



Universidade de Brasília

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas
Programa de Pós-Graduação em Administração

**O Impacto do Novo Requerimento de Liquidez
(NSFR) no Spread e na Rentabilidade das
Instituições Financeiras: Um Estudo Empírico no
Período de 2001 a 2018**

Laerte Jun Takeuti

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de
Mestre em Administração

Orientador
Prof. Dr. Ivan Ricardo Gartner

Brasília
2020



Universidade de Brasília

Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Gestão de Políticas Públicas

Programa de Pós-Graduação em Administração

**O Impacto do Novo Requerimento de Liquidez
(NSFR) no Spread e na Rentabilidade das
Instituições Financeiras: Um Estudo Empírico no
Período de 2001 a 2018**

Laerte Jun Takeuti

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do título de
Mestre em Administração

Prof. Dr. Ivan Ricardo Gartner (Orientador)

PPGA/UnB

Prof. Dr. Marcelo Driemeyer Wilbert

PPGCont/UnB

Prof. Dr. José Alves Dantas

PPGCont/UnB/BACEN

Prof. Dr. Rafael Barreiros Porto

Coordenador do Programa de Pós-graduação em Administração

Brasília, 28 de fevereiro de 2020

Dedicatória

Dedico a presente dissertação aos meus pais, Mario Takeuti e Iaeco Takeuti, que sempre me apoiaram e me incentivaram nos estudos, dando todo o suporte para que eu conseguisse chegar até aqui. E a minha esposa, Vanessa Therumi Assao, pelo suporte e apoio diário essencial para que eu tivesse tranquilidade para cumprir mais uma etapa da vida.

Agradecimentos

Meus sinceros agradecimentos ao meu orientador prof. Dr. Ivan Ricardo Gartner pelos valiosos ensinamentos, críticas e sugestões que enriqueceram muito esse trabalho.

Ao prof. Dr. José Alves Dantas pelas dicas e conselhos desde a época da elaboração do pré-projeto.

À todos professores do PPGA/Unb pelos ensinamentos transmitido em sala de aula.

Aos meu colegas de turma, em especial aos colegas da linha de Finanças, João Gabriel de Moraes Souza, Monique de Abreu Azevedo e Felipe Vilhena Antunes Amaral, pelas conversas e companheirismo durante toda a jornada.

E, por último, ao Banco Central do Brasil, por me proporcionar essa excepcional oportunidade para o meu desenvolvimento profissional.

Resumo

Como parte das medidas prudenciais sugeridas pelo Acordo de Basiléia III, o Banco Central do Brasil passou a exigir que os bancos divulgassem o índice de liquidez de longo prazo (*Net Stable Funding Ratio - NSFR*) a partir de outubro de 2018. Nesse contexto, a presente dissertação teve por objetivo investigar empiricamente o impacto desse novo requerimento de liquidez no *spread* e na rentabilidade das Instituições Financeiras Brasileiras. Para tanto, fez-se uso de uma amostra de 69 Instituições Financeiras entre o período de janeiro de 2001 e dezembro de 2018. Com base nos dados dos balanços contábeis semestrais, calculou-se o NSFR praticado pelos bancos, as variáveis *spread* e de rentabilidade, bem como as variáveis de controle. Considerando-se três relações funcionais nas quais o *spread*, ROE e o ROA são condicionados pelo NSFR, foram especificados três modelos econométricos que foram estimados pela análise de dados em painel. Os resultados apontaram para uma relação inversa e significativa do NSFR com as variáveis de rentabilidade ROE e ROA de, em média, -1.6 bps e -0.4 bps, respectivamente. Para a variável *spread*, não se encontrou significância estatística nos resultados, evidenciando que apesar do aumento dos custos de *funding* dos bancos com a entrada do NSFR, é possível encontrar evidências de que as Instituições Financeiras podem absorver tais custos diminuindo suas rentabilidades, sem repassar esse aumento para as taxas de empréstimos fornecidas para o mercado.

Palavras-chave: risco de liquidez, regulação bancária, estabilidade financeira, BCBS

Abstract

As part of the prudential measures suggested by the Basel III Agreement, Brazilian Central Bank has started to require banks to disclose the long-term liquidity ratio (Net Stable Funding Ratio - NSFR) from October 2018. In this context, the purpose of this study was to investigate empirically the impact of this new liquidity requirement on the profitability of Brazilian Financial Institutions. To this end, a sample of 69 Financial Institutions was used between 2001 January and 2018 December. Based on semi-annual accounting balance sheets data, the NSFR practiced by banks, the profitability variables and the control variables were calculated. Considering three functional relationships in which spread, ROE and ROA are conditioned by the NSFR, three econometric models were specified by panel data analysis. The results pointed to an inverse and significant relationship between the NSFR and the ROE and ROA profitability variables of -1.6 bps and -0.4 bps, respectively. For the spread variable, no statistical significance was found in the results, showing that despite the increase in the costs of funding banks with NSFR restriction, it is possible to find evidence that Financial Institutions can absorb such costs by decreasing their profitability, without passing on this increase to the rates of loans provided to the market.

Keywords: liquidity risk, bank regulation, financial stability, BCBS brazil

Sumário

1	Introdução	1
1.1	Formulação do Problema	2
1.2	Hipóteses	3
1.3	Justificativa	5
1.4	Estrutura e Organização do Trabalho	5
2	Referencial Teórico	7
2.1	Acordo de Basiléia I	7
2.2	Acordo de Basiléia II	8
2.3	Acordo de Basiléia III	9
2.4	Estudos Relacionados ao Novo Requerimento de Liquidez - NSFR	13
3	Análise Empírica	19
3.1	População, Amostra e Fontes de Dados do Estudo	19
3.2	Variáveis em Estudo	20
3.2.1	Variáveis Dependentes - <i>Spread</i> , ROE e ROA	20
3.2.2	Variável Independente - NSFR	22
3.2.3	Variáveis de Controle dos Bancos	23
3.2.4	Variáveis de Controle Macroeconômicas	24
3.2.5	Estatística Descritiva das Variáveis	28
3.3	Histórico e Gráficos do NSFR	30
3.4	Especificação do Modelo	34
3.5	Estimação dos Parâmetros e Testes Econométricos	37
3.5.1	Modelo Empilhado e o Teste de Chow	37
3.5.2	Modelo com Dados em Painel e o Teste de Hausman	37
3.5.3	Heterocedasticidade e o Teste de Breusch-Pagan	38
3.6	Resultados	39
3.6.1	Resultados dos testes de aderência	39
3.6.2	Resultados da estimação dos parâmetros	40

3.6.3	Validação das Hipóteses de Pesquisa	41
3.7	Modelo Alternativo com Dados em Painel Dinâmico	45
3.7.1	Modelo GMM	45
3.7.2	Teste de Robustez	45
3.7.3	Resultados	47
4	Considerações Finais	49
4.1	Conclusão	49
4.1.1	Alcance do Estudo	52
4.1.2	Limitações	53
4.1.3	Recomendações de Trabalhos Futuros	53
	Referências Bibliográficas	54
	Apêndice	60
	A Lista das Instituições Financeiras da Amostra	61
	B Código R utilizado nas Regressões	64

Lista de Figuras

3.1	Histórico do NSFR de todas as IFs	31
3.2	Histórico do NSFR das IFs Grandes versus Não Grandes	32
3.3	Histórico do NSFR das IFs de controle Público versus Privado	33
3.4	Histórico do NSFR das IFs de controle Nacional versus controle Estrangeiro	34

Lista de Tabelas

2.1	Resumo das categorias dos passivos e seus respectivos fatores ASF	12
2.2	Resumo das categorias dos ativos e seus respectivos fatores RSF	13
2.3	Resumo da revisão de literatura sobre os estudos analisados na pesquisa. . .	17
3.1	Composição das contas contábeis para o cálculo da <i>proxy</i> do ASF	23
3.2	Composição das contas contábeis para o cálculo da <i>proxy</i> do RSF	23
3.3	Contas contábeis para o cálculo das variáveis	25
3.4	Quadro com as variáveis e suas respectivas referências e justificativas . . .	25
3.5	Estatística descritiva das variáveis	28
3.6	Matriz de correlação de Pearson	28
3.7	VIF - Variance Inflation Factor	29
3.8	Parâmetros resultantes do Teste de Raiz Unitária	30
3.9	Tabela das estatísticas descritivas do histórico do NSFR	30
3.10	Tabela das estatísticas descritivas do histórico do NSFR das IFs Grandes versus Não Grandes	31
3.11	Tabela das estatísticas descritivas do histórico do NSFR das IFs de controle Público versus Privado	32
3.12	Tabela das estatísticas descritivas do histórico do NSFR das IFs de controle Nacional versus controle Estrangeiro	33
3.13	Resultados esperados	35
3.14	Resultado da Regressão do Spread	42
3.15	Resultado da Regressão do ROE	43
3.16	Resultado da Regressão do ROA	44
3.17	Resultado da regressão com dados em painel dinâmico GMM	48
A.1	Lista das Instituições Financeiras da amostra utilizada	61

Lista de Abreviaturas e Siglas

ASF Available Stable Funding.

BCB Banco Central do Brasil.

BCBS Basel Committee for Banking Supervision.

BIS Bank for International Settlements.

CMN Conselho Monetário Nacional.

GMM Generalized Method of Moments.

HQLA High Quality Liquidity Assets.

IFs Instituições Financeiras.

IPEA Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

LCR Liquidity Coverage Ratio.

MQO Mínimos Quadrados Ordinários.

NIM Net Interest Margim.

NSFR Net Stable Funding Ratio.

OLS Ordinary Least Square.

PIB Produto Interno Bruto.

PL Patrimônio Líquido.

RA Razão de Alavancagem.

ROA Return on Assets.

ROE Return on Equity.

RSF Required Stable Funding.

RWA Risk Weighted Assets.

SFN Sistema Financeiro Nacional.

Capítulo 1

Introdução

Uma das principais funções de um banco é o poder de transformar passivos de curto prazo (depósitos) em ativos de longo prazo (empréstimos), recebendo uma rentabilidade por essas operações. Nessa dinâmica, os bancos têm o risco implícito de não possuir recursos suficientes para honrar todos os seus compromissos, caso os clientes desejem resgatar os seus depósitos. Esse risco é chamado de risco de liquidez (Yanaka, 2009).

Outro risco inerente à atividade bancária é o risco sistêmico. Esse risco pode ocorrer quando a deterioração de um banco gera uma externalidade negativa, ocasionando uma fuga dos depositantes de outros bancos, devido à desconfiança em relação ao sistema bancário, afetando todo o sistema financeiro.

Vasconcelos (2014) observou que o impacto do fechamento de um banco é diferente de um fechamento de uma fábrica, mesmo quando se trata de uma grande indústria. Em geral, o fechamento de uma fábrica pode ser absorvido sem maiores traumas pelo sistema econômico como um todo. Novas empresas ocuparão o lugar daquela que fechou, num processo de ajuste que demanda menos tempo e produz menos efeitos colaterais para a economia do que os efeitos que são gerados por uma crise financeira.

Por outro lado, se um banco fecha as suas portas, mesmo quando substituído por um novo banco no mercado, o banco entrante não possui as informações completas sobre os antigos clientes do banco falido, podendo encontrar dificuldades para ofertar os serviços usuais que o antigo banco ofertava. Mais ainda, na ausência de seguros de depósitos, por exemplo, a quebra de um banco produz perdas significativas para seus clientes (depositantes) devido ao efeito em cadeia que é gerada (Vasconcelos, 2014).

Nesse contexto, o principal objetivo da regulação bancária é prover uma "rede de proteção" para os depositantes contra possíveis falências de bancos. Segundo Freixa e Rochet (1999), a regulação dos bancos é uma forma de proteger a economia de forma sistêmica.

No entanto, a crise financeira de 2007-08 evidenciou que os órgãos fiscalizadores do governo e seus acordos regulamentares de Basiléia I e II foram incapazes de impedir a crise bancária e seu terrível contágio financeiro na economia real. A suposta "proteção" dos órgãos reguladores e a eficácia dos acordos prudenciais de Basiléia foram colocadas em dúvida (Bonner, 2015).

Um dos principais motivos do contágio da crise para a economia real foi falta de liquidez no mercado interbancário, na qual muitos bancos sofreram com a falta de *funding*. Nesse sentido, os bancos que financiaram seus ativos de longo prazo com os passivos de curto prazo ficaram impedidos de prorrogar as suas dívidas, tornando assim, os créditos de atacado e os empréstimos imobiliários mais escassos e os juros muito mais altos, afetando diretamente os meios produtivos (Allen e Carletti, 2008).

Essa dificuldade enfrentada pelos bancos expôs a necessidade do *Basel Committee for Banking Supervision (BCBS)* reforçar as medidas de regulação, supervisão e gerenciamento de riscos (Dietrich et al., 2014). Como consequência, introduziu, a partir de 2010, um novo pacote de regulação prudencial, denominado de Basiléia III (BCBS, 2010a).

Basiléia III visou o aperfeiçoamento da capacidade das Instituições Financeiras (IFs) absorverem choques provenientes do próprio sistema financeiro. Entre as novidades desse novo pacote, foram introduzidos os dois primeiros requerimentos prudenciais mínimos de liquidez, o LCR - *Liquidity Coverage Ratio* (BCBS, 2013) e o NSFR - *Net Stable Funding Ratio* (BCBS, 2014b).

1.1 Formulação do Problema

Alguns trabalhos empíricos apontaram que a transformação excessiva e a alta dependência do *funding* do atacado, principalmente de curto prazo, explicam as crises no setor bancário. Berger e Bouwman (2008), por exemplo, encontraram evidências de que crises nos Estados Unidos da América (EUA) foram precedidas de fortes períodos de criação de liquidez.

Já Yorulmazer (2009) observou que bancos mais dependentes dos *fundings* de atacado eram mais impactados pelos choques de liquidez. O autor encontrou evidências de que as características do passivo podem levar o banco à falência.

No mesmo sentido, Vazquez e Federico (2015) apontaram que os bancos com estruturas fracas de liquidez, durante a crise de 2007-08, tinham mais probabilidade de ficarem insolventes, ao passo que Cornett et al. (2011) e Bologna (2011) encontraram evidências, por outro lado, de que os bancos com estruturas mais estáveis de *funding* suportaram melhor as fases de turbulência.

Nesse contexto, Basileia III surgiu com o propósito de, além de aumentar e melhorar o capital regulamentar exigido, aperfeiçoar o gerenciamento de risco de liquidez dos bancos, em resposta ao problema enfrentado pelas IFs na época da crise supramencionada. Assim, dois novos indicadores de liquidez foram criados para fortalecer a estrutura do sistema financeiro: o *Liquidity Coverage Ratio (LCR)* e o *Net Stable Funding Ratio (NSFR)*.

O LCR, introduzido no Brasil em 2015 (CMN, 2015)¹, tem por finalidade evidenciar que os grandes bancos possuam recursos de alta liquidez para resistir a um cenário de estresse financeiro agudo com duração de curto prazo (≤ 30 dias).

Por outro lado, o NSFR (CMN, 2017a), tem o foco em reduzir o risco de *funding* no longo prazo (>1 ano), obrigando os bancos a financiar suas atividades com recursos mais estáveis, para mitigar os riscos de estresse de financiamento futuro.

Diante do exposto, o foco do presente estudo se deu apenas no indicador NSFR, devido a sua recente implantação realizada no Brasil, em outubro de 2018, e pelo fato deste indicador possuir características mais tangíveis que o LCR. A definição do LCR exige informações muito próprias de cada IF, de difícil inferência e aproximação via informações públicas disponíveis. Logo, buscou-se aqui identificar os possíveis impactos que ocorrerão no Sistema Financeiro Nacional (SFN) com a entrada em vigor dessa nova exigência, tendo em vista que os bancos do segmento S1², que representam mais de 80% do sistema, terão que se adequar aos requerimentos mínimos obrigatórios exigidos para alcançar o NSFR mínimo de 100%.

De fato, algumas mudanças no gerenciamento de seus ativos e passivos poderão ocorrer. No lado das exposições ativas, é possível que se tenha um encurtamento nos prazos de vencimento de suas operações; e no lado do passivo, a expectativa é que se tenha um alongamento nos prazos de vencimentos de seus *funding* (BCBS, 2016). E devido a tal movimentação na alocação dos ativos e passivos, os custos associados poderão aumentar e, assim, o *spread* bancário e as rentabilidades dos bancos poderão ser afetadas (Chun et al., 2012; King, 2010).

1.2 Hipóteses

Conforme observado por King (2013), existem duas maneiras para os bancos atingirem o requerimento mínimo sugerido por BSCS para o NSFR, a saber: aumentando o *Available Stable Funding (ASF)*; ou diminuindo o *Required Stable Funding (RSF)*.

O cálculo do ASF é a soma das fontes de *funding* das IFs (capital próprio + passivos) ponderados por um fator que representa a estabilidade de cada fonte.

¹Conselho Monetário Nacional (CMN)

²Regulamentado pela Resolução N° 4.553, de 30 de janeiro de 2017 (CMN, 2017b).

O RSF representa a soma das exposições das IFs (ativos e exposições fora do balanço) ponderadas por um fator que é classificado de acordo com a liquidez e seus vencimentos.

Para aumentar o ASF, a primeira opção seria aumentar a porcentagem de *funding* vinda dos depósitos que são considerados menos prováveis de serem retirados durante a crise. A segunda opção seria alongar os vencimentos dos *fundings* de atacado, ou mesmo aumentar a quantidade de capital nível 1³.

Para diminuir o RSF, as opções seriam: enxugar o balanço, trocando as composições dos investimentos; trocar as composições dos empréstimos; ou, trocar ativos que têm fatores⁴ 1, por ativos que possuem fatores menores.

A fim de promover tais mudanças e atingir o novo requerimento regulamentar de liquidez estrutural, os custos operacionais dos bancos sofrerão algum impacto. Logo, a pergunta de pesquisa que o presente estudo buscou responder é: **"O *spread* bancário e a rentabilidade dos bancos são impactados com o novo requerimento prudencial de liquidez (NSFR)?"**.

Nesse contexto, foram elaboradas duas hipóteses de pesquisas para testar os impactos do NSFR nos bancos da amostra utilizada no estudo, a saber:

H1: Os *spreads* bancários são negativamente impactados pelo aumento do NSFR causado pelo aumento dos custos de captação, devido à necessidade dos bancos em carregar, em seus balanços, passivos mais longos.

Os trabalhos empíricos de King (2010, 2013), Chun et al. (2012) e Swamy (2018) identificaram aumento estatisticamente significativo dos *spreads* dos bancos com a nova exigência de liquidez. Nesse sentido, os autores evidenciaram que os bancos poderiam aumentar o *spread* em favor do não prejuízo às rentabilidades dos bancos.

H2: As rentabilidades dos bancos são negativamente impactadas pelo aumento do NSFR, tendo em vista que os custos operacionais dos bancos podem sofrer impactos, e os bancos, conseqüentemente, podem diminuir suas margens de lucro.

O trabalho de Wei et al. (2017) identificou através de um modelo teórico que as rentabilidades dos bancos poderiam sofrer uma diminuição com a entrada da restrição de liquidez de longo prazo, NSFR. Por outro lado, outros estudos empíricos anteriores apontaram a inexistência de comprovação estatística significativa que identificasse que haveria uma perda de rentabilidade nos bancos, com a entrada do NSFR (Dietrich et al., 2014; Nuic et al., 2016).

