



**UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA**  
**PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ADMINISTRAÇÃO**  
**Doutorado Interinstitucional em Administração – DINTER – UnB/UFG**

**MICHELE RÍLANY RODRIGUES MACHADO**

**INVESTIGAÇÃO DA OCORRÊNCIA DE FRAUDES CORPORATIVAS  
EM INSTITUIÇÕES BANCÁRIAS BRASILEIRAS À LUZ DO  
TRIÂNGULO DE FRAUDE DE CRESSEY**

**Brasília, DF**

**2015**

**MICHELE RÍLANY RODRIGUES MACHADO**

**INVESTIGAÇÃO DA OCORRÊNCIA DE FRAUDES CORPORATIVAS  
EM INSTITUIÇÕES BANCÁRIAS BRASILEIRAS À LUZ DO  
TRIÂNGULO DE FRAUDE DE CRESSEY**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade de Brasília para obtenção do título de Doutor em Administração.  
Área de Concentração: Finanças e Métodos Quantitativos  
**Orientador: Prof. Dr. Ivan Ricardo Gartner**

**Brasília, DF**

**2015**

**MICHELE RÍLANY RODRIGUES MACHADO**

**INVESTIGAÇÃO DA OCORRÊNCIA DE FRAUDES CORPORATIVAS  
EM INSTITUIÇÕES BANCÁRIAS BRASILEIRAS À LUZ DO  
TRIÂNGULO DE FRAUDE DE CRESSEY**

Tese ao Programa de Pós-Graduação em  
Administração da Universidade de Brasília  
para obtenção do título de Doutor em  
Administração.

**Aprovada em 11 de fevereiro de 2015.**

**BANCA EXAMINADORA**

---

**Ivan Ricardo Gartner – Prof. Doutor**

Presidente – Universidade de Brasília

---

**José Carneiro da Cunha Oliveira Neto – Prof. Doutor**

Examinador Interno - UnB

---

**Oswaldo Cândido da Silva Filho - Prof. Doutor**

Examinador Externo - UCB

---

**Luís Eduardo Afonso – Prof. Doutor**

Examinador Externo - USP

---

**Tito Belchior Silva Moreira - Prof. Doutor**

Examinador Externo - UCB

A Deus, acima de tudo!

## AGRADECIMENTOS

Há alguns anos, jamais poderia me imaginar professora e obter um título educacional tão importante. Foi Deus que fez com que outras pessoas notassem um potencial em mim que nem mesmo eu sabia que existia. Agradeço a Deus por ter colocado em minha vida uma pessoa tão especial como meu esposo, Lúcio, principal incentivador de toda essa jornada.

Agradeço a meus pais pelo exemplo de humildade e honestidade. A minha mãe, Maria, por me ensinar a sonhar, e que todo sonho é possível de ser concretizado. A meu pai, José, por me mostrar que se você se esforça em ser justo e honesto se orgulhará de suas conquistas. E, não menos importantes, minha irmã Joyce e meus sobrinhos Thamyres e Eric, que eu possa ser um dos exemplos a serem observados por vocês.

A minha amada avó de coração, Dona Helena, meu exemplo de vida! E a todos os meus familiares obrigada pelo apoio e compreensão.

A meu orientador, prof. Ivan Ricardo Gartner. O senhor me guiou pelos caminhos do conhecimento me levando a lugares nunca por mim imaginados, e, principalmente, me ajudou a encontrar um tema pelo qual senti que valeria investir. Levarei seus ensinamentos comigo.

Aos professores do Dinter, prof. Tomás, profa. Eda, profa. Catarina, profa. Janan, prof. Rafael, prof. Luis Guilherme, prof. Kimura e prof. Isidrio. Foram tantos ensinamentos e tantos momentos bons! Agradeço pela oportunidade única de aprender um pouquinho com cada um de vocês!

Agradeço em especial ao prof. Tomás e prof. Cândido por tornarem o Dinter entre a UNB e UFG uma feliz realidade!

Aos companheiros da UFG que me apoiaram durante o curso, prof. Ercílio, prof. Johnny Jorge, prof. Lúcio, prof. Luís Carlos, prof. Carlos Henrique, profa. Maria do Amparo, Gilson e demais amigos e colegas da FACE/UFG, tornaram minha jornada bem mais agradável.

Aos membros da banca, prof. Tito Belchior Silva Moreira, prof. Osvaldo Cândido da Silva Filho, prof. Luís Eduardo Afonso, prof. Paulo Roberto Barbosa Lustosa e prof. José Carneiro da Cunha Oliveira Neto. Obrigada pelas contribuições dos senhores, elas foram valiosas, pois me permitiram elaborar um trabalho mais completo e melhor.

Aos meus colegas Marcos Ceará, Marcos Severo, Vicente, Flávio, Marcelo, Miguel e Regis, passamos boas experiências juntos.

A minhas amigas e companheiras Daiana e Alethéia. Vivenciamos momentos únicos, muita ansiedade, preocupação, dúvidas, sorrisos e cumplicidade. Vocês alegraram minha jornada neste curso.

Enfim, obrigada aos que me apoiaram e me ajudaram, seria difícil enumerar o nome de todos e prestar o devido agradecimento!

"Grandes realizações são possíveis quando se dá importância aos pequenos começos".

Lao-Tsé

## RESUMO

Esta pesquisa investigou a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas em instituições bancárias brasileiras, por intermédio de variáveis extraídas da teoria da agência e da economia do crime, agrupadas nas dimensões do triângulo de fraude de Cressey (1953). A identificação da probabilidade de ocorrência de fraudes foi operacionalizada a partir da regressão logit multinomial, adaptada a cada uma das hipóteses do trabalho. Sua utilização permitiu ampliar a análise da probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, ao incluir os casos de indícios de fraudes corporativas. Essas regressões foram aplicadas a dados de 44 instituições bancárias referentes ao período de janeiro de 2001 a dezembro de 2012. As hipóteses foram agrupadas nas três dimensões do triângulo de fraude – a pressão, a oportunidade e a racionalização – e testadas isoladamente. Das três hipóteses elaboradas para a dimensão de pressão, confirmou-se a hipótese nº 01, ao indicar que quanto menor o desempenho anterior da instituição, maior a probabilidade de eventos fraudulentos em períodos futuros. Para a dimensão de oportunidade, foram elaboradas três hipóteses, de números 04, 05 e 06. Destas, apenas a hipótese nº 04 foi confirmada, ao colocar em evidência que baixos indicadores de governança corporativa aumentam a probabilidade de ocorrência de fraudes. Esses indicadores estão relacionados ao tamanho da diretoria executiva, à contratação de empresas de auditoria *big five* e à adoção de selos de governança corporativa da BM&F Bovespa. Assim, o aumento da diretoria executiva, a contratação de empresa de auditoria não *big five* e a não adesão a procedimentos diferenciados de práticas de governança corporativa implicam na criação de oportunidades para a perpetração de fraudes corporativas. Das cinco hipóteses criadas para a dimensão de racionalização (07, 08, 09, 10 e 11), somente a hipótese nº 10 não foi rejeitada. Dessa forma, a predominância do gênero feminino na gestão restringe a probabilidade de fraudes corporativas. A pesquisa permitiu, ainda, confirmar a hipótese geral de Cressey (1953), de que a quebra da confiança financeira está condicionada à existência concomitante das três dimensões do triângulo de fraude: pressão, oportunidade e racionalização. Conclui-se, portanto, que o triângulo de Cressey, aliado à teoria da agência e à economia do crime, constitui-se numa ferramenta apropriada para dirigir a investigação de ocorrência de fraudes corporativas em instituições bancárias.

**Palavras-Chave:** Instituições Bancárias. Fraudes Corporativas. Teoria da Agência. Economia do Crime. Triângulo de Fraude.



## ABSTRACT

This research paper investigates the probability of corporate fraud occurrence in Brazilian banking institutions, by means of variables taken from the agency theory and economic crime, grouped according to the fraud triangle elements suggested by Cressey (1953). It was possible to identify the probability of fraud occurrence by using a multinomial logistic model, adapted for each of the work hypotheses. Using this made it possible to widen the scope of the corporate fraud occurrence probability analysis, by including cases of evidence of corporate fraud. These models were applied to data from forty-four banking institutions for the period between January 2001 and December 2012. The hypotheses were grouped in accordance with the three fraud triangle elements – pressure, opportunity and rationalization – and tested separately. Of the three hypotheses prepared for the pressure element, hypotheses No. 01 was confirmed, since this showed that the lower an institution's previous performance, the greater probability there is of fraudulent events occurring in the future. With regards to the element of opportunity, three hypotheses were applied, namely No. 04, 05 and 06. Of these, only hypothesis No. 04 was confirmed, which showed that low corporate governance indicators increased the possibility of fraud occurrences. These indicators are related to the size of the top management, the contracting of one of the so-called Big Five auditing firms and the use of BM&F Bovespa corporate governance seals. Thus, increasing the size of the top management, contracting a firm that is not one of the Big Five auditing firms and non-adherence to differential corporate governance procedures, will create opportunities for the practice of corporate fraud. Of the five hypotheses created for the rationalization element (07, 08, 09, 10 and 11), only hypothesis No. 10 was not rejected. This means that a predominance of women in management reduces the probability of corporate fraud. This research also made it possible to confirm Cressey's general theory (1953), that a breach of financial trust is related to the concomitant presence of the three fraud triangle elements: pressure, opportunity and rationalization. We thereby conclude that Cressey's Triangle, when combined with the theory of agency and the theory of economic crime, is an appropriate research instrument to use when carrying out an investigation into corporate fraud occurrence in banking institutions.

**Keywords:** Banking Institutions. Corporate Fraud. Theory of Agency. Economic Crime. Fraud Triangle.

## Lista de Figuras

Figura 1 - Fluxo metodológico geral .....	24
Figura 2 - Triângulo de fraude de Cressey .....	36
Figura 3 - A empresa como rede de contratos .....	44
Figura 4 - Curso de fiscalização de uma instituição financeira.....	81
Figura 5 - Caracterização da variável dependente.....	83
Figura 6 - Fluxo para determinação da modelagem econométrica mais apropriada.....	88
Figura 7 - Agrupamento das variáveis descritoras da teoria da agência e economia do crime nas dimensões do triângulo de fraude de Cressey .....	91

## **Lista de Quadros**

Quadro 1 - Pesquisas sobre fraudes .....	49
Quadro 2 - Síntese dos resultados esperados do sistema de hipóteses .....	78
Quadro 3 - Variáveis utilizadas .....	91

## Lista de Tabelas

Tabela 1 - Processos encontrados .....	82
Tabela 2 - Análise descritiva das variáveis .....	105
Tabela 3 - Relação entre desempenho anterior e fraudes corporativas: Hipótese nº 01 .....	109
Tabela 4 - Teste de colinearidade .....	112
Tabela 5 - Relação entre participação nos lucros e fraudes corporativas: Hipótese nº 02 .....	112
Tabela 6 - Teste de colinearidade .....	114
Tabela 7 - Relação entre desvio da remuneração e fraudes corporativas: Hipótese nº 03 .....	115
Tabela 8 - Teste de colinearidade .....	116
Tabela 9 - Modelo irrestrito da dimensão de pressão .....	117
Tabela 10 - Teste de colinearidade .....	118
Tabela 11 - Probit multinomial com efeito aleatório: Dimensão de pressão.....	119
Tabela 12 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Hipótese nº 01 .....	121
Tabela 13 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Hipótese nº 02.....	123
Tabela 14 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Hipótese nº 03.....	124
Tabela 15 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Modelo irrestrito .....	126
Tabela 16 - Relação entre governança corporativa e fraudes corporativas: Hipótese nº 04 ..	128
Tabela 17 - Teste de colinearidade .....	130
Tabela 18 - Relação entre despesa com PCLD e fraudes corporativas: Hipótese nº 05.....	131
Tabela 19 - Teste de colinearidade .....	132
Tabela 20 - Relação entre tamanho e fraudes corporativas: Hipótese nº 06 .....	133
Tabela 21 - Teste de colinearidade .....	134
Tabela 22 - Modelo irrestrito da dimensão de oportunidade.....	135
Tabela 23 - Teste de colinearidade .....	137
Tabela 24 - Probit multinomial com efeito aleatório: Dimensão de oportunidade .....	137
Tabela 25 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Hipóteses nº 04 .....	140

Tabela 26 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Hipóteses nº 05 .....	141
Tabela 27 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Hipóteses nº 06 .....	142
Tabela 28 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Modelo Irrestrito.....	144
Tabela 29 - Relação entre idade do CEO e fraudes corporativas: Hipótese nº 07.....	146
Tabela 30 - Teste de colinearidade .....	147
Tabela 31 - Relação entre nível de educação do CEO e fraudes corporativas: Hipótese nº 08 .....	148
Tabela 32 - Teste de colinearidade .....	149
Tabela 33 - Relação entre formação do CEO em área de negócios e fraudes corporativas: Hipótese nº 09.....	149
Tabela 34 - Teste de colinearidade .....	151
Tabela 35 - Relação entre predominância do gênero feminino e fraudes corporativas: Hipótese nº 10.....	152
Tabela 36 - Teste de colinearidade .....	153
Tabela 37 - Relação entre elementos de punição e fraudes corporativas: Hipótese nº 11.....	154
Tabela 38 - Teste de colinearidade .....	155
Tabela 39 - Modelo irrestrito da dimensão de racionalização.....	156
Tabela 40 - Teste de colinearidade .....	157
Tabela 41 - Probit multinomial com efeito aleatório: Hipóteses nº 07, 08 e 09.....	158
Tabela 42 - Probit multinomial com efeito aleatório: Hipóteses nº 10, 11 e modelo irrestrito .....	160
Tabela 43 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Hipótese nº 07.....	162
Tabela 44 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Hipótese nº 08.....	163
Tabela 45 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Hipótese nº 09.....	165
Tabela 46 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Hipótese nº 10.....	166
Tabela 47 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Hipótese nº 11.....	168
Tabela 48 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Modelo Irrestrito.....	169

Tabela 49 - Análise fatorial: Hipótese nº 12.....	170
Tabela 50 - Triângulo de fraude de Cressey (1953): Hipótese nº 12.....	172
Tabela 51 - Probit multinomial com efeito aleatório: Hipótese nº 12.....	174
Tabela 52 - Logit multinomial <i>versus</i> probit multinomial: Hipótese nº 12.....	176

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO.....</b>	<b>19</b>
1.1	Tema: Teoria da Agência e o Triângulo de Fraude .....	20
1.2	Problema e Justificativa .....	22
1.3	Objetivos da Pesquisa .....	23
1.4	Metodologia de Trabalho e Estrutura da Pesquisa.....	24
<b>2</b>	<b>FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA .....</b>	<b>26</b>
2.1	Criminologia e Economia do Crime .....	26
2.1.1	Criminologia .....	26
2.1.2	Economia do Crime .....	28
2.1.2.1	Crimes corporativos .....	31
2.2	Fraudes Corporativas .....	33
2.2.1	Triângulo de Fraude de Cressey .....	35
2.2.2	Além do Triângulo de Fraude de Cressey.....	39
2.3	Teoria da Agência .....	42
2.3.1	Custos de Agência.....	45
2.3.1.1	Falhas Resultantes de Monitoramentos Imperfeitos .....	46
2.4	Teoria da Agência e Triângulo de Fraude.....	47
2.5	Estudos Empíricos Contemporâneos e Hipóteses da Pesquisa .....	47
2.5.1	Hipóteses da Dimensão de Pressão do Triângulo de Fraude .....	54
2.5.1.1	Hipótese Nº 01: Desempenho da Entidade .....	55
2.5.1.2	Hipótese Nº 02: Remuneração Fixa da Gestão e Participação no Lucro .....	57
2.5.1.3	Hipótese Nº 03: Desvio da Remuneração Fixa da Gestão .....	59
2.5.2	Hipóteses da Dimensão de Oportunidade do Triângulo de Fraude .....	60
2.5.2.1	Hipótese Nº 04: Mecanismos de Governança Corporativa.....	61
2.5.2.2	Hipótese Nº 05: Provisão para Créditos de Liquidação Duvidosa.....	64
2.5.2.3	Hipótese Nº 06: Tamanho da Instituição .....	68
2.5.3	Hipóteses da Dimensão de Racionalização do Triângulo de Fraude .....	69
2.5.3.1	Hipótese Nº 07: Idade dos CEOs .....	70
2.5.3.2	Hipótese Nº 08: Nível Educacional dos CEOs .....	71
2.5.3.3	Hipótese Nº 09: CEOs com Formação em Negócios.....	72

2.5.3.4	Hipótese Nº 10: Predominância do Gênero Feminino .....	73
2.5.3.5	Hipótese Nº 11: Punição .....	74
2.5.4	Hipótese Geral de Cressey .....	76
2.6	Contribuições e Resultados Esperados .....	77
2.6.1	Resultados Esperados.....	77
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA DA ANÁLISE EMPÍRICA .....</b>	<b>79</b>
3.1	Procedimentos Metodológicos .....	79
3.1.1	População e Amostra .....	79
3.1.2	Organização dos Dados.....	79
3.2	Modelagem Econométrica .....	83
3.2.1	Modelos Logit Multinomiais .....	84
3.2.2	Modelos Logit Multinomiais em Painéis com Efeito Aleatório .....	86
3.2.3	Testes Suplementares .....	87
3.2.4	Variáveis Independentes .....	90
3.2.5	Especificação dos Modelos Aplicados às Hipóteses Individuais.....	95
3.2.5.1	Especificação 1: Hipótese nº 01 – Dimensão de Pressão.....	95
3.2.5.2	Especificação 2: Hipótese nº 02 – Dimensão de Pressão.....	96
3.2.5.3	Especificação 3: Hipótese nº 03 – Dimensão de Pressão.....	96
3.2.5.4	Especificação 4: Hipótese nº 04 – Dimensão de Oportunidade.....	97
3.2.5.5	Especificação 5: Hipótese nº 05 – Dimensão de Oportunidade.....	98
3.2.5.6	Especificação 6: Hipótese nº 06 – Dimensão de Oportunidade.....	99
3.2.5.7	Especificação 7: Hipótese nº 07 – Dimensão de Racionalização .....	99
3.2.5.8	Especificação 8: Hipótese nº 08 – Dimensão de Racionalização .....	100
3.2.5.9	Especificação 9: Hipótese nº 09 – Dimensão de Racionalização .....	100
3.2.5.10	Especificação 10: Hipótese nº 10 – Dimensão de Racionalização .....	100
3.2.5.11	Especificação 11: Hipótese nº 11 – Dimensão de Racionalização .....	101
3.2.5.12	Especificação 12: Hipótese nº 12 – Hipótese Geral de Cressey .....	102
3.3	Análise de Robustez.....	103
<b>4</b>	<b>ANÁLISE EMPÍRICA .....</b>	<b>104</b>
4.1	Análise Exploratória Inicial .....	104
4.2	Resultados das Hipótese da Dimensão de Pressão do Triângulo de Fraude.....	109
4.2.1	Dimensão de Pressão: Hipótese nº 01 .....	109



4.2.2	Dimensão de Pressão: Hipótese nº 02.....	112
4.2.3	Dimensão de Pressão: Hipótese nº 03.....	115
4.2.4	Modelo Irrestrito da Dimensão de Pressão .....	116
4.2.5	Teste de Robustez para a Dimensão de Pressão .....	118
4.3	Resultados das Hipóteses da Dimensão de Oportunidade do Triângulo de Fraude 127	
4.3.1	Dimensão de Oportunidade: Hipótese nº 04.....	127
4.3.2	Dimensão de Oportunidade: Hipótese nº 05 .....	131
4.3.3	Dimensão de Oportunidade: Hipótese nº 06.....	132
4.3.4	Modelo Irrestrito da Dimensão de Pressão .....	134
4.3.5	Teste de Robustez para a Dimensão de Oportunidade.....	137
4.4	Resultados das Hipóteses da Dimensão de Racionalização do Triângulo de Fraude 145	
4.4.1	Dimensão de Racionalização: Hipótese nº 07.....	145
4.4.2	Dimensão de Racionalização: Hipótese nº 08.....	148
4.4.3	Dimensão de Racionalização: Hipótese nº 09.....	149
4.4.4	Dimensão de Racionalização: Hipótese nº 10.....	152
4.4.5	Dimensão de Racionalização: Hipótese nº 11.....	154
4.4.6	Modelo Irrestrito para Dimensão de Racionalização.....	156
4.4.7	Teste de Robustez para Dimensão de Racionalização .....	158
4.5	Teste da Hipótese nº 12 – Triângulo de Fraude de Cressey (1953).....	170
4.5.1	Teste de Robustez para Hipótese nº 12.....	174
4.6	Discussão dos Resultados .....	177
4.6.1	Dimensão de Pressão .....	177
4.6.2	Dimensão de Oportunidade.....	178
4.6.3	Dimensão de Racionalização .....	180
4.6.4	Triângulo de Cressey (1953).....	181
<b>5</b>	<b>CONCLUSÕES.....</b>	<b>183</b>
	<b>REFERÊNCIAS .....</b>	<b>188</b>
	<b>APENDICE A – Instituições Financeiras Seleccionadas.....</b>	<b>201</b>
	<b>APENDICE B – Outputs Stata Estatística Descritiva e Testes de Média .....</b>	<b>202</b>
	<b>APENDICE C – Outputs Stata da Dimensão de Pressão.....</b>	<b>211</b>

<b>APENDICE D</b> – <i>Outputs</i> Stata da Dimensão de Oportunidade.....	233
<b>APENDICE E</b> – <i>Outputs</i> Stata da Dimensão de Racionalização.....	255
<b>APENDICE F</b> – <i>Outputs</i> Stata da Hipótese nº 12: Triângulo de Fraude de Cressey.....	288

# 1 INTRODUÇÃO

A relação de agência nas empresas tem origem na separação entre propriedade e controle. O proprietário delega as funções de gestão para uma ou mais pessoas, com o intuito de que estas trabalhem para o atendimento de seus objetivos (ROSS, 1973; JENSEN; MECKLING, 1976). Contudo, as partes possuem expectativas e preferências distintas e, em face desse fato, cada qual buscará a maximização de sua própria riqueza, configurando, portanto, conflitos de agência.

Na tentativa de resolver os conflitos de agência, os proprietários incorrem em custos para o monitoramento das ações dos gestores. O monitoramento, no entanto, poderá não ser perfeito. Como os proprietários, os gestores desejam aumentar a sua própria riqueza e, para tal, quando não íntegros, utilizam-se da sua posição e conhecimento privilegiado sobre as informações do sistema de governança corporativa da empresa para perpetrarem fraudes corporativas, ao gerar o que se denomina de quebra de confiança entre proprietário e gestor (TROY; SMITH; DOMINO, 2011; CRESSEY, 1953).

Os atos fraudulentos praticados por agentes podem prejudicar não somente os principais que os contrataram, mas os credores, pensionistas e empregados (GAGANIS, 2009). Exemplo desses atos são escândalos corporativos, que ocorreram nos anos 2000, da *Enron*, *WorldCom*, *Qwest*, *Tyco*, e *Global Crossing*, em que as estimativas de perdas para os participantes do mercado giraram em cerca de 500 bilhões de dólares (REZAEI, 2005; COTTON, 2002).

Não diferente do cenário internacional, no Brasil, constatam-se casos de fraudes, em que se destaca, entre as instituições não financeiras, o caso Sadia, que gerou a primeira condenação judicial a seus gestores pelo uso de informação privilegiada, utilizada na oferta pública de ações entre Sadia-Perdigão em 2006 (MPF, 2013). Já para instituições bancárias, objetos de análise desta pesquisa, sobressaem-se, mais recentemente, os escândalos relatados pela mídia, decorrentes de fraude no Banco de Santos em 2004 (PRESTES, 2009), Panamericano, em 2008, Banco Rural, em 2011 e Cruzeiro do Sul, em 2012 (EXAME, 2013a; 2013b).

A quebra de confiança entre proprietários e gestores ocasionada pela fraude é objeto de análise tanto da teoria da agência quanto da criminologia. Para a primeira, a relação de agência poderá gerar conflitos de interesses em função das diferenças de objetivos entre as partes e, assim, a teoria buscará mitigar esses conflitos. Na criminologia observa-se o estudo de Cressey

(1953) que, por intermédio de entrevistas com indivíduos fraudadores, elaborou uma hipótese sobre o comportamento desses indivíduos.

Tal hipótese ficou conhecida como triângulo de fraude e, hoje, é utilizada pela área de Auditoria Contábil na identificação de fatores de risco de fraudes, conforme se pode observar nas regulamentações do *American Institute of Certified Public Accountants – AICPA, Statement on Auditing Standards no. 99* de 2002 – SAS 99 e da Resolução nº 1.207 de 2009 do Conselho Federal de Contabilidade – CFC.

O próximo subitem evidencia, resumidamente, a interação entre a teoria da agência e o triângulo de fraude, elaborado por Cressey (1953).

### **1.1 Tema: Teoria da Agência e o Triângulo de Fraude**

Como Posner (2007) mencionou, a tarefa da Economia é explorar as implicações de supor que o homem é um maximizador racional de seus objetivos, de suas satisfações, e, portanto, do seu próprio interesse. Dada a constatação de Posner (2007), decorrente da análise da lei na perspectiva econômica, questiona-se até que ponto o indivíduo buscará o aumento de sua satisfação, quando imbuído de poder para tomar decisões em uma corporação.

Esse questionamento é amplamente discutido pela teoria da agência. Para esta teoria, uma relação de agência surge entre duas (ou mais) partes quando um, o agente, atua para ou em nome do principal, em um determinado domínio de problemas de decisão (ROSS, 1973). Logo, os agentes receberão poder para tomar decisões em nome dos proprietários. Os proprietários, ao delegarem poder, terão a expectativa de que seus objetivos e interesses sejam atendidos.

Jensen e Meckling (1976), ao seguir o pensamento de Alchian e Demsetz (1972) e Goldberg (1976), asseveram que a relação de agência é regida por termos contratuais. Os autores, no entanto, afirmam que as duas partes, principal e agente, são maximizadoras de utilidade e possuem diferentes objetivos e interesses, como, também, preferências distintas em relação ao risco de investimento.

Desse modo, conforme afirmam Jensen e Meckling (1976), existe uma boa razão para acreditar que o agente não agirá sempre no melhor interesse do principal, o que ocasionará custos com problemas de agência. Esses custos estão relacionados ao monitoramento das ações dos agentes pela adoção de sistemas de incentivo e remuneração, e de mecanismos de

governança corporativa, despesas de concessão de garantias contratuais por parte do agente e do custo residual.

Além dos custos de agência, citados por Jensen e Meckling (1976), pode-se afirmar que entre principal e agente existe uma relação de confiança, em que o principal acredita que o agente trabalhará com a finalidade de atender aos objetivos do principal. Todavia, essa confiança poderá ser quebrada pelo agente quando este, de modo ilícito, buscar a maximização do seu próprio interesse.

O estudo da quebra de confiança foi marcado pelo trabalho de Cressey (1953), o qual, por intermédio de entrevistas com fraudadores, elaborou sua hipótese conhecida como triângulo de fraude. Cressey (1953) abandonou o conceito de embezzlement, termo usado pela literatura, substituindo-o por violação criminal da confiança financeira. Ao ampliar a visão da fraude, o autor enquadrou nesse novo conceito todo indivíduo que assumiu uma posição de confiança de boa fé, mas a violou ao cometer um crime.

A hipótese formulada por Cressey (1953) baseia-se na proposição de que pessoas que ocupam cargos de confiança tornam-se violadores, quando se veem com um problema financeiro não compartilhado, e estão cientes de que podem resolvê-lo secretamente pela violação do cargo de confiança. Para tal, os violadores são capazes de aplicar a sua própria conduta em situações que os capacitam a ajustar suas concepções de si mesmos como usuários ou proprietários dos fundos confiados.

Essa hipótese é apresentada na literatura da área de gestão em três dimensões: pressão, oportunidade e racionalização e, em razão desse fato, foi reconhecida como triângulo de fraude. A pressão, também denominada como motivação, é decorrente dos problemas financeiros não compartilhados. A oportunidade pressupõe que os fraudadores têm o conhecimento e a oportunidade para cometer fraude. Enquanto a racionalização é o processo no qual um fraudador classifica o ato de perpetrar uma fraude como aceitável e justificável, tendo em vista a solução de seu problema não compartilhado.

