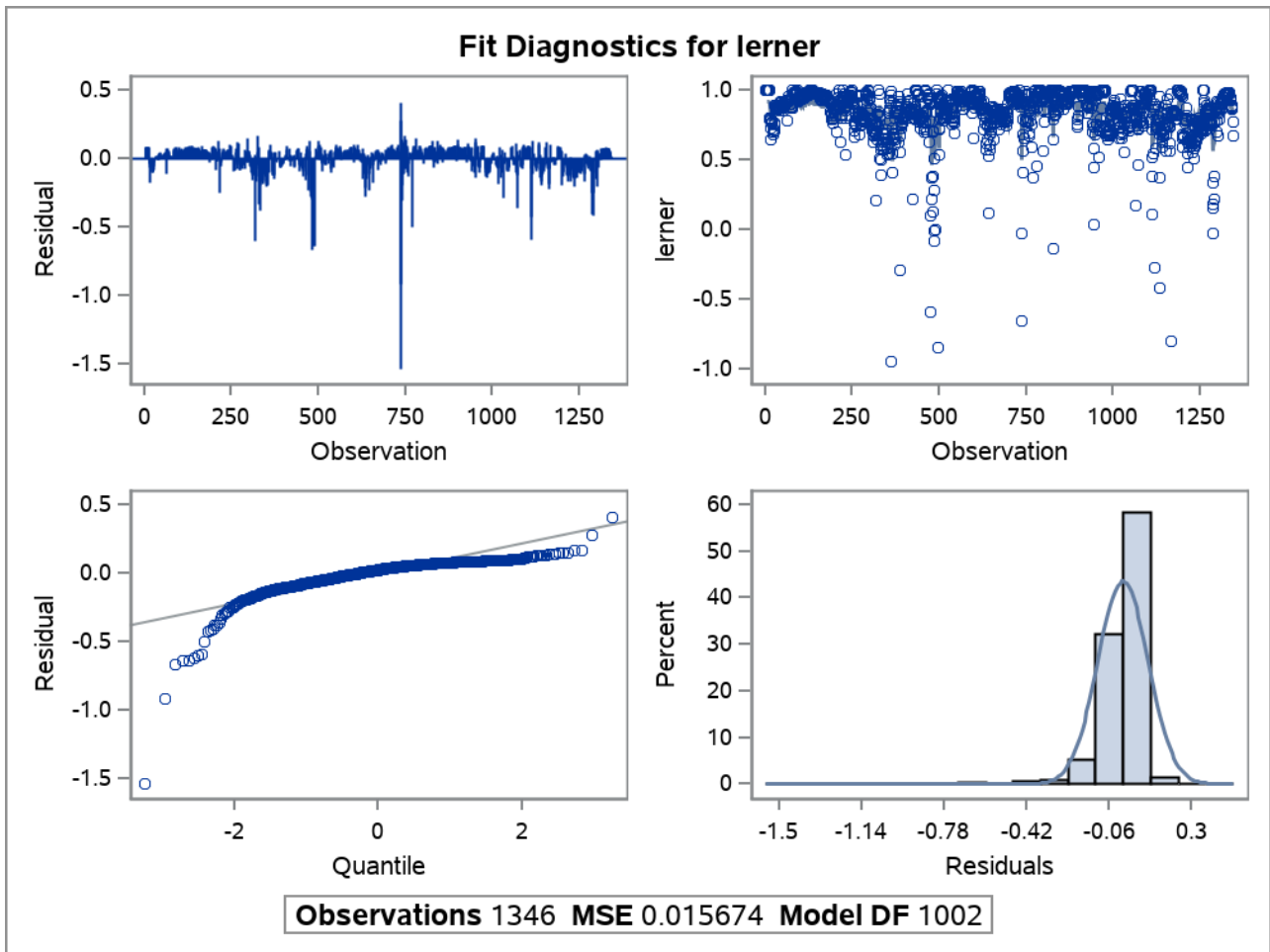
Parameter Estimates						
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Label
Intercept	1	0.498436	0.1106	4.51	<.0001	Intercept
lerner (Lag 1)	1	0.247141	0.1290	1.92	0.0557	
lerner (Lag 2)	1	0.142983	0.0378	3.78	0.0002	
fivey	1	0.002135	0.00165	1.30	0.1953	
mkt_share	1	-3.62505	1.6834	-2.15	0.0315	

AR(m) Test		
Lag	Statistic	Pr > Statistic
1	-1.36	0.1723
2	-0.93	0.3504

The PANEL Procedure Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

tcb=n1



The PANEL Procedure Dynamic Panel Estimation by System GMM

Dependent Variable: lerner

tcb=n1