³Capital nível I é a soma de duas parcelas: Capital Principal (*Common Equity Tier 1*) e Capital Complementar (*Additional Tier 1*) - (CMN, 2013).

⁴Fatores da composição do ASF e do RSF são descritos na seção 3.2.2

1.3 Justificativa

O *spread* bancário é definido como a diferença entre a taxa de juros cobrada nas operações de crédito (taxa de aplicação) e a taxa que as IFs remuneram seus depositantes (taxa de captação). E ainda, compreende o lucro e os riscos referentes a tais operações (Ho e Saunders, 1981).

Essa taxa pode servir como um indicador de eficiência do processo de intermediação financeira. Uma vez que um nível elevado de *spread* seria um fator relacionado com a ineficiência do setor, e traduzindo-se em maior custo para os tomadores de empréstimos, com reflexos no funcionamento da economia (Dantas et al., 2012)

Nesse íterim e seguindo o que foi sugerido no trabalho de Brunella et al. (2018) para pesquisas futuras, em adicionar trabalhos empíricos para analisar o impacto de Basiléia III no mercado financeiro, o presente trabalho teve por objetivo verificar o impacto da entrada do mais recente requerimento prudencial de liquidez - NSFR - medido através do impacto no *spread* bancário (*ex-post*) e na rentabilidade dos bancos medida através do *Return on Equity (ROE)* e do *Return on Assets (ROA)*.

De fato, o presente estudo contribui com a literatura do sistema financeiro, adicionando um trabalho exploratório e quantitativo para evidenciar, empiricamente, os impactos das restrições regulamentares em implantação por Basiléia III, com a introdução das novas exigências do capital regulamentar, da Razão de Alavancagem (RA) e dos índices de liquidez LCR e NSFR.

Nesse sentido, as linhas que se seguiram podem ajudar os agentes regulatórios brasileiros à melhor quantificar o impacto de Basiléia III no sistema financeiro, ajustando a regulamentação com possíveis melhorias e estendendo a exigência do indicador para os demais bancos, em caso de fortalecimento da economia e do bem estar da população.

Para atingir essa meta, fez-se uso de uma base de dados com os balanços semestrais de 69 conglomerados financeiros e/ou bancos do SFN entre o período de janeiro de 2001 a dezembro de 2018. Assim, verificou-se via regressões econométricas, as possíveis relações entre as variáveis dependentes *spread*, ROE e ROA, com a variável principal da pesquisa NSFR.

1.4 Estrutura e Organização do Trabalho

A presente dissertação tem assim sua estrutura: no capítulo 2 têm-se os principais referenciais teóricos relacionado ao tema, bem como uma breve explanação dos acordos prudenciais de Basiléia e seus respectivos normativos legais que motivaram o estudo; no capítulo 3 tem-se a metodologia de análise empírica empregada para testar as hipóteses

da pesquisa, além das descrições de todas as variáveis envolvida na análise; e por fim, o capítulo 4 resumizou o trabalho com as conclusões encontradas nas análises, descreve o alcance do estudo, juntamente com suas limitações e os próximos estudos sugeridos para complementar e avançar as análises relativas ao tema em questão.

Capítulo 2

Referencial Teórico

O presente capítulo teve por objetivo apresentar os acordos de Basiléia I, II e III, bem como os principais conceitos sobre o risco de liquidez inerentes à Basiléia III, com os seus respectivos arcabouços legais, e também, os principais estudos já realizados sobre o tema.

2.1 Acordo de Basiléia I

O BCBS foi criado em 1974, ligado ao *Bank for International Settlements (BIS)*, com sede em Basiléia, Suíça, sendo formado pelos bancos centrais dos países integrantes do Grupo dos Dez (G10) - Alemanha, Bélgica, Canadá, Estados Unidos da América (EUA), França, Itália, Japão, Países Baixos, Reino Unido e Suécia. Seus principais objetivos eram aumentar a qualidade da supervisão bancária, a fim de melhorar a estabilidade financeira mundial, e funcionar como um fórum de cooperação regular sobre assuntos relativos à supervisão bancária.

Em 1988, o BCBS aprovou o acordo de Capital de Basiléia, “*International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards*” (BCBS, 1988), cuja implementação foi concluída nos países do G10 em 1992.

Esse primeiro acordo, denominado de acordo de Basiléia I, teve como foco a prevenção contra o risco de crédito, via reserva de capital. Tal acordo buscava manter uma taxa mínima de capital para ativos mais arriscado. Os ativos seriam ponderados pelos riscos, em inglês *Risk Weighted Assets (RWA)*, e para cada \$100 de RWA seriam necessários \$8 de capital próprio. A razão entre o capital e o RWA ficou conhecida como “Índice de Basiléia”.

O Acordo de Basiléia I definiu três conceitos, quais sejam: Capital Regulatório - montante de capital próprio alocado para a cobertura de riscos, considerando os parâmetros definidos pelo regulador; Fatores de Ponderação de Risco dos Ativos - a exposição ao Risco de Crédito dos ativos (dentro e fora do balanço) é ponderada por diferentes pe-

estabelecidos, considerando, principalmente, o perfil do tomador do crédito; e Índice Mínimo de Capital para Cobertura do Risco de Crédito (Índice de Basileia) - quociente entre o capital regulatório e os ativos (dentro e fora do balanço) ponderados pelo risco.

A implementação de Basileia I no Brasil foi em 1994, por meio da Resolução do CMN Nº 2.099 de 17 de agosto de 1994 (CMN, 1994).

2.2 Acordo de Basileia II

Faz-se importante saber que algumas críticas foram feitas ao Acordo de 1988, tais como: a ponderação de riscos não diferenciava adequadamente os riscos dos ativos; a mesma ponderação era dada a tomadores com diferentes *ratings* (por exemplo, AA ou B); o prazo para o vencimento da operação não era considerado; não havia incentivos para a mitigação de risco (por exemplo, garantias); e, não era considerado o efeito diversificação em uma carteira (Yanaka, 2009).

Tais distorções acarretaram em “arbitragem de capital”, isto é, os bancos empregaram inovações financeiras como derivativos de crédito e securitização para reduzir artificialmente a ponderação de alguns ativos sem a correspondente diminuição dos riscos (Yanaka, 2009).

Nesse ínterim, em 1999, o BCBS publicou um novo padrão de adequação de capital em substituição ao acordo anterior. O novo acordo, denominado de Basileia II (*“International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A Revised Framework”*), passou por algumas revisões até chegar a sua versão final (BCBS, 2006). Seu objetivo era buscar uma mensuração mais precisa para os riscos incorridos, além de melhorar a transparência das informações dos bancos e aprimorar o processo de supervisão.

Ele tinha por base três pilares, a saber: 1) requerimento de capital mínimo - além do risco de crédito - foi incluída a exigência de capital para os riscos de mercado e operacional; 2) revisão da supervisão bancária, o regulador deve incentivar a adoção das melhores práticas de gestão de risco, além de avaliar, aprovar e acompanhar o uso dos modelos de gestão de risco pelos bancos; e, 3) publicidade dos relatórios de riscos como meio de fortalecer a disciplina do mercado.

A introdução de Basileia II ocorreu no Brasil por meio do Comunicado do BCB Nº 12.746, de 09 de dezembro de 2004 (BCB, 2004), que estabeleceu os procedimentos e o cronograma de implementação da nova estrutura de capital, conforme as características do SFN. Os bancos tiveram até 31 de julho de 2008 para se adaptarem às novas regras, sendo essa data o marco da implementação de Basileia II no Brasil.

2.3 Acordo de Basiléia III

O Acordo de Basileia III (BCBS, 2010a) é a mais nova diretriz publicada pelo BCBS em resposta à crise financeira de 2007-08. O acordo tem o objetivo de fortalecer a regulação, supervisão e o gerenciamento de risco, e assim, incrementar a habilidade do sistema financeiro em absorver choques de estresse provenientes do próprio sistema financeiro, a fim de evitar o alastramento para a economia real.

O documento originalmente publicado em 2010, tem por destaque: as mudanças referentes a uma nova estrutura de capital, priorizando o capital de melhor qualidade e estabelecendo restrições aos instrumentos de capital de menor qualidade; os ajustes prudenciais ao capital da instituição; o conceito de capital *conservation buffer* - capital adicional para fazer frente a possíveis perdas; e o conceito de *counter cyclical buffer*, ou capital contracíclico.

Diferente dos acordos anteriores, que resumiam a estrutura de capital da instituição a *Tier 1* e *Tier 2*, o novo acordo de capital é consideravelmente mais rigoroso e passa a consistir na soma dos seguintes elementos: a) *Tier 1*, ou Capital Nível 1, cujo requerimento é de 6% de APR, composto por *Common Equity*, ou Capital Principal, que deverá ser maior ou igual a 4,5% de APR (CMN, 2013); e *Additional Tier 1*, ou Capital Complementar (CMN, 2013); b) *Tier 2*, ou Capital Nível. A soma de *Tier 2* e *Tier 1*, deve ser, no mínimo, 8% de APR.

Além de *Tier 1* e *Tier 2*, o Acordo de Basileia III prevê que o capital regulatório da instituição deve incluir o capital *conservation buffer*, ou capital de conservação, que consiste em um “colchão” extra de capital para possíveis perdas, proporcionando à instituição que “adentrar” esse limite a continuidade de suas operações. Nessas condições, a instituição é obrigada a interromper o pagamento de dividendos até a recomposição do capital. O capital de conservação requer 2,5% de APR adicionais de Capital Principal.

O *counter cyclical buffer*, ou capital contracíclico visa a garantir a estabilidade financeira da economia, e seu uso confere graus de liberdade aos bancos centrais: fora dos tempos de crise, cria-se um colchão de capital para fazer frente às perdas em possíveis crises; e, nos tempos de crise, a autoridade monetária pode aboli-lo para evitar uma recessão. O capital contracíclico requer 2,5% de APR adicionais de capital principal.

No Brasil, a introdução se deu através do Comunicado do BCB N° 20.615, de 17 de fevereiro de 2011 (BCB, 2011), e pela normatização de 4 (quatro) resoluções do CMN e 15 (quinze) circulares do BCB.

Além disso, Basiléia III trouxe como novidade o cálculo da Razão de Alavancagem (RA), para conter o excesso de alavancagem do sistema financeiro. O documento foi publicado em 2014 (BCBS, 2014a), que definiu a taxa de alavancagem como sendo uma

medida de capital dividida pelas sua medida de exposição. Foi definida uma taxa mínima de 3% para a medida de capital.

O cálculo da RA é dado por:

$$RA = \frac{Capital}{Exposição}, \quad (2.1)$$

onde a medida de Capital é o capital de Nível 1 da estrutura de capital baseada no risco, conforme estrutura definida estrutura por Basileia III. E a medida de Exposição é a soma total da exposição do banco dos itens: exposições em balanço (*on-balance*); exposição em derivativos; exposição dos títulos financeiros; e as exposições fora do balanço (*off-balance*).

Outra novidade trazida por Basileia III foram os dois novos requerimentos de liquidez (BCBS, 2010b), o LCR (BCBS, 2013) e o NSFR (BCBS, 2014b).

O primeiro indicador a ser recomendado e implantado foi o LCR, introduzido no Brasil pela Resolução do CMN N° 4.401 de 27 de fevereiro de 2015 (CMN, 2015). Esse índice tem o objetivo de assegurar que os bancos detenham ativos líquidos de alta qualidade, em inglês *High Quality Liquidity Assets (HQLA)* suficientes para suportar choques de estresse de liquidez em um período de 30 dias.

O seu cálculo é dado pela seguinte equação:

$$LCR = \frac{HQLA}{SLC30}, \quad (2.2)$$

onde *HQLA* são os ativos líquidos de alta liquidez em poder das IFs; e, *SLC30* são as saídas líquidas de caixa no horizonte de até 30 dias corridos.

O segundo indicador de liquidez introduzido foi o NSFR, que foi regulamentado no Brasil pela Resolução do CMN N° 4.616, de 30 de novembro de 2017. Esse indicador, ao contrário do LCR, tem o foco no estresse de longo prazo (>1ano), visando encorajar os bancos do sistema S1¹ a manterem em sua estrutura *funding* estáveis de médio e longo prazo para suportar os seus ativos, incluindo exposições de fora do balanço (*off-balance exposure*), diminuindo os descasamentos dos seus ativos e passivos.

O NSFR é definido pela a quantidade de Recursos Estável Disponível, em inglês *Available Stable Funding (ASF)* em relação à quantidade de Recursos Estável Necessário, em inglês *Required Stable Funding (RSF)*. Essa proporção deve ser igual a pelo menos 100% em uma base contínua. O ASF é definido como a parcela de capital e passivo esperada

¹Resolução N° 4.553, de 30 de janeiro de 2017 (CMN, 2017b)

confiável no horizonte de tempo que se estende a um ano. A quantia necessária para esse recurso estável (RSF) de uma instituição específica se dá em função das características de liquidez e dos vencimentos residuais dos vários ativos mantidos por essa instituição, bem como das exposições fora do balanço.

O cálculo é dado pela seguinte equação:

$$NSFR = \frac{ASF}{RSF}, \quad (2.3)$$

onde ASF são os recursos estáveis disponíveis na IF; e, RSF são os recursos estáveis requeridos pela IF, ambos ponderados por um fator que depende de suas características e horizonte de vencimento.

O montante do Recurso Estável Disponível (ASF) é medido com base nas características gerais relacionado à estabilidade das fontes de *funding* da IF, incluindo o vencimento contratual de seus passivos e na propensão de saída dos diferentes tipos de provedores de *funding*.

O valor do ASF é calculado atribuindo, primeiro, o valor contábil do capital e do passivo da IF a uma das categorias, conforme apresentado na tabela 2.1, a seguir. O valor atribuído a cada categoria é, então, multiplicado por um fator ASF, e o ASF total é a soma dos valores ponderados. O valor contábil representa a quantia pela qual um passivo ou ativo é registrado antes da aplicação de quaisquer deduções regulatórias, filtros ou outros ajustes. Ao determinar o vencimento de um ativo ou passivo, supõe-se que os investidores irão resgatar na data mais cedo possível.

A tabela 2.1 resume os componentes de cada uma das categorias ASF e os fatores máximo de ASF a ser aplicado no cálculo do montante total de recursos estáveis disponíveis.

Tabela 2.1: Resumo das categorias dos passivos e seus respectivos fatores ASF

Fator	Componentes
100%	Capital total regulamentar (excluindo instrumentos <i>Tier 2</i> com valor residual menor que 1 ano); Outros instrumentos elegíveis a capital e passivos com vencimentos maiores que 1 ano;
95%	Depósitos sem vencimento estáveis e certificados de depósitos com vencimentos menores que 1 ano estáveis provenientes do varejo e pequenas empresas;
90%	Depósitos sem vencimento menos estáveis e certificados de depósitos com vencimentos menores que 1 ano menos estáveis provenientes do varejo e pequenas empresas;
50%	<i>Funding</i> com vencimento menor que 1 ano proveniente de empresas não financeiras; Depósitos operacionais; <i>Funding</i> com vencimento menor que 1 ano proveniente de governo, multilaterais e de IFs desenvolvidas; Outros <i>fundings</i> com vencimentos maiores que 6 meses e menores que 1 ano não incluídas nas categorias acima, incluindo bancos centrais e IFs;
0%	Todos os outros passivos e ativos não incluído nas categorias acima, incluindo passivos sem vencimento; Posições de derivativos vendidas líquidas; Recompras com instrumentos financeiros, câmbio e <i>commodities</i> ;

Fonte: BCBS (2014b)

O montante dos Recursos Estáveis Necessários (RSF) é medido com base nas características do perfil de risco de liquidez dos ativos da instituição e suas exposições de *off-balance*. O valor do RSF é calculado atribuindo primeiro o valor contábil dos ativos da IF às categorias listadas. A quantia atribuída a cada categoria é então multiplicada pelo fator associado ao RSF

A tabela 2.2 resume os tipos específicos dos ativos associados a cada categoria do fator RSF.

Tabela 2.2: Resumo das categorias dos ativos e seus respectivos fatores RSF

Fator	Componentes
0%	Disponibilidades; Reservas livres nos Bancos Centrais; Reservas compulsórias nos Bancos Centrais com vencimento menores que 6 meses; Re vendas com títulos públicos, câmbio e <i>commodities</i> ;
5%	Ativos livres nível 1;
10%	Empréstimos livres para IFs com vencimento menor que 6 meses;
15%	Ativos livres nível 2A
50%	Ativos livres nível 2B; Ativos líquidos de alta qualidade livres com vencimento maior que 6 meses e menor que 1 ano; Empréstimos livres para IFs com vencimento maior que 6 meses e menor que 1 ano; Depósitos custodiados em outras IFs; Todas outros ativos não incluídos nas categorias acima com vencimentos acima de 6 meses e menores que 1 ano;
65%	Operações de créditos residenciais com vencimento maior que 1 ano; Todos outros empréstimos livres maiores que 1 ano não incluídos nas categorias acima;
85%	Disponibilidade, títulos e outros ativos colocados como margem de garantia de contratos de derivativos; Outros empréstimos livres com risco ponderado maior que 35% e vencimento maior que 1 ano, excluindo empréstimos para IFs; Títulos livres não classificado como Ativos Líquidos de Alta Qualidade com vencimento maior que 1 ano; <i>Commodities</i> físicos, incluindo ouro;
100%	Todos os ativos que estão livres para o período de 1 ano ou mais; Posições de derivativos compradas líquidas ; 20% do valor a pagar em derivativos; Todos os outros ativos não incluídos nas categorias acima com vencimento maiores que 1 ano ou sem vencimento;

Fonte: BCBS (2014b)

2.4 Estudos Relacionados ao Novo Requerimento de Liquidez - NSFR

Trabalhos científicos referentes à Basileia III e ao risco de liquidez estrutural de longo prazo começaram a surgir a partir de 2010.

King (2010) realizou um dos primeiros trabalhos estimando o novo capital regulamentar e o novo índice liquidez estrutural fazendo uso de dados de 6.844 bancos europeus durante o período de 1993 e 2007. Com base na premissa de que os bancos que estivessem

abaixo do índice exigido de 100%, iriam se desfazer dos ativos mais arriscados e obter títulos públicos para atingir a meta, concluiu-se que, com a mudança, o custo do *spread* bancário teria um aumento de 24 bps.

Na mesma linha de raciocínio do trabalho de King (2010), Chun et al. (2012) estudaram o impacto da restrição de capital e liquidez nos *spreads* dos empréstimos de bancos europeus com ativos maiores que US\$10 bilhões no período de 2005 e 2010. Concluiu-se que o *spread* dos empréstimos teriam que subir, em média, 20 bps para esses grandes bancos atingissem o patamar de liquidez exigido sem prejudicar o ROE.