Percebe-se que o triângulo de fraude elaborado por Cressey (1953) está relacionado com a teoria da agência, dado que uma das premissas desse triângulo é que o fraudador assumiu uma posição de confiança. Portanto, o fraudador é um agente do principal que violou a sua posição de confiança financeira ao fazer uso das oportunidades identificadas para a realização de uma fraude. Essas oportunidades geralmente estão interligadas à existência de pontos fracos na

governança corporativa da organização. Pontos de fragilidade representam um monitoramento imperfeito por parte da corporação nas atividades dos gestores.

Assim, a teoria da agência e o triângulo de fraude parecem contribuir para a identificação de variáveis que possibilitem a mensuração da probabilidade de ocorrência de fraudes nas corporações.

## **1.2 Problema e Justificativa**

As pesquisas sobre fraudes e formas de sua detecção apresentaram um aumento na literatura de gestão a partir da ocorrência de escândalos corporativos em anos anteriores a 2000 (WANG; WINTON; YU, 2010).

Dentre esses estudos, encontram-se aqueles voltados a verificar o impacto de mecanismos de governança corporativa, bem como de compensação de executivos, em modelos de detecção de fraudes (BEASLEY, 1996; ERICKSON; HALON; MAYDEW, 2006; CRUTCHELEY; JENSEN; MARSHALL, 2007; WANG, WINTON; YU, 2010), como, também, aqueles que se utilizam do alinhamento entre medidas financeiras e não financeiras em modelos de detecção de fraudes (BRAZEL; JONES; ZIMBELMAN, 2009). Esses trabalhos apresentam dois pontos que merecem destaque.

O primeiro ponto de destaque é a limitação do estudo à fraude contábil, não contemplando, portanto, as fraudes corporativas que não estejam diretamente relacionadas aos demonstrativos contábeis. As fraudes corporativas são cometidas por ou contra uma corporação (SINGLENTON; SINGLENTON, 2010), portanto, abrangem aquelas classificadas como contábeis. Brazel, Jones e Zimbelman (2009) analisaram que inconsistências entre dados não financeiros e financeiros podem ser aplicadas à detecção de fraudes. Como exemplos de medidas não financeiras, os autores citam o número de lojas, número de empregados e o espaço de armazenagem de produtos. Para os autores, os gestores podem tentar esconder a fraude por meio da manipulação de dados não financeiros tornando-os compatíveis com os dados financeiros fraudulentos. Logo, tanto dados financeiros como não financeiros podem identificar inconsistências relacionadas à execução de fraudes corporativas.

O segundo ponto de destaque é que nos estudos citados (BEASLEY, 1996; ERICKSON; HALON; MAYDEW, 2006; CRUTCHELEY; JENSEN; MARSHALL, 2007; WANG; WINTON; YU, 2010; BRAZEL; JONES; ZIMBELMAN, 2009), as instituições bancárias não foram analisadas isoladamente. Em função da importância destas instituições para o contexto

econômico é notório que os prejuízos de uma fraude em um grande banco serão sentidos pelo restante da economia, já que estas atuam como intermediadores financeiros e como fornecedores de capital externo às demais atividades do mercado.

Portanto, entender e encontrar meios para a prevenção e detecção de fraudes corporativas em instituições bancárias é crucial para toda a sociedade. Assim, a análise do fenômeno em tela, fraude corporativa, contribuirá com a literatura da área de gestão por tratar especificamente de instituições bancárias e ampliar a apreciação do tipo de fraude realizada, passando da fraude contábil para a corporativa.

Nesse contexto, esta pesquisa visa responder à seguinte questão: *Como o Triângulo de Fraude de Cressey, aliado à Teoria da Agência e à Economia do Crime, pode contribuir na investigação da ocorrência de fraudes corporativas nas instituições bancárias brasileiras?*

### **1.3 Objetivos da Pesquisa**

Em resposta ao problema de pesquisa delineado, estabelece-se o objetivo geral desta pesquisa, que é investigar a ocorrência de fraudes corporativas em instituições bancárias brasileiras, utilizando variáveis de detecção extraídas da teoria da agência e da economia do crime. Essas variáveis são agrupadas de acordo com as dimensões do triângulo de fraude de Cressey.

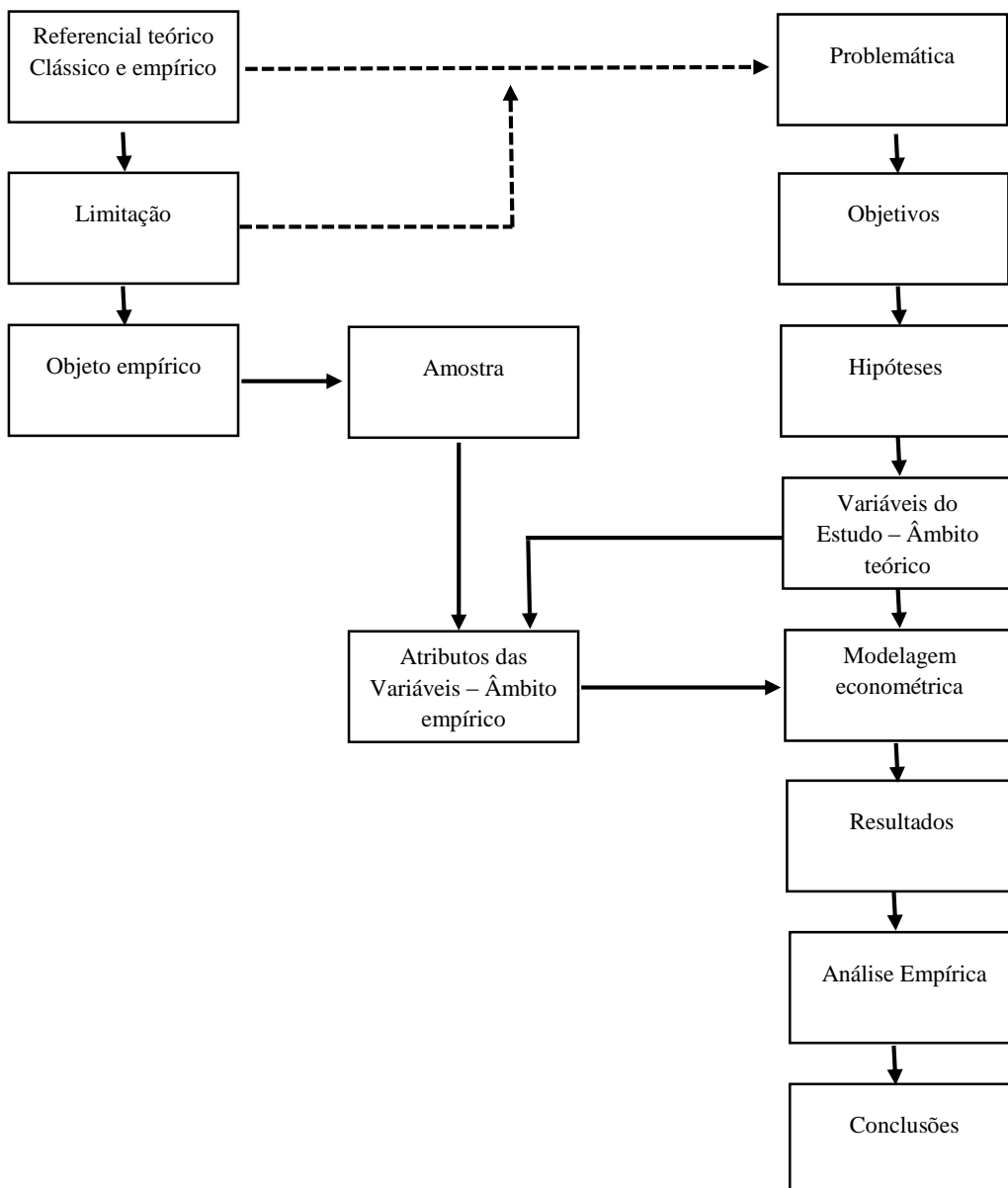
Como meios para o alcance do objetivo geral têm-se os seguintes objetivos específicos:

- a. explorar a literatura a respeito da teoria da agência, economia do crime e triângulo de fraude;
- b. levantar informações sobre as fraudes corporativas ocorridas no Brasil em instituições bancárias subordinadas ao controle do Banco Central do Brasil – BACEN;
- c. identificar a modelagem quantitativa apropriada para testar as hipóteses a serem estabelecidas, que serão orientadas pela mensuração da probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas à luz de variáveis oriundas da teoria da agência e economia do crime, agrupadas de acordo com o triângulo de fraude.

#### 1.4 Metodologia de Trabalho e Estrutura da Pesquisa

Para atender ao objetivo desta tese, optou-se por elaborar o fluxo metodológico geral, cuja finalidade é possibilitar a visualização e, especialmente, a compreensão das diretrizes que permitiram a construção deste estudo, conforme Figura 1.

**Figura 1** - Fluxo metodológico geral



Fonte: Elaborado pela autora

Esta tese está estruturada em cinco seções. Esta primeira parte do trabalho estabelecerá a problemática que guiará a execução do estudo. A segunda seção apresentará a teoria de



suporte e os estudos empíricos utilizados na construção das hipóteses de pesquisa.

A terceira seção tratará da metodologia a ser empregada para o alcance do objetivo geral estabelecido. A quarta seção apresentará a análise empírica, ao incluir a discussão dos resultados e testes de robustez. A quinta e última seção evidenciará o alcance do objetivo da pesquisa, bem como apresentará suas limitações e o delineamento de novos pontos para o seu aprofundamento.

## **2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA**

Esta seção destina-se a demonstrar as raízes teóricas pelas quais as hipóteses de pesquisa foram formuladas, ao se iniciar na teoria e economia do crime, perpassando por fraudes corporativas e ao finalizar com a teoria da agência. Essa discussão é necessária para demonstrar como essas teorias (do crime e da agência) podem auxiliar na compreensão do fenômeno de fraudes corporativas, ao se evidenciar, principalmente, as fundamentações da escolha pela utilização da teoria da agência, juntamente com triângulo de fraudes elaborado por Cressey (1953).

### **2.1 Criminologia e Economia do Crime**

Para um melhor entendimento da interação entre a área da Criminologia com a Economia, optou-se por sua apresentação em dois subtópicos: no primeiro evidenciam-se os conceitos, perspectivas e teorias da Criminologia; e no segundo, a conceptualização e principais vértices da aplicação da Economia à teoria do crime.

#### **2.1.1 Criminologia**

Entender os desvios de comportamento e o comportamento criminal é o objeto de estudo da Criminologia. Este campo de conhecimento diz respeito à delinquência e ao crime como um fenômeno social (SUTHERLAND; CRESSEY, 1970), em que a ideia de crime é derivada da teoria clássica do comportamento humano, e segundo a qual, as pessoas buscam atendimento do seu próprio interesse, ao evitar a dor e ao buscar a manutenção do prazer. Assim, nessa concepção, crimes são eventos que satisfazem o próprio interesse do indivíduo criminoso (GOTTFREDSON; HIRSCHI, 1990).

O objetivo da Criminologia é o desenvolvimento de um corpo de princípios gerais e verificados, e outros tipos de conhecimento que dizem respeito ao processo da lei, crime e reação ao crime. A preocupação deste campo centra-se na aplicação imediata do conhecimento a programas de controle do crime, como políticas para a redução da criminalidade (SUTHERLAND; CRESSEY, 1970).

A Criminologia pode ser subdividida em duas perspectivas, a clássica e a positivista. De acordo com Gottfredson e Hirschi (1990) a teoria clássica, ou tradição clássica, começa com

uma teoria geral do comportamento humano, e então rapidamente estreita sua atenção apenas a políticas de controle do crime pelo governo. Ao restringir sua atenção ao crime, a tradição clássica eventualmente ignora muitas formas de comportamento análogo ao crime, em termos de reações sociais, e idênticas ao crime em termos de causação (GOTTFREDSON; HIRSCHI, 1990).

Na perspectiva clássica citam-se dois autores que impactaram a criminologia, Jeremy Bentham (2000/1781) e Cesare Beccaria (1819/1764). Bentham (2000/1781) seguiu a visão de que o comportamento humano resulta de um processo de pensamento racional. As pessoas escolhem agir, depois de pesar os custos e benefícios, quando elas acreditam que suas ações trarão um maior prazer e uma redução da dor.

Para Beccaria (1819/1764), as punições severas e o uso rotineiro de tortura eram inapropriados e excessivos para impedir o crime. A dor da punição deveria ser administrada em uma quantidade razoável, equilibrada e proporcional, apenas o suficiente para contrabalancear o prazer obtido pelo crime.

A perspectiva clássica inclui as teorias da escolha racional e da dissuasão. Teóricos da escolha racional argumentam que os criminosos são racionais e usam as informações disponíveis para decidir se o crime é um bom empreendimento (SIEGEL, 2010). Já a teoria da dissuasão é uma subárea da teoria da escolha racional; nessa teoria o processo de escolha entre realizar ou não um crime contempla o medo da punição.

Siegel (2010) esclarece que no início do século XIX uma nova visão do mundo contestou a validade da teoria clássica e apresentou uma forma inovadora de olhar para as causas do crime – a perspectiva positivista<sup>1</sup>.

A teoria positivista, ou tradição positivista, começa com um método geral de pesquisa, mas sem uma teoria do comportamento que definisse sua variável dependente. Inicialmente, aceita o foco clássico no crime (GOTTFREDSON; HIRSCHI, 1990). Siegel (2010), ao traçar um panorama da teoria positivista cita autores como Darwin (1809-1882) e Comte (1798-1857), que, por intermédio de seus trabalhos, motivaram os demais autores à percepção de que o comportamento humano pode ser verificado por princípios científicos, e à aplicação de métodos derivados da ciência para o estudo da sociedade.

---

<sup>1</sup> Segundo Siegel (2010) esta perspectiva foi o último estágio social para Auguste Comte, em que as pessoas adotam uma visão do mundo racional e científica.

Dentro da perspectiva positivista encontram-se, além dos criminologistas biológicos e psicológicos, que estudaram a associação do comportamento criminoso com traços como a dieta, a composição hormonal, personalidade e a inteligência, a tradição sociológica, na qual, os estilos e condições de vida controlam diretamente o comportamento criminoso.

Esta tradição contempla a teoria ecológica estrutural e social contemporânea, em que o lugar da pessoa na estrutura social comanda suas escolhas comportamentais, e que, devido às condições ecológicas que enfrentam aqueles na base da estrutura social, não podem alcançar o sucesso e, em vez disso, experimentam a anomia, a tensão, o fracasso e a frustração.

Ainda na perspectiva positivista, atêm-se às teorias do processo social, que são as da psicologia social e sociológicas, as quais sugerem que as experiências de aprendizagem e a socialização controlam diretamente o comportamento dos indivíduos. Por fim, os escritos de Marx e seus seguidores, que influenciaram os criminologistas a verem o conflito social e político como a causa do crime. Nestes, a estrutura econômica e uma cultura capitalista avançada são impulsionadoras da alta taxa de criminalidade (SIEGEL, 2010).

Em síntese, quanto às perspectivas, na visão clássica o Estado deveria ser capaz de controlar o crime pelo ajuste da certeza, severidade e celeridade das sanções à sua disposição. Na visão positivista as penalidades da lei criminal teriam pouco efeito porque o comportamento dos ofensores é causado por forças que operam independente do sistema de sanção (GOTTFREDSON; HIRSCHI, 1990).

### **2.1.2 Economia do Crime**

Segundo Entorf e Spengler (2000) a teoria do crime foi composta, em grande parte, de contribuições realizadas por sociólogos, psicólogos, criminologistas, cientistas políticos e professores de Direito que não se basearam em investigações empíricas rigorosas, mas em crenças sobre conceitos como depravação, insanidade e anormalidade.

Os primeiros indícios da aplicação de conceitos econômicos a área de criminologia podem ser observados nos estudos de Jeremy Bentham (2000/1781) e Cesare Beccaria (1819/1764), anteriormente mencionados, que foram esquecidos até os anos de 1960. Gary Becker (1968), laureado com o prêmio Nobel em 1992, reacendeu a discussão da teoria do crime pelo prisma econômico, e enfatizou que o seu esforço na determinação de uma estrutura econômica para o comportamento criminoso pode ser visto como uma ressurreição e modernização dos estudos pioneiros.

Becker (1968) revitalizou a ideia principal de Bentham (2000/1781), ao sugerir que uma teoria útil do comportamento criminoso pode prescindir de teorias especiais de anomia, inadequações psicológicas ou a herança de características especiais, e estendeu a análise da escolha usual dos economistas. Para o autor, os criminosos são como qualquer outra pessoa, e se comportam como um maximizador racional da utilidade. Desta forma, um indivíduo cometerá um crime se a utilidade esperada excede a utilidade ao alocar o seu tempo e outros recursos em outras atividades. Assim, uma pessoa torna-se “criminoso” dada a função entre custo e benefício que superam aqueles ligados as demais atividades, ditas alternativas legais (BECKER, 1968).

Para Becker (1968), a principal contribuição de seu ensaio foi demonstrar que as políticas ideais para combater o comportamento ilegal são parte de uma alocação ótima de recursos, e, dado que a Economia foi desenvolvida para lidar com a alocação de recursos, uma estrutura econômica torna-se aplicável para ajudar e enriquecer a análise do comportamento ilegal.

A partir do trabalho de Becker (1968), os economistas invadiram o campo da criminologia, usando o modelo abrangente do comportamento racional individual. Este modelo, assumindo que preferências individuais são constantes, pode ser usado para prever como alterações na probabilidade da severidade das sanções e fatores socioeconômicos podem afetar o montante do crime (EIDE; RUBIN; SHEPERD, 2006).

Desta forma, as teorias econômicas do crime relacionam a probabilidade de um indivíduo se engajar em atividades criminosas em função dos custos e benefícios dessas atividades, quando comparados com ocupações legais (SOARES, 2004). Em outras palavras, o indivíduo calculará o custo de oportunidade de se envolver em atividades criminosas.

As pesquisas desenvolvidas na área de Economia do crime podem ser subdivididas entre aquelas que buscam analisar o fenômeno do crime de forma geral, de um lado, e aquelas que estudam tipos específicos de crimes, de outro.

Os estudos que contemplam o crime de forma geral buscam criar modelos econômicos para análise do crime (BLOCK; LIND, 1975; CHISHOLM; CHOE, 2004; EHRlich, 1973, 1996; GAROUPA, 1997; HEINEKE, 1978; HELSLEY; STRANGE, 1999), testar e estender os modelos existentes de forma empírica (ENTORF; SPENGLER, 2000; GLAESER; SACERDOTE; SCHEINKMAN, 1996; LEVITT, 1997; MACHIN; MEGHIR, 2004; SOARES, 2004; WRIGHT et al, 2004) e revisar, teoricamente, a teoria existente (CAMERON, 1994;

DAU-SCHMIDT, 1990; EIDE, 2000; FREEMAN, 1999; GAROUPA, 2003; MANSKI, 2000; OPP, 1989).

São exemplos de estudos que propuseram a criação de modelos econômicos para análise do crime, de forma geral, as pesquisas de Block e Lind (1975), que analisaram o efeito dissuasivo da punição com pena de prisão; Heineke (1978), que forneceu uma nova perspectiva sobre a modelagem do problema de decisão de um potencial criminoso; Ehrlich (1973; 1996), que estendeu o modelo de Becker (1968), ao considerar um modelo de alocação de tempo e, após a análise do crime como um modelo de mercado, ao envolver a oferta e a demanda do crime.

Já Garoupa (1997) rediscutiu o modelo básico da teoria econômica do crime, incluindo neste os recentes estudos da teoria da aplicação ideal da lei, demonstrando suas vantagens e limitações. Helsley e Strange (1999) formularam um modelo geográfico do crime para analisar o seu efeito em comunidades fechadas, e Chisholm e Choe (2004) forneceram um argumento teórico que relaciona ganhos líquidos esperados do crime a uma medida de desigualdade de renda e a renda média de uma sociedade.

Para os trabalhos que buscaram testar e estender os modelos existentes destacam-se as pesquisas de Glaeser, Sacerdote e Scheinkman (1996), que testaram um modelo em que as interações sociais criavam covariância suficiente entre os indivíduos para explicar a alta variação das taxas de criminalidade entre cidades. Levitt (1997) testou e confirmou a hipótese de que o benefício social marginal da redução da criminalidade é igual aos custos de contratação de policiais adicionais. Machin e Meghir (2004) exploraram o papel dos incentivos econômicos, principalmente das mudanças nos salários, na determinação das taxas de criminalidade. Entorf e Spengler (2000) utilizaram-se do modelo tradicional de dissuasão de Becker-Erlich, analisado segundo fatores discutidos na atualidade, como as alterações demográficas, desemprego dos jovens e desigualdade de renda, e concluíram que os fatores demográficos revelam influências importantes e significativas na criminalidade. Soares (2004) examinou os determinantes da heterogeneidade das taxas de criminalidade entre países, ao se concentrar em informações de relatórios de taxas de desenvolvimento, e observou que essas taxas e a criminalidade não são positivamente correlacionadas.

Por fim, Wright et al (2004) analisaram a relação entre a propensão criminal, riscos e custos percebidos para a punição e o comportamento criminal e, entre seus resultados, os autores verificaram que quando inibições, tais como as fornecidas por valores morais, são fortes, o efeito da dissuasão das ameaças de sanções são irrelevantes.

São exemplos de artigos e revisões teóricas os trabalhos de Dau-Schmidt (1990), pois forneceu uma análise econômica do direito penal como uma política de formação de preferência. Também Freeman (1999) demonstrou que a evidência empírica suporta o papel dos incentivos na decisão criminal, indicando que experiências legítimas no mercado de trabalho, as sanções, e o risco de apreensão influenciam na decisão de se envolver em um crime. Manski (2000) realizou uma análise das interações sociais à luz da economia, no sentido de que os economistas podem fazer contribuições sustentáveis para a análise empírica das interações sociais. Opp (1989) confrontou a teoria econômica do crime e do modelo do comportamento econômico, elaborando hipóteses com avanços da sociologia do comportamento desviante. Garoupa (2003) elaborou uma reflexão sobre o papel da análise econômica comportamental da lei e o direito penal, enquanto Cameron (1994) forneceu uma análise crítica dos estudos da economia do crime, indicando que esses trabalhos devem ser mais cuidadosos quanto a pena de morte. Eide (2000) realizou uma revisão da literatura da área de Economia do crime que compreende os modelos do comportamento criminal, discutindo os principais problemas metodológicos relativos ao pressuposto da racionalidade, a identificação estatística de equações, erros de medição e operacionalização de variáveis teóricas.

Na abordagem dos trabalhos que analisam as tipologias específicas do crime, dado o objeto de pesquisa desta tese, optou-se por aqueles que estudam os crimes corporativos, a serem analisados no próximo item.

#### 2.1.2.1 Crimes corporativos

Não se pode falar em crimes corporativos, sem antes adentrar no conceito de *White collar crime*, e no trabalho daquele que primeiro utilizou esta terminologia, Edwin Sutherland (1940). Isso, conforme afirma Medeiros (2013), em função de que o termo referenciado e as discussões geradas em torno do mesmo foram fundamentais para que pesquisadores dirigissem seus esforços no sentido de entender os crimes corporativos.

Sutherland (1940) ressaltou a importância de analisar de modo diferenciado o *White collar crime* das demais tipologias de crime, pensamento corroborado pelo seu seguidor, Cressey (1951), dada a sua natureza específica.

Segundo Sutherland (1940), *White collar crimes* são cometidos por indivíduos de elevado *status* social e respeitabilidade no curso de sua ocupação. Trata-se de uma diferenciação, pois os estudos gerais da teoria do comportamento criminal, em que o crime se

concentra na classe baixa, e é causado pela pobreza ou por características pessoais e sociais associadas, estatisticamente, à pobreza (SUTHERLAND, 1940).

Sutherland (1940) reconheceu um poder diferencial existente entre vítimas e autores, destacando que os autores são geralmente semelhantes, em segundo plano e *status* social, àqueles que produzem as leis e regras que definem os crimes de governo. Sutherland (1940; 1944) ofereceu aos profissionais uma nova compreensão da inter-relação entre as empresas e o crime, o que fomentou pesquisas nesse assunto. Essas pesquisas geram reflexões críticas sobre a definição de *White collar crime* (MEDEIROS, 2013; PRICE; NORRIS, 2009).

Medeiros (2013) afirma que o quadro teórico, sobre a origem e as críticas dirigidas ao conceito de Sutherland para *White collar crime*, indica que as controvérsias acerca do termo e sua correspondência com o crime corporativo ainda persistem.

Ao elaborar o conceito, Sutherland focalizou apenas no agente e sua caracterização, deixando de lado a corporação. Fato este que é esclarecido por intermédio das explicações fornecidas em Sutherland (1940; 1944) sobre o fenômeno, em que é possível entender que o conceito abrange os crimes corporativos, cometidos por agentes que adquirem posições privilegiadas em virtude de estarem inseridos no mundo corporativo (BRAITHWAITE, 1985; MEDEIROS, 2013).

Nesta concepção, o *National White Collar Crime Center* – NW3C – apresentou a definição do termo “crimes de colarinho branco” como sendo atos ilegais ou antiéticos que violam a responsabilidade fiduciária ou a confiança do público para o ganho pessoal ou organizacional (KANE, 2006).

Nota-se que esta conceituação apresenta maior clareza e abrangência quanto aos tipos de crimes que podem ser enquadrados como colarinho branco e, ainda, abre a perspectiva de que estes possam ser cometidos para o favorecimento tanto do indivíduo fraudador quanto da corporação.

Além dos estudos enumerados nos parágrafos anteriores (BRAITHWAITE, 1985; MEDEIROS, 2013; PRICE; NORRIS, 2009) e as pesquisas de Sutherland (1940; 1944), que visam realizar uma discussão teórica aprofundada em torno da conceptualização de definição de *White collar crime*, encontram-se na literatura dessa temática outros trabalhos de cunho teórico e empírico relevantes.

As pesquisas teóricas que abordam a temática de *White collar crime* e crimes corporativos objetivam discutir os aspectos de como a lei criminal pode contribuir com a



prevenção de fraudes, como a da Enron e, conseqüentemente, no controle do comportamento corporativo (BLOCK, 1991; MOOHR, 2003). Outras pesquisas debatem sobre a questão da condenação de empresas e não dos indivíduos por crimes cometidos na organização (FISCHEL; SYKES, 1996; MACEY, 1991). Moohr (2007) discute quando e como é apropriado fazer com que a empresa seja responsável pelos crimes de seus agentes. Já o estudo de Garoupa propõe estruturas analíticas para a punição de ofensas cometidas por empregados (GAROUPA, 2000).

Também e ainda, há artigos que contribuem com revisões das teorias que explicam o *White collar crime* (PRICE; NORRIS, 2009), dos modelos de mercado aplicados à criminologia (COFFEE JR., 1980) e aqueles que contribuem com a análise dos crimes econômicos, segregando-os em perspectivas distintas, como a do ganho pessoal e a do ganho corporativo (SOLOMON, 1977).

Quanto às pesquisas empíricas, observam-se na literatura da Economia do Crime estudos voltados a analisar a relação entre desempenhos anteriores e crimes corporativos (ALEXANDER; COHEN, 1996), a análise do efeito do gênero em crimes corporativos (STEFFENSMEIER; SCHWARTZ; ROCHE, 2013) e a verificação do impacto de variáveis psicológicas em criminosos de colarinho branco, utilizando, em seu experimento, indivíduos que não cometeram crimes como amostra de controle (BLICKLE et al, 2006).

Esta tese procura identificar a probabilidade da ocorrência de fraudes corporativas em instituições bancárias brasileiras. As fraudes corporativas são aquelas cometidas por ou contra uma corporação (SINGLETON; SINGLETON, 2010), portanto, abrangem tanto os crimes cometidos em benefício próprio de um indivíduo, quanto para o ganho da organização.