King (2013) realizou um novo trabalho para examinar as possíveis estratégias que os bancos poderiam adotar para cumprir essa restrição regulamentar e seus impactos no aumento de custo. Para tanto, levantou uma amostra de 549 bancos europeus de 15 países com ativos totais maiores que US\$100 milhões no final do ano de 2009. Foi calculado uma *proxy* do NSFR, e identificou-se todos os bancos que teriam NSFR < 100%. Concluiu-se que para esses bancos, a melhor estratégia seria aumentar os ativos líquidos e prorrogar os *fundings* de atacado, o que acarretaria em um declínio de, em média, 70 a 80 bps na margem líquida de juros, em inglês *Net Interest Margim (NIM)*, ou 40% dos valores do final de 2009. Seu estudo apresentou limitações, por ser uma pesquisa para explorar a magnitude do impacto, fazendo-se importantes outras pesquisas mais minuciosas que corroborassem com os resultados apresentados no trabalho.

Cucinelli (2013) examinou a relação do LCR e do NSFR com a probabilidade de *default* de 575 bancos da zona do euro entre o período de 2006 e 2010. Em sua pesquisa utilizou-se uma regressão de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), em inglês *Ordinary Least Square (OLS)*, com dados em painel de efeitos aleatórios, e constatou-se uma relação significativa entre o LCR e a probabilidade de *default*, medido através do *credit rating*. Uma das justificativas encontrada para tal relação foi que os maiores bancos gerenciam melhor sua liquidez de curto prazo. Porém, não foi possível detectar uma relação significativa entre o NSFR e a probabilidade de *default*.

Hong et al. (2014) também pesquisaram sobre a relação entre os índices de liquidez (LCR e NSFR) com a falência dos bancos dos EUA. Foram estudados 9.349 bancos entre o período de 2001 e 2011 através de uma regressão econométrica com dados em painel desbalanceado de efeitos aleatório, e verificou-se que o efeito idiossincrático do risco de liquidez é baixo nas falências bancárias. Por outro lado, na pesquisa em questão foi identificado que o risco sistêmico é o maior preditor das falências bancárias.

Dietrich et al. (2014) realizaram uma simulação histórica do NSFR sobre uma larga amostra de 921 bancos do Oeste Europeus no período compreendido entre 1996 e 2010. Para tanto, calculou-se uma *proxy* do NSFR no período, e verificou-se como o índice se comportaria ao longo período, quais os fatores que direcionaram o NSFR e, como o índice

afetou a rentabilidade da indústria bancária no sentido amplo. Utilizou-se um estimador *Generalized Method of Moments (GMM)* com dados em painel, e o resultado da análise mostrou que 60% dos bancos não estariam em conformidade com o NSFR, tendo o índice calculado abaixo de 100%. De acordo com as estimativas, os bancos teriam que aumentar em quatro vezes o Patrimônio Líquido (PL) para cumprir o que estava sendo recomendado pelo BCBS. Por outro lado, os autores concluíram que o NSFR não influenciaria nas rentabilidades dos bancos medidas pelo ROE, ROA e a NIM, contrariando os resultados do trabalho anteriores (Chun et al., 2012; King, 2010).

Focando em uma visão de estabilidade financeira, Vazquez e Federico (2015) analisaram a evolução das estruturas de *funding* e o nível de alavancagem dos bancos às vésperas da crise global de 2007-08. Os autores estudaram o relacionamento entre a liquidez estrutural, e o nível de alavancagem com a probabilidade de *default* por tipo de banco (grande/global ou pequeno/local). A amostra utilizada foi de 11.000 bancos americanos e europeus entre o período de 2001 e 2009. Os resultados apontam que IFs com baixo nível de estrutura de liquidez e alta taxa de alavancagem, no período de pré-crise, teriam maior probabilidade em falir. O estudo ainda corroborou com as propostas sugeridas por Basiléia III em propor uma estrutura mais robusta de liquidez e menor alavancagem bancária.

Ashraf et al. (2016) realizaram um estudo calculando o impacto do NSFR na estabilidade de 133 bancos Islâmicos de 30 países entre os anos de 2000 e 2013. Fazendo uso do *z-score* como métrica de estabilidade, utilizou-se um painel dinâmico para verificar o relacionamento entre o *z-score* e o NSFR, resultando em uma relação forte e significativa, mostrando que o NSFR teria um impacto positivo na estabilidade financeira.

Chiaramonte e Casu (2016) verificaram o impacto do capital e da liquidez regulamentar na estabilidade financeira medidos através da redução da probabilidade de *default* e *distress*. Usando um modelo de *Pooled Logit Regression* com 513 bancos da união europeia entre 2004 e 2013, identificou-se que o NSFR é um dos fatores determinantes para a falência bancária, tendo em vista que os bancos que demonstraram baixa liquidez encontraram dificuldades no período de crise.

Wei et al. (2017) analisaram o impacto do NSFR na escolha dos vencimentos dos passivos e na estrutura dos ativos dos bancos em favor da rentabilidade e do bem-estar social. A conclusão foi que o NSFR poderia diminuir a lucratividade dos bancos, indo na contramão dos trabalhos anteriores, como o estudo de Dietrich et al. (2014).

Ly et al. (2017) investigaram a influência do NSFR no risco sistêmico sobre a hipótese de que bancos que realizam suas negociações logo no início do choque de liquidez, tendem a ajustar o NSFR mais rapidamente, diminuindo, assim, o risco de liquidez. Através de um modelo de regressão de efeitos fixos, com uma amostra de bancos americanos entre o

período de 1991 e 2012, concluiu-se que se o banco ajustar sua liquidez rapidamente para reduzir suas perdas, a probabilidade de todos os bancos serem impactados pela queda de liquidez diminuiria, e conseqüentemente, diminuiria o risco sistêmico.

Roulet (2017) contribuiu com a literatura estudando o impacto de Basiléia III (capital e liquidez) em 269 bancos comerciais e financeiras europeus depois da crise de 2008. Testou-se a hipótese de que na época da crise, o alto índice de capital poderia estar associado à menor taxa de empréstimos. Fazendo uso de uma regressão com dados em painel de efeitos fixos, logrou-se um impacto negativo na taxa de crescimento dos empréstimos dos grandes bancos. O índice de liquidez mostrou-se também perverso sobre a taxa de crescimento dos empréstimos.

Abdul-rahman et al. (2017) examinaram a relação entre a estrutura financeira e o risco de liquidez (LCR e NSFR) dos bancos da Malásia entre 1994 e 2014. Através de uma regressão com dados em painel de efeitos fixos e aleatórios, obteve-se significativa influência da estrutura financeira nos indicadores de liquidez de curto prazo. A estrutura financeira foi medida por vários indicadores como, por exemplo, financiamento imobiliário, concentração de crédito e estabilidade dos créditos de curto e médio prazo.

E por fim, Swamy (2018) forneceu *insights* através de seu estudo, que verificou o impacto da nova regulamentação bancária na estimação dos *spreads* de empréstimos. Sua conclusão foi que as restrições de capital e liquidez revelaram um aumento no *spread* de empréstimos, bem como impacto negativo na demanda de crédito.

No Brasil têm-se dois trabalhos relacionados ao NSFR. Nuic et al. (2016) pesquisaram sobre os determinantes do NSFR, através de um painel dinâmico com 131 IFs entre o período de 2008 e 2014, encontrando evidências empíricas de que a adoção do NSFR no Brasil ajudaria a mitigar o crescimento dos bancos em épocas de abundância econômica. O estudo também evidenciou que a introdução do NSFR não impactaria nas rentabilidades bancárias medidas pelo ROA.

No mesmo sentido, o trabalho realizado por Cardoso et al. (2019), também estudou sobre os determinantes da liquidez estrutural no Brasil. Com base em uma amostra com 184 conglomerados financeiros ou IFs individuais entre o período de 2002 e 2014, os autores observaram uma série de hipóteses através de um painel econométrico de efeito fixos. O resultado do modelo encontrou evidências empíricas de correlações entre o indicador estrutural com diversos parâmetros endógenos e exógenos às IFs. Uma das conclusões encontradas no trabalho foi que o NSFR e o ROA possuem correlação negativa, contrariando o trabalho do Nuic et al. (2016).

A tabela 2.3, a seguir, apresenta um resumo dos principais trabalhos relacionados ao tema:

Tabela 2.3: Resumo da revisão de literatura sobre os estudos analisados na pesquisa.

Referência	Amostra	Método	Resultados
King (2010)	6.844 bancos europeus entre 1993 e 2007	Mapeamento dos possíveis impactos	Aumento de 24 bps no <i>spread</i> dos empréstimos
Chun et al. (2012)	Bancos europeus com mais de \$10B em ativos entre 2005 e 2010	Mapeamento dos possíveis impactos	Aumento de 20 bps no <i>spread</i> dos empréstimos para não prejudicar o nível do ROE
King (2013)	549 bancos de 15 países europeus no final de 2009	Mapeamento das estratégias para atingir o NSFR mínimo exigido	Escolhendo a estratégia de aumentar títulos líquidos e alongar os <i>fundings</i> de atacado. Isso acarretaria em um aumento de 70 a 80 bps na margem líquida de juros
Cucinelli (2013)	575 bancos da zona do euro entre 2006 e 2010	Regressão OLS com dados em painel de efeitos aleatórios	Não constatou relação significativa entre o NSFR e a probabilidade de default
Hong et al. (2014)	9.349 bancos dos EUA entre 2001 e 2011	Regressão OLS com dados em painel de efeitos aleatórios	Verificou-se que o efeito idiossincrático do risco de liquidez é baixo nas falências bancárias
Dietrich et al. (2014)	921 bancos do Oeste Europeu entre 1996 e 2010	Estimador GMM com dados em painel dinâmicos	Verificou-se que 60% dos bancos não estariam em conformidade e que o aumento do NSFR não influenciaria o ROE, ROA e NIM
Vazquez e Federico (2015)	11.000 bancos americanos entre 2001 e 2009	Regressão probit	IFs com baixo nível de estrutura de liquidez e alta taxa de alavancagem teriam maior probabilidade de falir
Ashraf et al. (2016)	133 bancos Islâmicos de 30 países entre 2000 e 2013	Painel dinâmico	Relação forte e significativa entre o NSFR eo <i>z-score</i>
Chiaromonte e Casu (2016)	513 bancos da união européia es entre 2000 e 2013	Regressão Pooled Logit	Identificou-se que o NSFR é um dos fatores determinantes para a falência Bancária
Wei et al. (2017)		Modelo teórico	O NSFR poderia diminuir a lucratividade dos bancos
Ly et al. (2017)	Bancos americanos entre 1991 e 2012	Regressão com dados em painel de efeitos fixos	Concluiu-se que se os bancos ajustarem rapidamente sua liquidez para reduzir suas perdas, o risco sistêmico diminuiria
Roulet (2017)	269 bancos Europeus depois da crise de 2009	Regressão com dados em painel de efeitos fixos	Resultou em um impacto negativo na taxa de crescimento dos empréstimos dos grandes bancos
Abdulrahman et al. (2017)	Bancos da Malásia entre 1994 e 2014	Regressão com dados em painel de efeitos fixos e aleatório	Resultou em uma significante influência financeira nos indicadores de liquidez de curto prazo

continua na próxima página...

Tabela 2.3 ... continua na página anterior

Referência	Amostra	Método	Resultados
Swamy (2018)	Dados da economia da Índia entre 1979 e 2012	Regressão econométrica GMM	A restrição de capital e liquidez revelaram um aumento no <i>spread</i> de empréstimos, e um impacto negativo na demanda de crédito
Nuic et al. (2016)	131 IFs brasileiras entre 2018 e 2014	Painel Dinâmico com estimador GMM	Encontraram evidências empíricas que a adoção do NSFR no Brasil ajudaria a mitigar o crescimento dos bancos em épocas de abundância econômica; e ainda, o NSFR não impactaria o ROA dos bancos
Cardoso et al. (2019)	184 conglomerados e IFs do Brasil entre 2002 e 2014	Painel econométrico de efeitos fixos	Encontraram evidências empíricas de correlações entre o indicador estrutural com diversos parâmetros endógenos e exógenos às IFs

Fonte: Elaborado pelo autor

Capítulo 3

Análise Empírica

No presente capítulo têm-se as amostras utilizadas na análise empírica empreendida, bem como as variáveis utilizadas, suas fontes de dados, os modelos utilizados para solucionar o problema apresentado e os instrumentos estatísticos apropriados para o tratamento dos dados.

3.1 População, Amostra e Fontes de Dados do Estudo

A amostra utilizada no presente estudo consiste em 69 IFs individuais ou conglomerados financeiros pertencentes ao SFN, autorizados a funcionar pelo Banco Central do Brasil (BCB). Essa amostra foi selecionada pelo fato dos dados estarem completos durante o período de análise, sendo retirada de uma população de 471 IFs (BCB, 2018) pertencentes aos segmentos S1, S2, S3 e S4 - segmentos regulamentados pela Resolução N° 4.553, de 30 de janeiro de 2017 (CMN, 2017b) conforme descrito resumidamente a seguir.

O Segmento 1 (S1) é composto pelos bancos múltiplos, bancos comerciais, bancos de investimento, bancos de câmbio e caixas econômicas que: tenham porte igual ou superior a 10% (dez por cento) do Produto Interno Bruto (PIB); ou exerçam atividade internacional relevante, independentemente do porte da instituição.

O Segmento 2 (S2) é composto pelos bancos múltiplos, bancos comerciais, bancos de investimento, bancos de câmbio e caixas econômicas, de porte inferior a 10% (dez por cento) e igual ou superior a 1% (um por cento) do PIB; e pelas demais instituições de porte igual ou superior a 1% (um por cento) do PIB.

O Segmento 3 (S3) é composto pelas instituições de porte inferior a 1% (um por cento) e igual ou superior a 0,1% (um décimo por cento) do PIB.

O Segmento 4 (S4) é composto pelas instituições de porte inferior a 0,1% (um décimo por cento) do PIB.

Os dados utilizados na presente pesquisa tiveram por base os balanços semestrais disponibilizados pelos bancos (cod. documento 4010) e pelos conglomerados financeiros (cod. documento 4040) através do *site* do BCB (BCB, 2019).

Vale destacar que, conforme detalhado na seção 2.3, o NSFR foi regulamentado no Brasil em 2017 (CMN, 2017b), e começou a ser exigido no Brasil apenas para os bancos do segmento S1. Assim, o presente estudo teve como foco apenas no NSFR, por ser uma exigência mais recente no SFN e por possuir características mais tangíveis que o LCR, o indicador de liquidez de curto prazo.

Por outro lado, a pesquisa em voga não contempla apenas as seis IFs pertencentes ao segmento S1, mas sim um foco mais amplo, abrangendo todos os quatro segmentos supramencionados do sistema, buscando visualizar uma possível ampliação da restrição por parte dos órgãos reguladores para o restante do sistema financeiro brasileiro.

E para complementar a análise, fez-se uso de dados macroeconômicos retirados do *site* do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) (IPEA, 2019).

Todos os dados utilizados foram coletados para o período compreendido entre janeiro de 2001 e dezembro de 2018.

3.2 Variáveis em Estudo

3.2.1 Variáveis Dependentes - *Spread*, ROE e ROA

As variáveis dependentes do modelo são o *spread*, o ROE e o ROA, os quais são utilizados para medir o impacto do NSFR nos bancos do SFN, seguindo o que foi realizado em trabalhos anteriores (Chun et al., 2012; Cucinelli, 2013; Dietrich et al., 2014; Hong et al., 2014; King, 2010, 2013; Roulet, 2017).

O *spread* bancário é uma medida do custo de intermediação financeira utilizada internacionalmente como indicador de sua eficiência (World Bank & IMF, 2005). Essa medida é definida de forma geral como a diferença entre os valores que o banco cobra dos tomadores de empréstimo e os valores que o banco remunera os depositantes (Brock e Rojas Suarez, 2000).

Ainda sobre a interpretação do *spread* bancário, cabe destacar que quanto maior o *spread*, não implica necessariamente em maior lucro, pois o lucro é o que sobra do *spread* após a subtração dos custos da operação bancária (Costa e Nakane, 2005).

Nesse contexto, como o objetivo da presente pesquisa foi identificar o impacto da entrada do NSFR no SFN, o *spread* bancário praticado pelos bancos se mostrou um importante indicador desse reflexo. Para tanto, necessitou-se criar uma *proxy* do valor dessa taxa, tendo em vista que o valor *ex-ante*, isto é, capturado no processo decisório da concessão do crédito, exige dados, os quais as IFs não fornecem publicamente.

Diante disso, a presente pesquisa fez uso do *spread ex-post* baseado no trabalho de Dantas et al. (2012), isto é, a taxa apurada depois das realizações das operações, refletindo os ganhos auferidos nas operações de crédito. Essa taxa se torna ideal para o estudo, uma vez que ela representa um comportamento mais estável do que a capturada *ex-ante*, em linha com o NSFR, que representa um índice estrutural de longo prazo, portanto, mais estável.

A equação 3.1 é a fórmula utilizada para capturar o *spread ex-post* (*Spr*), representando a diferença entre a taxa de retorno das operações de crédito e o custo de captação dos depósitos:

$$Spr_{i,t} = \frac{2.RcOpCred_{i,t}}{OpCred_{i,t} + OpCred_{i,t-1}} - \frac{2.DspOpCap_{i,t}}{Dep_{i,t} + Dep_{i,t-1}}, \quad (3.1)$$

onde *RcOpCred* são as receitas das operações de crédito; *DspOpCap* são as despesas das captações dos depósitos; *OpCred* é o valor total das operações de crédito; e, *Dep* é o valor total dos depósitos.

ROE e o ROA são os indicadores que representam a rentabilidade dos bancos. Esses indicadores são utilizados no modelo como variáveis dependentes para identificar o reflexo do NSFR na estrutura dos balanços dos bancos, conforme os estudos anteriores que também utilizaram o ROE e o ROA como indicador de rentabilidade dos bancos (Abdul-Rahman et al., 2016; Cardoso et al., 2019; Chiaramonte e Casu, 2016; Chun et al., 2012; Dietrich et al., 2014; Hong et al., 2014; King, 2010; Ly et al., 2017; Nuic et al., 2016; Roulet, 2017).

Esses indicadores de rentabilidade, juntamente com o *spread* bancário, se tornam úteis para capturar o comportamento dos bancos ao longo do tempo, verificando se eles vão absorver o aumento do custo do NSFR, diminuindo suas rentabilidades ou se vão repassar esse custo através do *spread* das operações de crédito e manter suas rentabilidades.

No presente estudo, o ROE é calculado pela razão entre o Lucro Líquido (LL) e a média do PL atual (t) e o período anterior (t-1):

$$ROE_{i,t} = \frac{2.LL_{i,t}}{PL_{i,t} + PL_{i,t-1}}, \quad (3.2)$$

e o ROA é medido pela razão entre o Lucro Operacional (Lop) e a média dos Ativos Totais (AT) do período t e t-1:

$$ROA_{i,t} = \frac{2.Lop_{i,t}}{AT_{i,t} + AT_{i,t-1}}, \quad (3.3)$$

3.2.2 Variável Independente - NSFR

A principal variável independente do modelo utilizado é o índice estrutural de liquidez de longo prazo (NSFR), o principal foco do estudo. Buscou-se identificar o impacto da entrada desse indicador no SFN através dos balanços das IFs, seguindo o que foi realizado nos estudos empíricos realizados por Cucinelli (2013), Dietrich et al. (2014), Abdul-rahman et al. (2017) e Ly et al. (2017).