Assim, esta definição apresenta relação com o conceito de *White collar crime* dado pelo Centro Nacional do Crime de Colarinho Branco – NW3C (KANE, 2006), como já destacado anteriormente. O item 2.2 foi elaborado para melhor elucidação das definições de fraudes e fraudes corporativas.

## **2.2 Fraudes Corporativas**

A fraude, em seu sentido amplo, pode abranger qualquer ganho obtido pelo crime, o qual usa o erro como seu principal *modus operandi* (WELLS, 2011). Contudo, embora todas as fraudes envolvam algum tipo de erro, nem todos os erros são necessariamente fraudes.

Wells (2011) apresenta, sob aspectos da lei comum, quatro elementos gerais que devem estar presentes na existência de uma fraude: uma declaração falsa, conhecimento de que a declaração é falsa quando ela foi proferida, dependência em relação à declaração falsa por parte da vítima e dano como resultado.

Coenen (2008) observa que a definição legal sobre fraude é geralmente apresentada como uma representação falsa intencional sobre um ponto material e que causa um prejuízo a uma vítima. A fraude envolverá uma ou mais pessoas que, intencionalmente, agem secretamente para privar outra de alguma coisa de valor, para o seu próprio enriquecimento (DAVIA; COGGINS; WIDEMAN; KASTANTIN, 2000).

As fraudes corporativas são relacionadas ao mundo corporativo, e estas podem ser divididas em muitos tipos e categorias de fraudes (PENEDAUT, 2009), em que as categorias mais comuns são: desvios de ativos e distorções financeiras. A primeira categoria geralmente é referida como fraude do empregado e pode envolver peculato, roubo de dinheiro ou estoque, fraude da folha de pagamento, ou dissimulação de receita. Nesta, fica evidente o uso de uma ocupação para ganho pessoal através do mau uso deliberado ou do roubo de recursos e/ou ativos das organizações. Já a segunda é vista como fraude das demonstrações financeiras, comumente perpetrada pela administração (REZAEI; RILEY, 2010).

As fraudes corporativas são aquelas cometidas por ou contra uma corporação (SINGLETON; SINGLETON, 2010). Para o Departamento de justiça dos Estados Unidos – DOJ, a fraude corporativa é definida em três grandes áreas: fraude contábil ou fraude financeira, negociação própria por *insiders* e condutas obstrutivas (AICPA, 2006, apud REZAEI; RILEY, 2010).

As fraudes das demonstrações financeiras ainda podem ser conceituadas como uma deturpação deliberada da condição financeira de uma empresa, realizada por meio da distorção ou omissão intencional de valores ou evidenciação nas demonstrações contábeis a fim de enganar os usuários desta informação (ACFE – *Association of Certified Fraud Examiners*, apud SINGLETON; SINGLETON, 2010). As mais comuns são as relacionadas a vendas de estoques, ofertas colaterais (*side deals*), transações de *swaps*, despesas de capitalização, crescimento de receitas e despesas diferidas.

Quanto à negociação própria por *insiders* da corporação, esta é relacionada principalmente à apropriação indevida de ativos da corporação por altos executivos. Como exemplos podem ser mencionados empréstimos concedidos para gerentes que não os

reembolsarão, a não divulgação de empréstimos perdoados, o reembolso de despesas de pessoal e despesas extraordinárias com pessoal a cargo da empresa. Nesta categoria, ainda se incluem os esquemas de *insider trading*, mau uso da propriedade corporativa para ganho pessoal, propinas e as violações fiscais individuais relacionadas à negociação própria.

A conduta de obstrução à justiça refere-se a condenações penais pela falsificação de testemunho na *Securities and Exchange Commission* – SEC, e a influência ou a ameaça a outras testemunhas. Segundo Rezaee e Riley (2010) outros exemplos de conduta de obstrução à justiça estão relacionados à criação, alteração ou destruição de documentos de modo intencional para apoiar a conduta ilegal, como também a, intencionalmente, se recusar a fornecer todos os arquivos e documentos solicitados na intimação, e necessários para a produção de provas na investigação criminal.

Para esta tese o tipo de fraude a ser abordado é a fraude corporativa, cujas áreas estão relacionadas às fraudes financeiras e negociação própria por *insiders*. Coenen (2008) argumenta que a fraude constitui uma negligência proposital a um sistema e uma tentativa deliberada de violar esse sistema para auferir ganhos pessoais, e que a maioria dos sistemas das companhias não são criados para detectar e impedir a fraude. Assim, na tentativa de contribuir com a evidenciação de meios para detecção de fraudes corporativas, será utilizado o triângulo de fraude de Cressey (1953), detalhado no próximo item.

### **2.2.1 Triângulo de Fraude de Cressey**

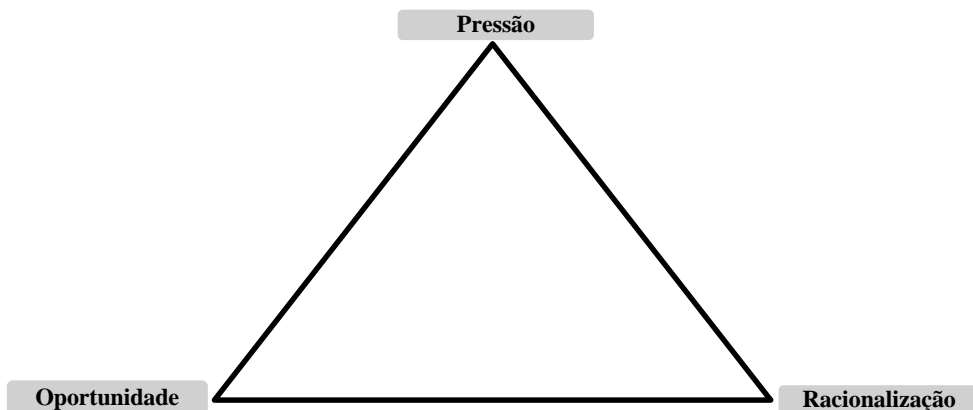
Um dos alunos mais brilhantes de Sutherland, Donald R. Cressey estudou na Universidade de Indiana durante os anos de 1940 (WELLS, 2011). Por essa instituição Cressey cursou o doutorado em criminologia e, diferentemente dos demais alunos e pesquisadores, interessou-se pelo comportamento dos defraudadores. Esse interesse permitiu a realização de sua tese de doutoramento, para a qual utilizou entrevistas realizadas com cerca de 200 detentos enquadrados nessa situação. Com os resultados da pesquisa, Cressey formulou uma hipótese final, hoje conhecida como triângulo de fraude.

Em sua pesquisa, Cressey (1953) afirmou que o seu problema central era explicar o diferencial no comportamento, indicado pelo fato de que algumas pessoas em cargos de confiança financeira violam essa confiança, ao passo que outras pessoas, ou mesmo a mesma pessoa em um momento diferente, em posições idênticas ou muito semelhantes, não violam.

Para tal, Cressey (1953) primeiramente buscou rediscutir o conceito de fraude. Segundo o autor, esse conceito que, do ponto de vista legal, denota o comportamento de alguém que tenha sido condenado por falsificação ou algum outro tipo de delito, é errado. Assim, substituiu-o por violação criminal da confiança financeira, enquadrando nesse novo conceito a pessoa que aceitou uma posição de confiança de boa fé e que violou essa confiança ao cometer um crime.

Com a definição do que Cressey chamou de teoria da violação da confiança, o autor prosseguiu com as entrevistas e formulou sua hipótese final de pesquisa. A hipótese de Cressey (1953), definida como triângulo de fraude, teoriza que pessoas que ocupam cargos de confiança tornam-se violadoras dessa confiança quando se veem com um problema financeiro, não compartilhado, e estão cientes que podem resolvê-lo secretamente, pela violação do cargo de confiança, sendo capazes de aplicar a sua própria conduta a situações que os capacitam a ajustar suas concepções de si mesmos como usuários ou proprietários dos fundos confiados. Os elementos desse triângulo estão evidenciados na Figura 2.

**Figura 2 - Triângulo de fraude de Cressey**



Fonte: Adaptado de Coenen (2008) p. 10 e Wells (2011), p.8.

A pressão, também conhecida como incentivo ou motivação, refere-se a algo que aconteceu na vida pessoal do fraudador, e que cria uma necessidade estressante e o motiva a fraudar (COENEN, 2008; SINGLENTON; SINGLENTON, 2010).

Wells (2011) indica que esses problemas não compartilhados podem ser subdivididos em seis tipos definidos por Cressey: violação das obrigações atribuídas; problemas resultantes de falhas pessoais; reversões de negócios – condições além do controle do gestor; isolamento físico; *status* de ganho e relações do empregador-empregado.

Cressey (1953) evidencia que em todos os casos encontrados por intermédio das entrevistas, os problemas não compartilhados precedem a violação criminal da confiança financeira. Para o autor, o violador considera várias situações diferentes para produzir problemas que são estruturados como não compartilháveis. Esses problemas estão relacionados com o *status* requerido ou com a manutenção do *status* do comportamento dos infratores.

A análise efetuada por Cressey (1953) corrobora a literatura sobre fraudes ao apontar que as condições relacionadas à imoralidade, emergências, aumento de necessidades, reversões no ambiente de negócios e uma escala relativamente alta de vida são importantes para as violações de confiança. Contudo, a relevância se verifica somente se essas condições produzem problemas não compartilháveis para a pessoa que ocupa posição de confiança.

Portanto, a existência de problemas não compartilháveis não garantirá a ocorrência da violação de confiança. A estruturação desse tipo apenas terá o efeito de criar na pessoa de confiança o desejo de resultados específicos – a pressão –, os quais estão relacionados com a solução do problema, e os quais podem ser produzidos pela violação criminal da confiança financeira (CRESSEY, 1953).

A oportunidade pressupõe que os fraudadores têm o conhecimento e a oportunidade para cometer fraude. Dado que o indivíduo tem uma posição de confiança, que conhece onde estão as fraquezas nos controles internos e que, com o tempo, ganhou conhecimento suficiente de como cometer o crime com sucesso, o indivíduo, conseqüentemente, irá fraudar (SINGLENTON; SINGLENTON, 2010).

A existência de problemas que não são compartilhados ajudará o indivíduo a obter certos conhecimentos ou informações sobre a violação da confiança em geral e, especificadamente, ele deverá ser consciente de que a violação da confiança auxiliará na solução do problema (CRESSEY, 1953).

Para o autor o conhecimento técnico é adquirido antes da existência dos problemas não compartilháveis e, por conseguinte, a habilidade do indivíduo de perceber que o problema não compartilhado pode ser resolvido pela violação da posição de confiança envolve a aplicação de informações gerais a situações específicas.

Assim, quando a pressão, existência de problemas não compartilhados, é somada a tais oportunidades derivadas do conhecimento do indivíduo, o potencial para a fraude é maior (SINGLENTON; SINGLENTON, 2010).

A racionalização é um processo cognitivo de autojustificação (MARKIN, 1979; RAHN; KROSNICK; BREUNING, 1994; SCHEUFELE, 2000). Este conceito é amplamente discutido por sociólogos, psicólogos e psiquiatras. Em sua hipótese, Cressey (1953) percebeu que os fraudadores racionalizam a sua conduta de violação da confiança como um comportamento aceitável e justificável pela pretensão de solucionar um dado problema classificado como não compartilhável.

Como exemplo, o autor cita que os indivíduos fraudadores, ao retirar fundos da empresa, classificam mentalmente esta retirada como um empréstimo que viabilizará a solução de um dado problema não compartilhado com as demais partes da empresa.

Assim, a racionalização é o processo no qual um empregado determina mentalmente que o comportamento fraudulento é uma atitude “correta”, no qual poderá considerar que a empresa merece que o ato seja cometido, ou que ninguém irá perder recursos ou bens na execução da fraude (COENEN, 2008; SINGLENTON; SINGLENTON, 2010).

Segundo Cressey (1953) a racionalização usada pelos violadores é necessária e essencial à violação criminal da confiança financeira, pois é por intermédio dela que os indivíduos encontrarão razões pertinentes e reais para agir, ou seja, se autoconvencerão de que a execução da violação da confiança financeira é um ato justificável e aceitável.

A teoria de fraude de Cressey vem sendo amplamente suportada e utilizada pelos profissionais de auditoria e organismos de normatização como uma ferramenta para a detecção de fraudes (HIGSON; KASSEM, 2013). Esse aspecto pode ser observado nas normas do AICPA – SAS nº 99, Conselho Federal de Contabilidade – Resolução CFC nº 1.207 de 2009 e IASB – *International Auditing Standard Board* – ISA 240 de 2009.

Destaque-se que as dimensões do triângulo de fraude são utilizadas pelas normas contábeis como fatores de risco de fraudes. Percebe-se que tanto organismos internacionais – AICPA – e nacionais – CFC, consideram as dimensões do triângulo de fraude como condições geralmente presentes quando há uma fraude, conforme se pode observar no SAS nº 99 de 2002 do AICPA, e na Resolução CFC nº 1.207 de 2009. Essas condições são classificadas como fatores de risco, que indicam situações às quais os auditores deverão estar atentos, como, por exemplo, a existência de um monitoramento ineficaz da administração e outras deficiências no controle interno que podem estar presentes quando existirem distorções da informação contábil ou a apropriação indevida de ativos. Assim, observa-se a importância da utilização do triângulo de fraude para a detecção de fraudes corporativas.

É importante destacar que mesmo sendo utilizado pelos órgãos de auditoria e nas regulamentações da contabilidade, como evidenciado no parágrafo anterior, o triângulo de fraude de Cressey (1953), ao longo da história, sofreu críticas e extensões por parte dos pesquisadores nas áreas de psicologia, economia e contabilidade.

Dessa forma, faz-se importante apresentar a discussão teórica que envolve o triângulo de fraude e evidenciar as razões que levaram a sua escolha, nesta tese, para a análise das fraudes corporativas.

### **2.2.2 Além do Triângulo de Fraude de Cressey**

Além do triângulo de fraudes, vários modelos e extensões da teoria de fraude tentam explicar o porquê de as pessoas cometerem fraudes e crimes financeiros. Estes modelos adicionais buscam identificar antecedentes psicológicos ou sociológicos complementares (características pessoais ou comportamentais) para descrever o processo de fraudes (DORMINEY et al, 2012).

As críticas ao modelo centram-se na questão de que o triângulo é equilátero e, portanto, cada dimensão assume um mesmo peso no processo de fraudes (DELLAPORTAS, 2013), como, também, que este modelo não pode resolver o problema da fraude por si só, em função de que os dois dos três lados do triângulo de fraudes, pressão e racionalização, não são facilmente observáveis (DORMINEY et al, 2012).

Dentre esses modelos e extensões da teoria de fraudes citam-se a escala de fraude (ALBRECHT et al 1984, apud DORMINEY et al, 2012), o diamante de fraudes (WOLFE; HERMANSON, 2004), o modelo derivado do acrônimo M.I.C.E. – *Money, ideology, coercion* e *ego* (KRANACHER et al, 2010), e a criação de um novo triângulo de fraudes (HIGSON; KASSEM, 2013).

A escala de fraude foi desenvolvida através da análise de 212 fraudes nos anos anteriores a 1980 (DORMINEY et al, 2012). A metodologia do estudo envolveu o uso extensivo de questionários, cujos participantes foram auditores internos das companhias vítimas de fraudes (WELLS, 2011).

Os resultados do estudo de Albrecht et al (1984, em DORMINEY et al, 2012) propiciaram a construção da escala de fraudes, que se baseia em dois componentes do triângulo

de fraudes, a pressão e a oportunidade, substituindo o terceiro componente, a racionalização, pela integridade pessoal (DORMINEY et al, 2012).

A escala de fraudes inclui a integridade pessoal ao invés da racionalização, por ser aquela mais fácil de ser observada por intermédio das decisões pessoais e do processo de tomada de decisão (HIGSON; KASSEM, 2013).

O diamante de fraudes é uma adaptação do triângulo de fraude de Cressey (1953), o qual adiciona a dimensão da capacidade, que representa as características e habilidades pessoais dos indivíduos fraudadores. Wolfe e Hermanson (2004) acreditavam que muitas fraudes não teriam ocorrido se os indivíduos fraudadores não possuíssem certas capacidades para a execução da fraude. Assim, esses autores sugeriram quatro características observáveis para cometer fraudes: a posição ou função de autoridade dentro da organização; capacidade de entender e explorar os sistemas de contabilidade e as deficiências do controle interno; a confiança do fraudador de que o ato não será detectado e a capacidade em lidar com estresse criado dentro de pessoas “boas” quando elas cometem atos ruins (HIGSON; KASSEM, 2013).

O modelo sugerido por Kranacher et al (2010) apresenta uma outra abordagem para captar a motivação do fraudador. O acrônimo M.I.C.E. contempla: o dinheiro, a ideologia, a coerção e o ego. Para os autores, o dinheiro e o ego são autoexplicativos, e são as motivações mais comuns para a fraude.

Estas são as origens da maioria das fraudes decorrentes dos desejos de ganância (dinheiro) e poder (ego). A coerção descreve as condições nas quais um indivíduo é relutante, mas mesmo assim é pressionado a participar de um esquema de fraude (DORMINEY et al, 2012). A ideologia pode ser, muitas vezes, uma característica observada e associada a esquemas de evasão do contribuinte (KRANACHER et al, 2010).

Um novo triângulo de fraudes foi proposto por Kassem e Higson (2012). Esses autores, ao analisarem as críticas realizadas ao triângulo de fraudes e os modelos da escala de fraude, diamante de fraude, M.I.C.E, expostos anteriormente, elaboraram um novo triângulo, que contempla as modificações propostas.

Assim, o novo triângulo de fraudes contempla a motivação, a oportunidade, a integridade, e a capacidade do fraudador. A motivação neste novo triângulo é analisada pelo M.I.C.E. A integridade substitui a dimensão de racionalização. E a capacidade não aparece como um dos lados do triângulo, mas como o núcleo deste triângulo.



Além dessas pesquisas que buscam alterar ou criar novos modelos de fraudes a partir do triângulo de fraudes, pode-se verificar na literatura pesquisas que se utilizaram do modelo para analisar o fenômeno de fraudes.

Essas pesquisas se destinam a examinar os fatores que influenciam os contadores a cometerem fraudes (DELLAPORTAS, 2013); comparar as avaliações de risco por alunos que foram ensinados em uma perspectiva criminológica (triângulo de fraudes) e alunos ensinados pela perspectiva contábil (fatores de risco) (LASALLE, 2007); explorar como um discurso descritivo, mas profundamente normativo, sobre fraudes organizacionais surgiu em torno do conceito do triângulo de fraudes (MORALES; GENDRON; GUÉNIN-PARACINI, 2014); o efeito da decomposição do triângulo de fraudes em avaliações de riscos de fraudes pelos auditores, e como essa decomposição pode levar os auditores a mudar seus componentes de julgamento, e o significado pelo qual as alterações nas avaliações dos componentes influenciam integralmente os julgamentos de fraudes (WILKS; ZIMBELMAN, 2004); e a elaboração de um modelo baseado em agentes para examinar as características da dinâmica emergente da fraude em organizações. Como, também, permitir uma análise da racionalização, indicando meios que possibilitem um melhor exame desta dimensão (MURPHY, 2012).

Para esta tese, utilizou-se o triângulo de fraude original. Nos modelos descritos anteriormente, percebe-se que a modelagem do diamante de fraudes, ao adicionar a característica de capacidade, não parece ser apropriada. Já que a capacidade está incluída na hipótese de Cressey (1953) como parte da dimensão de oportunidade (DAVIS; PESCH, 2013).

Cressey (1953) afirma que a violação da confiança para a resolução de um problema não compartilhável, só será possível se, além da racionalização, a pessoa possuir conhecimentos gerais e específicos, resultantes da posição de confiança e que poderão ser utilizados para produzir o resultado desejado.

Cressey (1953) ainda destaca que, além de informações gerais sobre a violação da confiança e a consciência de que uma posição específica gera certas possibilidades para uma violação, as habilidades técnicas são necessárias para cometer o desfalque. Assim, a oportunidade contempla a capacidade do indivíduo para cometer fraudes. Isso torna o diamante de fraudes um modelo não adequado, e que, também, invalida a concepção do novo triângulo de fraudes de Kassem e Higson (2012).

O modelo M.I.C.E não demonstra grandes diferenciações quanto ao que Cressey (1953) enumerou como problemas não compartilháveis. Os elementos de dinheiro e ego são facilmente

identificados como problemas relacionados à manutenção ou ganho de *status*, seja profissional ou pessoal, como problemas financeiros decorrentes de um elevado nível de vida, não compatível com a remuneração do indivíduo (dinheiro) e o medo de perder o *status* de poder (ego) decorrentes de problemas financeiros interligados às metas estabelecidas e não alcançadas.

Por fim, a escala de fraudes divulgada em 1984 não conseguiu impactar as normas de auditoria da mesma forma como o triângulo de fraude de Cressey (1953), o que levou a escolha do modelo original para consecução do objetivo de pesquisa desta tese.

Ressalte-se que a hipótese de Cressey (1953) foi construída a partir de entrevistas com indivíduos que assumiram uma posição de confiança de boa fé e quebraram essa confiança. Portanto, o ato de assumir uma posição de confiança leva ao entendimento de que esses indivíduos foram contratados como gestores, ou seja, agentes.

Os agentes, esse relacionamento e os problemas decorrentes da relação entre quem contratou e o contratado podem ser analisados pela teoria da agência. Esta teoria está descrita no item 2.3.

### **2.3 Teoria da Agência**

A relação de agência é um dos modos mais antigos e mais comuns de interações sociais codificadas (ROSS, 1973), e está presente nas sociedades complexas. Exemplos de relações de agência incluem chefe-trabalhador, médico-paciente, conselheiro-administrador e relações de pais e filhos.

A dependência funcional, entre outras razões, determina que relações de agência sejam extremamente comuns (MITNICK, 1975). Dentre essas relações estão as dos proprietários e gestores de corporações, originada pela separação entre propriedade e controle, objeto de estudo da teoria da agência.

De acordo com Veblen (2001/1921) e Demsetz (1983) a separação entre propriedade e controle buscou uma maior eficiência da gestão. A delegação da autoridade da tomada de decisão, segundo Barnea, Haugen e Senbet (1985), é uma característica essencial das corporações modernas, em que os acionistas delegam sua autoridade a um profissional que tem habilidades gerenciais.

No entanto, como observam Berle e Means (1932) e Demsetz (1983), um dos principais problemas quanto ao relacionamento derivado da separação entre propriedade e controle é o de assegurar que os gestores, de fato, trabalhem com a finalidade de atingir os objetivos dos proprietários, em função de que os interesses entre proprietários e gestores nem sempre são convergentes.

Segundo Tirole (2006) existem vários caminhos nos quais os agentes podem não agir segundo o melhor interesse do principal. E esses caminhos, fundamentalmente, são parte do mesmo problema, denominado pelos economistas como “risco moral”.

Tirole (2006) ainda subdivide o risco moral em quatro categorias, a seguir: (a) esforços insuficientes por parte dos agentes na execução de suas atividades; (b) a realização de investimentos extravagantes; (c) estratégias de defesa, para manutenção da ocupação do agente e (d) a sua autocomercialização, para aumentar os seus benefícios privados, que envolvem tanto atividades legais quanto ilegais.

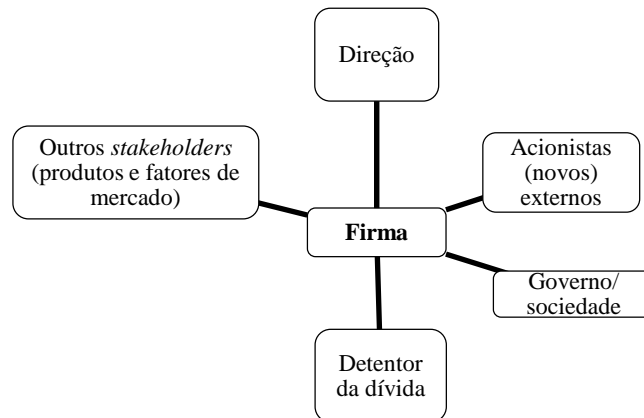
A teoria da agência é aquela que busca analisar o relacionamento entre agentes e principais. Para isso, a teoria se utiliza da metáfora do contrato, em função de que a relação entre agentes e principais é formalizada em termos contratuais (JENSEN e MECKLING, 1976), que poderão conter cláusulas para delinear o comportamento do agente, na intenção de que este atue no sentido de atender as expectativas dos principais.

Destaque-se que Alchian e Demsetz (1972) e Goldberg (1976) analisaram os instrumentos contratuais como monitores para a ação dos agentes. Alchian e Demsetz (1972) apresentaram o papel do monitor como representante do proprietário, com a missão de supervisionar o desempenho dos membros da equipe, e que terá o seu papel restringido pela existência de outros monitores e de sistemas de remunerações sobre os ganhos líquidos da equipe e outras remunerações. Golberg (1976) evidenciou as propriedades de contratos de curto e longo prazo, como também o tipo de flexibilização contratual como medidas que poderão ser utilizadas para o monitoramento do gestor.

Seguindo o pensamento de Alchian e Demsetz (1972) e Goldberg (1976), Jensen e Meckling (1976) afirmam que a relação de agência é regida por termos contratuais, em que uma firma, segundo John e Senbet (1998), pode ser vista como uma rede de contratos entre várias partes ou *stakeholders*, tais como acionistas, credores, empregados e a sociedade em geral.

A Figura 3 apresenta os diferentes tipos de relação de agência, segundo visão amplamente aceita em finanças.

**Figura 3 - A empresa como rede de contratos**



Fonte: Adaptado de John e Senbet (1998, p. 376)

John e Senbet (1998) asseveram que a estrutura de pagamento das diferentes classes de *stakeholders* é distinta, como, também, o grau de alinhamento entre esses *stakeholders* com os agentes que controlam as principais decisões da empresa, pois as partes são maximizadoras de utilidade e possuem seus próprios objetivos.

Essas distinções entre os objetivos das partes conferem origem aos conflitos, conhecidos como problemas de agência. Deste modo, os problemas de agência emergem quando os conflitos de interesses entre agentes e principais ou entre os próprios principais afetam a operação dos negócios da empresa (BARNEA; HAUGEN; SENBET, 1985), e estes conflitos podem ser classificados como:

- conflitos entre acionistas e a direção – principal-agente;
- acionistas e detentores da dívida, em que os últimos assumem o papel de agentes da dívida;
- entre o setor privado – agente – e o setor público – agente social;
- entre agentes do setor público e a sociedade ou contribuintes (JOHN; SENBET, 1998) e
- conflitos entre gestores e acionistas majoritários com acionistas minoritários (JENSEN; MECKLING, 1976; BERLE; MEANS, 1932; PORTA *et al*, 2000 ).

A despeito dos tipos de conflito de agência evidenciados, ressalte-se que, para esta tese, optou-se pela análise conjunta dos problemas de agência decorrentes de conflitos entre agentes e principais. Esses problemas de agência, qualquer que seja a relação, poderão prejudicar o funcionamento eficiente de uma empresa. Para a minimização dos problemas de agência os

proprietários incorrem em custos de agência, os quais podem ser subdivididos em custo de monitoramento dos gestores, despesas de concessão de garantias contratuais por parte do agente e perdas residuais (JENSEN; MECKLING, 1976; JOHN; SENBET, 1998). Os custos de agência serão trabalhados a seguir.

### **2.3.1 Custos de Agência**

Os problemas de agência incorrem em custos que abrangem as tentativas de influenciar o comportamento do gestor para que este busque trabalhar em conformidade com os objetivos do proprietário. Jensen e Meckling (1976) definiram os custos de agência como sendo a soma de três fatores: custos de monitoramento, despesas de vinculação pelo agente e perdas residuais.

Os custos de monitoramento consistem na limitação de divergências pelo principal por meio da criação de incentivos adequados para o agente, o que limitará suas atividades anormais. Esses custos podem ser subdivididos em mecanismos de incentivo e de monitoramento das ações dos agentes.

Os custos de incentivo tratam da estrutura de remuneração e sistema de incentivos financeiros dos agentes, enquanto os mecanismos de monitoramento estão relacionados ao sistema de governança corporativa, que incluem a utilização de auditorias internas e externas, e sistemas formais de controles (JENSEN; MECKLING, 1976).

Para os sistemas de compensação de incentivos, destaque-se a pesquisa de Ross (1973), que, na tentativa de resolver os problemas entre principal e agente apresentou classes de funções utilitárias e estruturas de recompensas distintas na intenção de motivar os agentes a não entrarem em conflito com a obtenção da eficiência de Pareto, o ponto ótimo entre agente e principal.

Para Ross (1973), a solução ideal dos problemas de agência implica no mapeamento da remuneração do ato induzido pelo agente, o qual será completamente conhecido pelo principal, mesmo em face das dificuldades, tendo em vista a existência de assimetria informacional entre as partes. Portanto, a estrutura de remuneração poderá restringir as ações do agente, orientando-o a buscar satisfazer os interesses de seu principal.

Ainda quanto aos sistemas de compensação de incentivos, Fama e Jensen (1983) discutem que a estrutura de um contrato limitará os riscos assumidos pela maioria dos agentes, especificando tanto as recompensas fixas prometidas quanto os pagamentos de incentivos

vinculados a medidas específicas de desempenho. Esses diferentes incentivos restringirão o comportamento oportunista (WATTS; ZIMMERMAN, 1983).

As despesas de vinculação são recursos que o agente receberá como forma de garantir que este não tome decisões que prejudiquem o principal, como também para garantir que o principal será compensado se o agente tomar tais decisões (JENSEN; MECKLING, 1976).

O custo/perda residual é o valor pecuniário resultante da diminuição do bem-estar do principal ocorrido em situações em que algumas decisões do agente apresentem divergências quanto a decisões que maximizarão o bem-estar do principal. Essa perda ocorre quando o custo do exercício total de um contrato excede aos seus benefícios (FAMA; JENSEN, 1983).

No entanto, mesmo com a ocorrência dos custos de agência descritos acima, e com a realização de contratos com cláusulas de restrição e incentivos aos atos dos gestores, o monitoramento do comportamento do gestor é imperfeito, pelo fato de que as ações gerenciais não são observáveis (DENIS; DENIS; SARIN, 1999).

#### 2.3.1.1 Falhas Resultantes de Monitoramentos Imperfeitos

A teoria da agência descreve o relacionamento entre *shareholders* e gestores, com os *top managements* atuando como agentes cujos interesses pessoais não naturalmente se alinham com os interesses da firma e dos *shareholders* (ALBRECH; ALBRECHT; ALBRECHT, 2004; JENSEN; MECKLING, 1976).

Como Denis, Denis e Sarin (1999), Jensen e Meckling (1976) observaram que a literatura de gestão indica a existência de um monitoramento imperfeito na relação de agência, resultante da falha dos custos de monitoramento na resolução dos problemas de agência. Dessa forma, os agentes poderão, mesmo com mecanismos de monitoramento, não trabalhar a favor dos interesses dos principais.

Esses conflitos poderão ser decorrentes de interesses dos acionistas que podem dificultar a estratégia da empresa, dado que o foco no valor para o acionista restringe o escopo dos gestores em suas decisões estratégicas (SEGRESTIN; HATCHUEL, 2011), como também poderão ser provenientes de desvios de comportamentos dos agentes.

Albrech, Albrecht e Albrecht (2004) esclarecem que o relacionamento entre principal-agente envolve uma transferência de confiança e obrigações ao agente. Essa confiança pode ser

quebrada mediante a perpetração de fraudes, que representa uma das possíveis consequências da falha do monitoramento.

#### **2.4 Teoria da Agência e Triângulo de Fraude**

A teoria da agência tem sido amplamente discutida na literatura e usada para compreender como agentes e principais agem (ALBRECH; ALBRECHT; ALBRECHT, 2004). Já a teoria da fraude (triângulo de fraude), busca compreender como os indivíduos que assumiram uma posição de confiança perpetram fraudes.

A teoria da agência analisa os conflitos decorrentes dos interesses divergentes entre agentes e proprietários, e meios para monitorar o comportamento do agente, como a proposição de estruturas de incentivos adequadas e instrumentos de governança corporativa.

A hipótese de Cressey (1953) foi concebida por intermédio de entrevistas com indivíduos que assumiram uma posição de confiança e a quebraram para a resolução de um problema dito não compartilhável. Sua origem, portanto, está ligada aos agentes que perpetraram fraudes nas empresas em que trabalhavam.

Percebe-se que a teoria da agência e o triângulo de fraude estão estritamente relacionados. Enquanto a teoria da agência utiliza mecanismos de incentivos e de monitoramento para alinhar os interesses de principais e agentes. O triângulo de fraude resulta da interação de três fatores: a pressão, a oportunidade e a racionalização, em que os mesmos mecanismos utilizados pela teoria da agência para controlar o comportamento do gestor podem indicar situações de oportunidades – estruturas de governança corporativa fracas – e de pressão – estruturas de incentivos inadequadas, que contribuirão com a perpetração de fraudes.

#### **2.5 Estudos Empíricos Contemporâneos e Hipóteses da Pesquisa**

São verificadas, na literatura de gestão, pesquisas que buscaram detectar fraudes contábeis ou corporativas por intermédio de modelos econométricos para a mensuração da probabilidade de sua ocorrência.

São exemplos desse tipo de pesquisa os trabalhos de Beasley (1996), Summers e Sweeney (1998), Lee, Ingram e Howard (1999), Abbott, Park e Parker (2000), Spathis (2002), Uzun, Szewczyk e Varma (2004), Erickson, Hanlon e Maydew (2004), Erickson, Hanlon e Maydew (2006), Crutchley, Jensen e Marshall (2007), Peng e Roell (2008), Johnson, Ryan e

Tian (2008), Brazel, Jones e Zimbelman (2009), Lou e Wang (2009), Lennox e Pittman (2010), Troy, Smith e Domino (2011), Perols e Lougee (2011), Wang, Winton e Yu (2010), Wang (2011), e Johnson, Xie e Yi (2014). Os principais resultados das pesquisas enumeradas estão indicados no Quadro 1 abaixo:



**Quadro 1 - Pesquisas sobre fraudes**

Referência	Objetivo	Tipo de Emp.	Nº de Emp.	Técnica empregada	Resultados principais
Abbott, Park e Parker (2000)	Identificar se duas características principais do comitê de auditoria, a atividade/efetividade e a independência, em conjunto reduzem a probabilidade de fraudes ou ações agressivas nas demonstrações financeiras.	Empresas de capital aberto.	156, sendo 78 com fraudes.	Testes de médias e regressão logística bivariada.	Os resultados corroboraram a hipótese de que comitês de auditoria que atendam a limiares mínimos de atividade/efetividade e independência estão associados a uma redução da probabilidade de fraude e distorções fraudulentas.
Beasley (1996)	Testar empiricamente se a inclusão de uma grande proporção de membros <i>outsiders</i> no conselho de diretores reduz significativamente a probabilidade de fraudes nas demonstrações financeiras.	Empresas de capital aberto.	150, sendo 75 com fraudes.	Testes de médias e regressão logística bivariada.	Os resultados indicaram que a proporção de membros <i>outsiders</i> é menor em empresas com fraudes. A composição do conselho, mais do que a presença do comitê de auditoria, reduz a probabilidade da fraude. E o tamanho do conselho e certas características dos diretores <i>outsiders</i> , como percentual de ações ordinárias detidas, número médio de anos como diretor e participação em outros conselhos, afetam a probabilidade das fraudes.
Brazel, Jones e Zimbelman (2009)	Investigar se medidas de informações não financeiras (NFM) disponíveis, tais como número de lojas varejistas que praticam preços de fábrica, espaço de armazenagem ou número de empregados, podem ser usados para detectar a probabilidade de fraude.	Empresas de capital aberto, excluindo as de serviços financeiros e de seguros.	50 com fraudes.	Estatística descritiva, teste de média, matriz de correlação, e regressão logística bivariada.	Os autores obtiveram resultados que sustentam a hipótese de NFM influenciam na probabilidade de fraude contábil, e, portanto, podem ser usados para acessar o risco de fraude, como também encontraram evidências que a diferença entre desempenho financeiro e não financeiro é significativamente maior em empresas que comentem fraudes.
Crutchley, Jensen e Marshall (2007)	Examinar se empresas com fraudes corporativas diferem de empresas comparáveis nestas áreas, pré-escândalo, quanto à eficácia potencial de mudanças na governança, contabilidade, impostos e estruturas de compensação.	Indústrias.	194, sendo 97 com fraudes.	Testes de média, análise fatorial e regressão logística bivariada.	Os autores encontraram evidências que empresas com uma quantidade menor de <i>outsiders</i> no comitê de auditoria e empresas com <i>outsiders</i> sobrecarregados são mais propensas a fraude. Como também, que o ambiente corporativo mais suscetível a fraude é caracterizado por práticas de suavização no crescimento e no lucro da entidade. Além disso, aquelas envolvidas em escândalos contábeis têm taxas mais baixas de pagamento de dividendos. No entanto, não foram encontradas evidências de que a estrutura de remuneração da empresa desempenhe um papel significativo no potencial de fraude.
Erickson, Hanlon e Maydew (2004)	Analisar as consequências fiscais de lucros exagerados e supostamente fraudulentos.	s/inf.	27 empresas.	Testes de média e cálculo do valor presente de impostos pagos pela supervalorização do lucro.	Os resultados sugerem que alguns os gestores estão dispostos a pagar quantias substanciais de impostos adicionais para os ganhos que têm pouco ou nenhum conteúdo econômico. As evidências encontradas na pesquisa sugerem que algumas empresas também suportam os custos desses lucros na forma de pagamentos indevidos de tributos.
Erickson, Hanlon e Maydew (2006)	Analisar se a evidência empírica suporta a alegação de que os incentivos de capital decorrentes da remuneração baseada em ações estão associados positivamente com a probabilidade de fraude contábil.	Empresas acusadas pela SEC.	50 com fraudes e 13.033 sem fraudes.	Estatística descritiva, teste de média e mediana, e regressão logística bivariada.	Os resultados contrastam com as afirmações de que políticas de incentivos de remuneração baseadas em ações e participações societárias aumentam a probabilidade de fraudes contábeis.

**Continuação Quadro 1: Pesquisas sobre fraudes**

Referência	Objetivo	Tipo de Emp.	Nº de Emp.	Técnica empregada	Resultados principais
Johnson, Ryan e Tian (2008)	Analisar a fraude corporativa como um resultado não desejado associado com incentivos gerenciais e responderam a questão: Os executivos que cometem fraudes enfrentam maiores incentivos financeiros para fazê-las?	Empresas de capital aberto.	174, sendo 87 empresas com fraudes.	Estatística descritiva, teste de medianas e regressão logística condicional.	Os resultados indicaram que executivos que cometem fraudes corporativas enfrentam maiores incentivos financeiros para fazê-lo. A probabilidade de fraude corporativa está positivamente relacionada com os incentivos de participação societária sem restrições. Empresas fraudulentas também têm alto crescimento e proporcionalmente um maior número de <i>insiders</i> em seus comitês de auditoria, os quais implicam em uma menor probabilidade de detecção de fraudes.
Johnson, Xie e Yi (2014)	Examinar as consequências de um dano reputacional para empresas com fraudes no contexto de mercados de produtos.	Empresas de capital aberto.	336, sendo 168 empresas com fraude.	Estatística descritiva, teste de média e regressão logística bivariada.	Os autores verificaram que sanções reputacionais dos clientes existem. Além de descobrirem que o declínio do desempenho operacional da empresa, como um efeito da sua má conduta financeira, é o resultado de sanções reputacionais dos clientes.
Lee, Ingram e Howard (1999)	Examinar a relação entre lucros e fluxo de caixa operacional para derivar e testar um indicador de fraudes nas demonstrações financeiras.	Empresas de capital aberto.	56 empresas com fraude e 60.453 empresas sem fraude.	Estatística descritiva, teste de média, matriz de correlação e regressão logística bivariada.	Os resultados empíricos confirmam a existência de uma relação significativa entre fraudes e a diferença entre lucros e fluxo de caixa.
Lennox e Pittman (2010)	Testar se as empresas classificadas como <i>big five</i> de auditoria estão associadas a uma menor incidência de fraude contábil.	s/inf.	1.109 empresas com fraude e 162.804 empresas sem fraude.	Estatística descritiva, Teste de média e regressão Probit bivariada	Após controlar o efeito do tamanho da empresa e outros determinantes, os autores descobriram que a incidência de demonstrações financeiras fraudulentas é consistentemente mais baixa para os clientes de <i>big five</i> .
Lou e Wang (2009)**	Examinar os fatores de risco do triângulo de fraude, núcleo de todos as normas de auditoria de fraude, para acessar a probabilidade de relatórios financeiros fraudulentos	Empresas de capital aberto.	97 empresas com fraude e 467 sem fraude.	Testes de média, matriz de correlação e regressão logística bivariada.	Os resultados indicam que relatórios fraudulentos estão positivamente correlacionados às seguintes condições: mais pressão financeira de uma empresa ou supervisor de uma empresa, maior porcentagem de operações complexas de uma empresa, a integridade dos gestores mais questionável, ou maior deterioração da relação entre uma empresa e seu auditor.
Peng e Roell (2008)	Investigar se os incentivos concedidos pelos contratos de remuneração gerencial de fato levam à manipulação de preços.	Empresas de capital aberto.	479 empresas com processos e S&P 500	Estatística descritiva, Teste de média e regressão Probit bivariada.	Os resultados sugerem que a relação é robusta para a escolha das medidas de sensibilidade de opção e a inclusão de variáveis que capturam a incerteza fundamental das empresas e o crescimento do perfil. A aquisição rápida de opções que representam um componente substancial da atual remuneração dos executivos podem dar aos gestores incentivos perversos para o auto negócio, e, em última análise, desencadeando processos de ações de classe de acionistas.
Perols e Lougee (2011)	Examinar como o gerenciamento de resultados prévio impacta a probabilidade de uma empresa cometer fraudes nas demonstrações financeiras e, ao fazê-lo, desenvolver três novos preditores de fraudes.	Empresas de capital aberto.	108, sendo 54 empresas com fraudes.	Estatística descritiva, Teste de média e regressão Probit bivariada.	Os resultados indicam que as empresas com fraudes são mais propensas a terem gerenciado resultados em anos anteriores e que o gerenciamento de resultados em anos anteriores está associado com uma alta probabilidade que as empresas atenderam ou superaram as previsões dos analistas ou que inflaram as receitas estão cometendo fraudes.

**Continuação Quadro 1: Pesquisas sobre fraudes**

Referência	Objetivo	Tipo de Emp.	Nº de Emp.	Técnica	Resultados principais
Spathis (2002)	Desenvolver um modelo para detecção de fatores associados a demonstrações financeiras falsas.	Manufatura.	76, sendo 38 empresas com fraude.	Teste de média e regressão logística bivariada.	Os resultados dos modelos sugerem que há potencial na detecção de FFS através de análise de demonstrações financeiras. Segundo os resultados empresas com alto estoque em relação a vendas, altas dívidas, baixo capital de giro, baixo Z score e baixos lucros líquidos em relação ao ativo total, são mais prováveis a falsificarem demonstrações financeiras.
Summers e Sweeney (1998)	Investigar o relacionamento entre <i>insider trading</i> e fraude.	Empresas de capital aberto.	102, sendo 51 empresas com fraudes.	Estatística descritiva, matriz de correlação, teste de média e regressão logística bivariada.	Os resultados do estudo indicam que <i>insiders</i> em empresas com demonstrações financeiras fraudulentas reduzem a sua posição líquida nas ações da entidade através de um alto nível de venda das ações.
Troy, Smith e Domino (2011)	Testar a proposição de que os principais fatores demográficos CEO refletem os modos alternativos de racionalizar a escolha de participar e/ou facilitar a fraude contábil.	Indústrias.	312, sendo 156 empresas com fraudes.	Estatística descritiva, matriz de correlação e regressão Probit bivariada.	Os resultados sugerem que como a variação demográfica do CEO leva a variação nas interpretações cognitivas, que por sua vez impacta a probabilidade de fraude contábil. Especificamente, teorizou-se e empiricamente confirmou-se que CEOs mais jovens, menos experientes e funcionalmente sem graus de negócios serão mais propensos a racionalizar fraude contábil como uma decisão aceitável. Outro resultado foi que as opções de ações dos CEO também preveem fraude, e que esta relação não é moderada pela demografia do CEO.
Uzun, Szewczyk e Varma (2004)	Examinar como várias características do conselho de administração e outras características de governança afetaram a ocorrência de fraudes corporativas nos Estados Unidos, no período de 1978-2001.	s/inf.	s/inf.	Testes de média e mediana e regressão logística bivariada.	Os resultados indicaram que a composição do conselho e a estrutura de seu comitê de fiscalização são significativamente relacionadas a incidência de fraudes corporativas. Uma alta proporção dos membros independentes do conselho está associada com uma menor probabilidade de transgressões corporativas.
Wang, Winton e Yu (2010)	Examinar como os incentivos de uma empresa para cometer a fraude variam de acordo com as crenças dos investidores sobre as condições de negócios do setor.	Empresas de <i>softwares</i> de computador, serviços, equipamentos eletrônicos, farmacêutica e de comunicação.	110 empresas com fraudes em IPO e 3.005 sem fraudes.	Teste de média (Wilcoxon) e regressão Probit bivariada.	Os resultados sugerem que a empresa é mais propensa a cometer fraude quando investidores estão mais otimistas sobre as perspectivas da indústria, mas na presença de otimismo extremo dos investidores, a probabilidade de fraude torna-se menor enquanto a empresa é capaz de obter financiamento sem deturpar informações para investidores externos. Uma análise mais profunda sugere que tanto o monitoramento do investidor quanto a estrutura de remuneração executiva desempenham um papel importante na relação entre as crenças dos investidores e fraudes.
Wang (2011)	Introduzir um novo modelo empírico para analisar a fraude - modelo Probit bivariado com observação parcial de fraude, especificando dois distintos processos: a prática de fraude e a detecção da fraude.	Empresas de capital aberto.	688 empresas com fraudes, mais amostra de controle (s/inf).	Teste de média (Wilcoxon) e regressão Probit bivariada.	Os resultados sugerem que empresas com elevada intensidade de R & D são menos propensas a serem condenadas por fraude e, portanto, mais propensas a cometer fraudes. Os maiores motivadores para a ocorrência de fraudes parecerem ser a grande necessidade de financiamento externo e o crescimento da empresa.

Nota: Foram selecionados artigos publicados em periódicos nacionais e internacionais, com fator de impacto.

\*\* Artigo publicado em *journals* sem fator de impacto, mas incluído no quadro face a abordagem utilizada ser próxima da abordada por esta tese.

Fonte: Elaborado pela autora

Nestes estudos, é observada a preponderância de dois focos: a análise da estrutura de compensação dos gestores e aspectos da governança corporativa para detecção de fraudes, utilizados pela teoria da agência como custos de monitoramento dos gestores pelo principal. A análise da estrutura de remuneração e governança corporativa é de grande valia para o tema em tela, haja vista que é por intermédio da estrutura de remuneração que os principais irão buscar incentivar os agentes, para que esses trabalhem no sentido de atender aos objetivos destes principais.

Não diferente dos estudos apresentados no Quadro 1, as dimensões do triângulo de fraudes, também, podem ser mensuradas por esses elementos – estrutura de remuneração e governança corporativa –, conforme é possível observar nas pesquisas de Brazel, Jones e Zimbelman (2009) Lou e Wang (2009) e Troy, Smith e Domino (2011).

Brazel, Jones e Zimbelman (2009) buscaram mensurar o efeito de variáveis não financeiras na probabilidade de fraudes contábeis, ao se utilizar do triângulo de fraude para o delineamento das variáveis em seu modelo, substituindo a dimensão de racionalização por contabilidade suspeita. Os autores justificaram a substituição ao argumentarem que não tinham conhecimento de pesquisas que mensurassem a dimensão de racionalização.

Quanto às demais dimensões, Brazel, Jones e Zimbelman (2009), além de elementos financeiros, usaram indicadores de interação com o mercado de capitais para mensurar a dimensão de pressão. Para a dimensão de oportunidade, fizeram uso de variáveis relacionadas à governança corporativa da empresa.

No mesmo sentido de Brazel, Jones e Zimbelman (2009), o trabalho de Lou e Wang (2009) utilizou-se de fatores de risco para acessar a probabilidade de relatórios financeiros fraudulentos. Os autores fizeram uso do triângulo de fraude para mensurar essa probabilidade a partir de variáveis contábeis e de governança corporativa para as dimensões de pressão e racionalização.

No entanto, para a dimensão da racionalização, os autores fizeram uso de duas variáveis: número de lucros afetados pela republicação das informações financeiras nos dois anos antes da fraude e o número de mudança de auditores no ano da fraude. Ao analisar a dimensão de racionalização pelas duas variáveis descritas, os autores renegam o aspecto comportamental e psicológico desta dimensão, já que ela decorre de um processo cognitivo do indivíduo.

Tanto Brazel, Jones e Zimbelman (2009) quanto Lou e Wang (2009) ignoraram estudos de Hambrick e Mason (1984) e Hambrick (2007) em que os autores sugerem as características

demográficas dos indivíduos como *proxies* para a análise do processo de racionalização de altos executivos.

Já Troy, Smith e Domino (2011) analisaram e mensuraram a dimensão da racionalização por meio de características demográficas dos gestores como idade, número de posições de gerência assumidas antes de se tornar um CEO – *Chief Executive Officer* – e conhecimento em negócios. Por esse aspecto, o trabalho merece ser destacado em relação às outras pesquisas apresentadas, já que as características demográficas permitem acessar o comportamento do gestor, tanto que, no estudo, os autores identificaram resultados substanciais para a idade, formação e experiência dos CEOs.

As demais pesquisas enumeradas no primeiro parágrafo deste tópico, diferentes de Brazel, Jones e Zimbelman (2009) Lou e Wang (2009) e Troy, Smith e Domino (2011), não fizeram uso das dimensões do triângulo de fraude. No entanto, mesmo ao não evidenciarem a utilização do triângulo, apresentaram variáveis que levam a mensuração de suas dimensões: pressão, oportunidade e racionalização. Essa tríade também deve ser levada em conta nos diferentes enfoques do tema, já que a mesma constitui-se em um modelo teórico que permite acessar a probabilidade de ocorrência de fraudes.

Variáveis como o crescimento de vendas, crescimento dos lucros, retorno sobre os ativos da empresa e desempenho da entidade podem ser classificadas como mensuradores da dimensão pressão. Aquelas que refletem a governança corporativa da empresa e aspectos da auditoria externa ajudam a mensurar a dimensão de oportunidade. Já as variáveis que qualificam o executivo da empresa, como a idade e escolaridade são definidoras da dimensão de racionalização, como evidenciado por Troy, Smith e Domino (2011).

As hipóteses formuladas para execução deste estudo são elaboradas em conformidade com a teoria da agência, economia do crime, triângulo de fraude e resultados encontrados nas pesquisas empíricas já enumeradas. São apresentadas, nos próximos itens, doze hipóteses de pesquisa, sendo três para a dimensão de pressão, três para a dimensão de oportunidade, cinco para a dimensão de racionalização e uma para testar a hipótese final de Cressey (1953).

As hipóteses criadas para mensurar a dimensão de pressão versam sobre aspectos que abrangem a estrutura de remuneração dos gestores e o desempenho econômico e financeiro da empresa. Para a dimensão de oportunidade foram utilizados elementos de governança corporativa, itens cuja contabilização é realizada com critérios subjetivos, e o tamanho da instituição bancária. Já nas hipóteses da dimensão de racionalização, foram utilizados

elementos demográficos do gestor, como a idade, nível escolar, formação na área de negócios e gênero do gestor, como, também, aspectos que envolvem a punição.

A última hipótese da pesquisa, de número doze, é elaborada para testar a hipótese central do trabalho de Cressey (1953), o triângulo de fraude. Assim, será testada a validade desta hipótese, segundo a qual a quebra de confiança poderá ocorrer quando estiverem presentes, concomitantemente, os três elementos: a existência de problema(s) não compartilhado(s), oportunidades para resolvê-lo(s) secretamente e a racionalização do ato.

### 2.5.1 Hipóteses da Dimensão de Pressão do Triângulo de Fraude

Cressey (1953) observou que em todos os casos de violação da confiança analisados, o violador considerou que um problema financeiro enfrentado por ele, não poderia ser compartilhado com outras pessoas que, de um ponto de vista mais objetivo, provavelmente poderiam ter contribuído para a solução do problema.

Conforme afirma Cressey (1953), muitas situações diferentes são consideradas por um indivíduo na produção de problemas financeiros não compartilhados. As pressões, derivadas desses problemas, criam na pessoa de confiança o desejo por um resultado específico para solucionar o problema, que pode ser por intermédio da violação criminal da confiança financeira (CRESSEY, 1953).

Ainda segundo Cressey (1953), todos os problemas financeiros não compartilhados estão relacionados à manutenção ou à procura de um *status* de comportamento dos violadores. Esse *status* poderá ser de ordem pessoal ou profissional como problemas resultantes de fracassos pessoais, alto nível de padrão de vida, este incompatível com a remuneração recebida, a relação entre empregado e empregador, pressões sobre o desempenho da empresa.

Citam-se como exemplos desses problemas, que podem ser caracterizados como não compartilháveis, os trechos das entrevistas realizadas por Cressey (1953):

Eu pensei que poderia cuidar de tudo sozinho, tinha essa autoconfiança e sentido de responsabilidade. Era minha responsabilidade manter o negócio (CRESSEY, 1953, p.48, tradução nossa).

O banco não paga a seus empregados o suficiente [...], o empregado do banco tinha que se vestir bem e ter uma vida respeitável para que o banco não se envergonhasse dele [...] Um fato difícil é ter o seu padrão de vida reduzido. Eu estava acostumado, quando tinha uma renda por fora, a ter um lindo e bom padrão de vida” (CRESSEY, 1953, p.51, tradução nossa).

“Se alguém o trata mal, você pode ir suportando, até que você comece a fazer algo para se vingar de uma forma ou de outra” (CRESSEY, 1953, p.58, tradução nossa).

“Sob ordens de meu chefe (para deixar os livros contábeis balanceados), [...] eu incluí cheques (fictícios) para cobrir as faltas antes que a auditoria analisasse os documentos” (CRESSEY, 1953, p.63, tradução nossa).

O primeiro trecho foi extraído da declaração de um banqueiro que realizou empréstimos fictícios, na tentativa de esconder a falência do banco de seus associados. O segundo trecho trata de um funcionário de um banco que roubava fundos para manter o seu padrão de vida. O terceiro trata de um empregado que, em função de sua relação com seu principal, realizou fraudes. O último trecho, que também relata a relação empregado-empregador, traz um agente que se sentiu coagido pelo principal a fraudar os demonstrativos contábeis da empresa.

Ao seguir o triângulo de fraudes, as normas de auditoria, Resolução CFC nº 1.207 de 2009 e SAS nº 99, esclarecem que pode existir um incentivo ou pressão para produzir uma informação financeira fraudulenta quando a administração sofre pressão, de fontes externas ou internas, para alcançar metas de ganhos ou resultados financeiros previstos. Da mesma forma, também, podem existir incentivos para se apropriarem de ativos porque, por exemplo, esses indivíduos estão vivendo além de suas possibilidades.

Como fontes internas e externas de pressão, destacam-se dois itens que podem servir como indicadores da dimensão de pressão: o desempenho a ser alcançado pelos agentes e a remuneração percebida, que influenciará no padrão de vida desses agentes.

### **2.5.1.1 Hipótese N° 01: Desempenho da Entidade**

Macey (1991) argumenta que gestores autointeressados se envolverão em condutas criminosas, em nome de suas organizações, não para beneficiar os acionistas, mas para manter suas ocupações. Ainda segundo o autor, a ameaça de um desempenho abaixo do ideal poderá levar os gerentes a preferirem um maior nível de risco para elevarem o desempenho da empresa. Tal fato pode levar o gestor a manipular os demonstrativos financeiros com o objetivo de aumentar o desempenho da instituição, alcançando, dessa forma, as metas de desempenho fixados pelos proprietários e propiciando a manutenção de sua ocupação atual.