Segundo BCBS (2014a) e o que foi definido no Brasil pela Circular N° 3.869, de 19 de dezembro de 2017, o cálculo do NSFR que será exigido dos bancos pertencentes ao S1 é:

$$NSFR = \frac{ASF}{RSF}, \quad (3.4)$$

onde o cálculo do ASF é a soma das fontes de *funding* das IFs (capital próprio + passivos) ponderados por um fator que representa a estabilidade de cada fonte. Quanto mais estável for a fonte de *funding*, maior é o fator de ponderação do numerador. E o RSF representa a soma das exposições das IFs (ativos e exposições fora do balanço) ponderadas por um fator que são classificados de acordo com a liquidez e seus vencimentos. Quanto mais o ativo for líquido e longo for o seu vencimento, menor o fator de ponderação do denominador.

O cálculo desse indicador e sua respectiva divulgação, foi exigida no Brasil apenas a partir de outubro de 2018, sendo divulgado pelos bancos apenas a partir de janeiro de 2019. Portanto, para o presente estudo, fez-se uso de uma *proxy* calculada a partir das contas dos ativos e passivos dos balanços das IFs, e nos seus respectivos ponderadores com base nos cálculos realizados nos trabalhos de Ötker-Robe e Pazarbasioglu (2010), Distinguin et al. (2013) e Dietrich et al. (2014).

A tabela 3.1 e a 3.2, a seguir, detalham cada item do balanço utilizado para calcular a *proxy* do NSFR.

Tabela 3.1: Composição das contas contábeis para o cálculo da *proxy* do ASF

Fator	Conta	Descrição
1.00	60000002	Patrimônio Líquido
1.00	70000009	Contas de Resultado Credoras
1.00	80000006	(-) Conas de Resultado Devedoras
1.00	61900008	(-) Ações em Tesouraria
0.90	41100000	(75%) Depósito à Vista
0.90	41200003	(75%) Depósito de Poupança
0.90	41500002	(75%) Depósito à Prazo
0.60	43000005	Recursos Aceites e Emissão de Títulos
0.60	46000002	Obrigações Por Empréstimos e Repasses
0.50	42000006	Obrigações Por Operações Compromissadas

Fonte: Elaborado pelo autor

Tabela 3.2: Composição das contas contábeis para o cálculo da *proxy* do RSF

Fator	Conta	Descrição
0.05	30100004	Coobrigações e Riscos em Garantias Prestadas
0.40	13000004	TVM e Instrumentos Financeiros Derivativos
0.65	17000000	Arrendamento Mercantil
0.65	23000001	Imobilizado de Arrendamento
0.85	16000001	Operações de Crédito Líquido de Provisão
1.00	18000009	Outros Crédito
1.00	20000004	Permanente
1.00	23000001	(-) Imobilizado de Arrendamento
1.00	19000008	Outros Ativos Realizáveis

Fonte: Elaborado pelo autor

3.2.3 Variáveis de Controle dos Bancos

Para controlar as heterogeneidades dos bancos, foram incluídas no modelo três variáveis de controle, conforme sugerido em estudos anteriores (Abdul-rahman et al., 2017; Ashraf et al., 2016; Dietrich et al., 2014; Hong et al., 2014; Ly et al., 2017; Vazquez e Federico, 2015), quais sejam: 1) Taxa de Capital (Capital), para checar a estrutura de capital do banco calculado pela razão entre o PL e o AT; 2) Tamanho do banco (Tam), para controlar qualquer distorção entre os bancos, devido à concentração bancária existente no sistema financeiro brasileiro, calculado pelo logaritmo neperiano do valor do AT; e, 3) Taxa de Crescimento das Operações de Créditos (TxOpCred), para controlar os bancos

que tem alta taxas de crescimento de operações de crédito, calculado pela variação dos valores das operações de créditos do período atual t e o período anterior t-1:

$$Capital_{i,t} = \frac{PL_{i,t}}{AT_{i,t}}, \quad (3.5)$$

$$Tam_{i,t} = \ln(AT_{i,t}), \quad (3.6)$$

$$TxOpCred_{i,t} = \frac{OpCred_{i,t}}{OpCred_{i,t-1}} - 1. \quad (3.7)$$

3.2.4 Variáveis de Controle Macroeconômicas

Para controlar as influências exógenas da macroeconomia no modelo, foram incluídas duas variáveis de controle, a saber: 1) Taxa de Crescimento do Produto Interno Bruto (TxPib), calculado pela variação do valor do PIB no período t e t-1; e, 2) taxa de Juros Real (JR), medida pela razão entre o fator da taxa Selic Over¹ e o fator da taxa do índice de inflação IPCA² - Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo, calculada em base anual:

$$TxPib_t = \frac{PIB_t}{PIB_{t-1}} - 1, \quad (3.8)$$

$$JR_t = \frac{1 + SelicOver_t}{1 + IPCA_t} - 1. \quad (3.9)$$

A tabela A.1 lista as contas contábeis do Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (COSIF, 2019) utilizadas para o cálculo das variáveis do modelo.

¹Taxa média ponderadas das operações feitas no sistema SELIC, lastreadas em Títulos Públicos Federais com prazo de 1 dia útil

²Divulgado pelo IBGE

Tabela 3.3: Contas contábeis para o cálculo das variáveis

Sigla	Conta	Descrição
OpCred	16000001	Operações de Crédito
RcOpCred	71100001	Rendas de Operações de Crédito
Dep	41000007	Depósito Total
DspOpCap	81100008	(-) Despesas de Captação
LL	70000009	Contas de Resultado Credoras
	80000006	(-) Contas de Resultado Devedoras
Lop	71000008	Receitas Operacionais
	81000005	(-) Despesas Operacionais
AT	10000007	Circulando e Realizável a Longo Prazo
	20000004	Permanente
PL	60000002	Patrimônio Líquido
	70000009	Contas de Resultado Credoras
	80000006	(-) Contas de Resultado Devedoras

Fonte: Elaborado pelo autor

A tabela 3.4 lista todas as variáveis envolvidas no estudo com suas respectivas referências teóricas e os motivos de sua utilização no modelo.

Tabela 3.4: Quadro com as variáveis e suas respectivas referências e justificativas

Variável	Descrição	Referência	Justificativa
<i>Spread</i>	Diferença entre a taxa de juros cobradas nas operações de crédito e a taxas que as IFs remuneram seus depositantes	King (2010); Chun et al. (2012); King (2013); Cucinelli (2013); Hong et al. (2014); Dietrich et al. (2014)	Indicador de eficiência do processo de intermediação financeira. O aumento dessa taxa pode se traduzir em maior custo para os tomadores de crédito, com reflexos na economia (Dantas et al., 2012)
ROE	<i>Return on Equity</i>	King (2010); Chun et al. (2012); Dietrich et al. (2014); Roulet (2017); Cardoso et al. (2019)	A expectativa da rentabilidade sobre o Patrimônio (ROE) tende a cair quando o banco se torna menos alavancado e menos arriscado (Admati et al., 2010; Elliott, 2009; Modigliani e Miller, 1958)

continua na próxima página...

Tabela 3.4 ... continua na página anterior

Variável	Descrição	Referência	Justificativa
ROA	<i>Return on Assets</i>	Hong et al. (2014); Dietrich et al. (2014); Nuic et al. (2016); Chiaramonte e Casu (2016); Roulet (2017); Ly et al. (2017); Abdul-rahman et al. (2017)	O ROA mede a rentabilidade operacional do banco, e exibe o quão eficaz é o banco em utilizar seus ativos para gerar lucro operacional (Abdul-Rahman et al., 2016). É esperado uma redução do indicador, uma vez que, quanto mais títulos seguros o banco detém, menor a oportunidade de conceder crédito (Roulet, 2017)
NSFR	<i>Net Stable Funding Ratio</i>	Todos trabalhos citados na seção 2.4	Variável principal de interesse do estudo. A <i>proxy</i> utilizada seguiu trabalhos empíricos anteriores de Dietrich et al. (2014) e Distinguin et al. (2013)
Capital	Taxa de Capital	Dietrich et al. (2014); Hong et al. (2014); Nuic et al. (2016); Chiaramonte e Casu (2016); Ly et al. (2017); Abdul-rahman et al. (2017)	Variável para controlar as características dos bancos. Essa <i>proxy</i> da estrutura de capital está em linha com o sugerido por Basileia III (BCBS, 2014a). É esperado uma relação negativa com o <i>spread</i> , com o ROE e com o ROA, uma vez que, quanto maior o capital maior o seu custo e menos rentável é o banco (Dietrich et al., 2014)
Tam	Tamanho do banco	Cucinelli (2013); Hong et al. (2014); Dietrich et al. (2014); Vazquez e Federico (2015); Nuic et al. (2016); Ashraf et al. (2016); Chiaramonte e Casu (2016); Roulet (2017) Ly et al. (2017); Abdul-rahman et al. (2017); Cardoso et al. (2019)	Variável utilizada na maioria dos trabalhos citados para controlar a heterogeneidade dos bancos contidos na amostra. No Brasil, especificamente, existe uma concentração do mercado nos bancos classificados com S1. Banco maiores tendem a ter menores estruturas de liquidez, devido a sua imagem de <i>too big to fail</i> (Dietrich et al., 2014). Portanto, é esperado uma relação negativa com o <i>spread</i> e positiva com o ROE e ROA

continua na próxima página...

Tabela 3.4 ... continua na página anterior

Variável	Descrição	Referência	Justificativa
TxOpCred	Taxa de Crescimento das Operações de Créditos	Hong et al. (2014); Dietrich et al. (2014); Vazquez e Federico (2015); Roulet (2017)	Variável para controlar os bancos com altas taxas de crescimento de operações de crédito. Bancos com alta taxas de crescimento tendem a ter menor <i>spread</i> devido a necessidade de usar <i>funding</i> de curto prazo para financiar seus ativos, e maiores rentabilidades (Dietrich et al., 2014)
TxPib	Taxa de Crescimento do Produto Interno Bruto	Cucinelli (2013); Dietrich et al. (2014); Nuic et al. (2016); Ashraf et al. (2016); Chiaramonte e Casu (2016); Roulet (2017); Ly et al. (2017); Abdul-rahman et al. (2017); Swamy (2018); Cardoso et al. (2019)	Variável para controlar os momentos de alto crescimento da economia local, seguindo trabalhos empíricos anteriores. Períodos de abundância econômica tendem a ter mais <i>funding</i> no mercado, e os bancos tendem tomar mais risco, diminuindo seus <i>spreads</i> e aumentando suas rentabilidades (Dietrich et al., 2014)
JR	Juros Real	Dietrich et al. (2014); Nuic et al. (2016); Roulet (2017); Abdul-rahman et al. (2017); Swamy (2018); Cardoso et al. (2019)	Variável para controlar as épocas de alta de juros da economia brasileira, uma vez que as rentabilidade dos bancos são extremamente dependentes da estrutura de juros local (Dietrich et al., 2014)
Dcrise	Dummy de época de crise	Cucinelli (2013); Dietrich et al. (2014); Ly et al. (2017)	Variável para controlar as épocas de crise no mercado nacional entre janeiro/2013 a dezembro/2015. Período pior que a crise financeira mundial para o mercado brasileiro
Dcontrole	Dummy para separar o controle dos bancos	Nuic et al. (2016)	Variável para identificar o controle dos bancos: Público ou Privado; e, Nacional ou Estrangeiro

Fonte: Elaborado pelo autor

3.2.5 Estatística Descritiva das Variáveis

Para melhorar as significâncias estatísticas do modelo empregado, todas as variáveis endógenas envolvidas no modelo sofreram winsorização bicaudal de 5% . As duas variáveis macroeconômicas (TxPib e JR) não foram tratadas.

A tabela 3.5 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis envolvidas no estudo. Evidenciam-se os valores das médias, medianas, os valores de máximo (Max) e mínimo (Min), os desvios padrões (DP), os coeficientes de variação (CV), as assimetrias (Ass), as curtoses (Cur) e os números de observações da amostra (Obs).

Tabela 3.5: Estatística descritiva das variáveis

Variável	Média	Mediana	Max	Min	DP	CV	Ass	Cur	Obs
Spr (%)	2.11	3.18	21.06	-28.04	10.95	518.21	-0.92	4.32	2484
ROE (%)	3.84	3.87	15.02	-10.00	5.85	152.14	-0.33	3.27	2484
ROA (%)	1.01	0.85	4.98	-2.71	1.72	170.81	0.26	3.57	2484
NSFR (%)	117.02	105.69	268.59	47.00	50.74	43.36	1.51	5.31	2484
Capital (%)	23.20	14.53	85.43	5.89	21.63	93.24	1.87	5.46	2484
TxOpCred (%)	7.25	4.94	57.66	-33.19	20.93	288.58	0.43	3.40	2484
Tam (ln)	21.56	21.56	26.15	17.48	2.36	10.95	0.09	2.29	2484
JR (%)	6.73	6.04	28.48	-8.45	6.82	101.41	0.67	4.69	2484
TxPib (%)	5.23	5.62	13.72	-3.18	4.13	79.02	-0.21	2.42	2484

Fonte: Elaborado pelo autor

A tabela 3.6, a seguir, evidencia as correlações de Pearson detectadas para verificar a não multicolinearidade das variáveis independentes.

Tabela 3.6: Matriz de correlação de Pearson

Variável	NSFR	Capital	TxOpCred	Tam	JR	TxPib
NSFR	1	0.59	-0.12	-0.33	-0.00	0.01
Capital	0.59	1	-0.12	-0.59	0.02	0.01
TxOpCred	-0.12	-0.12	1	0.02	0.01	0.16
Tam	-0.33	-0.59	0.02	1	-0.11	-0.07
JR	-0.00	0.02	0.01	-0.11	1	-0.10
TxPib	0.01	0.01	0.16	-0.07	-0.10	1

Fonte: Elaborado pelo autor

Segundo Akinwande et al. (2015), a melhor maneira de verificar a multicolinearidade entre os regressores é calcular os fatores de inflacionamento da variância (VIF), que avalia

o quanto a variação de um coeficiente de regressão estimado aumenta quando os preditores são correlacionados. Assim, se o VIF for igual a 1, significa que não há multicolinearidade entre os regressores. Por outro lado, se o VIF for maior que 1, os regressores poderão ser moderadamente correlacionados. Ainda, um VIF entre 5 e 10 indica alta correlação. E por fim, se o VIF for superior a 10, pode-se supor que os coeficientes de regressão sejam mal estimados devido à multicolinearidade, que deve ser tratada adequadamente.

O cálculo do VIF é dado por:

$$VIF_j = \frac{1}{(1 - R_j^2)} \quad (3.10)$$

onde R_j^2 é o coeficiente de determinação da regressão entre a variável j e as outras variáveis independentes.

A tabela 3.7 evidencia os resultados do teste de Fator de Influência de Variância (*Variance Inflation Factor* - VIF) para verificar a multicolinearidade entre as variáveis independentes:

Tabela 3.7: VIF - Variance Inflation Factor

Variável	VIF	1/VIF
NSFR	1.5402	0.6492
Capital	2.1227	0.4710
TxOpCred	1.0497	0.9526
Tam	1.5746	0.6350
JR	1.0288	0.9720
TxPib	1.0461	0.9559

Fonte: Elaboração dos autores

Dado que estamos lidando com dados em séries temporais, a possibilidade de não-estacionariedade dos dados não pode ser descartada. Para os modelos produzirem estimativas precisas, realizou-se os testes de raiz unitária propostos por Levin et al. (2002) e Im et al. (2003) abreviados por LLC e IPS. Com nível de significância de 1%, a hipótese nula (H_0) que as séries dos painéis têm raízes unitárias foi rejeitada.

A tabela 3.8 têm-se os resultados obtidos do teste de raiz unitário proposto Levin et al. (2002) e Im et al. (2003).

Tabela 3.8: Parâmetros resultantes do Teste de Raiz Unitária

Variável	LLC	IPS
Spread	-9.216046***	-9.216046***
ROE	-12.449939***	-12.449939***
ROA	-12.050114***	-12.050114***
NSFR	-10.016272***	-10.016272***
Capital	-7.430309***	-7.430309***
TxOpCred	-17.880246***	-17.880246***
Tam	-6.680908***	-6.680908***
JR	-18.686719***	-18.686719***
TxPib	-15.292695***	-15.292695***

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

3.3 Histórico e Gráficos do NSFR

Com base no estudo de Dietrich et al. (2014), os ponderadores e as contas contábeis da *proxy* do NSFR foram definidas conforme descrita na seção 3.2.2. Assim, elaborou-se um histórico do indicador desde janeiro de 2001 até dezembro de 2018.

Por conseguinte, realizou-se uma segregação dessa amostra para verificar o nível do NSFR ao longo do período separados por categorias de tamanho (Grandes e Não Grandes) e controle (Público ou Privado; e, Nacional ou Estrangeiro). Dessa forma, logrou-se uma visão mais ampla de quais os segmentos estariam mais defasados caso a restrição de liquidez estivesse em vigor durante todo o período.

A tabela 3.9 evidencia as estatísticas descritivas do histórico do NSFR durante o período da amostra. Observa-se que, na média, o NSFR dos bancos durante o período estiveram acima do 100% (estabelecido como o mínimo na norma atual). Porém, têm-se períodos que o indicador ficou abaixo - 44% do período o NSFR do sistema esteve abaixo domínio exigido.

No gráfico da figura 3.1, a seguir, é possível notar que boa parte dessa porcentagem estão nos períodos de crise econômica brasileira entre os anos de 2013 e 2016.

Tabela 3.9: Tabela das estatísticas descritivas do histórico do NSFR

Média	Mediana	Máximo	Mínimo	%Abaixo	%Acima
101.37	100.79	114.66	91.98	44%	56%

Fonte: Elaborado pelo autor

Na figura 3.1, mostra o histórico do NSFR de todas as IFs da amostra de forma agregada.

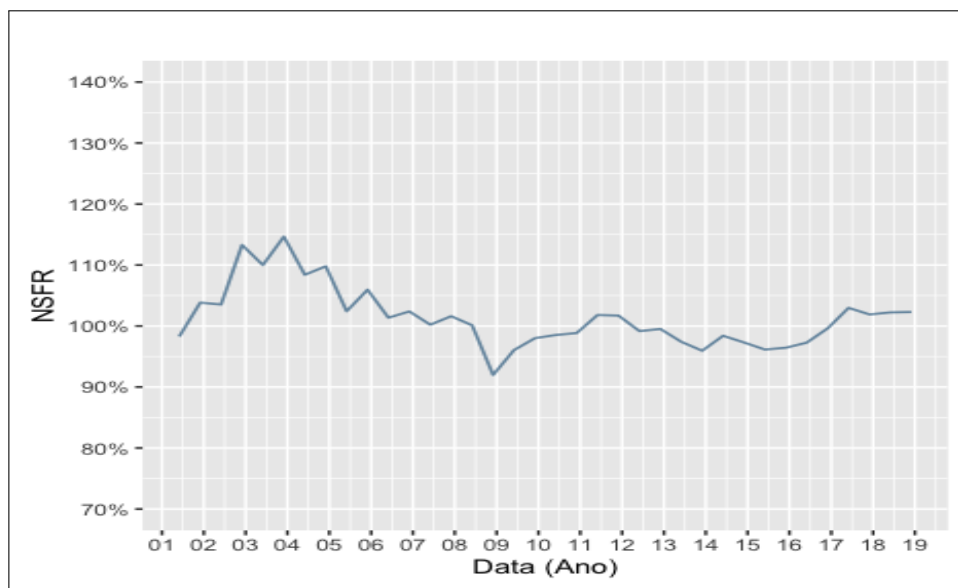


Figura 3.1: Histórico do NSFR de todas as IFs

Na tabela 3.10, a seguir, é possível notar que a média dos grandes bancos (segmento S1) foi maior que a média do restante dos bancos (não grandes) do SFN. Os dados da tabela também evidenciam que os grandes bancos ficaram 42% do período abaixo da linha de 100% exigida do NSFR. Até em relação à média geral, os bancos grandes possuem períodos menores que estiveram desenquadrados na estrutura de liquidez regulamentar.