A argumentação de Macey (1991) corrobora os achados de Alexander e Cohen (1996), os quais encontraram evidências de que os desempenhos anteriores das empresas afetam a ocorrência de crimes corporativos. Assim, os gestores podem reconhecer que eles serão destituídos de sua ocupação, a menos que mantenham o desempenho de suas empresas acima

do esperado ou, pelo menos no nível determinado pelo planejamento (MACEY, 1991). Portanto, o desempenho anterior abaixo do ideal evidenciará um fator de pressão para os gestores da instituição bancária.

Na mesma linha de raciocínio, os gestores podem se sentir pressionados a aumentar a participação da empresa no mercado, ao se implicar em decisões de alto risco para garantir a competitividade da instituição (TYMOIGNE, 2009). Como exemplo desse fato, tem-se o caso da WordCom, que possuía uma participação no mercado superior a suas concorrentes, AT&T e Sprint durante o período de fraude. Para Sadka (2006), essa empresa, aumentou sua participação no mercado para agir como se a empresa fosse verdadeiramente eficiente, tal como os demonstrativos evidenciavam.

Além desses fatores, a WordCom também relatava bons resultados operacionais durante o período de fraude. No entanto, após a descoberta da fraude, examinou-se que a empresa, na realidade, possuía uma participação no mercado abaixo da participação de seus concorrentes e os seus resultados eram, na verdade, inferiores, muito menores do que os da performance do resto da indústria (SADKA, 2006). Esse fato permite inferir que a manipulação dos resultados visou sanar problemas com um desempenho fraco da corporação.

Para testar a argumentação de que o desempenho anterior impacta na probabilidade de fraudes corporativas, elaborou-se a hipótese nº 01 desta pesquisa:

*H1: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pelo desempenho da empresa, com defasagem temporal.*

Como medida de desempenho, observa-se na literatura de fraudes corporativas e gerenciamento de resultados a existência de indicadores diferenciados que permitem analisar a performance da instituição em relação à receita de intermediação financeira, ao lucro líquido, aos resultados operacionais e, também, a sua performance em relação as outras instituições bancárias.

Para testar a hipótese nº 01 desta pesquisa, o desempenho foi mensurado pelo a) retorno sobre os ativos da instituição – ROA (AHMED; TAKEDA; THOMAS, 1999; BERGER et al, 2005; BONIN; HASAN; WACHTEL, 2005); BECCALLI, 2007; BRAZEL; JONES; ZIMBELMAN, 2009; WANG; WINTON; YOU, 2010; TROY; SMITH; DOMINO, 2011; WANG, 2011; WUA; SHEN, 2013; MATOUSEK et al; 2014); b) pelo retorno sobre o



patrimônio líquido – ROE (BONI; HASAN; WACHTEL, 2005; KNAPP; GART; CHAUDHRY, 2006; KOUTSOMANOLI-FILIPPAKI; MAMATZAKIS, 2009; LIN; ZHANG, 2009; MATOUSEK et al, 2014; WUA; SHEN, 2013); c) pela receita de intermediação financeira sobre os ativos da empresa (MATOUSEK et al, 2014) d) pela variação do lucro líquido da instituição (ALEXANDER; COHEN, 1996; CRUTCHELEY; JENSEN; MARSHAL, 2007) e pelo grau de liderança no mercado (GARTNER, 2010; SADKA, 2006; TYMOIGNE, 2009).

#### 2.5.1.2 Hipótese N° 02: Remuneração Fixa da Gestão e Participação no Lucro

A remuneração fixa, ou variável do agente, está interligada com o seu padrão de vida pessoal. Para Cressey (1953), a manutenção ou obtenção de um determinado padrão de vida poderá pressionar o indivíduo que ocupa uma função de confiança a fraudar.

Dessa forma, o desejo pela aquisição de um determinado nível de vida, ou a manutenção do padrão atual, poderão se tornar problemas não compartilhados quando o indivíduo perceber que “está vivendo além de seus recursos” (CRESSEY, 1953), levando-o a cometer fraudes para aumentar a sua própria remuneração e, assim, sanar seus problemas pessoais interligados ao padrão de vida.

A teoria da agência preceitua que políticas de compensação são determinadas a dar incentivos para que o agente selecione e programe ações que aumentem a riqueza dos acionistas (JESSEN e MURPHY, 1990). Nesse sentido, como tentativa de alinhar os interesses divergentes, os principais poderão optar por diferentes políticas de remuneração.

Dentre essas políticas estão a remuneração fixa, planos de remuneração com opção de ações, participação nos resultados da instituição, bônus e oportunidades de remuneração que objetivam alinhar os interesses de agentes e proprietários (MACEY, 1991).

Segundo, Byrd, Parrino e Pritsch (1998) uma remuneração composta em grande parte de um salário fixo e o investimento do gestor em capital humano específico poderão afetar o risco moral desses agentes no desempenho de suas atividades. Isso faz com que a preferência a assumir atividades mais arriscadas fique mais próxima às preferências dos credores do que às de um acionista e, dessa maneira, os tornando os agentes mais conservadores em suas atividades.

Portanto, o gestor será menos propenso a executar atividades que envolvam maior nível de risco. Assim, supõem-se que a remuneração fixa influenciará no nível de propensão ao risco dos gestores, pois quanto maior a remuneração fixa menor o nível de risco assumido pelo gestor.

Ainda dentre as políticas de remuneração, existem aquelas relacionadas à lucratividade da empresa, ao implicar em uma relação positiva entre o aumento da lucratividade e a remuneração do gestor (TROY; SMITH; DOMINO, 2011; SCHRAND; ZECHMAN, 2012). Essa política tem o objetivo de incentivar o agente a buscar um melhor desempenho da empresa, o que contribui com a maximização dos interesses dos principais.

Segundo Rosen (1990) argumenta, se os agentes atuassem na empresa para atender aos interesses dos acionistas então eles iriam maximizar os lucros. O aumento do lucro proporciona um maior valor de dividendos para os acionistas, como também repercute no preço de suas ações. Isso, assumindo, para o preço das ações, a premissa de que o valor dos títulos reflete todas as informações relevantes disponíveis no mercado, como a lucratividade da empresa (FAMA, 1970).

Dessa forma, ao analisar a perspectiva da teoria da agência os incentivos derivados de políticas de remuneração visam contribuir com o alinhamento de interesses entre agentes e principais. Como a participação na lucratividade constitui-se em uma política de remuneração, espera-se que essa influencie o comportamento do agente nesse mesmo sentido.

No entanto, ao analisar a perspectiva da teoria do crime, observa-se as argumentações de teóricos como Macey (1991), em que os gestores, para realizar o seu objetivo de satisfação ou manutenção de um nível particular de renda, podem obtê-lo quer pelo trabalho e competência quer envolvendo-se em atividades criminosas.

Ainda segundo Macey (1991) mesmo um gestor com aversão ao risco se envolverá em atividades criminosas se, em sua opinião, os riscos associados com a atividade criminosa forem menores que os riscos associados à não realização desta atividade, incluindo nesta última o risco de perder sua ocupação por não realizar o ato criminoso.

As argumentações de Macey (1991) representam um contraponto ao estabelecido pela teoria da agência para políticas de remuneração, em especial para aquelas derivadas da participação nos resultados da instituição.

Infere-se com essas argumentações, que os agentes podem manipular os resultados da instituição com o intuito de aumentar seu incentivo financeiro derivado da participação nos lucros da instituição, com finalidade satisfazer e/ou manter seu nível particular de renda.

Dessa forma, a participação nos lucros de uma instituição influenciará positivamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, o que leva à construção da hipótese nº 02 desta pesquisa.

*H2: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente pela participação no lucro da instituição bancária.*

Para testar a hipótese nº 02, foram identificadas as instituições bancárias que incentivam seus gestores com uma participação nos lucros da instituição. Além dessa participação, foi incluída a remuneração fixa da administração. Esta variável integra as políticas de remuneração em que o montante de remuneração fixa poderá influenciar na motivação do gestor para cometer fraudes, quando a finalidade desse gestor é aumentar o seu nível de renda.

### 2.5.1.3 Hipótese Nº 03: Desvio da Remuneração Fixa da Gestão

Ainda quanto à remuneração dos gestores, Cressey (1953) argumenta que outro ponto de pressão advém do relacionamento entre empregador e empregado. Segundo o autor a situação mais comum é a de um trabalhador/agente que se ressentem com seu *status* dentro da organização.

Cressey (1953) ainda afirma que este problema torna-se não compartilhável quando o indivíduo acredita que ao fazer sugestões para aliviar os “maus-tratos” percebidos, possivelmente colocará em risco o seu atual *status* na organização. Wells (2011) esclarece que o ressentimento pode vir de desigualdades econômicas percebidas, tais como pagamento, sensação de estar sobrecarregado ou subvalorizado.

Nesse sentido, pela acessibilidade aos dados, optou-se por analisar o aspecto salarial. Supõem-se que remunerações fixas de gestores, abaixo da média do mercado, impactarão positivamente na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, já que os gestores poderão se utilizar de meios fraudulentos para “corrigir” a desigualdade econômica percebida, o que permitiu elaborar a hipótese nº 03 da dimensão de pressão:

*H3: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente por remunerações fixas abaixo da média de remuneração paga aos gestores de instituições bancárias de capital aberto.*

Com a finalidade de testar a hipótese nº 03, utiliza-se os desvios da média de remuneração fixa, escalada pelo ativo total, com defasagem temporal, e uma *dummy* para indicar se estes desvios estão abaixo da média de remuneração paga em instituições bancárias de capital aberto.

### **2.5.2 Hipóteses da Dimensão de Oportunidade do Triângulo de Fraude**

As oportunidades resultam de circunstâncias que oferecem chances para o gestor cometer fraudes, estando diretamente interligadas aos problemas não compartilháveis do indivíduo, que na intenção de corrigi-los pode se utilizar de meios fraudulentos.

Cressey (1953) percebeu que, além do problema não compartilhado, a pessoa de confiança quer resolver esse problema secretamente, e para tal, necessitará de, além dos conhecimentos gerais adquiridos em função do cargo ocupado, habilidades específicas para conseguir encontrar oportunidades e meios de como perpetrar o crime.

Como exemplos de falas que sugerem essa percepção, extraíram-se os seguintes trechos das entrevistas realizadas por Cressey (1953):

“Eu tinha uma reputação com a empresa de contabilidade para saber de coisas como essas. Foi como tirar doce de um bebê, assim como a compra de um par de sapatos - você compra um par de sapatos para caber nos pés. Era uma questão de circunstâncias” (CRESSEY, 1953, p.83, tradução nossa).

“Em meu caso eu não usei qualquer técnica que qualquer contador comum em minha posição [não] pudesse ter usado” (CRESSEY, 1953, p.82, tradução nossa).

Dessa forma, uma pessoa de confiança, com um problema não compartilhável, será capaz de perceber oportunidades para resolver, secretamente, esse problema. A posição de confiança permite que o agente possua informações exclusivas sobre a posição financeira da empresa. Acesso que o permite conhecer os pontos fracos na estrutura de governança e controles internos, como também, por estar em uma posição de influência e poder, até substituir os controles existentes e se envolver ou facilitar a contabilização de uma fraude (TROY; SMITH; DOMINO, 2011).

Destarte, a dimensão de oportunidade inclui uma estrutura de governança corporativa fraca e outras condições de trabalho que permitem a gestão cometer fraudes (BRAZEL; JONES; ZIMBELMAN, 2009).

Neste sentido, Lou e Wang (2009) complementam que transações complexas são acompanhadas de um alto risco inerente em função do envolvimento de um alto grau de julgamento e subjetividade da gestão. Ainda, segundo Alexander e Cohen (1996), o que promove um ambiente com um número maior de oportunidades para a perpetração de fraudes é o tamanho da organização.

Assim, os itens que retratam a estrutura de governança corporativa da empresa, transações complexas que envolvem elevado grau de julgamento e subjetividade e o tamanho da empresa serão incluídos com intuito de se mensurar a dimensão de oportunidade do triângulo de Cressey (1953).

#### 2.5.2.1 Hipótese N° 04: Mecanismos de Governança Corporativa

Brazel, Jones e Zimbelman (2009) utilizam mecanismos de governança corporativa – como empresas de auditoria *big four*, número de *insiders* no conselho de administração e CEOs que são presidentes do conselho de administração – como meio para a mensuração da dimensão de oportunidade em seu modelo de detecção de fraudes por intermédio de medidas não financeiras. Nessa linha de raciocínio, John e Senbt (1998) afirmam que os mecanismos de governança corporativa permitem que os *stakeholders* de uma corporação exerçam controle sobre as atividades de *insiders* e dos gestores a fim de que seus interesses sejam protegidos.

Uma estrutura de governança corporativa fraca não permite que as ações dos agentes sejam monitoradas de forma adequada. Uma estrutura de governança fraca, portanto com falhas, poderá ser vislumbrada por um agente como uma oportunidade para a perpetração de fraudes corporativas.

Nessa linha de entendimento, a hipótese de n° 04 foi elaborada para testar se elementos de oportunidades, mensurados pelo nível de governança corporativa, que poderão impactar na determinação da probabilidade de fraudes corporativas:

*H4: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente por baixos indicadores de governança corporativa.*

Quanto aos mecanismos de governança, serão utilizados os referenciados pela literatura da teoria da agência e de fraudes corporativas. Esses mecanismos são relacionados à composição do conselho de administração, conselho fiscal, adoção de níveis diferenciados de governança corporativa e elementos de auditoria independente.

A composição do conselho de administração é fundamental como um mecanismo de governança corporativa nas economias de mercado, por exercer controle sobre a diretoria executiva (JOHN; SENBET, 1998; BYRD; PARRINO; PRITSCH, 1998). A análise da composição do conselho de administração objetivou testar a sua força no papel de monitor das ações da diretoria executiva, e a força desta diretoria sobre o conselho.

Como elementos que denotam a força do conselho foi estudado o seu tamanho, independência e efetividade. O tamanho do conselho tem sua capacidade de monitoramento majorada à medida que diretores são adicionados. Por outro lado, o benefício pode ser superado pelo custo incremental de comunicação e de tomada de decisão associada a grupos maiores (JOHN; SENBET, 1998).

O grau de independência está intimamente relacionado à composição do conselho de administração e, assim, um conselho é mais independente conforme aumenta o número de diretores *outsiders*.

Para Beasley (1996) uma maior proporção de membros independentes – *outsiders* – no conselho de administração diminui a probabilidade de ocorrência de fraudes, portanto a sua representação, como também o tamanho do conselho de administração, servirá para mensurar o controle da gestão.

A rotação dos CEOs será uma possível medida de aferição da efetividade do conselho de administração, dado que conforme John e Senbet (1998) decisões de contratação e demissão de gestores podem refletir essa efetividade. Em contrapartida à efetividade e poder do conselho de administração, optou-se por analisar se o tamanho da diretoria executiva influencia como um elemento negativo da governança corporativa de uma instituição financeira. Tal fato em função de que uma diretoria executiva com um maior número de membros pode representar uma medida de poder desta diretoria sobre o conselho de administração (BRAZEL; JONES; ZIMBELMAN, 2009).

Complementando o monitoramento dos atos da administração, tem-se o tamanho do conselho fiscal. Este conselho visa acompanhar os atos da administração, opinar sobre determinadas questões e posicionar os acionistas (TRAPP, 2009).

Além dos mecanismos de governança relacionados à composição do conselho de administração no Brasil, especificamente para as empresas de capital aberto, a Bovespa criou segmentos especiais que distinguem as práticas de governança corporativa adotadas pelas empresas, de que são exemplos o Bovespa Mais, o Novo Mercado, Nível 2 e Nível 1.

Esses selos foram criados há mais de 10 anos, e segundo a Bovespa (2014) prezam por regras rígidas de governança corporativa que vão além das obrigações que as companhias têm perante a Lei das Sociedades por Ações (Lei das SA) e têm como objetivo melhorar a avaliação das companhias que decidem aderir, voluntariamente, a um desses selos de listagem.

Nessa linha de raciocínio, espera-se que empresas não enquadradas nos selos de governança da Bovespa possuam um relacionamento positivo com a probabilidade de fraudes corporativas, pois a sua não inclusão nestes selos resulta em uma estrutura de governança corporativa inferior às demais. Para tal, foi utilizada variável *dummy* que indica se a instituição bancária está relacionada no Bovespa Mais, Novo Mercado, Nível 1, Nível 2, ou sem listagem.

Por fim, quanto à auditoria independente, optou-se por analisar a qualidade da empresa de auditoria independente contratada. Segundo Brazel, Jones e Zimbelman (2009) empresas qualificadas como *big four* em auditoria podem levar à maior qualidade nas auditorias realizadas e reduzir as oportunidades nas instituições para a perpetração de fraudes.

Esse fato foi pesquisado por Lennox e Pittman (2010), em que seus resultados permitiram afirmar que empresas de auditoria *big five* conduzem genuinamente a melhores auditorias. Dessa forma, espera-se que empresas não qualificadas como *big five* implique em maiores chances para a perpetração de fraudes corporativas. Dessa maneira, foi utilizada uma variável *dummy* para qualificar se a empresa de auditoria é uma *big five* ou não.

Destaque-se que as empresas de auditoria antes denominadas como *big five*, atualmente são denominadas como *big four*: Delloite, KPMG, Ernst & Young e PriceWaterHouseCoopers. Essa modificação ocorreu em função da falência da empresa Artur Andersen em 2002.

Para essa pesquisa será considerado o termo *big five*, isso porque no período que abrange a pesquisa, de janeiro de 2001 a dezembro de 2012, a empresa de auditoria Arthur Andersen ainda era considerada como uma *big five*. Dessa forma, considerou-se o mesmo tratamento dado por Lennox e Pittman (2010) para analisar o efeito das empresas de auditoria – *big five* ou *big four* – na detecção de fraudes corporativas.

### 2.5.2.2 Hipótese Nº 05: Provisão para Créditos de Liquidação Duvidosa

Além da governança corporativa existem itens contabilizados que são dotados de subjetividade face ao número de escolhas contábeis permitidas pela regulamentação da área. Dentre esses, alguns exemplos são a depreciação de imobilizados, a amortização, provisões de passivos trabalhistas e outras ações judiciais e a provisão para créditos de liquidação duvidosa.

A provisão para créditos de liquidação duvidosa é alvo de estudos sobre gerenciamento de resultados, sendo utilizada como variável dependente em modelos econométricos de identificação de gerenciamento, conforme se observa nas pesquisas de Ahme, Takeda e Thomas (1999), Fields, Lys e Vincent (2001), Fonseca e Gonzalez (2008), Cornett, Mcnutt e Tehranian (2009) e Deboskey e Jiang (2012). Logo, esta variável pode criar elementos que conduzem às oportunidades para execução de fraudes corporativas.

Antes de indicar a próxima hipótese de pesquisa, primeiro faz-se necessário esclarecer a linha tênue existente entre as conceituações de fraude e gerenciamento de resultado. Assim sendo, será resgatada a conceituação sobre fraude, para, em seguida, discorrer sobre o conceito de gerenciamento de resultado, confrontar essas conceituações, e apresentar a hipótese nº 04 deste estudo.

A fraude é caracterizada como uma representação falsa intencional sobre um ponto material e que causa um prejuízo a uma vítima (COENEN, 2008). As fraudes corporativas são aquelas cometidas por ou contra uma corporação (SINGLENTON; SINGLENTON, 2010).

O gerenciamento de resultado ocorre quando os gerentes usam julgamento nos relatórios financeiros e na estruturação de operações para alterar os relatórios financeiros, ou para enganar alguns *stakeholders* sobre o desempenho econômico da empresa ou para influenciar os resultados contratuais que dependem dos números contábeis relatados (HEALY; WAHLEN, 1999).

Neste mesmo sentido, Martinez (2006) assevera que o gerenciamento de resultados se caracteriza fundamentalmente como alteração proposital dos resultados contábeis (intencionalidade), ao visar atender motivação particular. Para tal, a gestão manipulará artificialmente os resultados com propósitos bem definidos, que não são os de expressar a realidade latente do negócio (MARTINEZ, 2006).

Como Dechow e Skinner (2000) bem evidenciaram, o significado de gerenciamento de resultados difere para a literatura acadêmica e profissional. A literatura acadêmica apresenta



conceitos que são difíceis de operacionalizar diretamente usando atributos dos números contábeis reportados, uma vez que eles estão centrados na intenção gerencial, o que não é observável.

Já na literatura profissional definições claras de gerenciamento de resultados são difíceis de discernir a partir de pronunciamentos, demonstrações e discursos por parte dos reguladores, embora uma forma extrema de gerenciamento de resultados – fraude financeira – seja bem definida. Portanto, Dechow e Skinner (2000) consideram a fraude financeira como um tipo de gerenciamento de resultados.

Martinez (2006, p.10) afirma que o “gerenciamento dos resultados contábeis não é **necessariamente** fraude contábil, ou seja, opera-se dentro dos limites do que prescreve a legislação contábil” (grifo nosso). Esta afirmativa permite inferir que o gerenciamento de resultado pode representar uma fraude contábil.

Rezaee (2005), ao definir fraudes em demonstrações financeiras, inclui a manipulação das práticas contábeis através da existência de regras baseadas nos padrões contábeis, que se tornaram muito detalhados e muito fáceis de contornar e que contém brechas que permitem às empresas esconder a substância econômica do seu desempenho. Assim, enquadrando o gerenciamento de resultados que altere o desempenho de uma empresa como uma fraude nos demonstrativos.

De uma forma mais veemente, Guevara e Consenza (2004, p.368) declaram que:

[...] esconder, disfarçar ou manipular a realidade, seja qual for a intenção, se enquadra na acepção legal de fraude, quando há quem engana (empresa/gestores), quem é enganado (usuários e potenciais investidores) e um instrumento de engano (demonstrações financeiras manipuladas), além de um possível dano moral e/ou de propriedade, como resultado de decisões tomadas com base em informações “distorcidas ou manipuladas” (tradução nossa).

Portanto, existem pesquisadores que buscam limitar o gerenciamento de resultado à manipulação de informações dentro do que estipulam as normas de Contabilidade, como também aqueles que consideram qualquer manipulação do desempenho econômico como uma fraude das demonstrações contábeis.

Percebe-se que tanto o gerenciamento de resultado como a fraude nos relatórios contábeis são aplicados para enganar os usuários das informações financeiras. Essa relação é tão estreita que, segundo Crutchley, Jensen e Marshall (2007) um ambiente corporativo propício

para a execução de fraudes é aquele em que o gerenciamento de resultados ou a suavização de lucros é usual.

Crutchley, Jensen e Marshall (2007) encontraram evidências de que um ambiente corporativo mais susceptível de conduzir a um escândalo contábil é caracterizado pelo crescimento rápido, com alta suavização dos lucros, poucos *outsiders* no comitê de auditoria, e diretores externos que parecem sobrecarregados com funções derivadas de sua participação em outros conselhos.

Para analisar o gerenciamento dos lucros, ou suavização, os autores utilizaram do valor absoluto dos *accruals* discricionários (DCA) e observaram que este foi positivamente e significativamente relacionado com a fraude.

Perols e Lougee (2011) testaram diretamente o impacto do gerenciamento de resultados prévio na probabilidade de uma empresa se engajar em uma fraude em seus demonstrativos financeiros. Os autores concluíram que é mais provável uma empresa ter incentivos para cometer uma fraude se esta empresa gerenciou lucros em seus anos anteriores.

Muito da literatura de gerenciamento de resultados, para empresas industriais, tem focado na manipulação de *accruals*, diferente do que acontece nas instituições bancárias; Nestas o gerenciamento de resultados é tipicamente mensurado pela propensão de produzir provisões para perda de empréstimos (provisão para créditos de liquidação duvidosa) discricionários ou por realizações discricionárias de ganhos ou perdas de valores mobiliários (COHEN *et al*, 2014).

Dado que a provisão (ou perda) para créditos de liquidação duvidosa é um tipo de *accrual*, e que sua contabilização deriva de escolhas contábeis realizadas por meio de estimativa de valores, mesmo sendo pautadas nas normas aplicadas às instituições bancárias, ela poderá ser um fator indicativo de fraudes corporativas.

O SAS 99 – *Statement on Auditing Standards* no. 99 – ainda indica que demonstrativos financeiros fraudulentos frequentemente envolvem uma gestão que burla controles que parecem estar operando efetivamente. O que pode ser realizado pelo registro de entradas fictícias, pelo viés intencional de suposições e julgamentos usados para estimar saldos de contas e pela alteração de registros e termos relacionados a transações significativas e não usuais.

Os fatores de risco de fraudes, segundo o SAS 99, são classificados em pressão, oportunidade, racionalização e capacidade. Sendo os três primeiros conhecidos na literatura como Triângulo de Fraude de Cressey (1953).

Destaque-se, dentre estes fatores, a oportunidade, que resulta de condições que propiciam ao gestor cometer fraudes. Neste fator, está classificada a incoerência da administração em julgamentos subjetivos a respeito de ativos ou estimativas contábeis (GRAMLING; RITTENBERG; JOHNSTONE, 2012), enquadrando, portanto, a estimação de valores para a provisão (perda) para créditos de liquidação duvidosa.

Tendo em vista que os conceitos de fraude em demonstrativos financeiros e gerenciamento de resultados estão estritamente relacionados, que há evidências empíricas sobre a relação entre *accruals* discricionários e a execução de fraudes (CRUTCHLEY; JENSEN; MARSHALL, 2007), como, também, os apontamentos das normas de auditoria, representadas pelo SAS 99, que apresentam a utilização de estimativas contábeis – leia-se, no caso, a PCLD – como um fator de risco de fraude em demonstrativos financeiros, foi elaborada a hipótese de nº 04 desta pesquisa:

*H5: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente pela provisão para créditos de liquidação duvidosa.*

A provisão para créditos de liquidação duvidosa identificará oportunidades de gerenciamento dos resultados pelo gestor, dada a utilização de critérios subjetivos em sua contabilização, que afetará diretamente os lucros da instituição financeira.

Dessa forma, será analisada a variação da despesa com provisão para créditos de liquidação duvidosa, rubrica esta que influencia nos lucros da instituição financeira. Destaque-se que a contabilização da provisão para créditos de liquidação duvidosa é regulamentada pela Resolução nº 2682 de 1999, a qual estabelece níveis de risco, e percentuais a serem aplicados.

No entanto, mesmo estabelecendo parâmetros para a contabilização desta provisão, a subjetividade ainda pode ser verificada, dado que segundo o art. 5º desta resolução, para “as operações de crédito contratadas com cliente cuja responsabilidade total seja de valor inferior a R\$ 50.000,00 (cinquenta mil reais) podem ser classificadas mediante adoção de modelo interno de avaliação ou em função dos atrasos consignados no art. 4º, inciso I”. Portanto, a

gestão ainda poderá valer-se de instrumentos internos, para provisionar créditos de valores inferiores a R\$ 50.000,00.

### 2.5.2.3 Hipótese N° 06: Tamanho da Instituição

Por último, tem-se o tamanho da instituição bancária como um elemento de oportunidade que poderá impactar na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas nas instituições bancárias brasileiras.

Jensen (1986) argumenta que o crescimento da empresa aumenta o poder dos gestores através de um montante maior de recurso sob seu controle. Com o aumento da empresa, as operações tornam-se mais complexas e difíceis de monitorar, o que incorrerá em um número maior de conflito de agência. Ocorrerá também um aumento nos custos de agência, tais como custos de monitoramento dos agentes – incentivos de remuneração e mecanismos de controle – despesas de vinculação contratual e perdas residuais (JENSEN; MECKLING, 1976; JENSEN, 1986; RYAN; WIGGINS, 2001).

Aumentando o tamanho da empresa, e, portanto, a complexidade de suas operações e os conflitos decorrentes da relação de agência, os gestores podem se utilizar desse ambiente para a execução de fraudes corporativas.

Nessa linha de raciocínio, os achados de Alexander e Cohen (1996) indicam que grandes empresas oferecem mais oportunidades para funcionários se engajarem em crimes corporativos do que empresas menores. Portanto, o tamanho da empresa parece influenciar de forma positiva e significativa a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, propiciando assim a construção da hipótese n° 06:

*H6: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente pelo tamanho das instituições bancárias.*

O tamanho das instituições, nos estudos empíricos, é mensurado pelo logaritmo natural do ativo total e tratado como uma variável de controle (ERICKSON; HANLON; MAYDEW, 2006; BRAZEL; JONES; ZIMBELMAN, 2009; LENNOX; PITTMAN, 2010; WANG, 2011; TROY; SMITH; DOMINO, 2011). Nesta pesquisa, a variável tamanho (log do ativo total) foi utilizada para captar o efeito de sua variação em relação à probabilidade de fraudes corporativas.

### 2.5.3 Hipóteses da Dimensão de Racionalização do Triângulo de Fraude

Uma pessoa de confiança, ao definir um problema como não compartilhável, acredita que problemas não compartilháveis devem ser resolvidos de uma maneira independente, secreta e relativamente por meios seguros, ao aplicar seu conhecimento sobre informações gerais e técnicas na violação da confiança.

O potencial violador identifica possibilidades para resolver o problema pela violação de sua posição de confiança e define o relacionamento entre o problema não compartilhável e a solução ilegal como uma linguagem que o permite visualizar a violação da confiança sendo: a) essencialmente não criminal; b) justificada; c) parte de uma irresponsabilidade geral, para qual ele não é completamente responsável (CRESSEY, 1953). Essa linguagem, conforme o autor, é o processo de racionalização do ato.

A racionalização é um processo cognitivo em que o gestor busca classificar o ato fraudulento como aceitável e justificável (CRESSEY, 1953; MARKIN, 1979; RAHN; KROSNICK; BREUNING, 1994; SCHEUFELE, 2000).

Cressey (1953, p.96) utiliza-se de alguns extratos das entrevistas realizadas para ilustrar o processo de racionalização:

“Minha intenção era somente usar este dinheiro temporariamente, assim eu peguei emprestado, eu não roubei”; “Meu uso imediato dos depósitos imobiliários é um negócio comum”; “Eu tinha tentado ter uma vida honesta, mas eu não tinha nada, apenas problemas, então ‘para o inferno com isso’” (tradução nossa).

Na tentativa de mensurar a dimensão de racionalização foram elaboradas hipóteses subordinadas às características demográficas dos executivos. Essas características, embora consideradas como *proxies* incompletas e imprecisas das estruturas cognitivas dos executivos, são tidas como válidas em função da dificuldade de se obter dados psicométricos convencionais de altos executivos (HAMBRICK, 2007).

Antes de apresentar a formulação das hipóteses de pesquisa sobre a dimensão de racionalização é necessário discutir de forma rápida como as características dos altos executivos estão sendo empregadas pelos pesquisadores da área. Hambrick e Mason (1984) propuseram um modelo teórico de como as características do alto escalão da empresa podem tornar-se refletidas nos resultados organizacionais.

Os autores afirmam que se uma escolha estratégica tem um grande componente comportamental, então em alguma extensão ela refletirá as idiosincrasias dos tomadores de decisão.

Daboub *et al* (1995) elaboraram um modelo geral que sugere que as características individuais dos membros da diretoria executiva influenciam na probabilidade de comportamentos corporativos ilegais como uma resposta a um contexto particular organizacional.

Zahara, Priem e Rasheed (2007) discutiram os diferentes tipos de fraude pela diretoria executiva e uma relação destas com várias classes de crimes de colarinho branco, abordando, dentre outros, os efeitos das características individuais da equipe de diretores executivos. Zahara, Priem e Rasheed (2005) analisaram os antecedentes e as consequências de fraudes cometidas pela diretoria executiva.

Outros estudos abordaram a relação entre o desenvolvimento do julgamento moral e a educação formal (REST; THOMA, 1985), o relacionamento entre a percepção do comportamento ético e características demográficas de pesquisadores de marketing (KELLEY; FERREL; SKINNER, 1990), relação entre características demográficas e a percepção ética (SERWINCK, 1992).

Há, ainda, pesquisas sobre características do CEO e despesas de pesquisa e desenvolvimento (BARKER; MUELLER, 2002), o papel da formação educacional no comportamento ético dos alunos (GIOIA, 2002; GIOIA; CORLEY, 2002), a elaboração de um modelo neurocognitivo para o processo de tomada de decisão ética (REYNOLDS, 2006), e o papel da superconfiança dos executivos e o porquê de as empresas deturparem os ganhos (SCHRAND; ZECHMAN, 2012).

#### 2.5.3.1 Hipótese N° 07: Idade dos CEOs

Como item mensurador do desenvolvimento moral, e de sua relação com a perpetração de atos fraudulentos, a idade do gestor foi estudada por Kelley, Ferrel e Skinner (1990), Serwinck (1992), Zahra, Priem e Rasheed (2007) e Troy, Smith e Domino (2011).

Para Kelley, Ferrel e Skinner (1990) conforme os indivíduos envelhecem, talvez eles desenvolvam uma maior compreensão do que constitui um comportamento ético, e são mais seguros em seguir esse comportamento. Nesse sentido, Serwinck (1992) afirma que

empregados mais jovens tendem a ter uma visão mais liberal de situações potencialmente não éticas, enquanto, que em geral, indivíduos mais velhos tendem a ser mais conservadores que os mais jovens. Portanto, a idade está diretamente relacionada ao desenvolvimento moral do indivíduo.

Zahara, Priem e Rasheed (2007) argumentam que a necessidade de realização e progressão na carreira é mais forte nos primeiros anos de um gerente. Assim, quando gestores, os mais jovens tendem a se arriscar em atos como forma de alcançar mais rapidamente a progressão na carreira. Os gestores mais velhos tendem a ser mais analíticos em sua tomada de decisão, executando-a com maior cuidado, buscando por mais informações, realizando um diagnóstico mais preciso das informações coletadas. Assim, os mais velhos, quando gestores, terão menos confiança em estarem certos, e uma maior disponibilidade para reconsiderar os seus atos. Ainda segundo os autores, executivos mais velhos irão relutar em tomar decisões precipitadas sob a influência da indústria ou pressões organizacionais.

Já Troy, Smith e Domino (2011) afirmam que, quanto à idade, antes de racionalizar a fraude, o gestor, dotado de um conjunto mais amplo de experiências e maturidade, refletirá sobre as repercussões da descoberta de fraudes nas demonstrações financeiras. Essas repercussões poderão ser devastadoras, dado que existem custos reputacionais individuais que o mercado impõe aos indivíduos associados a estes crimes.

Na mesma linha de raciocínio dos autores citados, considerando que a idade irá influenciar no desenvolvimento moral do indivíduo e em seu processo de tomada de decisão sobre a perpetração de atos fraudulentos, foi elaborada a hipótese nº 07 desta pesquisa:

*H7: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pela idade dos CEOs.*

#### 2.5.3.2 Hipótese Nº 08: Nível Educacional dos CEOs

A hipótese de nº 08 foi formulada em virtude da teorização de Hambrick e Mason (1984), que sugeriu que a educação pode influenciar as escolhas estratégicas dentro de uma organização. Também contribuíram para sua formulação os resultados encontrados por Rest e Thoma (1985), em que o nível educacional apresentou uma associação positiva ao desenvolvimento moral.

Esse achado vai ao encontro de Gioia e Corley (2002) e Gioia (2002). Que afirmam a influência da educação no comportamento dos alunos, e, portanto, que as escolas de negócio deveriam estimular a aprendizagem sobre responsabilidade e ética empresarial.

*H8: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente por CEOs com maior nível educacional.*

Seguindo Baker e Muller (2002), o nível educacional foi representado por três variáveis *dummies* que refletem do mais baixo ao mais alto nível educacional encontrado na amostra de pesquisa, graduação, pós-graduação *lato sensu* e pós-graduação *stricto sensu*.

### 2.5.3.3 Hipótese N° 09: CEOs com Formação em Negócios

Quanto à educação formal específica à atividade desenvolvida, Kelley, Ferrel e Skinner (1990) observaram que o comportamento ético de pesquisadores com pós-graduação em marketing, foi classificado como menos ético. Neste sentido, Dauboub *et al* (1995) teorizaram que os executivos com pós-graduação na área de negócios são mais susceptíveis a pressões de fatores antecedentes.

Para estes autores, a educação empresarial, para o caso específico, pós-graduação na área de negócio, é associada com um maior comportamento de autointeresse e prevê que os executivos com MBA seriam mais propensos a se envolverem em atividades corporativas ilegais.

Contrário aos estudos de Kelley, Ferrel e Skinner (1990) e de Dauboub *et al* (1995), Barker e Muller (2002) relatam que teóricos e críticos têm argumentado que programas de MBA atraem estudantes conservadores e avessos ao risco, como também ensinam habilidades analíticas voltadas para evitar grandes erros ou perdas.

Centrando-se nesses autores, Troy, Smith e Domino (2011) testaram se CEOs com formação na área de negócios eram menos prováveis a cometerem ou facilitarem fraudes contábeis, e encontraram resultados significantes para essas características.

Esses autores enfatizam a existência de uma preponderância da literatura da área ao indicar que a educação superior em negócios em geral está associada a uma tomada de decisão mais refinada. Assim, com uma educação voltada à área de negócios, o gestor será menos provável a racionalizar uma fraude contábil, dado que executivos formados na área de negócios



terão uma maior consciência dos fundamentos de contabilidade, ao incluir os assuntos relacionados com os processos de negócios e de controles internos, o papel do monitoramento do conselho de administração e as potenciais repercussões e penalidades do comportamento antiético.

Diante dos estudos analisados, optou-se pelo direcionamento da pesquisa de Troy, Smith e Domino (2011), e elaborou-se a hipótese de nº 09:

*H9: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente por CEOs com formação na área de negócios.*

Considerou-se como formação na área de negócios cursos relacionados às áreas de Economia, Administração e Ciências Contábeis. Ainda foram analisados os diferentes tipos de formação relacionados à área de negócios: graduação, pós-graduação *lato sensu* e pós-graduação *stricto sensu*.

#### 2.5.3.4 Hipótese Nº 10: Predominância do Gênero Feminino

A hipótese nº 10 da dimensão de racionalização trata do relacionamento entre fraudes corporativas e o gênero do executivo. Nesse sentido, pesquisas empíricas apontaram que o gênero constitui-se como um fator diferencial na percepção e perpetração de crimes.

Kelley, Ferrel e Skinner (1990), ao analisarem a relação entre o comportamento ético e as características demográficas de pesquisadores em *marketing*, observaram nos resultados de seu estudo que os pesquisadores do gênero feminino são mais éticos do que os do gênero masculino.

Mais especificadamente, Steffensmeier, Schwartz e Roche (2013) analisaram o efeito do gênero em crimes corporativos. Para tal, os autores utilizaram de 83 casos de fraudes corporativas envolvendo 436 réus, e subdividiram a amostra em crimes cometidos por indivíduos do gênero masculino, feminino, e crimes envolvendo esquemas com indivíduos independentemente do gênero.

A partir dos resultados encontrados, os autores afirmaram que existem boas razões para acreditar que executivos do gênero feminino podem ser mais éticos em sua tomada de decisão, são mais prováveis a honrarem as leis fundamentais dos riscos financeiros, e a evitarem riscos excessivos, tanto dentro como fora do ambiente corporativo. Ainda, os resultados indicam que

gestores do gênero feminino são menos propensos a criarem ou fomentarem uma cultura organizacional criminógena.

Este resultado corrobora as afirmações de Reynolds (2006) e Zahra, Priem e Rasheed (2007). Reynolds (2006) argumenta que, como tomador de decisão mais intuitivo, o gênero feminino está mais apto a reconhecer sinais sutis dos protótipos de situações que envolvem ética e possui maior habilidade em reflexiva ou intuitivamente agir de forma eticamente aceitável.

No mesmo sentido, Zahra, Priem e Rasheed (2007) afirmam que gestores do gênero masculino estão mais propensos a aceitar o comportamento antiético para atingir seus objetivos e, ainda, que, apesar dos progressos realizados pelas mulheres o centro de poder corporativo existente é dominado pelos homens. Em face disso, a maioria dos responsáveis por atos de fraudes corporativas são do gênero masculino, pois continuam a dominar as posições de liderança corporativa.

Os estudos de Kelley, Ferrel e Skinner (1990), Reynolds (2006) e Zahra, Priem e Rasheed (2007) e Steffensmeier, Schwartz e Roche (2013) sugerem que gestores do gênero feminino são menos suscetíveis a cometerem atos fraudulentos. Portanto, presume-se que o gênero pode ser um inibidor de atos fraudulentos. Deste modo, elaborou-se a hipótese nº 10:

*H10: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pela predominância do gênero feminino na administração da instituição bancária.*

Nesta hipótese, optou-se por utilizar de variáveis que mensuram a preponderância do gênero feminino na direção executiva, conselho de administração e conselho fiscal. Para tal foram calculadas as razões entre o número de membros do gênero feminino sobre total de membros de cada conselho e diretoria analisados. Essas variáveis permitirão testar se a predominância de gestores do gênero feminino pode, de fato, inibir a ocorrência de fraudes corporativas.

#### 2.5.3.5 Hipótese Nº 11: Punição

Além das características demográficas dos gestores foi criada mais uma hipótese de pesquisa para a dimensão de racionalização. Essa última hipótese visa analisar o efeito de instrumentos punitivos na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. A punição, de

acordo com Becker (1968), Block e Lind (1975), Dau-Schmidt (1990), Garoupa (2003) e Wright *et al* (2004) tem o efeito de dissuadir atos criminosos. Desse modo, conforme Coleman (1987) afirma, potenciais criminosos são fortemente influenciados por suas percepções sobre a certeza e a severidade da punição.

A elaboração da hipótese nº 11 se baseou no modelo de Becker (1968), no qual um dos fatores que pesam na tomada de decisão de um indivíduo para cometer, ou não, um ato criminoso é a possibilidade de ser punido. A abordagem de Becker (1968) implica que existe uma função entre o número de ofensas por qualquer pessoa e a probabilidade de condenação, punição se condenado, e outras variáveis, tais como rendimento disponível em atividades legais ou outras atividades ilegais, a frequência de transtornos por prisões e a vontade de cometer um ato ilegal.

Dessa forma, a escolha por uma alternativa ilegal significa uma relação entre custos e benefícios entre alternativas legais e ilegais. Essa argumentação é corroborada por Eide, Rubin e Sheperd (2006), os quais afirmam que o crime é dissuadido pelo aumento da probabilidade na severidade da punição, e fomentado pelo aumento da renda exógena, e em ganhos de ambas as atividades legais e ilegais.

Observa-se que o fator punição exerce um papel na redução da probabilidade de novos crimes, pois tal fator fará parte do processo de decisão do indivíduo, como custo para execução do ato criminoso. Portanto, o indivíduo considerará em sua tomada de decisão o custo da punição, ou seja, a possibilidade de ser pego e condenado pelo ato fraudulento.

Nessa linha de pensamento, Murphy (2012), ao realizar um experimento para explorar a atitude e a racionalização em casos fraudes nos demonstrativos financeiros, enfatiza que, apesar de não considerá-la em sua pesquisa, a punição é um importante fator situacional no processo de tomada de decisão, dado que o criminoso potencial está consciente das punições para casos de fraudes nos demonstrativos financeiros.

Por conseguinte, fundamentado nos estudos de Becker (1968), Coleman (1989), Eide, Rubin e Sheperd (2006) e Murphy (2012), elaborou-se a hipótese nº 11 desta pesquisa:

*H11: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pela existência de instrumentos punitivos.*

Para mensuração do efeito de instrumentos punitivos na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, optou-se por utilizar as alterações que majoraram as punições aplicadas aos crimes cometidos contra o Sistema Financeiro Nacional – SFN. As alterações na legislação foram qualificadas por uma *dummy*.

Ressalte-se que foram pesquisados os instrumentos legais que disciplinam crimes contra o SFN e que, destes, apenas a Lei nº 9.613 de 1998, para crimes contra a lavagem de dinheiro e ilícitos no sistema financeiro, foi alterada. A alteração ocorreu por intermédio da Lei nº 12.683 de julho de 2012, que majorou as penas aplicadas às instituições envolvidas em crimes e seus representantes.

#### **2.5.4 Hipótese Geral de Cressey**

Como mencionado anteriormente, o triângulo de fraudes, é resultado do estudo de Cressey (1953). Este estudo, por intermédio de entrevistas, postulou a seguinte hipótese final:

Pessoas confiáveis se tornam violadores da confiança quando elas se consideram como tendo um problema financeiro que não pode ser compartilhado, e estão cientes de que este problema pode ser resolvido secretamente pela violação de confiabilidade financeira e conseguem aplicar, à sua própria conduta, verbalizações que lhes possibilitem ajustar seus conceitos de si mesmas como pessoas confiáveis como usuários de fundos e propriedades que lhes foram confiados (CRESSEY, 1953, p.30).

De acordo com Cressey (1953), a ocorrência de fraudes é condicionada pela existência conjunta das três dimensões: pressão, oportunidade e racionalização. Como já evidenciado nas seções anteriores, a pressão corresponde a problemas financeiros não compartilhados pelo indivíduo, como: medo de perder a ocupação atual, o alcance ou manutenção de um dado padrão de vida e problemas pessoais.

Em função de o indivíduo ocupar uma posição de confiança, ter o conhecimento necessário, a posse de informações sobre os pontos falhos de governança corporativa e a oportunidade de resolver o problema não compartilhado, ele, após racionalizar o ato como justificável, irá perpetrar a fraude.

Dessa forma, para testar a hipótese do triângulo de fraude de Cressey (1953) foi elaborada a última hipótese de pesquisa, a seguir evidenciada.

*H12: As três dimensões do triângulo de fraude, em conjunto, condicionam a ocorrência de fraudes corporativas nas instituições bancárias brasileiras.*

Para testar a hipótese nº 12 serão utilizadas todas as variáveis contempladas na mensuração das hipóteses de pesquisa anteriores. Os detalhes de como essas variáveis serão tratadas estão especificadas na seção dedicada à metodologia.

## **2.6 Contribuições e Resultados Esperados**

A busca por pesquisas que subsidiassem a elaboração deste trabalho evidenciou lacunas que contribuem com a importância e relevância do estudo. A análise de pesquisas clássicas sobre as teorias que envolvem o tema de fraudes corporativas permite identificar o caráter original desta pesquisa.

Além disso, no exame de estudos empíricos contemporâneos observou-se que a temática do estudo, detecção de fraudes corporativas em instituições bancárias, não foi explorada conjuntamente, o que confere o ineditismo da realização do estudo. A utilização de um método econométrico distinto daqueles das demais pesquisas, e que proporciona uma análise mais ampla do fenômeno, contribui com a sua natureza inovadora.

Dessa forma, para o campo acadêmico espera-se que o trabalho contribua com uma perspectiva diferente sobre pesquisas em fraudes. Especificamente, ampliando a visão para a detecção de fraudes contábeis para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, e na aplicação de uma modelagem que oportuniza a distinção entre possíveis decisões nos processos julgadores de atos fraudulentos, e a análise de instituições bancárias. Esses são itens não frequentes no debate acadêmico brasileiro e que compõem as lacunas encontradas na literatura.

Ainda, com a realização da pesquisa pretende-se identificar fatores-chave, por intermédio das variáveis de pesquisa, para a detecção da probabilidade de fraudes corporativas em instituições bancárias. A identificação desses fatores permitirá que tanto órgãos reguladores como investidores possam analisar as possibilidades de ocorrência de fraude, seja no sentido de coibi-la, por parte dos órgãos reguladores, seja para tomar decisões sobre a manutenção ou a realização de novos investimentos, por investidores.

### **2.6.1 Resultados Esperados**

Para cada hipótese formulada, segundo as variáveis extraídas, principalmente, da teoria da agência e agrupadas pelo triângulo de fraude, estima-se encontrar um determinado resultado. Essa estimativa está evidenciada no Quadro 2:

**Quadro 2 - Síntese dos resultados esperados do sistema de hipóteses**

<b>Hipótese</b>	<b>Resultado Esperado</b>
H1: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pelo desempenho da empresa, com defasagem temporal.	Espera-se que o desempenho de uma instituição bancária, com defasagem temporal, tanto em relação ao mercado ao qual esteja inserida quanto ao desempenho econômico financeiro, sejam indicativos para maiores riscos de ocorrência de fraudes corporativas.
H2: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente pela participação no lucro da instituição bancária.	Postula-se que as remunerações fixas dos agentes e as participações nos lucros da entidade influenciem os gestores a assumirem maiores níveis de riscos para a obtenção de maiores lucros e com isso aumentem os riscos de fraudes corporativas.
H3: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente por remunerações fixas abaixo da média de remuneração paga aos gestores de instituições bancárias de capital aberto.	Presume-se que remunerações fixas de gestores, abaixo da média de mercado indiquem maiores riscos de ocorrência de fraudes corporativas.
H4: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente por baixos indicadores de governança corporativa.	Almeja-se que empresas com baixos níveis de governança corporativas apresentem maiores oportunidades para a perpetração de fraudes, o que por sua vez aumentará o risco da ocorrência de fraudes corporativas.
H5: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente pela provisão para créditos de liquidação duvidosa.	Espera-se que gestores utilizem a provisão para créditos de liquidação duvidosa como elemento para execução de fraudes. Assim, quanto maior os valores provisionados maior o risco de ocorrência de fraudes corporativas.
H6: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente pelo tamanho das instituições bancárias.	Almeja-se que os resultados evidenciem que quanto o maior o tamanho da empresa, maior a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, em função do aumento da complexidade nas organizações. O que propicia a perpetração de fraudes.
H7: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pela idade dos CEOs.	Postula-se que CEOs mais velhos, e, portanto, com maior experiência e maturidade, ao se confrontarem com oportunidades para praticar fraudes corporativas, não as farão. Destarte, quanto maior a idade dos gestores menor o risco de ocorrência de fraudes corporativas.
H8: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente por CEOs com maior nível educacional.	Espera-se que os resultados indiquem que CEOs com um maior nível educacional pratiquem o controle da gestão de forma mais ética e rigorosa, dado seus conhecimentos, assim, reduzindo o risco de ocorrência de fraudes corporativas.
H9: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente por CEOs com formação na área de negócios.	Têm-se a expectativa de que CEOs com formação na área de negócios tendam a pensar em suas ações de forma mais cautelosa, em função do conhecimento prévio sobre as possíveis consequências de seus atos, o que diminuirá o risco de ocorrência de fraudes corporativas.
H10: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pela predominância de gestores do gênero feminino na instituição bancária.	Supõem-se que gestores do gênero feminino sejam inibidores para ocorrência de fraudes corporativas. Dessa forma, espera-se que a predominância de gestores do gênero feminino apresente um maior rigor no controle da gestão, tendo isso impacto na redução do risco de ocorrência de fraudes corporativas.
H11: A probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pela existência de instrumentos punitivos.	Infere-se que existência de alterações em legislações aplicadas ao segmento bancário, para aumentar a punição de seus representantes em crimes financeiros, bem como as condenações já efetivadas, diminuam o risco de ocorrência de fraudes corporativas.
H12: As dimensões do triângulo de fraude, em conjunto, condicionam a ocorrência de fraudes corporativas nas instituições bancárias brasileiras.	Presume-se que as variáveis que constituem as dimensões do triângulo de fraude de Cressey (1953), conjuntamente, influenciem a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Fonte: Elaborado pela autora.

### **3 METODOLOGIA DA ANÁLISE EMPÍRICA**

#### **3.1 Procedimentos Metodológicos**

Para a consecução do objetivo proposto, de investigar a ocorrência de fraudes corporativas em instituições bancárias brasileiras ao utilizar variáveis de detecção extraídas da teoria da agência e economia do crime, e agrupadas de acordo com as dimensões do triângulo de fraude de Cressey (1953), bem como para testar as hipóteses de pesquisa formuladas, este estudo adotou a tipologia empírica, com abordagem quantitativa.

##### **3.1.1 População e Amostra**

Pelos dados levantados no Banco Central de 2001 (data inicial da disponibilidade das informações financeiras trimestrais – IFT) até dezembro de 2012 (data final de disponibilidade, conforme Circular 3.630, de 2013 do BACEN), foram cadastradas 231 (duzentas e trinta e uma) instituições bancárias no Brasil, o que corresponde à população da pesquisa.

Dessas instituições foram analisadas aquelas com cadastro ativo e/ou cancelado na Comissão de Valores Mobiliários – CVM. Assim, a amostra de dados se limitou às instituições bancárias que, durante o período da pesquisa foram classificadas como sociedades anônimas de capital aberto.

Optou-se por analisar estas instituições por possuírem maior diversidade de dados divulgados ao mercado por meio das Informações Anuais – IANs e Formulários de Referência, documentação não obrigatória às instituições de capital fechado.

Foram identificadas 45 (quarenta e cinco) instituições bancárias, dentre as quais foi excluído o Banco BEA S/A por apresentar uma sequência de dados inferior a três anos. Portanto, foram analisadas 44 (quarenta e quatro) instituições bancárias, descritas no apêndice A, para o período delimitado de janeiro de 2001 a dezembro de 2012.

##### **3.1.2 Organização dos Dados**

Os dados provenientes das 44 (quarenta e quatro) instituições foram organizados pelo empilhamento de suas séries temporais, trimestralmente, o que resultou na análise de um painel

desbalanceado com 2.112 (duas mil cento e doze) linhas de observações durante o período da pesquisa.

Para identificar a existência de fraudes corporativas foram utilizadas as decisões proferidas pelo Banco Central e Conselho de Recursos do Sistema Financeiro Nacional – CRSFN, em processos administrativos punitivos. O Banco Central, em seu papel punitivo, promulgará as decisões de primeira instância.

Caso essas decisões sejam alvo de interposição de recursos, os processos administrativos punitivos serão encaminhados ao Conselho de Recursos do Sistema Financeiro Nacional – CRSFN, que prolatará as decisões de segunda instância. Destaque-se que o CRSFN é a última instância julgadora para os processos administrativos punitivos.

A coleta dos processos administrativos punitivos foi realizada em dois estágios. No primeiro, contactou-se o Banco Central do Brasil, especificamente o órgão encarregado de conduzir esses processos, o Departamento de Controle e Análise de Processos Administrativos Punitivos – DECAP, por intermédio de um ofício.

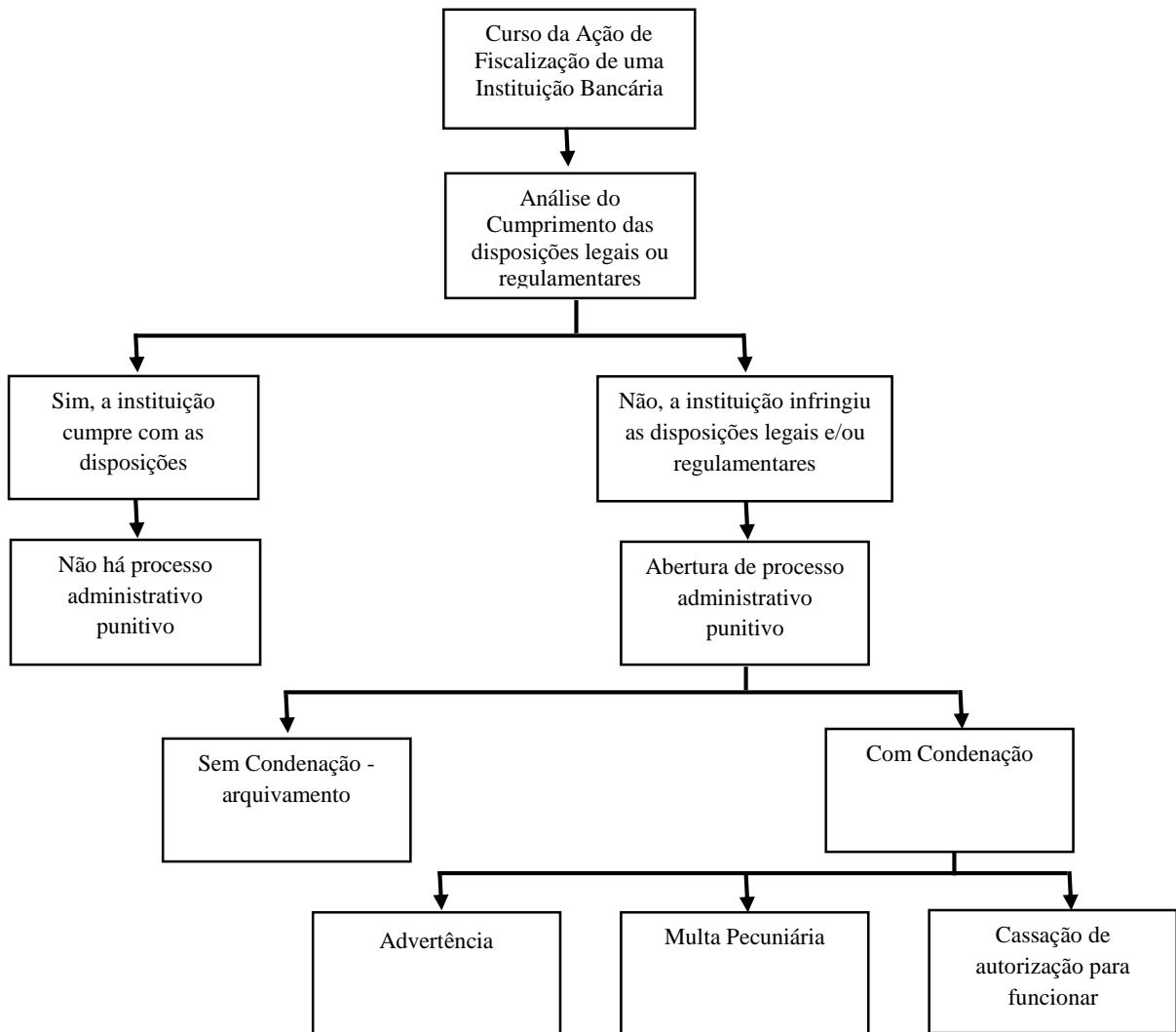
Neste ofício requereu-se decisões de processos que envolvessem alguma das 44 (quarenta e quatro) instituições bancárias da amostra. Este procedimento foi necessário dado que as informações sobre os processos administrativos punitivos são protegidas pelo sigilo bancário, nos termos da Lei Complementar nº 105/2001 (BACEN, 2013). Em resposta ao ofício o DECAP informou a existência de apenas 01 (uma) decisão dos processos administrativos punitivos que não foi alvo de interposição de recurso ao CRSFN.