Tabela 3.10: Tabela das estatísticas descritivas do histórico do NSFR das IFs Grandes versus Não Grandes

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	%Abaixo	%Acima
Grandes	102.09	101.43	115.94	93.16	42%	58%
Não Grandes	98.63	98.85	109.87	86.39	58%	42%

Fonte: Elaborado pelo autor

Na figura 3.2, tem-se o gráfico do histórico do NSFR das IFs segregadas por IFs Grande (segmento S1) e as IFs restantes do SFN da amostra.

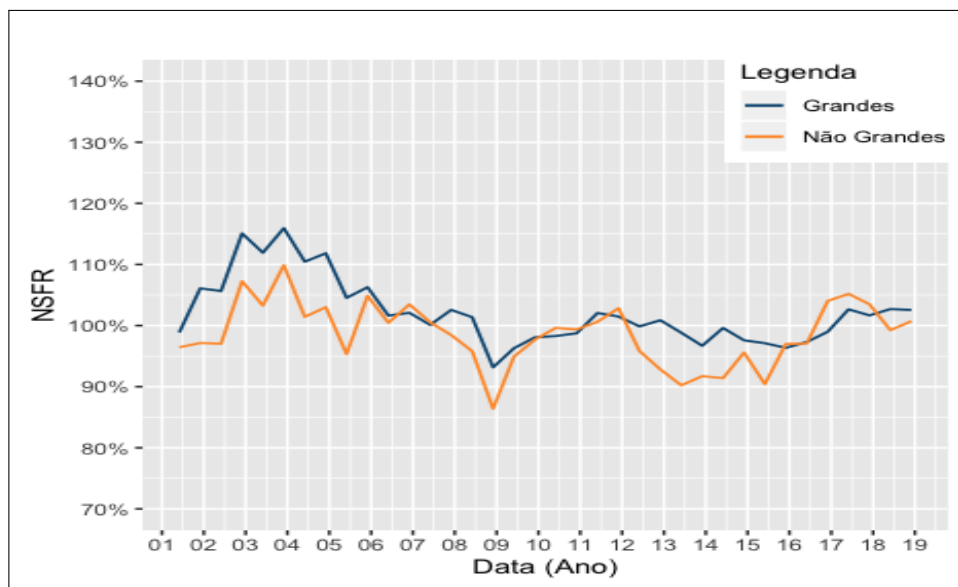


Figura 3.2: Histórico do NSFR das IFs Grandes versus Não Grandes

Na tabela 3.11, a seguir, é possível notar que a média dos bancos de controle estatal foi maior que a média dos bancos privados, incluindo controle nacional e estrangeiro. É possível notar ainda, que os dados do NSFR dos bancos público são muito superiores que a média geral, refletido também no período que os bancos públicos estariam abaixo do regulamentar exigido - apenas 3%.

Tabela 3.11: Tabela das estatísticas descritivas do histórico do NSFR das IFs de controle Público versus Privado

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	%Abaixo	%Acima
Público	107.72	107.99	120.75	98.94	3%	97%
Privado	97.47	96.77	113.04	85.36	81%	19%

Fonte: Elaborado pelo autor

Na figura 3.3, a seguir, tem-se o gráfico do histórico do NSFR das IFs segregadas por IFs de controle Públicos e de controle Privado.

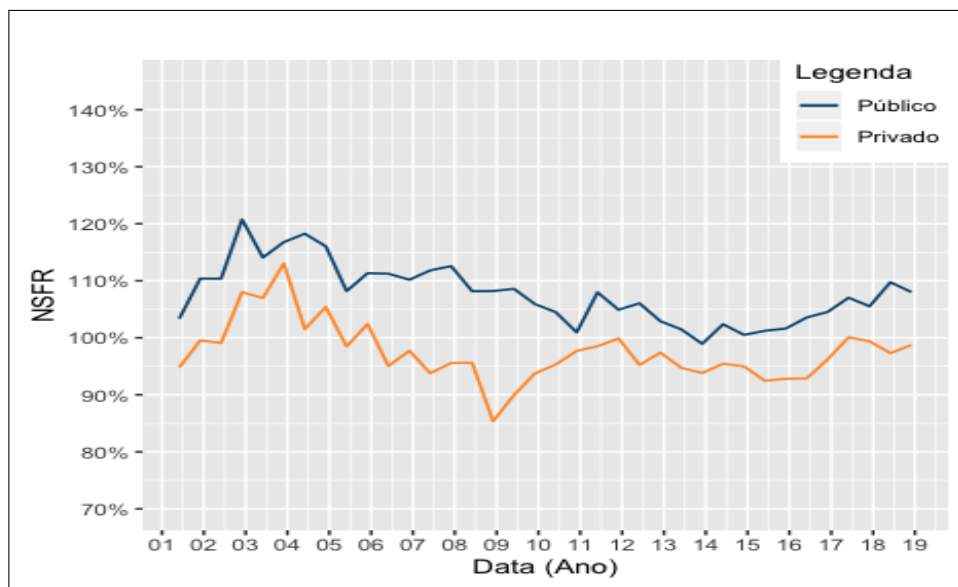


Figura 3.3: Histórico do NSFR das IFs de controle Público versus Privado

Na tabela 3.12, é possível notar que a média dos bancos de controle estrangeiro foi menor que a média dos bancos de controle nacional. E ainda, que os dados do NSFR dos bancos estrangeiros são bem inferiores que a média geral do NSFR, refletido também no período em que os bancos de controle estrangeiro estariam abaixo do regulamentar exigido - quase todo período, 97%.

Tabela 3.12: Tabela das estatísticas descritivas do histórico do NSFR das IFs de controle Nacional versus controle Estrangeiro

	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	%Abaixo	%Acima
Nacional	104.35	103.30	116.43	96.62	16%	84%
Estrangeiro	87.11	86.64	103.88	75.16	97%	3%

Fonte: Elaborado pelo autor

Na figura 3.4, a seguir, tem-se o gráfico do histórico do NSFR das IFs segregadas por IFs de controle Nacional e de controle Estrangeiro.

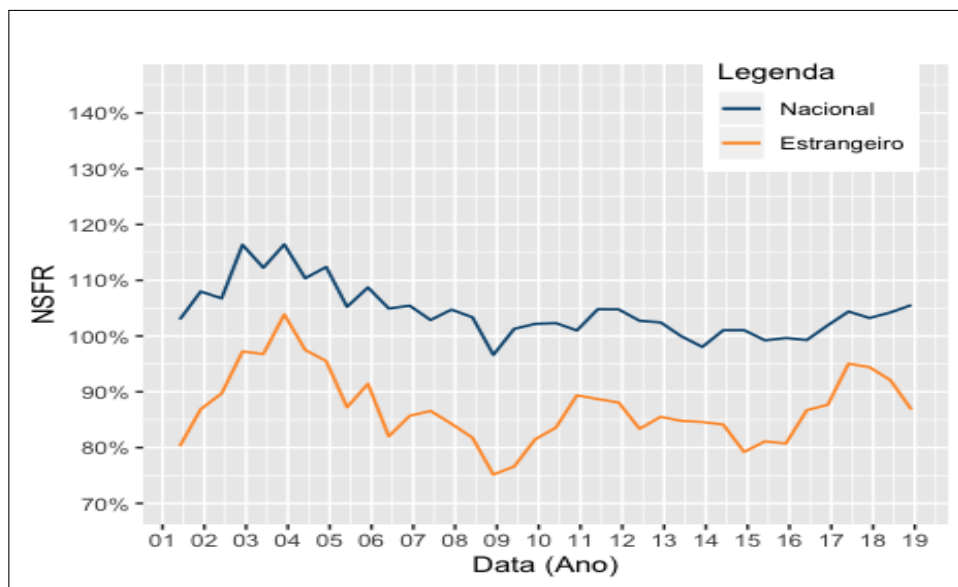


Figura 3.4: Histórico do NSFR das IFs de controle Nacional versus controle Estrangeiro

3.4 Especificação do Modelo

O método aplicado no presente estudo é o modelo de regressão com dados em painel para estimar os efeitos do NSFR no valor do *spread* e em suas respectivas rentabilidades medida pelo ROE e ROA. O modelo se mostra ideal devido à heterogeneidade dos bancos na amostra coletada, bem como no interesse dos efeitos temporais da variação do índice, e não entre os bancos, seguindo os trabalhos de Abdul-rahman et al. (2017), Cucinelli (2013), Bonner (2012) e Ly et al. (2017).

Segundo Wooldridge (2012), o método de dados em painel elimina os efeitos das variáveis omitidas e não observadas, através do estudo das variações das variáveis dependentes ao longo do tempo, se forem constantes. Isso ocorre devido ao fato de os dados serem referentes aos mesmos indivíduos no tempo, no recorte longitudinal, não podendo assumir que as observações sejam independentes para a finalidade de análise econométrica.

O modelo foi estruturado para testar a hipótese do impacto do NSFR no *spread ex-post* praticado pelas IFs e nas suas respectivas rentabilidades. Foram incluídas variáveis independentes para controlar as características dos bancos, condições macroeconômicas e três variáveis *Dummies* de controle, quais sejam: 1) *Dcrise* para distinguir o período da crise financeira, que assume valor 1 no período de crise (jan/2013 a dez/2015) e 0 fora do período; 2) *Dpublico*, que assume valor 1 quando o controle for público e 0 quando for privado; e, 3) *Destrageiro*, assume o valor 1 quando o controle for estrangeiro e 0 quando o controle for nacional.

$$Spr_{i,t} = \alpha + \beta_1 NSFR_{i,t} + \beta_2 Capital_{i,t} + \beta_3 TxOpCred_{i,t} + \beta_4 Tam_{i,t} + \beta_5 JR_t + \beta_6 TxPib_t + \beta_7 Dcrise_t + \beta_8 publico_t + \beta_9 Destrangero_t + \epsilon_{i,t}, \quad (3.11)$$

$$ROE_{i,t} = \alpha + \beta_1 NSFR_{i,t} + \beta_2 Capital_{i,t} + \beta_3 TxOpCred_{i,t} + \beta_4 Tam_{i,t} + \beta_5 JR_t + \beta_6 TxPib_t + \beta_7 Dcrise_t + \beta_8 publico_t + \beta_9 Destrangero_t + \epsilon_{i,t}, \quad (3.12)$$

$$ROA_{i,t} = \alpha + \beta_1 NSFR_{i,t} + \beta_2 Capital_{i,t} + \beta_3 TxOpCred_{i,t} + \beta_4 Tam_{i,t} + \beta_5 JR_t + \beta_6 TxPib_t + \beta_7 Dcrise_t + \beta_8 publico_t + \beta_9 Destrangero_t + \epsilon_{i,t}, \quad (3.13)$$

onde α e β são os parâmetros regressores do modelo e ϵ é o termo do erro independente e identicamente distribuído $\approx \text{IID}(0, \sigma_\epsilon^2)$.

A tabela 3.13 apresenta o sinal esperado das variáveis independentes do modelo:

Tabela 3.13: Resultados esperados

Dependente	Independente	Resultado Esperado
<i>Spread</i>	NSFR	(-) Negativo
	Capital	(-) Negativo
	Tam	(-) Negativo
	TxOpCred	(-) Negativo
	TxPib	(-) Negativo
	JR	(+) Positivo
<i>ROE / ROA</i>	NSFR	(-) Negativo
	Capital	(-) Negativo
	Tam	(+) Positivo
	TxOpCred	(+) Positivo
	TxPib	(+) Positivo
	JR	(+) Positivo

Fonte: Elaborado pelo autor

Conforme mencionado no seção 3.2, a principal variável independente do modelo é o NSFR. É esperado que o indicador estrutural de liquidez apresente um comportamento negativo em relação às variáveis dependentes que medem o *spread* e a rentabilidade dos bancos, como identificado no trabalho de King (2010, 2013) e Chun et al. (2012), quanto maior o NSFR menos rentável é o banco.

No modelo outrora exposto, foram incluídas três variáveis independentes que controlam as características dos bancos, a saber: 1) Taxa de Capital (Capital); 2) a Taxa de Crescimento das Operações de Créditos (TxOpCred); e, 3) Tamanho do bancos (Tam).

Para a variável Capital se espera uma relação positiva com o NSFR, devido à definição técnica das variáveis que formam os dois indicadores, ou seja, quanto maior a estrutura de capital do banco, maior a também a liquidez estrutural de longo prazo. Portanto, espera-se uma relação negativa com os indicadores de rentabilidade dos bancos.

A variável Taxa de Crescimento das Operações de Crédito tem o propósito de controlar os bancos mais agressivos, com maiores taxas de expansão das operações de crédito. Tais bancos tendem a ter uma estrutura de liquidez mais reduzida, devido à necessidade em fazer uso de suas disponibilidades de curto prazo para suportar seus *fundings*, impactando positivamente as suas rentabilidades.

A variável Tamanho do banco, medido através do logaritmo neperiano dos ativos totais, tem o objetivo de controlar a heterogeneidade entre os bancos, uma vez que, no Brasil, segundo o BCB, mais de 80% das operações de crédito são concentradas nos cinco maiores bancos. Nesse contexto, os grandes bancos têm vantagens para financiar seus ativos através dos *fundings* de atacado, e até mesmo com os recursos do BCB, devido ao seu *status* no sistema local de “*too big to fail*” - *status* que leva a uma vantagem competitiva em relação aos bancos médios e pequenos, devido a sua possibilidade de maior propensão à risco em suas operações. Então, espera-se uma relação positiva entre o tamanho do banco e as suas rentabilidades.

As características macroeconômicas fazem parte do modelo, devido à estudos supra-mencionados apontarem que o *spread* e a rentabilidade são impactados por fatores externos (DeYoung et al., 2018). A taxa de crescimento do PIB foi incluída para controlar períodos econômicos que impactam as fontes de *fundings*, e a taxa de juros real é para controlar as condições do mercado local durante o período de análise.

E ainda, espera-se uma relação positiva com as variáveis dependentes, tanto em épocas de crescimento econômico, com taxas de crescimento alto do PIB, quanto em épocas de juros reais altos.

Por último, foram incluídas variáveis *Dummies* para controlar: épocas de crise, como o período atípico do mercado financeiro brasileiro entre o período de janeiro de 2013 até dezembro de 2015, período de recessão profunda para o Brasil; e, para controlar o controle acionário dos bancos - público ou privado; e, estrangeiro ou nacional.

3.5 Estimação dos Parâmetros e Testes Econométricos

Foram utilizados três métodos econométricos para estimar os parâmetros do modelo: 1) *Pooled Model* (Empilhado); 2) *Fixed-Effects Within Model* (Efeitos Fixos Dentro do Grupo); e, 3) *Random Effects Model* (Efeitos Aleatórios).

3.5.1 Modelo Empilhado e o Teste de Chow

No modelo com dados empilhados, assume-se que todos os indivíduos possuem o mesmo comportamento, desconsiderando o efeito do tempo e o efeito individual.

Para testar se o comportamento da amostra é realmente constante, e assim, assumir o modelo com dados empilhados como o mais adequado, verificou-se a estabilidade estrutural através do Teste de Chow (teste F) para determinar se uma função de regressão múltipla difere entre dois grupos ou em dois períodos diferentes (Wooldridge, 2012).

O modelo 3.14 é a representação geral dos dois grupos ($g = 1$ e $g = 2$) para a realização do teste F representada pela equação 3.15, com k variáveis e um intercepto (β_0) sob a hipótese de que cada β_k é iguais nos dois grupos representada:

$$y = \beta_{g,0} + \beta_{g,1}x_1 + \beta_{g,2}x_2 + \dots + \beta_{g,k}x_k + u, \quad (3.14)$$

$$F = \frac{[SQR_p - (SQR_1 + SQR_2)] [n - 2.(k + 1)]}{SQR_1 + SQR_2} \cdot \frac{1}{k + 1}, \quad (3.15)$$

onde SQR_p é a soma dos quadrados dos resíduos de ambos os grupos; e, n é o número total de observações. Caso a H_0 for rejeitado, assumi-se que o comportamento da amostra não é o mesmo nos dois grupos, descartando o modelo com dados empilhados em favor dos dados em painel.

3.5.2 Modelo com Dados em Painel e o Teste de Hausman

Nos modelos com dados em painel foram utilizadas duas métrica para estimar os regressores das variáveis explanatórias, a saber: 1) Estimador de Efeitos Fixos; e, 2) Estimador de Efeitos Aleatórios.

O modelo de efeitos fixos tem por base a premissa de que os coeficientes da regressão podem variar de indivíduo para indivíduo ou ao longo do tempo, permanecendo como

variáveis fixas. Já no modelo de efeitos aleatórios, segue a premissa de que a influência do comportamento dos indivíduos ou do efeito do tempo são aleatórios, admitindo-se, assim, a existência uma variável aleatória não correlacionado com os regressores (Baltagi, 2013).

Para selecionar a técnica de estimação mais adequada entre os dois modelos, faz-se necessária a verificação da heterocedasticidade dos resíduos dos regressores do modelo entre os indivíduos e ao longo do tempo. Hausman (1978) foi o primeiro a sugerir esse teste em questão, no qual o modelo é representado pela equação geral que se segue:

$$y_{i,t} = \alpha + X_{i,t}\beta + \mu_i + \nu_{i,t}. \quad (3.16)$$

onde α é uma variável aleatória; μ_i é o componente de erro *cross-section*; e, $\nu_{i,t}$ são os erros combinados da série temporal e dos indivíduos.

A hipótese subjacente ao Teste de Hausman é que μ_i não se correlaciona com as variáveis explicativas do modelo, $Cov(x_{i,t}, \mu_i) = 0$. O teste estatístico possui uma distribuição assintótica χ^2 , e se H_0 for rejeitado, significa que o modelo de efeitos aleatórios não é adequado para a amostra em análise (Gujarati e Porter, 2011).

3.5.3 Heterocedasticidade e o Teste de Breusch-Pagan

O componente de erro padrão do modelo dado pela equação geral 3.16 assume que o erro das regressões são homocedásticos, com as mesmas variações através do tempo e entre os indivíduos. Tem-se aí uma suposição restritiva para dados em painéis, onde as unidades *cross-section* podem variar de tamanho, e como resultado, podem apresentar variâncias diferentes (Baltagi, 2013).

Assumindo homocedasticidade dos resíduos quando a heterocedasticidade se faz presente, tem-se uma estimativa consistente dos coeficientes dos regressores de MQO, porém as estimativas não serão eficientes, ou seja, não possuem variância mínima. E ainda, o erro padrão das estimativas será viesado, podendo ocorrer uma correlação robusta entre os erros padrões com a presença da heterocedasticidade (Baltagi, 2013).