Após, foram coletadas das decisões proferidas pelo Conselho de Recursos do Sistema Financeiro Nacional – CRSFN que envolvessem alguma das 44 (quarenta e quatro) instituições selecionadas. Ressalte-se que essas decisões são públicas, após finalizadas, isto é, transitadas em julgado são divulgadas no *site* do CRSFN.

Ao visar um melhor entendimento sobre o curso de uma ação de fiscalização, o que pode resultar em um processo administrativo punitivo, elaborou-se a Figura 4 que contém o padrão de decisões possíveis emitidas pelo Banco Central e pelo CRSFN. O que se pretende é que seja facilitada a explanação do tipo de modelo econométrico a ser empregado por abranger a organização dos dados quanto à probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.



**Figura 4** - Curso de fiscalização de uma instituição financeira



Fonte: Elaborado pela autora segundo informações do Manual de Supervisão do BACEN (2014).

A Figura 4 ilustra o fluxo geral do processo de fiscalização de instituições financeiras supervisionadas pelo Banco Central do Brasil. De acordo com o fluxo, a instituição financeira que cumpre com as disposições legais e/ou regulamentares não sofre abertura de processos administrativos punitivos. No caso de instituições financeiras que infringiram as disposições legais e/ou regulamentares, há a abertura de processos administrativos punitivos.

Ao longo do processo, a instituição financeira pode ser inocentada, cujo processo é então arquivado. Caso a instituição financeira seja condenada, ela pode sofrer uma advertência, condenada a pagar multa pecuniária ou ter sua autorização de funcionamento cassada.

Para este estudo, instituições bancárias com processos administrativos punitivos e não condenadas pelo CRSFN serão consideradas como instituições com indícios de fraudes. Já as

instituições bancárias condenadas em processos administrativos punitivos serão classificadas como fraudadoras.

Das 44 (quarenta e quatro) instituições analisadas, identificaram-se 27 (vinte e sete) com processos administrativos punitivos finalizados, correspondendo a 61,36% do total. As entidades que não foram identificadas dentro do grupo de empresas com processo compõem a amostra de controle, o que permitirá identificar os padrões de diferença entre os dois grupos de instituições (com e sem processos).

Foram coletados 123 (cento e vinte e três) processos administrativos punitivos já finalizados para as instituições selecionadas, e esses foram organizados e classificados segundo o tipo de demanda, conforme se pode observar na tabela 1.

**Tabela 1 - Processos encontrados**

Descrição	Quantidade	%	% Acumulada
Câmbio	43	34,96%	34,96%
Empréstimo	14	11,38%	46,34%
Conta corrente e conta depósito	9	7,32%	53,66%
Crédito rural	8	6,50%	60,16%
Precatórios	7	5,69%	65,85%
Fundo de investimento	5	4,07%	69,92%
Realização de operações de crédito	5	4,07%	73,98%
Concessão de créditos e financiamentos	4	3,25%	77,24%
Contabilidade	3	2,44%	79,67%
Fiscalização	3	2,44%	82,11%
Recompra de ações	3	2,44%	84,55%
Outros*	19	15,45%	100,00%
<b>Total</b>	<b>123</b>	<b>100,00%</b>	

\* Soma dos processos cujo tipo demanda limitou-se ao número máximo de 2

Fonte: Conselho de Recursos do Sistema Financeiro Nacional – CRSFN

Observa-se na tabela 1 que o principal tipo de demanda encontrada está relacionado a operações de câmbio das instituições bancárias, com 34,96% do total, seguida por empréstimos, operações com contas correntes e depósitos, crédito rural e precatórios, o que, no total de demandas enumeradas, representa 65,85% do total de processos administrativos punitivos.

Ressalte-se que para a classificação dos processos foi observado o conceito de fraude corporativa: aquela cometida por ou contra uma corporação (SINGLENTON; SINGLENTON, 2010), o que permite, portanto, a análise conjunta dos tipos de conflitos de agência existentes dentro da corporação, como problemas entre acionistas e a direção, e acionistas e detentores da dívida (JOHN; SENBET, 1998).

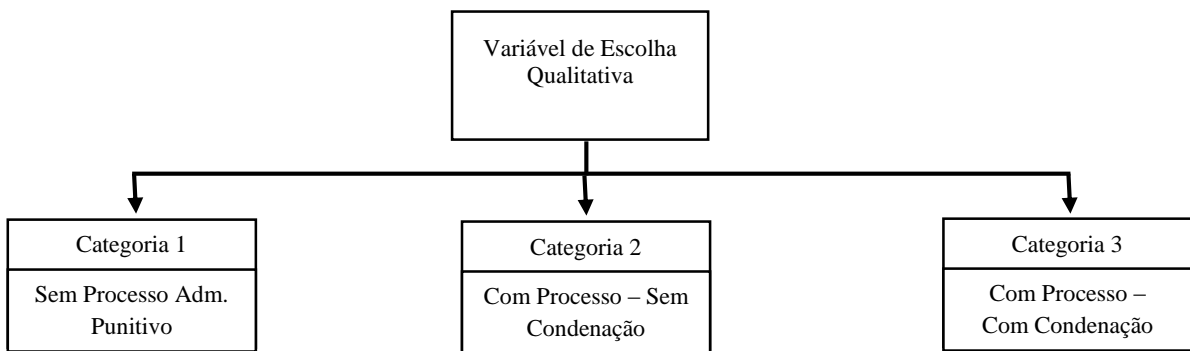
### 3.2 Modelagem Econométrica

Os estudos sobre fraudes contábeis e corporativas (vide Quadro 1) têm sido direcionados à mensuração da probabilidade de ocorrência desse tipo de evento. Essa mensuração da probabilidade de ocorrência tem sido operacionalizada pelos modelos de escolha qualitativa discreta do tipo logit e probit. De acordo com esses modelos, a variável dependente é do tipo binário, onde 1 se refere à presença do atributo e 0 se refere à sua ausência.

Portanto, o modelo logit binário não permite analisar os diferentes cursos que resultam da ação de fiscalização efetuada pelo Banco Central do Brasil, deixando de incluir as instituições que foram investigadas, processadas administrativamente e inocentadas. Destaque-se, que esse tipo de instituição contempla uma característica distinta, pois não pode ser considerada como uma instituição ileso, tão pouco como fraudadora. Nessa situação, carece de uma análise diferenciada.

Dessa forma, neste trabalho optou-se por uma descrição maior da variável dependente, considerando não somente a presença ou a ausência do atributo, mas também a maior qualificação do mesmo, como consta da Figura 5.

**Figura 5** - Caracterização da variável dependente



Fonte: Elaborado pela autora.

Dessa maneira, conforme pode ser observado na Figura 5, a variável dependente possui respostas policotômicas – também conhecido como primeiras escolhas ou escolhas discretas – que podem assumir valores distintos e não ordenados. Por conseguinte, a relação funcional entre fraudes corporativas e variáveis independentes, a serem posteriormente apresentadas, foi apurada pela aplicação de uma regressão logit multinomial. Uma variante do modelo logit, bem

como do probit, que trata da variável dependente policotômica é do tipo multinomial e permite a análise simultânea dos atributos da variável dependente.

De acordo com Hilbe (2009) a distribuição da probabilidade multinomial é, ou pode ser considerada de forma geral, uma extensão de uma distribuição binomial. Contudo, enquanto o modelo binomial avalia as probabilidades de uma categoria, o modelo multinomial testa a probabilidade ou o risco de estar em uma dada categoria quando comparadas a outras categorias.

Destaque-se que em função do conjunto de dados coletados, organizados em um empilhamento de cortes transversais e longitudinais, torna-se necessário refletir sobre o emprego de uma metodologia apropriada do modelo logit multinomial. Dessa maneira, nos itens 3.2.1 e 3.2.2 apresenta-se as formulações de um modelo logit multinomial tradicional e de um modelo logit multinomial com efeito aleatório, para então, nos subitens subsequentes apresentar como foi realizada a comparação e a escolha do tipo de modelagem mais adequada.

### 3.2.1 Modelos Logit Multinomiais

Os modelos logit multinomiais são não lineares, e permitem captar a probabilidades de categorias de um evento ocorrer sobre outras categorias. Nas palavras de Hilbe (2009) esse tipo de modelagem é uma extensão dos modelos lineares generalizados, permitindo uma estimação de categorias de resposta não ordenadas.

Dessa forma, um banco  $i = 1, \dots, n$ , poderá ser classificado em uma das  $j$ -ésimas categorias:

- Categoria ( $j = 1$ ): Instituições bancárias sem processos administrativos punitivos;
- Categoria ( $j = 2$ ): Instituições bancárias com processos administrativos punitivos e não condenadas;
- Categoria ( $j = 3$ ): Instituições bancárias com processos administrativos punitivos e condenadas pelo Banco Central ou CRSFN.

A probabilidade de que uma instituição está em uma determinada categoria  $j$ , é dada pela seguinte função:

$$Pr(Y_t = j | X_{i,t}) = \frac{e^{\beta_j X_{i,t} + \alpha_j}}{1 + \sum_{j=1}^3 e^{\beta_j X_{i,t} + \alpha_j}}, \quad \text{para } j = 1, \dots, 3 \quad (1)$$

Como categoria de base/referência serão utilizadas as instituições sem processos administrativos punitivos ( $Y = 1$ ), a fim de fornecer a identificação para o modelo multinomial logit, dessa forma a probabilidade para ser evidenciada pela seguinte formulação:

$$Pr(Y = 1) = \frac{1}{1 + (\sum_{j=1}^3 e^{\beta_j X_{i,t} + \alpha_j})}, \quad \text{para } j = 1, \dots, 3 \quad (2)$$

Onde  $X_{i,t}$  é o vetor dos regressores das dimensões e  $\beta$  é o vetor dos parâmetros a serem estimados,  $Y$  corresponde à variável regressanda e  $\alpha_j$  é o efeito da alternativa  $j$ . O vetor de parâmetro  $\beta_1$  mensura o efeito de uma alteração nas variáveis independentes  $X_{i,t}$ , a serem posteriormente indicadas na seção 3.2.4, na probabilidade de uma instituição bancária ser classificada como detentora de indícios de fraudes corporativas, em relação à probabilidade de ser classificada como instituição sem processos administrativos. Já o vetor de parâmetro  $\beta_2$  mensura o efeito de uma alteração nas variáveis independentes  $X_{i,t}$  sobre a probabilidade de uma instituição ser classificada como possuindo fraudes corporativas, em relação à probabilidade de ser classificada como sem processos administrativos punitivos.

A função da verossimilhança logarítmica a ser maximizada é dada por:

$$Ln(L) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=0}^J d_{ij} \ln Pr(Y_i = j) \quad (3)$$

Em que  $d_{ij} = 1$  se a variável dependente está na categoria  $j$ . Ressalte-se que esta equação (3), é uma generalização do log-verossimilhança para o modelo logit binomial, onde apenas dois estados são permitidos, ou seja,  $Pr(Y_t = 2) = 0$ .

O modelo tradicional está limitado pela hipótese das alternativas irrelevantes (IIA), na qual a probabilidade da ocorrência de uma categoria não influirá na probabilidade de ocorrência de outra categoria. Ou seja, a escolha de um nível de alternativa sobre outra não é afetada pela existência de outras escolhas ou níveis (HILBE, 2009; GRILLI; RAMPICHINI, 2007). Essa suposição pode ser escrita como:

$$\frac{Pr(y = m|x)}{Pr(y = n|x)} = \exp\{x(\beta_{m \setminus b} - \beta_{n \setminus b})\} \quad (4)$$

Assim, as probabilidades não dependem das alternativas que estão disponíveis. Neste sentido, essas alternativas são irrelevantes. Tal fato significa que a adição ou exclusão de alternativas não afetará as probabilidades das alternativas remanescentes (LONG; FREESE, 2006).

Conforme afirmam Skrondal e Rabe-Hesketh (2003), o modelo multinomial tradicional tem sido apontado na literatura por envolver uma suposição questionável do pressuposto da independência, conhecido como Independência das Alternativas Irrelevantes (IIA). Os dados provenientes desses modelos são frequentemente de natureza multinível, onde as unidades são aproximadas em *clusters* como, por exemplo, dados em painéis, em que níveis como empresas, regiões ou países podem ser considerados.

Dessa forma, a obrigatoriedade do pressuposto da IIA é combinada a um *design* multinível em função de uma dependência adicional, entre unidades dentro de *clusters*, que é tipicamente induzida por uma heterogeneidade não observada entre os *clusters*.

Segundo Skrondal e Rabe-Hesketh (2004) pode-se distinguir dois tipos de consequências da heterogeneidade não observada. A dependência dentro do agrupamento e a sobre dispersão. Essas consequências resultam em inferências incorretas se não apropriadamente tratadas. Uma maneira de tratar essa heterogeneidade é a inclusão de um efeito aleatório no modelo de regressão. Portanto, modelos multinomiais logit com efeito aleatório fazem-se úteis para a prevenção de problemas de heterogeneidade não observada.

### 3.2.2 Modelos Logit Multinomiais em Painéis com Efeito Aleatório

O modelo logit multinomial em painel e com efeito aleatório compõe uma ampla classe de modelos logit mistos, que por sua vez pertencem a uma categoria uma classe altamente flexível de modelos de aproximação de qualquer formulação de utilidade aleatória (TRAIN, 2003; HAAN; UHLENDORFF, 2006).

Frees (2004) argumenta que observações repetidas de um indivíduo tendem a ser similares. No caso de escolhas categóricas, isto significa que os indivíduos tendem a fazer as mesmas escolhas de uma observação para a próxima. Dessa forma, o preditor linear, representado por  $V_{it,j}$ ,  $j = 1; j = 2; e j = 3$ , de um modelo logit multinomial com efeito aleatório, pode ser definido como:

$$V_{it,j} = \beta x_{it,j} + \alpha_i \quad (5)$$

Na equação 5,  $\alpha_i$  representa o termo de heterogeneidade que é específico, onde o efeito varia por indivíduo ( $i$ ) e alternativa ( $j$ ), no entanto é comum sobre o tempo ( $t$ ). Com esta especificação para o componente sistemático, a probabilidade condicional (na heterogeneidade) para a empresa  $i$ th no tempo  $t$  alocado na alternativa  $j$ th é retratada na equação abaixo:

$$Pr (Y_t = j | X_{i,t}, \alpha_i) = \frac{e^{\beta_j X_{i,t} + \alpha_{ij}}}{1 + \sum_{j=1}^3 e^{\beta_j X_{i,t} + \alpha_{ij}}}, \quad \text{para } J = 1, \dots, 3 \quad (6)$$

Conforme Haynes, Wester e Spallek (2005), os efeito aleatório dados por  $\alpha_i = (\alpha_{i1}, \dots, \alpha_{ic})$  capturam o efeito individual não observado, com distribuição multivariada normal com média zero e matriz de variância-covariância  $\Sigma$ . Segundo Skrondal e Habe-Hesketh (2004), esses efeitos são assumidos como correlacionados.

Haan e Uhlerdorff (2006) asseveram, em função de as probabilidades de escolha serem condicionais a  $\alpha_i$ , que é necessário integrar a distribuição da heterogeneidade não observada. Assim, a verossimilhança para o modelo logit multinomial com efeito aleatório é dado por:

$$L = \prod_{i=1}^N \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=1}^T \prod_{j=1}^J \left\{ \frac{e^{\beta_j X_{i,t} + \alpha_{ij}}}{\sum_{k=1}^J e^{\beta_k X_{i,t} + \alpha_{ik}}} \right\}^{d_{ijt}} f(\alpha) d\alpha \quad (7)$$

Sendo  $d_{ijt}=1$ , se a empresa  $i$  for alocada na alternativa  $J$  no período  $t$ , e 0 caso contrário. O vetor de coeficientes e o termo que representa a heterogeneidade não observada são tidos como zero para a categoria base, a fim de garantir a identificação do modelo. Por fim, assume-se que a heterogeneidade não observada,  $\alpha$ , deve ser independente das variáveis explicativas,  $x_{it}$ .

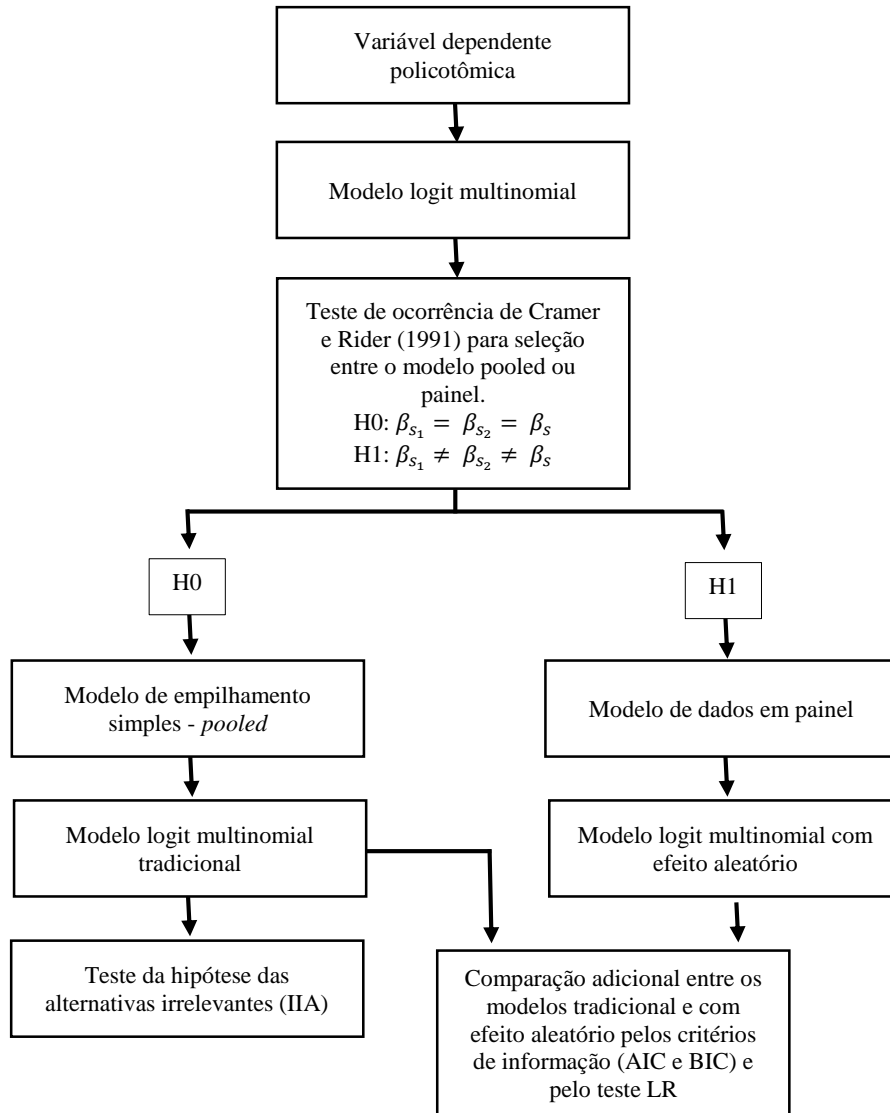
### 3.2.3 Testes Suplementares

Em sua pesquisa, Karlson (2011), ao confrontar modelos multinomias tradicionais com os que incluem efeito aleatório, destaca que os tradicionais tendem a subestimar as estimativas dos parâmetros quando comparados aos modelos logit multinomiais com efeitos aleatórios.

Nesse sentido, para testar as hipóteses estabelecidas nesta tese, optou-se pela estimação dos dois tipos de modelos logit multinomiais, o tradicional e o com efeito aleatório, para então

compará-los. Assim, para facilitar a visualização de como esta pesquisa será realizada em termos de modelagem econométrica, elaborou-se a Figura 6.

**Figura 6** - Fluxo para determinação da modelagem econométrica mais apropriada



Fonte: Elaborado pela autora.

Conforme o fluxo evidenciado pela Figura 6, em função da especificidade da variável dependente, policotômica e não ordenada, um modelo multinomial logit é o mais apropriado para a determinação da probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Contudo, face a disposição dos dados da pesquisa, realizado pelo empilhamento das 44 instituições bancárias segundo suas séries longitudinais, deve-se observar se estes dados podem ser tratados como um *pooled* simples. Caso contrário, o mais indicado é analisá-lo como painel, principalmente em



função da possível existência de uma heterogeneidade não observada, o que pode ser corrigido pela inserção de efeitos aleatórios no modelo multinomial logit.

Dessa forma, em primeiro momento ao modelo logit multinomial tradicional foi empregado o teste de Cramer e Ridder (1991), com a finalidade de verificar se este modelo poderá ser utilizado como um *pooled* simples.

O teste de Cramer e Ridder (1991) assume um modelo logit multinomial com  $(S+1)$  estados, e dois estados/níveis que são candidatos a *pooling*,  $s_1$  e  $s_2$ . A hipótese nula pressupõe que  $s_1$  e  $s_2$  possuem os mesmos coeficientes regressores, exceto o efeito, isto é:

$$\beta_{s_1} = \beta_{s_2} = \beta_s \quad (8)$$

Dessa maneira, para os modelos em que o teste de Cramer e Ridder (1991) indicou que o modelo logit multinomial foi passível de ser analisado, a hipótese das alternativas irrelevantes foi testada. Essa hipótese (IIA) assegura se a utilização do modelo multinomial é apropriado. Assim, foram aplicados o teste de Hausman-MacFadden (1984), o teste de Small-Hsiao (1985) e, alternativamente, o *Suest-base* Hausman, para verificação da independência das alternativas irrelevantes, e, por conseguinte, da suposição de independência entre os termos de erro.

Para os modelos em que o teste de Cramer e Ridder (1991) indicou que um *pooled* simples não foi a melhor alternativa, foi empregado um modelo logit multinomial com efeito aleatório. Para este modelo utilizou-se do programa Stata, versão 13, que possibilita mensurar os modelos logit multinomiais com efeito aleatório, por intermédio do comando *gsem*.

Esse comando permite ajustar modelos com dados multiníveis. O ajuste desses modelos torna possível o tratamento simultâneo do efeito do nível em grupos, como, por exemplo, pela inclusão de efeitos aleatórios tais como os efeitos não observados dentro do grupo de empresas.

Uma comparação adicional entre os modelos logit multinomiais, tradicional e com efeito aleatório, foi realizada. Essa comparação foi obtida pela análise dos critérios de informação - *Akaike Information Criterion* – AIC, *Bayesian Information Criterion* – BIC, e pelo *Likelihood-ratio test*, com intuito de garantir a escolha do modelo que melhor se ajusta aos dados.

Além desses testes, para interpretação dos coeficientes dos modelos logit multinomiais, tradicional e com efeito aleatório, foi utilizada a razão de risco relativo (rrr), que é a razão entre a probabilidade de cada categoria com os resultados da categoria de referência. Esse

procedimento facilita a interpretação dos coeficientes e a análise da contribuição de cada variável para a detecção de fraudes corporativas ou indícios de fraudes corporativas comparadas com a categoria de referência: instituições bancárias sem processos administrativos punitivos.

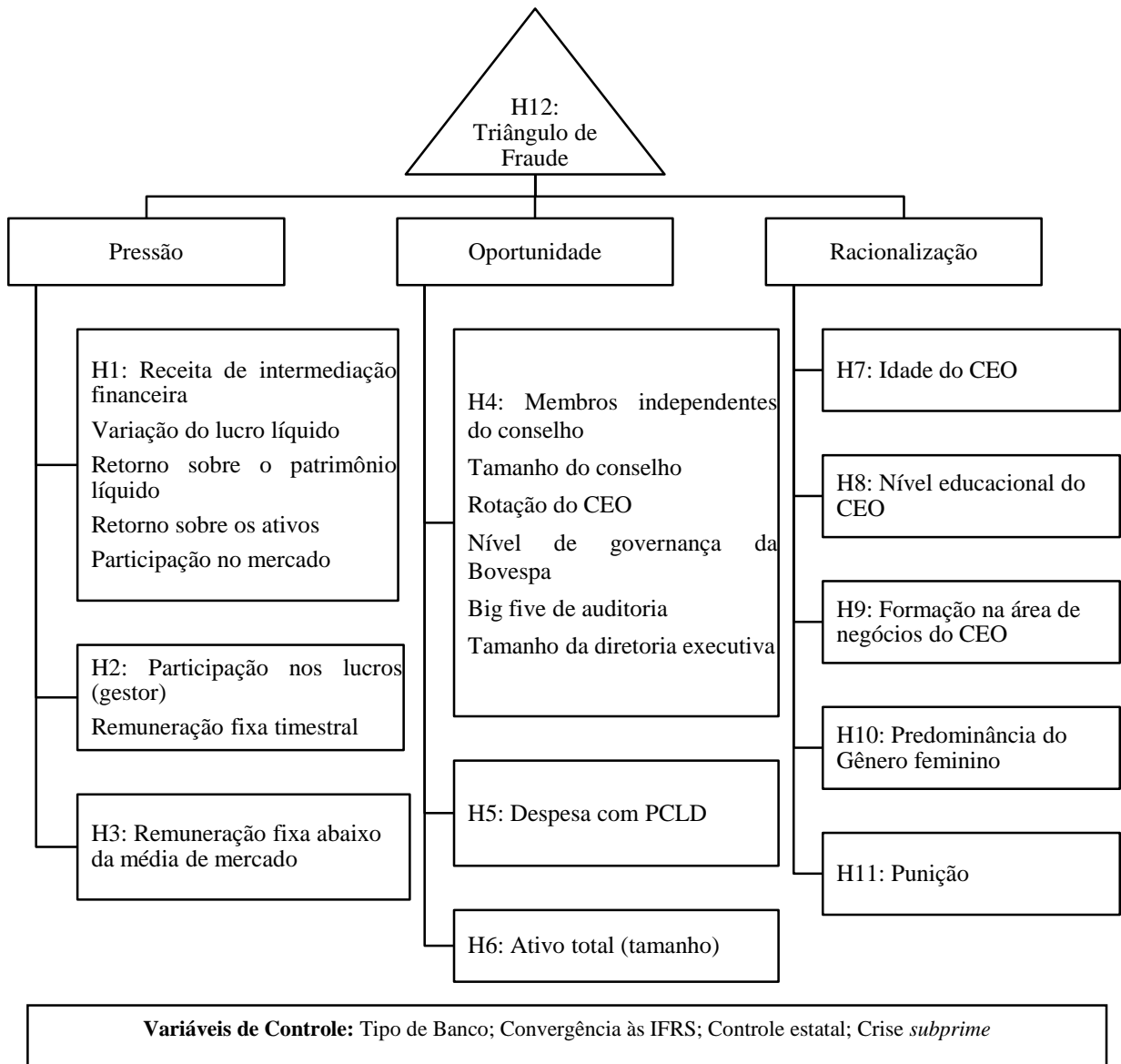
Por fim, as variáveis independentes foram testadas para a presença de colinearidade. Como critério de análise, além do valor do VIF – *variance inflation fator* – foram utilizados o nível de tolerância e o valor do  $R^2$ . Menard (2001) indica que uma tolerância menor que 0,20 é causa de preocupação, e menor que 0,10 indica sérios problemas de colinearidade. Ainda segundo o autor, um  $R^2$  maior que 0,80 indica um alto nível de colinearidade, e superior a 0,90 corresponde a níveis muito altos de colinearidade. A presença de colinearidade no modelo limita a sua acurácia por gerar coeficientes instáveis, o que pode produzir consequências na inferência do modelo como também em seu poder de previsão (CHATTERJEE; HADI, 2006).