Nesse cenário tem-se uma correlação entre os erros do mesmo indivíduo em períodos de tempo diferentes, tornando o método de MQO inadequado para estimar os coeficientes do modelo de efeitos fixos e aleatórios (Gujarati e Porter, 2011).

Para testar a homocedasticidade no modelo com estimadores de MQO em dados em painel, Breusch e Pagan (1979) desenvolveram um teste baseado no multiplicador de Lagrange, a fim de verificar se os resíduos quadráticos têm relação com os regressores. O teste verifica a Hipótese Nula (H_0): $\delta_1 = \delta_2 = \delta_i = 0$, onde δ são as relações entre os resíduos quadráticos com os regressores do modelo. O teste estatístico tem uma distribuição

assintótica χ^2 , e se H_0 for rejeitado, significa que o modelo possui heterocedasticidade nos resíduos de seus regressores.

Para controlar a inconsistência dos parâmetros heterocedásticos das regressões lineares, o presente estudo fez uso do estimador de matriz de covariância de parâmetros proposto por White (1980), que não depende de um modelo formal de estrutura de heterocedasticidade, pois compara o novo estimador com o estimador de covariância usual, obtendo um teste de heterocedasticidade.

3.6 Resultados

3.6.1 Resultados dos testes de aderência

As tabelas 3.14, 3.15 e 3.16, a seguir, apresentam todos os resultados dos parâmetros dos modelos adotados e seus respectivos resultados de teste de verificação de aderência do modelo aos dados, conforme descrito nas subseções anteriores.

Foram postadas quatro colunas nas referidas tabelas, na qual, a primeira representa os dados empilhados (*Pooled*); a segunda representa os dados em painel com efeitos fixos (*Fixed*); a terceira coluna representa os dados em painel com efeitos aleatório (*Random*); e, a última, representa os dados em painel com efeitos aleatório com a Heterocedasticidade Consistente (HC).

Os resultados do Teste de Chow apontaram que para os modelos supramencionados, a hipótese de fazer uso dos dados empilhados foi rejeitado em favor dos dados em painel, com p-valores < 0.000 .

Para o Teste de Hausman, os resultados demonstraram uma divisão entre os dados com efeitos fixos e os dados com efeitos aleatórios. Para a regressão da variável *spread*, a Hipótese Nula (H_0) do teste não apresentou significância estatística para que seja rejeitada em favor dos efeitos fixos (p-valor = 0.06232). Assim, decidiu-se por utilizar o modelo com efeitos aleatórios. Por outro lado, para as regressões das variáveis ROE e ROA, os testes resultaram em uma significância estatística para rejeitar a Hipótese Nula (H_0) do Teste de Hausman, com p-valores < 0.05 . Assumindo, portanto, o modelo com efeitos fixos como mais adequado para as regressões das variáveis ROE e ROA.

Através do Teste de Breusch-Pagan, foi possível identificar, com alta significância estatística, a presença de heterocedasticidade dos erros padrões com os parâmetros regressores dos três modelos em análise. Com isso, fez-se uso do estimador de matriz de covariância de heterocedasticidade consistente de White (1980) para estimar os parâmetros e corrigir os erros padrões.

3.6.2 Resultados da estimação dos parâmetros

Em relação às estimações dos parâmetros das variáveis, os resultados apontaram que a variável principal do presente estudo - NSFR - impactou negativamente as três variáveis respostas dos modelos aqui representados (*spread*, ROE e ROA).

Para a variável *spread*, fazendo uso da regressão com efeitos aleatórios com heterocedasticidade consistente, o parâmetro estimado da variável NSFR foi de -0.022%, porém, sem significância estatística. Tal fato significa que não é possível identificar algum impacto do NSFR no *spread ex-post* dos bancos. Esse resultado vai no mesmo sentido do trabalho de Dietrich et al. (2014), que também não encontraram evidências estatísticas significantes que mostrasse aumento na margem líquida dos juros dos empréstimos.

A variável de maior impacto no modelo do *spread* foi a variável independente Tamanho, com um impacto negativo de -1.606% e significância estatística de 1%. Esse resultado revela que quanto maior o banco, mais ele consegue trabalhar com um *spread* menor. Tal fato ocorre devido à sua imagem de "*too big to fail*", isto é, banco de menor risco de falir, podendo, assim, remunerar seus depositante com menores rendimento, diminuindo o custo de *funding*.

Fatores exógenos à estrutura dos bancos também se mostraram relevantes. A variável Juros Real da economia brasileira, impactou negativamente em -0.075%, e no período da crise interna brasileira, o *spread* foi impactado negativamente no valor de -2.1723%; ou seja, nos período da crise entre janeiro de 2013 a dezembro de 2015, os bancos, em média, tiveram seus *spreads* impactados em -217.2 bps em relação ao período de normalidade econômica (fora desse período determinado).

Outro ponto interessante no resultado foi que os bancos de controle público tiveram um *spread* maior que os bancos de controle privado, evidenciando o quão ineficaz pode ser um banco com controle estatal. Por outro lado, os bancos de controle estrangeiro evidenciaram um *spread* menor que os bancos de controle nacional.

Para o ROE, como era esperado, o NSFR mostrou um relação negativa e significativa estatisticamente na proporção de -0.016%, com significância estatística de 1%. A explicação para tal impacto negativo é a formação técnica dos indicadores ROE e do NSFR, que são inversamente proporcionais. O valor do Patrimônio Líquido que é o valor que vai no denominador da formula do ROE, no NSFR, vai no numerador da formula de formação do indicador. Apesar disso, a lógica por trás dessa formação está coerente, pois quanto maior o capital próprio na estrutura de capital dos bancos, mais seguro eles são; porém, menos lucrativo proporcionalmente para seus acionais, devido à menor alavancagem que essa estrutura proporciona.

A Taxa de Crescimento das Operações de Crédito também mostrou uma relação significativa no valor positivo de 0.03%. A variável *dummy* de crise se mostrou estatisticamente

significante com relação negativa com o ROE, revelando que os bancos diminuíram seus retornos patrimoniais em -1,237% na época da crise, o que era esperado.

Por fim, tem-se o ROA, que representa o retorno operacional dos ativos dos bancos. E como era esperado, o NSFR revelou uma relação negativa com o indicador no valor de -0.004%, com significância estatística de 1%, evidenciando que para cada 1% de aumento no NSFR, o ROA é impactado em -0.4 bps. O interessante nessa regressão é o valor positivo da Taxa de Capital com o ROA no valor de 0.030%, com significância estatística de 1%; ou seja, quanto maior a Taxa de Capital o banco possui, mais rentável operacionalmente ele pode ser; e, quanto mais seguro e estável é o banco, mais rentável ele pode ser devido a confiança de seus clientes em sua estabilidade, podendo, assim, remunerar menos seus depositantes e resultando em diminuição de seu custo de *funding*.

Outra variável com significância estatística foi a taxa de Juros Real, que resultou em uma relação positiva com o ROA, com valor de 0.023%. A *Dummy* de crise mostrou-se uma relação negativa de -0.372%, o que revela o quão grave foi esse período para as rentabilidades dos bancos, com impacto nas três variáveis respostas do modelo aqui predisposto.

3.6.3 Validação das Hipóteses de Pesquisa

Duas hipóteses de pesquisa foram elaboradas para testar os impactos do NSFR:

H1: Os *spreads* bancários são negativamente impactados pelo aumento do NSFR.

Baseado no resultado da regressão do *spread*, não foi possível detectar significância estatística que pudesse confirmar o impacto negativo do NSFR na variável dependente.

H2: As rentabilidades dos bancos são negativamente impactadas pelo aumento do NSFR.

Por outro lado, os resultados das regressões das variáveis de rentabilidade bancária ROE e ROA demonstraram que as duas variáveis dependentes têm uma relação negativa com o NSFR, corroborando com a hipótese (H2) de que os bancos são negativamente pelo aumento do NSFR.

Tabela 3.14: Resultado da Regressão do Spread

	<i>Variáveis Dependentes:</i>			
	Spread			
	(Pooled)	(Fixed)	(Random)	(HC)
NSFR	-0.039*** (0.005)	-0.021*** (0.005)	-0.022*** (0.005)	-0.022 (0.015)
Capital	0.074*** (0.013)	-0.058*** (0.017)	-0.046*** (0.016)	-0.046 (0.052)
Tam	-1.542*** (0.108)	-1.546*** (0.233)	-1.606*** (0.208)	-1.606*** (0.521)
TxOpCred	-0.015 (0.010)	-0.010 (0.007)	-0.010 (0.007)	-0.010 (0.012)
TxPib	0.039 (0.049)	0.036 (0.038)	0.034 (0.038)	0.034 (0.043)
JR	-0.082*** (0.030)	-0.072*** (0.024)	-0.075*** (0.024)	-0.075** (0.038)
Dcrise	-2.154*** (0.558)	-2.199*** (0.425)	-2.173*** (0.424)	-2.173*** (0.494)
Dpublico	8.243*** (0.677)		6.417* (2.753)	6.417** (2.373)
Destrangeiro	-4.268*** (0.453)		-4.867** (1.792)	-4.867* (2.159)
Constante	39.423*** (2.557)		41.886*** (5.091)	41.886*** (11.884)
Observações	2,484	2,484	2,484	2,484
R ²	0.221	0.047	0.057	
R ² Ajustado	0.218	0.017	0.053	
Estatística F	77.783***	16.903***	148.405***	
Teste de Chow	F = 30.059	df1=66/df2=2408	p-value < 0.0000	
Teste de Hausman	$\chi^2 = 13.429$	df = 7	p-value = 0.06232	
Teste de Breusch-Pagan	$\chi^2 = 683.83$	df = 7	p-value < 0.0000	

Nota:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 3.15: Resultado da Regressão do ROE

	<i>Variáveis Dependentes:</i>			
	ROE			
	(Pooled)	(Fixed)	(Random)	(HC)
NSFR	-0.008*** (0.003)	-0.016*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.016** (0.007)
Capital	0.018** (0.008)	-0.021* (0.012)	-0.004 (0.010)	-0.021 (0.022)
Tam	0.495*** (0.062)	-0.482*** (0.161)	0.041 (0.116)	-0.482* (0.272)
TxOpCred	0.040*** (0.005)	0.030*** (0.005)	0.032*** (0.005)	0.030*** (0.008)
TxPib	0.059** (0.028)	0.031 (0.026)	0.049* (0.026)	0.031 (0.027)
JR	0.065*** (0.017)	0.033** (0.016)	0.050*** (0.016)	0.033* (0.020)
Dcrise	-1.517*** (0.319)	-1.237*** (0.293)	-1.399*** (0.293)	-1.237*** (0.275)
Dpublico	2.409*** (0.386)		3.214*** (0.966)	
De estrangeiro	-0.556* (0.259)		-0.262 (0.658)	
Constante	-7.184*** (1.460)		3.749 (2.682)	
Observações	2,484	2,484	2,484	2,484
R ²	0.108	0.056	0.057	
R ² Ajustado	0.105	0.027	0.054	
Estatística F	33.260***	20.420***	150.291***	
Teste de Chow	F = 8.9761	df1=66/df2=2408	p-value < 0.0000	
Teste de Hausman	$\chi^2 = 21.327$	df = 7	p-value = 0.003315	
Teste de Breusch-Pagan	$\chi^2 = 683.83$	df = 7	p-value < 0.0000	

Nota:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Tabela 3.16: Resultado da Regressão do ROA

	<i>Variáveis Dependentes:</i>			
	ROA			
	(Pooled)	(Fixed)	(Random)	(HC)
NSFR	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.004*** (0.002)
Capital	0.035*** (0.002)	0.030*** (0.003)	0.032*** (0.003)	0.030*** (0.007)
Tam	0.109*** (0.018)	-0.068 (0.045)	0.009 (0.036)	-0.068 (0.096)
TxOpCred	0.006*** (0.002)	0.004*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.004* (0.002)
TxPib	0.017** (0.008)	0.012* (0.007)	0.015** (0.007)	0.012 (0.009)
JR	0.028*** (0.005)	0.023*** (0.005)	0.025*** (0.005)	0.023*** (0.007)
Dcrise	-0.423*** (0.093)	-0.372*** (0.082)	-0.396*** (0.082)	-0.372*** (0.084)
Dpublico	0.220 (0.112)		0.433 (0.332)	
De estrangeiro	-0.034 (0.075)		-0.062 (0.227)	
Constante	-1.983*** (0.425)		0.289 (0.820)	
Observações	2,484	2,484	2,484	2,484
R ²	0.129	0.091	0.093	
R ² Ajustado	0.126	0.063	0.089	
Estatística F	40.797***	34.397***	252.989***	
Teste de Chow	F = 12.63	df1=66/df2=2408	p-value < 0.0000	
Teste de Hausman	$\chi^2 = 306.86$	df = 7	p-value < 0.0000	
Teste de Breusch-Pagan	$\chi^2 = 694.71$	df = 9	p-value < 0.0000	

Nota:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

3.7 Modelo Alternativo com Dados em Painel Dinâmico

3.7.1 Modelo GMM

Para verificar se os resultados obtidos nos modelos com dados em painel estáticos estão coerentes, optou-se por realizar a regressão dos dados em painel dinâmico.

Seguindo o que foi realizado nos trabalhos de Athanasoglou et al. (2008), García-Herrero et al. (2009), Delis e Kouretas (2011), Dietrich et al. (2014) e Nuic et al. (2016), fez-se uso do sistema chamado de *Generalized Method of Moments* (GMM) com o estimador de Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998).

O estimador de Arellano e Bover (1995) permite o uso de uma condição adicional de momento em relação ao estimador original de Arellano e Bond (1991) corrigindo o problema dos instrumentos fracos. De acordo com os autores, as variáveis de primeiras diferenças defasadas são consideradas instrumentos fracos, devido a suas estacionariedades.

O estimador Blundell e Bond (1998) é adequado para os modelos de estruturas dinâmicas, tendo em vista que ele acomoda as possíveis endogeneidades entre as variáveis dependentes e algumas variáveis independentes do modelo utilizado. Particularmente, o modelo GMM faz uso da variável dependente em diferentes níveis como instrumentos, bem como uma variável defasada nos regressores, o que potencialmente pode sofrer de endogeneidade (Delis e Kouretas, 2011).

Além disso, como demonstrado por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998), o sistema com estimador de dois estágios é mais eficiente em comparação com o sistema de um estágio. No entanto, um problema que vem com o estimador de dois estágios é que esses erros padrões hipotéticos podem ser superestimados, em especial quando o número de instrumentos é igual ou superior ao número de seções transversais (Beck e Levine, 2004).

3.7.2 Teste de Robustez

Os modelos dinâmicos GMM propostos por Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) necessitam de dados estacionários para produzir estimadores consistentes. Para garantir tal pressuposto, o presente estudo promoveu testes de raiz unitária propostos por Levin et al. (2002) e Im et al. (2003), abreviados por *LLC* e *IPS*.

Segundo Baltagi (2013), o teste LLC realiza testes unitários individuais para cada seção transversal e assume que há independência entre os indivíduos nos dados do painel. A hipótese nula (H_0) é que cada série contém uma raiz unitária, enquanto a hipótese

alternativa (H_a) é que as séries são estacionárias. Este teste é indicado para dados em painel de tamanho moderado com valores de N entre [10; 250] e T entre [25; 250] A hipótese básica é:

$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} \Theta_{iL} \Delta y_{i,t-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}. \quad (3.17)$$

onde d_{mt} são os vetores das variáveis determinantes; e, α_{mi} são os vetores dos coeficientes do modelo $m = 1, 2$ e 3 . Especialmente, $d_{1t} = \emptyset$, $d_{2t} = 1$ e $d_{3t} = 1, t$.

Como a ordem defasada é desconhecida, uma regressão é estimada para cada *cross-section* separadamente. A ordem defasada p_i pode variar entre os bancos individualmente. Para cada T , escolhe-se $p_{máx}$ e examina-se através do $\hat{\Theta}_{iL}$ da estatística t , se a ordem defasada da *cross-section* anterior é adequada. Uma vez que p_i é definido, duas regressões auxiliares são realizadas Δy_{it} em $\Delta y_{i,t-L}$ e d_{mt} ; $y_{i,t-1}$ em $\Delta y_{i,t-L}$ e d_{mt} para obter $\hat{\varepsilon}_{it}$ e $\hat{\nu}_{it-1}$, respectivamente, onde $L = 1, \dots, p_i$ (Baltagi, 2013).

O teste *LLC* é restritivo na medida em que é exigido que ρ seja homogêneo em relação a diferença i . Assim, o teste proposto por Im et al. (2003) (*IPS*) permite a heterogeneidade dos coeficientes $y_{i,t-1}$ e propõe um procedimento para um teste alternativo baseado em estatísticas individuais dos testes de raiz unitária.

O teste *IPS* tem como hipótese nula (H_o) de que cada série de painéis contém uma raiz unitária, porque permite heterogeneidade no parâmetro autorregressivo de primeira ordem sob a hipótese alternativa (H_a) de que existe uma raiz unitária para alguns (mas não todos) bancos individuais no painel:

$$H_1 = \rho_i < 0; i = 1, 2, \dots, N_1; \rho_i = 0; i = N_1 + 1, \dots, N. \quad (3.18)$$

O teste de autocorrelação dos resíduos em Arellano e Bond (1991) propõe a hipótese de que não haverá uma autocorrelação de segunda ordem para equações de primeira diferença nas especificações do modelo proposto. Portanto, deve atender às seguintes hipóteses: 1) A não correlação dos dados defasados (acima do segundo) dos regressores em nível com as primeiras diferenças entre os erros; 2) A não correlação das primeiras diferenças dos regressores com um erro de nível.

Além disso, Arellano e Bond (1991) sugere o uso do Teste de Sargan das restrições supramencionadas, onde é possível verificar a hipótese nula se o grupo de instrumentos utilizados é informativo, testando, assim, a validade dos instrumentos.

3.7.3 Resultados

Os resultados obtidos no modelo GMM corroboraram parcialmente com os resultados estimados nas regressões de efeitos fixos e aleatórios exibidos na seção 3.6. Encontrou-se significância estatística na variável principal NSFR apenas na regressão da variável *ROA*, com impacto negativo de -0.003%, ao nível de significância de 5%.

Para as demais regressões, não foi revelada relevância estatística que pudesse sugerir alguma relação entre o NSFR e as variáveis respostas *spread* e ROE.

Por outro lado, para as três regressões, a variável defasada mostrou significância estatística com um impacto positivo e relevante; ou seja, as três variáveis *spread*, ROE e ROA são muito influenciadas pelos valores do período anterior, isto é, a sua determinação do período atual detém uma relação positiva e significativa com o valor do período anterior.

O modelo da variável ROA foi a regressão com mais variáveis independentes com significância estatística, ao nível de significância de 1%. Além da variável NSFR, a variável Taxa de Capital, Tamanho e Juros Real, revelaram impacto positivo no valor de 0.020%, 0.023% e 0.020%, respectivamente - resultados que estão todos em linha com modelo estático de efeitos fixos, tanto na direção quanto na intensidade da relação.

Porém, para o modelo da variável ROE, somente as variáveis independentes Tamanho e TxOpCred apresentam significância estatística. E ainda, a variável Tamanho resultou em uma relação oposta à relação encontrada no modelo de efeitos fixo. Já a TxOpCred confirmou sua relação positiva no valor de 0.028%.

E para o modelo da variável *spread*, nenhuma variável independente revelou significância estatística que pudesse apresentar alguma conclusão à respeito de sua determinação.

Para todos os modelos supramencionados, a variável *dummy* de crise corroborou com a tese de que o período compreendido entre janeiro de 2013 a dezembro de 2015 foi negativo para a indústria bancária com impacto significativo e relevante nas três variáveis respostas no valor de -1.361%, -1.097% e -0.290%, respectivamente.

O teste de raiz unitário proposto por Levin et al. (2002) e Im et al. (2003) para verificar se há estacionariedade nos dados foi realizado. E os resultados (vide tabela 3.8) dos testes sob a hipótese nula (H_0) que existe uma série temporal foram rejeitado sob a significância de 1%. Logo, a estacionariedade do painel dinâmico foi verificado, tornando a aplicação do modelo econométrico apropriado.

A tabela 3.17, a seguir, apresenta os resultado das estimações dos parâmetros do modelo com dados em painel dinâmico com estimador GMM de Blundell e Bond (1998). Em sua primeira coluna têm-se os resultados da regressão da variável dependente *spread*; na segunda coluna, a variável ROE; e, na terceira coluna, a variável ROA.

Tabela 3.17: Resultado da regressão com dados em painel dinâmico GMM

	<i>Variáveis Dependentes</i>		
	(Spread)	(ROE)	(ROA)
lag(variável, -1)	0.790*** (0.024)	0.270*** (0.045)	0.295*** (0.043)
NSFR	-0.004 (0.004)	-0.007 (0.004)	-0.003** (0.001)
Capital	0.030** (0.012)	-0.006 (0.011)	0.020*** (0.005)
Tam	0.026 (0.019)	0.157*** (0.025)	0.023*** (0.007)
TxOpCred	-0.008 (0.008)	0.028*** (0.009)	0.003 (0.003)
TxPib	0.012 (0.032)	0.018 (0.027)	0.003 (0.008)
JR	-0.032 (0.021)	0.035* (0.021)	0.020*** (0.006)
Dcrise	-1.361*** (0.254)	-1.097*** (0.239)	-0.290*** (0.075)
Bancos	69	69	69
Períodos	36	36	36
Observações	2484	2484	2484
Teste de Sargan e p-valor	$\chi^2 = 69(1)$	$\chi^2 = 69(1)$	$\chi^2 = 67(1)$
AR(1) e p-valor	-8.433625(0.000)	-4.9318(0.000)	-5.109128(0.00000)
AR(2) e p-valor	1.49226(0.13563)	2.628595(0.0085738)	2.740619(0.0061324)
Teste de Walt r p-valor	$\chi^2 = 437.2334(0.000)$	434.4412(0.000)	387.0165(0.000)

Nota:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Capítulo 4

Considerações Finais

No presente capítulo têm-se as conclusões da pesquisa, bem como o alcance das análises, suas limitações, as contribuições realizadas e os estudos futuros sugeridos.

4.1 Conclusão

O Acordo de Basiléia III criado pelo *Basel Committee for Banking Supervision* (BCBS) foi uma resposta à crise financeira mundial de 2007-08 que se alastrou para a economia real causando destruição econômica em diversos países. Um dos principais motivos pela ocorrência da crise apontada pelos estudos foi a falta de liquidez no mercado interbancário, causando a falência bancária.

Nesse cenário, entre as novidades trazidas por Basiléia III, foi a introdução de duas novas restrições de liquidez (LCR e NSFR) obrigando os bancos a terem em suas estruturas, liquidez necessária para melhor suportar momentos de turbulência econômica, evitando crises e falências bancárias.

Assim, o presente estudo teve o foco no risco de liquidez bancária, em especial no *Net Funding Stable Ratio* - NSFR que visa obrigar os bancos a manterem em sua estrutura *funding* mais estáveis a fim de suportar seus ativos de longo prazo. Tal indicador foi implementado pelo fato dos bancos tenderem a financiar seus ativos de longo prazo com passivos de curto prazo, causando um descasamento estrutural.

No Brasil, essa obrigação regulamentar começou a ser exigida dos bancos do segmento S1 desde outubro de 2018, uma exigência recente no Sistema Financeiro Nacional (SFN). Devido a essa recente implantação no Brasil e a formação técnica desse novo indicador, permitindo uma construção mais realista do que o LCR, motivaram a realização desse estudo.

Destarte, como objetivo, a presente pesquisa buscou verificar o impacto dessa nova restrição regulamentar no SFN. Fazendo o uso de uma amostra de 69 conglomerados

financeiros e/ou bancos individuais e três métricas que medem a eficiência bancária, o *spread*, ROE e ROA, buscou-se identificar uma relação entre o NSFR e o esses três indicadores durante o período de janeiro de 2001 e dezembro de 2018.

Para o alcance de tal objetivo fez-se uma revisão bibliográfica dos trabalhos mais recentes realizados sobre o NSFR nos principais periódicos. Um dos principais estudos encontrados foi o estudo de Dietrich et al. (2014), que fez uso de uma *proxy* do NSFR para avaliar o impacto desse indicador nos bancos do Oeste Europeu, culminando como base da presente pesquisa, a fim de verificar se os mesmos resultados encontrados na Europa seriam também encontrados no Brasil. Nesse sentido, seguiu-se a mesma estrutura para a formulação da *proxy* do NSFR para os bancos brasileiros.

Através dessa *proxy*, foi elaborado o histórico do NSFR de todos os bancos da amostra no período supramencionado. E, identificou-se que os bancos estariam com o valor de NSFR acima dos 100% atualmente exigido - em média, 101,35% no período. Porém, em alguns períodos (44% do período), os bancos estariam abaixo do exigido, principalmente por causa do período da crise brasileira.

No mesmo sentido, os dados históricos revelaram que os bancos grandes (bancos do segmento S1) teriam o NSFR acima dos 100% exigido, com média de 102,09% no período, enquadrados em 58% do período, evidenciando que os bancos grandes podem não necessitar fazer grandes ajustes para estarem de acordo com as normas de liquidez estrutural que lhes são aplicadas.

Os bancos públicos foram aqueles que tiveram a maior média entre os grupos, 107,72% no período, estando com o índice acima do estabelecido em 97% do período amostrado. Por outro lado, caso o NSFR se estendesse para todas as IFs do SFN, os bancos estrangeiros seriam aqueles que mais necessitariam se ajustar à regulamentação, pois tiveram uma média de apenas 87,11% no período, com 97% do período abaixo da linha estabelecida.

Ainda sobre revisão bibliográfica empreendida, identificou-se que não houve um consenso, até o presente momento, do real impacto do NSFR nas estruturas dos bancos ao redor do mundo. Alguns trabalhos identificaram que a introdução do NSFR poderia causar aumento nos *spreads* bancários ou diminuição das rentabilidades bancárias, como em King (2010, 2013), Chun et al. (2012), Swamy (2018) e Wei et al. (2017). Por outro lado, outros autores não apontaram evidências significantes que comprovassem um impacto negativo da introdução do NSFR nas estruturas bancárias, como em (Dietrich et al., 2014) e Nuic et al. (2016).

Nesse sentido, o presente estudo tentou trazer mais evidências para literatura empírica recente no tangente à estabilidade bancária, a fim de corroborar com os estudos teóricos realizados anteriormente pelas autoridades monetárias mundiais. Para tanto, fez-se uso de um modelo de dados em painel buscando verificar a relação entre o NSFR e os indicadores

de *spread*, ROE e ROA.

E os resultados dos modelos econométricos apontaram que para a variável dependente *spread*, não se encontrou uma relação estatisticamente significativa do NSFR com o *spread*. Para chegar a essa estimacão, fez-se o uso do método do MQO com dados em painel de efeitos aleatório com heterocedasticidade consistente.

Tal resultado não confirma nossa hipótese de que a introdução do NSFR impactaria negativamente o *spread* devido ao aumento dos custos dos bancos causados pela necessidade de alongar os vencimentos de suas fontes de *funding*. Contudo, esse resultado está em linha com a conclusão do trabalho de Dietrich et al. (2014) que também não encontrou evidências de que o NSFR impactaria a margem líquida de juros dos empréstimos.

E ainda, foi identificado que a variável tamanho do banco impactaria o *spread*. Esta apresentou uma relação negativa de -160.6 bps, com significância estatística de 1%, evidenciando que o tamanho da IF pode ser mais determinante para a formação do *spread* bancário do que o NSFR e a taxa de capital, revelando que quanto maior o banco, menor o *spread* que os bancos podem praticar.

Outro resultado importante se volta para as variáveis *dummies*, que apresentaram significância estatísticas de 5% e impacto relevante na variável *spread*. Aqui foi possível notar que os banco públicos tiveram, em média, 6.417% de *spread* maior que os bancos de controle privado - resultado advindo na mesma direção do trabalho de Nuic et al. (2016).

Para as regressões das variáveis de rentabilidade bancária ROE e ROA, foi utilizado o modelo econométrico com estimadores de MQO, com dados em painel de efeitos fixos. O resultado também demonstrou que as duas variáveis dependentes têm uma relação negativa com o NSFR no valor de -1.6 bps e -0.4 bps, respectivamente, corroborando com a hipótese de que os bancos podem absorver os aumentos de custos resultantes da introdução do NSFR, diminuindo suas rentabilidades, estando alinhado aos trabalho empírico anterior de Wei et al. (2017).

A variável Taxa de Capital apresentou comportamento diferentes para o ROE e ROA. No ROE não se logrou uma relação estatisticamente significativa. Por outro lado, para a variável resposta ROA, a taxa de capital apresentou uma relação positiva no valor de +3.0 bps, com significância estatística de 1%, evidenciando que apesar da consequência negativa que o NSFR pode causar na rentabilidade operacional, o aumento de capital pode ser, ao mesmo tempo, um forte aliado dos bancos para melhorar suas rentabilidades. Assim, os bancos podem combinar uma melhor estrutura de liquidez e capital sem prejudicar suas eficiências operacionais. Tal resultado também foi encontrado no estudo de Dietrich et al. (2014).

De fato, uma explicação para a relação positiva entre a Taxa de Capital e o ROA é que os bancos com maior capital em sua estrutura são mais seguros e conseguem passar

essa imagem de menor risco aos seus clientes, podendo, assim, oferecer menores taxas de captação, e conseqüentemente, melhor rentabilidade operacional de seus ativos.

Por último, vale destacar o impacto do período de crise entre 2013 e 2015 no mercado interno brasileiro, representada pela variável *dummy* de crise, que resultou - em todas as regressões - em impactos negativos em suas respectivas variáveis dependentes, com valores expressivos e com significância estatística.

É preciso destacar que os resultados do modelo dinâmico GMM corroboraram com as relações encontradas nos modelos com dados em painel estáticos de efeitos fixos e aleatórios. E ainda, os testes de robustez demonstraram que os dados possuem estacionariedade, um dos pressupostos de dados de séries temporais.

Resumindo, é possível observar que através da amostra coletada dos bancos brasileiros no extenso período de 18 anos, não se lograram evidências estatísticas que a entrada do NSFR na estrutura dos bancos do SFN poderia afetar os *spreads ex-post*, ou seja, não se tem evidências que os bancos terão seus custos impactados ou que aumentarão as taxas de empréstimos ofertadas para o mercado brasileiro.

Por outro lado, foram encontrados evidências de que apesar do impacto negativo do NSFR no ROA, os bancos podem compensar com o impacto positivo da Taxa de Capital. Assim, à medida que os bancos se tornam mais seguros, com menos exposições aos diversos riscos financeiros, com uma adequada estrutura de capital e liquidez, eles podem se tornar mais sólidos e confiáveis perante ao mercado e seus clientes, que poderiam aceitar uma remuneração menor de seus depósitos, diminuindo seus custos de captação e aumentando suas rentabilidades operacionais.

Diante do exposto, o presente estudo corrobora com as implantações sugeridas por Basiléia III, que sugeriu a implantação de um indicador estrutural de longo prazo de liquidez. Logo, as medidas prudenciais que estão sendo introduzidas pelas autoridades monetária podem trazer maior estabilidade financeira, diminuindo o risco de descasamento estrutural de liquidez, tornando os bancos mais resiliente às crises sistêmicas, sem afetar o principal papel do banco que é promover liquidez ao mercado para os entes produtivos via empréstimos bancários.

4.1.1 Alcance do Estudo

O alcance do presente estudo empírico foi exclusivamente o indicador de risco de liquidez estrutural de longo prazo (NSFR) sob a ótica das novas diretrizes regulamentares de Basiléia III.

As linhas que se seguiram se deram exclusivamente com dados dos conglomerados financeiros e/ou bancos individuais do mercado brasileiro obtidos no *site* do Banco Central do Brasil. Nesse contexto, foram selecionadas apenas as IFs com balanços semestrais

completos em todo o período de análise (janeiro/2001 a dezembro/2018). Diante desse requisito, uma amostra de 69 conglomerados financeiros e/ou bancos de uma população de 471 IFs foi analisada. A razão para a não escolha dos conglomerados prudenciais é o período curto dos dados assim agrupados disponíveis no *site* do BCB.

A contribuição com a literatura apontada na presente pesquisa foi cobrir a lacuna sugerida pelo trabalho de Keister (2018), incluindo um trabalho empírico, exploratório e quantitativo no âmbito do risco de liquidez bancária e de Basiléia III, buscando promover um elo essencial entre os estudos preliminares realizados pelo BCBS (teoria) e os testes empíricos (prática) - essencial para a evolução de pesquisas científicas.

4.1.2 Limitações

Uma das limitações do estudo é referente ao cálculo do NSFR. Como no Brasil tal indicador somente começou a ser divulgado pelos bancos a partir de janeiro de 2019, utilizou-se aqui uma *proxy* do NSFR calculado a partir dos dados contábeis semestrais divulgado pelas IFs no *site* do BCB. Os estudos de Ötker-Robe e Pazarbasioglu (2010) e Dietrich et al. (2014) foram utilizadas como base para cálculo da *proxy* ao longo do período. Assim, os cálculos realizados podem conter algumas distorções comparadas ao índice realmente divulgado pelas IFs.

Outra limitação do estudo é referente à utilização do *spread ex-post* apurado com base nos dados contábeis divulgado pelas IFs, o que engloba as operações de crédito de forma agregada. Nesse ínterim, outra abordagem mais analítica poderia ser adotada, caso o acesso aos dados dessas informações estivessem publicamente disponível.

4.1.3 Recomendações de Trabalhos Futuros

Trabalhos futuros podem ser realizados para corroborar e/ou complementar os resultados encontrados na presente pesquisa. Destarte, percebeu-se que uma forte relação entre a estrutura liquidez e capital nos balanços dos bancos. Nesse sentido, os bancos podem melhor gerenciar sua estrutura de capital e liquidez cumprindo com as obrigações regulamentares, sem prejudicar suas rentabilidades. Assim, pesquisas mais completa, envolvendo capital e liquidez (LCR e NSFR) seriam bem vindas para complementar os resultados encontrados, tornando assim, mais robusta as conclusões sobre a temática apresentada.

Referências Bibliográficas

- Abdul-rahman, A., Said, N. L. H. M., e Sulaiman, A. A. (2017). Financing Structure and Liquidity Risk : Lesson from Malaysian. *Journal of Central Banking Theory and Practice*, 2(595), 125–148.
16, 17, 22, 23, 26, 27, 34
- Abdul-Rahman, A., Sulaiman, A. A., e Mohd Said, N. L. H. (2016). Does financing structure affects bank liquidity risk? *Pacific Basin Finance Journal*(August 2016), 0–1.
21, 26
- Admati, A. R., Demarzo, P. M., Hellwig, M. F., e Pfleiderer, P. (2010). Fallacies, Irrelevant Facts, and Myths in the Discussion of Capital Regulation: Why Bank Equity is Not Expensive. *Max Planck Institute for Research*.
25
- Akinwande, M. O., Dikko, H. G., Samson, A., et al. (2015). Variance inflation factor: as a condition for the inclusion of suppressor variable (s) in regression analysis. *Open Journal of Statistics*, 5(07), 754.
28
- Allen, F., e Carletti, E. (2008). The Role of Liquidity in Financial Crises. In *Jackson hole symposium, august 21-23, 2008 on maintaining stability in a changing financial system*.
2
- Arellano, M., e Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277.
45, 46
- Arellano, M., e Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*, 68(1), 29–51.
45
- Ashraf, D., Rizwan, M. S., e Huillier, B. L. (2016). A Net Stable Funding Ratio for Islamic Banks and its Impact on Financial Stability: an International Investigation. *Journal of Financial Stability*.
15, 17, 23, 26, 27

- Athanasoglou, P. P., Brissimis, S. N., e Delis, M. D. (2008). Bank-specific, industry-specific and macroeconomic determinants of African Islamic banks' profitability. *Journal of International Financial Markets , Institutions & Money*, 18, 121–136.
45
- Baltagi, B. H. (2013). *Econometrics* (5th. ed.). Springer.
38, 45, 46
- BCB. (2004). Comunicado N 12.746, de 09 de dezembro de 2004. *Banco Central do Brasil*.
8
- BCB. (2011). Comunicado N 20.615, de 17 de fevereiro de 2011. *Banco Central do Brasil*.
9
- BCB. (2018). <https://www.bcb.gov.br/?RELINST>. (Acesso em: dez/2018)
19
- BCB. (2019). <https://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/balancetes.asp>. (Acesso em: dez/2019)
20
- BCBS. (1988). International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. *Bank for International Settlements*.
7
- BCBS. (2006). International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards. *Bank for International Settlements*(July), 1–347.
8
- BCBS. (2010a). Basel III : A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems. *Bank for International Settlements*.
2, 9
- BCBS. (2010b). Basel III : International framework for liquidity risk measurement , standards and monitoring. *Bank for International Settlements*.
10
- BCBS. (2013). Basel III: The Liquidity Coverage Ratio and liquidity risk monitoring tools. *Bank for International Settlements*.
2, 10
- BCBS. (2014a). Basel III leverage ratio framework and disclosure requirements. *Bank for International Settlements*.
9, 22, 26
- BCBS. (2014b). Basel III : the net stable funding ratio. *Bank for International Settlements*.
2, 10, 12, 13

- BCBS. (2016). Literature review on integration of regulatory capital and liquidity. *Bank for International Settlements*.
3
- Beck, T., e Levine, R. (2004). Stock markets, banks, and growth: Panel evidence. *Journal of Banking and Finance*, 28(3), 423–442.
45
- Berger, A. N., e Bouwman, C. H. (2008). Financial Crises and Bank Liquidity Creation. *Working Paper, University of South Carolina*..
2
- Blundell, R., e Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
45, 47
- Bologna, P. (2011). Is there a role for funding in explaining recent US bank failures? *Questioni di Economia e Finanza*, 103.
2
- Bonner, C. (2012). Liquidity Regulation, Funding Costs and Corporate Lending. *DNB Working Paper, DeNederlandscheBank*, 361.
34
- Bonner, C. (2015). Preferential Regulatory Treatment and Banks' Demand for Government Bonds Clemens. *CentER Discussion Paper, Tilburg University*, 056.
2
- Breusch, T., e Pagan, A. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. *Econometrica*, 47(5), 1287–1294.
38
- Brock, P. L., e Rojas Suarez, L. (2000). Understanding the behavior of bank spreads in Latin America. *Journal of Development Economics*, 63(1), 113–134.
20
- Brunella, B., Onali, E., e Schaeck, K. (2018). Market Reaction to Bank Liquidity Regulation. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 00(00), 1–37.
5
- Cardoso, V. R. d. S., Campos, L. A., Dantas, J. A., e de Medeiros, O. R. (2019). Fatores relacionados à liquidez estrutural dos bancos no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 30(80), 252–267.
16, 18, 21, 25, 26, 27
- Chiaromonte, L., e Casu, B. (2016). Capital and Liquidity Ratios and Financial Distress. Evidence from the European Banking Industry. *The British Accounting Review*.
15, 17, 21, 26, 27

- Chun, S. E., Kim, H., e Ko, W. (2012). The Impact of Strengthened Basel III Banking Regulation on Lending Spreads : Comparisons across Countries and Business Models. *Bank for International Settlements, 2012-15*.
3, 4, 14, 15, 17, 20, 21, 25, 35, 50
- CMN. (1994). Resolução N 2.099, de 17 de agosto de 1994. *Conselho Monetário Nacional*.
8
- CMN. (2013). Resolução N° 4.192, de 1° de março de 2013. *Conselho Monetário Nacional*,
1–32.
4, 9
- CMN. (2015). Resolução N° 4.401, de 27 de janeiro de 2015. *Conselho Monetário Nacional*.
3, 10
- CMN. (2017a). Resolução N° 4.553, de 30 de janeiro de 2017. *Conselho Monetário Nacional*.
3
- CMN. (2017b). Resolução N° 4.616, de 30 de novembro de 2017. *Conselho Monetário Nacional*.
3, 10, 19, 20
- Cornett, M. M., McNutt, J. J., Strahan, P. E., e Tehranian, H. (2011). Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis. *Journal of Financial Economics, 101(2)*, 297–312.
2
- COSIF. (2019). <https://www3.bcb.gov.br/aplica/cosif>. (Acesso em: dez/2019)
24
- Costa, A. C., e Nakane, M. (2005). Crédito Direcionado e Custo das Operações de Crédito Livre: Uma Avaliação do Subsídio Cruzado do Crédito Imobiliário e Rural no Brasil. *Relatório de Economia Bancária e Crédito, Cap.III*, 29–44.
20
- Cucinelli, D. (2013). The relationship between liquidity risk and probability of default: Evidence from the euro area. *Risk Governance and Control: Financial Markets and Institutions, 3(1)*, 42–50.
14, 17, 20, 22, 25, 26, 27, 34
- Dantas, J. A., de Medeiros, O. R., e Capelleito, L. R. (2012). Determinantes do spread bancário ex post no mercado brasileiro. *Revista de Administração Mackenzie, 13(4)*, 48–74.
5, 21, 25
- Delis, M. D., e Kouretas, G. P. (2011). Interest rates and bank risk-taking. *Journal of Banking and Finance, 35(4)*, 840–855.
45

- DeYoung, R., Distinguin, I., e Tarazi, A. (2018). The joint regulation of bank liquidity and bank capital. *Journal of Financial Intermediation*, 34, 32–46.
36
- Dietrich, A., Hess, K., e Wanzenried, G. (2014). The good and bad news about the new liquidity rules of Basel III in Western European countries. *Journal of Banking and Finance*, 44, 13–25.
2, 4, 14, 15, 17, 20, 21, 22, 23, 25, 26, 27, 30, 40, 45, 50, 51, 53
- Distinguin, I., Roulet, C., e Tarazi, A. (2013). Bank regulatory capital and liquidity: Evidence from US and European publicly traded banks. *Journal of Banking and Finance*, 37(9), 3295–3317.
22, 26
- Elliott, D. (2009). Quantifying the Effects on Lending of Increased Capital Requirements. *The Booking Institutions*, 1–17.
25
- Freixa, X., e Rochet, J.-C. (1999). *Microeconomics of Banking* (4o. ed.). Massachusetts Institute of Technology.
1
- García-Herrero, A., Gavilá, S., e Santabárbara, D. (2009). What explains the low profitability of Chinese banks? *Journal of Banking and Finance*, 33(11), 2080–2092.
45
- Gujarati, D. N., e Porter, D. C. (2011). *Econometria Básica* (5th. ed.; Mc Graw Hil, Ed.). Editora Afiliada.
38
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 46(46), 1251–1271.
38
- Ho, T. S. Y., e Saunders, A. (1981). The determinants of bank interest margins: theory and empirical evidence. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 16(04), 581–600.
5
- Hong, H., Huang, J.-z., e Wu, D. (2014). The information content of Basel III liquidity risk measures. *Journal of Financial Stability*, 15, 91–111.
14, 17, 20, 21, 23, 25, 26, 27
- Im, K. S., Pesaran, M. H., e Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
29, 45, 46, 47
- IPEA. (2019). <http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>. (Acesso em: dez/2019)
20

- Keister, T. (2018). The interplay between liquidity regulation, monetary policy implementation and financial stability. *Global Finance Journal*, 0–1.
53
- King, M. R. (2010). Mapping Capital and Liquidity Requirements to Bank Lending Spreads. *Bank for International Settlements*, 324, 1–35.
3, 4, 13, 14, 15, 17, 20, 21, 25, 35, 50
- King, M. R. (2013). The Basel III Net Stable Funding Ratio and bank net interest margins. *Journal of Banking and Finance*, 37(11), 4144–4156.
3, 4, 14, 17, 20, 25, 35, 50
- Levin, A., Lin, C. F., e Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.
29, 45, 47
- Ly, K. C., Chen, Z., Wang, S., e Jiang, Y. (2017). The Basel III net stable funding ratio adjustment speed and systemic risk. *Research in International Business and Finance*, 39, 169–182.
15, 17, 21, 22, 23, 26, 27, 34
- Modigliani, F., e Miller, M. H. (1958). The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *The American Economic Review*, 48(3), 261–297.
25
- Nuic, Y. L., Vieira, C. R., e da Silva, M. S. (2016). The Determinants of Structural Liquidity in Brazil: what to expect for the NSFR? *Working Papers, Banco Central do Brasil*, 443.
4, 16, 18, 21, 26, 27, 45, 50, 51
- Ötoker-Robe, , e Pazarbasioglu, C. (2010). Impact of Regulatory Reforms on Large and Complex Financial Institutions. *IMF Staff Position Note, International Monetary Fund*(SPN/10/16).
22, 53
- Roulet, C. (2017). Basel III: Effects of capital and liquidity regulations on European bank lending. *Journal of Economics and Business*, 95, 26–46.
16, 17, 20, 21, 25, 26, 27
- Swamy, V. (2018). Modeling the impact of Basel III regulations on loan demand. *Journal of Financial Economic Policy*, 10(1), 136–164.
4, 16, 18, 27, 50
- Vasconcelos, D. d. S. (2014). *Regulação Bancária, Liquidez E Crise Financeira: Uma Análise Da Proposta De Regulação De Liquidez Em Basileia III* (Tese de Doutorado em Economia). Universidade Federal do Rio de Janeiro.
1
- Vazquez, F., e Federico, P. (2015). Bank funding structures and risk: Evidence from the global financial crisis. *Journal of Banking and Finance*, 61, 1–14.
2, 15, 17, 23, 26, 27

- Wei, X., Gong, Y., e Wu, H. M. (2017). The impacts of Net Stable Funding Ratio requirement on Banks' choices of debt maturity. *Journal of Banking and Finance*, 82, 229–243.
4, 15, 17, 50, 51
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838.
39
- Wooldridge, J. M. (2012). *Introductory Econometrics - A Modern Approach* (5th. ed.). South-Western Cengage Learning.
34, 37
- World Bank & IMF. (2005). Indicators of Financial Structure, Development, and Soundness. *Financial Sector Assessment: A Handbook, Ch.2*, 15–33.
20
- Yanaka, G. M. (2009). *Modelo Interno de Risco de Crédito de Basiléia II: Possíveis impactos no capital mínimo exigido dos bancos*. (Dissertação de Mestrado em Economia). Fundação Getúlio Vargas.
1, 8
- Yorulmazer, T. (2009). Liquidity, bank runs, and bailouts: Spillover effects during the Northern Rock episode. *Federal Reserve Bank of New York*.
2

Apêndice A

Lista das Instituições Financeiras da Amostra

Tabela A.1: Lista das Instituições Financeiras da amostra utilizada

N	CNPJ	Nome da IF	Controle
1	41856	ABC-BRASIL	Estrangeiro
2	51293	ALFA	Privado
3	62237425	BANCO FIDIS	Estrangeiro
4	61182408	BANCO INVESTCRED UNIBANCO S.A.	Privado
5	91884981	BANCO JOHN DEERE S.A.	Estrangeiro
6	40429946	BANCO PORTO REAL DE INVEST.S.A	Privado
7	795423	BANCO SEMEAR	Privado
8	30159	BANESTES	Publico
9	30173	BANRISUL	Publico
10	49906	BB	Publico
11	92874270	BCO A.J. RENNER S.A.	Privado
12	33870163	BCO ALVORADA S.A.	Privado
13	54403563	BCO ARBI S.A.	Privado
14	10866788	BCO BANDEPE S.A.	Estrangeiro
15	15173776	BCO CAPITAL S.A.	Privado
16	3609817	BCO CARGILL S.A.	Estrangeiro
17	33132044	BCO CEDULA S.A.	Privado
18	4902979	BCO DA AMAZONIA S.A.	Publico
19	62232889	BCO DAYCOVAL S.A	Privado
20	13009717	BCO DO EST. DE SE S.A.	Publico
21	4913711	BCO DO EST. DO PA S.A.	Publico
22	7237373	BCO DO NORDESTE DO BRASIL S.A.	Publico
23	58616418	BCO FIBRA S.A.	Privado
24	61348538	BCO FICSA S.A.	Privado
25	90731688	BCO FORD S.A.	Estrangeiro

continua na próxima página...

Tabela A.1 ... continua na página anterior

N	CNPJ	Nome da IF	Controle
26	31880826	BCO GUANABARA S.A.	Privado
27	33588252	BCO INDUSCRED DE INVESTIM. S/A	Privado
28	58497702	BCO INTERCAP S.A.	Privado
29	33042151	BCO LA NACION ARGENTINA	Estrangeiro
30	59118133	BCO LUSO BRASILEIRO S.A.	Privado
31	80271455	BCO MAXINVEST S.A.	Privado
32	34169557	BCO MERCANTIL DE INVS S/A	Privado
33	30723886	BCO MODAL S.A.	Privado
34	78632767	BCO OURINVEST S.A.	Privado
35	3502961	BCO PSA FINANCE BRASIL S.A.	Estrangeiro
36	1023570	BCO RABOBANK INTL BRASIL S.A.	Estrangeiro
37	68900810	BCO RENDIMENTO S.A.	Privado
38	517645	BCO RIBEIRAO PRETO S.A.	Privado
39	17351180	BCO TRIANGULO S.A.	Privado
40	57839805	BCO TRICURY S.A.	Privado
41	59109165	BCO VOLKSWAGEN S.A	Estrangeiro
42	58017179	BCO VOLVO BRASIL S.A.	Estrangeiro
43	30290	BMG	Privado
44	10045	BRADESCO	Privado
45	49944	BTG PACTUAL	Privado
46	360305	CAIXA ECONOMICA FEDERAL	Publico
47	30403	CITIBANK	Estrangeiro
48	51066	CREDIT AGRICOLE	Estrangeiro
49	30771	CREDIT SUISSE	Estrangeiro
50	62331228	DEUTSCHE BANK S.A.BCO ALEMAO	Estrangeiro
51	50122	FATOR	Privado
52	51396	HONDA	Estrangeiro
53	50988	INDUSTRIAL DO BRASIL	Privado
54	50531	INDUSVAL	Privado
55	51073	ING	Estrangeiro
56	10069	ITAU	Privado
57	20107	JP MORGAN CHASE	Estrangeiro
58	50201	MAXIMA	Privado
59	20152	MERCANTIL DO BRASIL	Privado
60	51262	MERCEDES-BENZ	Estrangeiro
61	14388334	PARANA BCO S.A.	Privado
62	50304	PINE	Privado
63	10083	SAFRA	Privado
64	30379	SANTANDER	Estrangeiro
65	31859	SOCIETE GENERALE	Estrangeiro
66	50328	SOCOPA	Privado
67	31873	SOFISA	Privado

continua na próxima página...

Tabela A.1 ... continua na página anterior

N	CNPJ	Nome da IF	Controle
68	51011	VOTORANTIM	Privado
69	50524	VR	Privado

Fonte: Elaborado pelo autor

,

Apêndice B

Código R utilizado nas Regressões

——— Regressão com Dados em Painel no R ———

```
options(stringsAsFactors = F)
```

```
library(Formula)
```

```
library(plm)
```

```
library(lmtest)
```

——— Regressão em função da variável Spread ———

```
y = reg_dados$log_delta_spread
```

```
x = reg_dados %>% select(nsfr, capital_ratio, bank_size, log_tx_cresc_credito, cresc_pib,  
cp_ipca, d_crise, d_publico, d_estrangeiro)
```

```
x2 = matrix(unlist(x), nrow = nrow(x), byrow = F)
```

```
colnames(x2) = c('NSFR', 'txCap', 'tam', 'txCrescimento', 'Pib', 'Juros', 'D_crise', 'D_publico',  
'D_estrangeiro')
```

```
pdata = pdata.frame(reg_dados, index = c('cnpj', 'data'))
```

```
pe = plm(y - x2, data = pdata, model = 'pooling')
```

```
fe = plm(y - x2, data = pdata, model = 'within')
```

```
re = plm(y - x2, data = pdata, model = 'random')
```

```
summary(pe)
```

```
summary(fe)
```

```
summary(re)
```

```
pooltest(pe,fe)
```

```
phtest(re,fe)
```

```
bptest(y - x2, data = pdata, studentize = F)
```

```
coeftest(re, vcovHC)
```

——— Regressão em função da variável ROE ———

```
y = reg_dados$roe
```

```

x = reg_dados %>% select(nsfr, capital_ratio, bank_size, log_tx_cresc_credito, cresc_pib,
cp_ipca, d_crise, d_publico, d_estrangeiro)
x2 = matrix(unlist(x), nrow = nrow(x), byrow = F)
colnames(x2) = c('NSFR', 'txCap', 'tam', 'txCrescimento', 'Pib', 'Juros', 'D_crise', 'D_publico',
'D_estrangeiro')
pdata = pdata.frame(reg_dados, index = c('cnpj', 'data'))
pe1 = plm(y - x2, data = pdata, model = 'pooling')
fe1 = plm(y - x2, data = pdata, model = 'within')
re1 = plm(y - x2, data = pdata, model = 'random')
summary(pe1)
summary(fe1)
summary(re1)
pooltest(pe1, fe1)
phtest(fe1, re1)
bptest(y - x2, data = pdata, studentize = F)
coeftest(fe1, vcovHC)

```

———— Regressão em função da variável ROA —————

```

y = reg_dados$roa
x = reg_dados %>% select(nsfr, capital_ratio, bank_size, log_tx_cresc_credito, cresc_pib,
cp_ipca, d_crise, d_publico, d_estrangeiro)
x2 = matrix(unlist(x), nrow = nrow(x), byrow = F)
colnames(x2) = c('NSFR', 'txCap', 'tam', 'txCrescimento', 'Pib', 'Juros', 'D_crise', 'D_publico',
'D_estrangeiro')
pdata = pdata.frame(reg_dados, index = c('cnpj', 'data'))
pe2 = plm(y - x2, data = pdata, model = 'pooling')
fe2 = plm(y - x2, data = pdata, model = 'within')
re2 = plm(y - x2, data = pdata, model = 'random')
summary(pe2)
summary(fe2)
summary(re2)
pooltest(pe2, fe2)
phtest(fe2, re2)
bptest(y - x2, data = pdata, studentize = F)
coeftest(fe2, vcovHC)

```

—— Regressão GMM - Blundell and Bond(1998) - em função da variável Spread ——

```

reg_dados2 = reg_dados %>% select(cnpj, data, log_delta_spread, nsfr, capital_ratio,
bank_size, log_tx_cresc_credito, cresc_pib, cp_ipca, d_crise, d_grande, d_medio,
d_pequeno)
colnames(reg_dados2) = c('cnpj', 'data', 'spread', 'NSFR', 'txCap', 'tam', 'txCrescimento', 'Pib',
'Juros', 'D_crise', 'D_grande', 'D_medio', 'D_pequeno')
b1 <- pgmm(spread - NSFR + txCap + tam + txCrescimento + Pib + Juros + D_crise,
lag.form = list(1,0,0,0,0,0,0), data = reg_dados2, index = c("cnpj", "data"), effect =
"individual", model = "onestep", transformation = 'ld', gmm.inst = - spread ,lag.gmm =
c(2,8) )
summary(b1, robust = TRUE)
— Regressão GMM - Blundell and Bond(1998) - em função da variável ROE ———
reg_dados2 = reg_dados %>% select(cnpj, data, roe, nsfr, capital_ratio, bank_size,
log_tx_cresc_credito, cresc_pib, cp_ipca, d_crise, d_grande, d_medio, d_pequeno)
colnames(reg_dados2) = c('cnpj', 'data', 'roe', 'NSFR', 'txCap', 'tam', 'txCrescimento', 'Pib',
'Juros', 'D_crise', 'D_grande', 'D_medio', 'D_pequeno')
b2 <- pgmm(roe - NSFR + txCap + tam + txCrescimento + Pib + Juros + D_crise,
lag.form = list(1,0,0,0,0,0,0), data = reg_dados2, index = c("cnpj", "data"), effect =
"individual", model = "onestep", transformation = 'ld', gmm.inst = - roe ,lag.gmm =
c(2,8) )
summary(b2, robust = TRUE)
— Regressão GMM - Blundell and Bond(1998) - em função da variável ROA ———
reg_dados2 = reg_dados %>% select(cnpj, data, roa, nsfr, capital_ratio, bank_size,
log_tx_cresc_credito, cresc_pib, cp_ipca, d_crise)
colnames(reg_dados2) = c('cnpj', 'data', 'roa', 'NSFR', 'txCap', 'tam', 'txCrescimento', 'Pib',
'Juros', 'D_crise')
b3 <- pgmm(roa - NSFR + txCap + tam + txCrescimento + Pib + Juros + D_crise,
lag.form = list(1,0,0,0,0,0,0), data = reg_dados2, index = c("cnpj", "data"), effect =
"individual", model = "onestep", transformation = 'ld', gmm.inst = - roa ,lag.gmm =
c(2,8) )
summary(b3, robust = TRUE)
- — Unit Test LLC —
reg_dados3 = reg_dados %>% select(log_delta_spread, roe, roa, nsfr, capital_ratio,
bank_size, log_tx_cresc_credito, cresc_pib, cp_ipca)
LLC <- purtest(reg_dados3, test = "levinlin", exo = "intercept", lags = c('AIC'), pmax
= 5)
summary(LLC)
- — Unit Test IPS —

```

```
IPS <- purtest(reg_dados3, test = "ips", exo = "intercept", lags = c('AIC'), pmax = 5)
summary(IPS)
```