#### 3.2.4 Variáveis Independentes

O conjunto de variáveis independentes,  $X_{i,t}$ , foi definido, em sua maioria, com o auxílio da literatura da teoria da agência, economia do crime e pesquisas empíricas sobre fraudes e gerenciamento de resultados em instituições bancárias. As pesquisas sobre gerenciamento de resultados permitiram o alinhamento entre as variáveis independentes à peculiaridade das instituições bancárias, dado que não foram encontrados trabalhos sobre fraudes específicas a este tipo de instituição.

Na seção do referencial teórico, quando da apresentação das hipóteses de pesquisa, foi evidenciada quais variáveis independentes comporiam essas hipóteses. Com a finalidade de clarificar e melhor evidenciar como as hipóteses e suas variáveis independentes foram agrupadas no triângulo de fraude de Cressey (1953), elaborou-se a Figura 7:

**Figura 7** - Agrupamento das variáveis descritoras da teoria da agência e economia do crime nas dimensões do triângulo de fraude de Cressey



Fonte: Elaborada pela autora.

A Figura 7 demonstra como as hipóteses e variáveis independentes foram agrupadas nas dimensões do triângulo de fraude de Cressey (1953). A descrição dessas variáveis, fontes de coleta e pesquisa, juntamente com as variáveis de controle a serem utilizadas, estão apresentadas no Quadro 3.

**Quadro 3** - Variáveis utilizadas

DIMENSÃO DO TRIÂNGULO DE FRAUDE: PRESSÃO			
Nº	Variável	Descrição e Fonte de Coleta	Autores
1	RIF_AT_L1	Receita de Intermediação financeira dividida pelo Ativo total em t-1. Fonte: IFTs.	Elaborado a partir de: Alexander e Cohen (1996); Brazel, Jones e Zimbelman (2009); Matousek <i>et al</i> (2014)

Continuação – Quadro 3: Variáveis utilizadas

Nº	Códigos	Descrição e Fonte de Coleta	Autores
2	VAR_LL_L1	Varição do Lucro Líquido em t-1. Fonte: IFTs.	Elaborado a partir de: Alexander e Cohen (1996); Crutcheley, Jensen e Marshal (2007) e Boubakri (2005)
3	PART_MERC_L1	Resultado Operacional do banco i dividido pelo Resultado Operacional do banco líder de mercado, em t-1. Fonte: IFTs.	Gartner (2010); Sadka (2006) e Tymoigne (2009)
4	ROA_L1	Lucro operacional dividido pelo ativo total em t-1. Fonte: IFTs.	Ahmed, Takeda e Thomas (1999); Berger <i>et al</i> (2005); Bonin, Hasan e Wachtel (2005); Boubakri (2005); Beccalli (2007); Brazel, Jones e Zimbelman (2009); Berger, Hasan e Zhou (2010); Wang, Winton e You (2010); Troy, Smith e Domino (2011); Wang (2011); Aebi, Sabat e Schmid (2012); Wua e Shen (2013) e Cogneau e Hübner (2014).
5	ROE_L1	Lucro líquido dividido pelo patrimônio líquido em t-1. Fonte: IFTs.	Berger (1995) Boni, Hasan e Wachtel (2005); Knapp, Gart e Chaudhry (2006); Koutsomanoli-Filippaki e Mamatzakis (2009); Lin e Zhang (2009); Matousek <i>et al</i> (2014) e Wua e Shen (2013).
6	PART_LL	<i>Dummy</i> para indicar se os diretores recebem participação nos lucros da empresa. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Crutchley, Jensen e Marshall (2007); Erickson, Hanlon e Maydew (2006); Peng e Roell (2008); Wang, Winton e Yu (2010); Troy, Smith e Domino (2011).
7	LN_REM	Logaritmo natural do valor da remuneração trimestral dividida pelo Ativo Total. Fonte: Atas do conselho de administração, IANs e Formulários de Referência.	Crutcheley, Jensen e Marshall (2007); Erickson, Hanlon e Maydew (2006) Peng e Roell (2008); Wang, Winton e Yu (2010); Troy, Smith e Domino (2011)
8	DESV_REM	Logaritmo natural do desvio da remuneração trimestral fixa. Fonte: Atas do conselho de administração, IANs e Formulários de Referência.	Variável elaborada com base nos estudos de Crutchley, Jensen e Marshall (2007); Erickson, Hanlon e Maydew (2006); Peng e Roell (2008); Wang, Winton e Yu (2010) e Troy, Smith e Domino (2011).
9	D_DESV_REM	<i>Dummy</i> para remuneração recebida abaixo da média de remuneração paga pelo mercado de bancos com capital aberto.	Elaboração própria.
<b>DIMENSÃO DO TRIÂNGULO DE FRAUDE: OPORTUNIDADE</b>			
Nº	Códigos	Descrição e Fonte de Coleta	Autores
10	MCI2	Número de membros independentes no conselho de administração elevado ao quadrado. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Crutchley, Jensen e Marshall (2007); Troy, Smith e Domino (2011); Beasley (1996); Yermack (1996); Wang <i>et al</i> (2013) e Dwivedi e Jain (2005).
11	TCA2	Número de membros do conselho de administração elevado ao quadrado. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Crutchley, Jensen e Marshall (2007); Troy, Smith e Domino (2011); Yermack (1996); Wang <i>et al</i> (2013) e Dwivedi e Jain (2005).
12	TCF2	Número de membros do conselho fiscal elevado ao quadrado. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Trapp (2009)
13	CEO_ROT	<i>Dummy</i> para mudança de um CEO. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	John e Senbet (1998).
14	LN_TAM_DI R	Logaritmo natural do número de diretores da empresa	Elaboração própria.
15	SELO_GOV	<i>Dummy</i> para empresas que estão listadas nos segmentos de governança corporativa da BM&F Bovespa. Fonte: Boletim Diário de Notícias da Bovespa.	Bovespa (2014).
16	BIG_FIVE	<i>Dummy</i> para indicar se a empresa de auditoria é uma <i>big five</i> ou não. Fonte: Relatórios de auditoria, BACEN.	Lennox e Pittman (2010); Brazel, Jones e Zimbelman (2009).
17	LN_DESP_P CLD	Logaritmo natural da despesa com Provisão para Créditos de Liquidação duvidosa. Fonte: IFTs.	DeBoskey e Jiang (2012); Ahmed, Takeda e Thomas (1999) e Anandarajan, Hasan e Maccarthy (2007).
18	LN_TAM_DI R	Log natural do ativo total. Fonte: IFTs.	Wang (2011); Troy, Smith e Domino (2011) e Brazel, Jones e Zimbelman (2009).
<b>DIMENSÃO DO TRIÂNGULO DE FRAUDE: RACIONALIZAÇÃO</b>			
Nº	Códigos	Descrição e Fonte de Coleta	Autores
19	IDADE	Idade do CEO. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Kelley, Ferrel e Skinner (1990); Zahra, Priem e Rasheed (2007); Troy, Smith e Domino (2011).

Continuação – Quadro 3: Variáveis utilizadas

Nº	Códigos	Descrição e Fonte de Coleta	Autores
20	GRAD_GER	<i>Dummy</i> para CEO com graduação. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Hambrick e Mason (1984); Rest e Thoma (1985); Troy, Smith e Domino (2011); Barker e Muller (2002).
21	ESP_GER	<i>Dummy</i> para CEO com especialização. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Hambrick e Mason (1984); Rest e Thoma (1985); Troy, Smith e Domino (2011); Barker e Muller (2002).
22	STRICTU_GER	<i>Dummy</i> para CEO com pós-graduação <i>stricto sensu</i> . Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Hambrick e Mason (1984); Rest e Thoma (1985); Troy, Smith e Domino (2011) e Barker e Muller (2002).
23	CGAN	<i>Dummy</i> para CEO com graduação na área de negócios. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Elaborada com base nos estudos de Kelley, Ferrel e Skinner (1990); Dauboub <i>et al</i> (1995); Baker e Muller (2002); Troy, Smith e Domino (2011).
24	CPLSAN	<i>Dummy</i> para CEO com pós-graduação <i>lato sensu</i> na área de negócios. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Elaborada com base nos estudos de: Kelley, Ferrel e Skinner (1990); Dauboub <i>et al</i> (1995); Baker e Muller (2002) e Troy, Smith e Domino (2011).
25	CPSSAN	<i>Dummy</i> para CEO com pós-graduação <i>stricto sensu</i> na área de negócios. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Elaborada com base nos estudos de: Kelley, Ferrel e Skinner (1990); Dauboub <i>et al</i> (1995); Baker e Muller (2002) e Troy, Smith e Domino (2011).
26	PRED_MUL_CF	Percentual do número de diretores do gênero feminino sobre o número total de membros do conselho fiscal. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Kelley, Ferrel e Skinner (1990); Reynolds (2006); Zhara, Priem e Skinner (2007) e Steffensmeier, Schwartz e Roche (2013).
27	PRED_MUL_CA	Percentual do número de diretores do gênero feminino sobre o número total de membros do conselho de administração. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Kelley, Ferrel e Skinner (1990); Reynolds (2006); Zhara, Priem e Skinner (2007) e Steffensmeier, Schwartz e Roche (2013).
28	PRED_MUL_C_DIR	Percentual do número de diretores do gênero feminino sobre o número total de membros da diretoria executiva. Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Kelley, Ferrel e Skinner (1990); Reynolds (2006); Zhara, Priem e Skinner (2007) e Steffensmeier, Schwartz e Roche (2013).
29	PUNI	<i>Dummy</i> para indicar alterações na legislação com a finalidade de aumentar a punição sobre crimes financeiros. Lei nº 12.683 de 2012.	Elaborado com base nos estudos de Becker (1968); Block e Lind (1975); Dau-Schmidt (1990); Garoupa (2003); Wright <i>et al</i> (2004); Eide, Rubin e Sheperd (2006) e Murphy (2012).
VARIÁVEIS DE CONTROLE			
Nº	Códigos	Descrição e Fonte de Coleta	Autores
30	TIP_BCO	<i>Dummy</i> para bancos múltiplos e comerciais. Fonte: Dados cadastrais, BACEN.	Elaboração própria.
31	CONVERG	<i>Dummy</i> para o período de convergência às normas internacionais de contabilidade.	Elaborada a partir da Resolução BACEN nº 3.786/2009.
32	ESTAT	<i>Dummy</i> para bancos de controle estatal (governo federal, estadual ou municipal). Fonte: IANs e Formulários de Referência.	Elaboração a partir dos estudos de Berger <i>et al</i> (2005) e Silva (2004).
33	CRISE	<i>Dummy</i> para indicar o período da crise <i>subprime</i> (Julho de 2007 a abril de 2009).	Maciel <i>et al</i> (2012).

Notas: IANs = Formulário de Informações Anuais; IFT = Informações Financeiras Trimestrais

Fonte: Elaborado pela autora a partir de pesquisas empíricas.

As variáveis apresentadas no Quadro 3 foram utilizadas para testar as hipóteses elaboradas na seção de referencial teórico; cada qual com um modelo econométrico apropriado, e a mensuração de três modelos irrestritos, que alocarão as variáveis apresentadas segundo as dimensões do triângulo de fraude de Cressey (1953).

Destaque-se que a terceira coluna do Quadro 3 indica uma representação genérica das variáveis para facilitar a análise dos resultados no *Stata*, que estão anexados a esta tese.

Saliente-se que em face do período de pesquisa, janeiro de 2001 a dezembro de 2012, as variáveis derivadas dos demonstrativos financeiros e a remuneração fixa da gestão, foram corrigidas monetariamente. Para tal, foi utilizado o índice de atualização monetária, IGP-DI, calculado mensalmente pela Fundação Getúlio Vargas – FGV. Esse procedimento permitirá analisar o impacto dessas variáveis em um mesmo plano de tempo, ou seja, sem a influência da inflação.

Para os modelos ainda foram definidas quatro variáveis de controle: tipo de banco, convergência às normas internacionais de contabilidade, controle estatal e crise *subprime*.

A primeira variável foi utilizada para identificar o tipo de banco, classificado segundo suas atividades no Banco Central do Brasil – banco múltiplo ou comercial. A segunda variável foi empregada com a finalidade de distinguir o período em que a conversão às normas internacionais de contabilidade passou a vigorar, conforme Resolução do BACEN nº 3.786 de 2009.

Essa variável de controle, convergência às normas internacionais, somente será usada nos modelos econométricos que possuem, dentre suas variáveis independentes aquelas oriundas dos demonstrativos contábeis.

Ressalte-se que, conforme informações do Banco Central, as normas contábeis estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional e pelo Banco Central do Brasil consubstanciadas no COSIF – Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional, apresentam divergências em relação as normas internacionais de contabilidade emitidas pelo IASB – *International Accounting Standard Board*, representando uma convergência parcial às normas internacionais de contabilidade.

Para moderar o efeito do controle e propriedade das instituições bancárias, considerou-se incluir as variáveis que identificam se o controle é estatal ou estrangeiro. Esses dois tipos de categorias, possuem características diferentes das demais instituições bancárias. Os bancos estrangeiros precisam lidar com ambientes e regulamentações diversas, as regulamentações do seu país de origem e as da instituição estrangeira. Enquanto os bancos estatais podem operar com subsídios governamentais, além de possuírem uma governança mais complexa, em função da presença de mais um agente: o político (SILVA, 2004).

No entanto, nesse trabalho, não foi diferenciado o controle estrangeiro, visto que para o setor bancário 87,38 % dos ativos totais em 2012, são de bancos com origem de capital nacional.

Além do número limitado de instituições bancárias com controle estrangeiro, correspondendo a 6 das 44 instituições analisadas.

A quarta variável de controle foi incluída para analisar o efeito da crise do *subprime*. Assim, a variável indicará o período de crise ocorrido meados de 2007 a abril de 2009 (MACIEL *et al*, 2012).

Ressalte-se que para a dimensão de racionalização, em função da natureza das variáveis de interesse para essa dimensão, as quais representam as características demográficas dos gestores, foi incluída como variável de controle o logaritmo natural do ativo total. Esse procedimento foi realizado na tentativa de se controlar qualquer efeito de tamanho existente entre essas características dos gestores.

Os próximos subitens evidenciarão como as variáveis independentes serão utilizadas nos modelos logit multinomiais tradicionais e com efeito aleatório. Face a exposição das formulações econométricas desses modelos já terem sido apresentadas nos itens 3.2.1 e 3.2.2 optou-se por ocultar essas formulações nos modelos individuais.

### **3.2.5 Especificação dos Modelos Aplicados às Hipóteses Individuais**

#### **3.2.5.1 Especificação 1: Hipótese nº 01 – Dimensão de Pressão**

A hipótese nº 01 representa a relação entre a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas e o desempenho da empresa no período anterior. Alexander e Cohen (1996) observaram que o desempenho anterior das empresas contribui com a ocorrência de crimes corporativos.

Para mensurar o desempenho anterior das instituições bancárias foram utilizadas as seguintes variáveis: receita com intermediação financeira sobre o ativo total, em t-1; variação do lucro em t-1; participação do mercado em t-1; retorno sobre o ativo em t-1 e retorno sobre o patrimônio líquido.

Essas cinco variáveis permitirão identificar se um baixo desempenho anterior influenciará na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Destaque-se que as variáveis utilizadas para mensurar o desempenho da instituição, exceto a participação no mercado, foram retiradas de artigos empíricos que analisam o desempenho de instituições bancárias.

Para a hipótese nº 01 desta pesquisa, ainda foram acrescentadas quatro variáveis de controle: a primeira para o tipo de banco – se múltiplo ou comercial –; a segunda representa a convergência às normas internacionais de contabilidade, pelo fato de que a mensuração do desempenho será determinada por variáveis contábeis, e deste modo, receberá a influência das normas internacionais de contabilidade em sua contabilização. A terceira variável foi utilizada para capturar se o efeito do capital acionário majoritário de origem é estatal. Por fim, a quarta variável, para identificar o período impactado pela crise *subprime*.

### 3.2.5.2 Especificação 2: Hipótese nº 02 – Dimensão de Pressão

Segundo a teoria da agência, incentivos de remuneração ligados à lucratividade da empresa auxiliarão no monitoramento dos agentes para que esses trabalhem na intenção de atender os objetivos dos principais (JENSEN; MECKLING, 1976; e JENSEN; MURPHY, 1990). Contudo, se essas remunerações não atendem as necessidades dos agentes, eles podem realizar o seu objetivo de satisfação ou manutenção de um nível particular de salário quer pelo trabalho e competência, quer envolvendo-se em atividades criminosas. Um exemplo é a manipulação do lucro contábil, na intenção de aumentar o valor percebido como participação na lucratividade da empresa (MACEY, 1991).

Para analisar o contraponto entre a teoria da agência em que as políticas de remuneração auxiliarão no monitoramento dos agentes, e entre a economia do crime, representada por Macey (1991), o qual contradiz a teoria do crime, foi elaborada a hipótese nº 02, para testar a relação entre a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas e a remuneração variável interligada ao lucro das instituições bancárias.

Dessa forma, foram analisados a participação na lucratividade da instituição bancária e o logaritmo natural da remuneração fixa percebida pelos gestores. A variável remuneração fixa foi escalada pelo ativo total da instituição, e esse procedimento permite tratar o efeito tamanho da variável. Ainda foram incluídas quatro variáveis de controle: tipo de banco; convergência às normas internacionais de contabilidade; acionista majoritário estatal e crise *subprime*.

### 3.2.5.3 Especificação 3: Hipótese nº 03 – Dimensão de Pressão

A última hipótese da dimensão de pressão testa a associação entre a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas e remunerações fixas abaixo da remuneração média paga a gestores de instituições bancárias de capital aberto. Gestores que percebem remunerações fixas



abaixo da média do mercado podem se engajar em meios fraudulentos na tentativa de aumentar os seus ganhos dentro da instituição, como forma de “corrigir” a desigualdade econômica percebida.

Para testar essa hipótese foram utilizadas as variáveis desvio em relação ao logaritmo natural da remuneração fixa paga pelo mercado e uma *dummy* para indicar se a remuneração fixa está abaixo da média do mercado de instituições bancárias de capital aberto.

Como variáveis de controle, foram incluídas: tipo de banco; convergência às normas internacionais de contabilidade; acionista majoritário estatal; crise *subprime*.

#### 3.2.5.4 Especificação 4: Hipótese nº 04 – Dimensão de Oportunidade

A primeira hipótese da dimensão de oportunidade foi elaborada com o intuito de se analisar elementos que indiquem uma governança corporativa fraca impactam positivamente na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Os mecanismos de governança corporativa permitem que os proprietários de uma corporação exerçam controle sobre as atividades de *insiders* e dos gestores, a fim de que seus objetivos sejam protegidos (JOHN; SENBET, 1998). Assim, se esses mecanismos não forem adequados e apresentem fragilidades, as possibilidades de ocorrência de fraudes corporativas serão majoradas.

Para mensurar a hipótese nº 04 foram utilizadas variáveis que denotam a força do conselho de administração, quando monitorar as atividades dos gestores: número de membros independentes no conselho de administração; tamanho do conselho de administração; tamanho do conselho fiscal e rotação do CEO. Como contraponto, foi incluída uma variável que indica a força que os gestores possuem no conselho de administração: o tamanho da diretoria executiva.

Além desses mecanismos, foi adicionada no modelo uma variável *dummy* para qualificar as instituições bancárias, segundo a sua adesão ou não nos selos de governança corporativa da Bovespa, os quais são nível 1, nível 2 e novo mercado. Dessa forma empresas que não aderiram às normas diferenciadas de governança poderão indicar maiores possibilidades para a perpetração de fraudes. Destaque-se que entre as instituições analisadas não foram encontradas observações para o nível Bovespa Mais.

Outro elemento sobre a estrutura de governança foi incluído no modelo, a auditoria independente. Os serviços prestados pela auditoria independente é que asseguram a qualidade

das demonstrações contábeis, e trazem uma maior credibilidade as informações utilizadas pelos seus diversos usuários.

Nesse sentido, foi adicionada uma variável *dummy* para qualificar se a firma de auditoria é uma das *big five* de auditoria. Como *big five* foram consideradas as empresas: Arthur Andersen, Deloitte, Ernst & Young, KPMG e Price. Conforme já detalhado na formulação da hipótese nº 04, atualmente as empresas de auditoria são denominadas como *big four*, em função da falência da Arthur Andersen em 2002. Como o período desta pesquisa abrange o respectivo ano, optou-se por seguir o mesmo tratamento dado por Lennox e Pittman (2010), ao incluir essa empresa e utilizar a denominação original – *big five*.

Destaque-se que as variáveis membros independentes e tamanho do conselho de administração foram elevadas ao quadrado para captar o fato de que problemas de coordenação, comunicação e tomada de decisão dificultam o desempenho do conselho de administração quando o número de diretores aumenta (Yermack, 1996). Dessa forma, o tamanho do conselho diretor e o número de membros independentes auxiliam na efetividade da governança corporativa até determinado ponto, pois à medida que o conselho cresce o custo incremental da adição de membros será maior que o benefício do monitoramento, perfazendo assim uma função convexa. Neste modelo, ainda, foram incluídas como variáveis de controle: tipo de banco; acionista majoritário estatal e crise *subprime*.

### 3.2.5.5 Especificação 5: Hipótese nº 05 – Dimensão de Oportunidade

A provisão para créditos de liquidação duvidosa identificará oportunidades de gerenciamento dos resultados pelo gestor, dada a utilização de critérios subjetivos em sua contabilização. Esta variável é utilizada para detecção de gerenciamento de resultados de instituições bancárias (AHMED; TAKEDA; THOMAS, 1999; DEBOSKEY; JIANG, 2012), justamente em função da discricionariedade e subjetividade que os gestores têm para estimá-la e a dificuldade envolvida na auditoria desta variável (DEBOSKEY; JIANG, 2012).

À variável independente, logaritmo natural da despesa com provisão para créditos de liquidação duvidosa, foi aplicada a forma logarítmica para minimização do efeito tamanho, mesmo procedimento utilizado por Anandarajan, Hasan e Mccarthy (2007). Neste modelo, foram incluídas quatro variáveis de controle: tipo de banco; convergência às normas internacionais de contabilidade; acionista majoritário estatal e crise *subprime*.

### 3.2.5.6 Especificação 6: Hipótese nº 06 – Dimensão de Oportunidade

A hipótese nº 06 representa a relação entre a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas e o tamanho da empresa. O tamanho, nos estudos empíricos, é mensurado pelo logaritmo natural do ativo total e tratado como uma variável de controle (ERICKSON; HANLON; MAYDEW, 2006; BRAZEL; JONES; ZIMBELMAN, 2009; LENNOX; PITTMAN, 2010; WANG, 2011; TROY; SMITH; DOMINO, 2011).

Nesta pesquisa, a variável logaritmo natural do ativo total tamanho foi utilizada para captar o efeito de sua variação em relação à probabilidade de fraudes corporativas. Ao aumentar o tamanho da organização, os gestores terão um maior montante de recursos a sua disposição, como também um aumento na complexidade das operações e nos conflitos de agência entre proprietários e gestores (RYAN; WIGGINS, 2001). Assim, aumentando o tamanho da empresa, portanto, a complexidade de suas operações e dos conflitos decorrentes da relação de agência, os gestores poderão se utilizar desse ambiente para a execução de fraudes corporativas.

A variável tamanho foi mensurada pelo logaritmo natural do ativo, medida utilizada pelas pesquisas de Wang (2011), Troy, Smith e Domino (2011), Brazel, Jones e Zimbelman (2009). Esse tratamento contribui para suavização dos dados em relação aos diferentes tamanhos dos bancos constantes da amostra da pesquisa, amenizando problemas com dados extremos que possam existir na amostra.

Como variáveis de controle, foram incluídas: tipo de banco; convergência às normas internacionais de contabilidade; acionista majoritário estatal e crise *subprime*.

### 3.2.5.7 Especificação 7: Hipótese nº 07 – Dimensão de Racionalização

A sétima hipótese da pesquisa busca testar a relação entre a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas e a idade dos gestores. Para Troy, Smith e Domino (2011) gestores mais jovens são mais propensos a racionalizar fraude contábil como uma decisão aceitável. A variável independente foi mensurada pelo total de anos de idade que o CEO da instituição bancária possui.

Ainda para a mensuração da hipótese nº 07 foram incluídas as seguintes variáveis de controle: tipo de banco; acionista majoritário estatal; crise *subprime* e ainda o logaritmo natural do ativo total como medida de controle para o efeito tamanho, caso ele afete a relação entre a idade e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

#### 3.2.5.8 Especificação 8: Hipótese nº 08 – Dimensão de Racionalização

A hipótese de número oito desta pesquisa visa testar o relacionamento entre a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas e o nível educacional dos gestores. Pesquisas como as de Hambrick e Mason (1984), Rest e Thoma (1985) e Gioia (2002) reconhecem o papel da educação no comportamento ético dos gestores, como também comprovam empiricamente esta relação como sendo uma associação positiva ao desenvolvimento moral (REST; THOMA, 1985).

Para mensuração da hipótese nº 08 foram definidas três variáveis *dummies* para qualificar o nível educacional do CEO da instituição bancárias: para CEOs com graduação em qualquer área; para CEOs com cursos de pós-graduação *stricto sensu* e para CEOs com curso de pós-graduação *lato sensu* em qualquer área de formação (BAKER; MULLER, 2002).

Da mesma forma que o modelo sete, foram utilizadas como variáveis de controle: tipo de banco; acionista majoritário estatal; crise *subprime* e o logaritmo natural do ativo total.

#### 3.2.5.9 Especificação 9: Hipótese nº 09 – Dimensão de Racionalização

A nona hipótese visa testar a associação entre a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas e a formação de gestores na área de negócios. Segundo Troy, Smith e Domino (2011) gestores sem conhecimento na área de negócios tenderão a racionalizar fraude como uma decisão aceitável, ao contrário daqueles com formação na área de negócios, que serão conscientes sobre as potenciais repercussões e penalidades do comportamento antiético.

Para uma melhor análise da formação na área de negócios, os gestores foram subdivididos entre aqueles com graduação na área de negócios, pós-graduação *lato sensu* e pós-graduação *stricto sensu* na área de negócios. Foram incluídas como variáveis de controle: tipo de banco; acionista majoritário estatal; crise *subprime* e o logaritmo natural do ativo total.

#### 3.2.5.10 Especificação 10: Hipótese nº 10 – Dimensão de Racionalização

A hipótese nº 10 foi elaborada para analisar a influência da preponderância do gênero feminino, na administração de instituições financeiras, na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Esta hipótese, conforme já mencionado no referencial teórico, está consubstanciada nos estudos de Kelley, Ferrel e Skinner (1990), Reynolds (2006) e Zahra, Priem e Rasheed (2007). Os autores indicam que gestores do gênero masculino estão mais

propensos a aceitar o comportamento antiético para atingir seus objetivos. Hipótese está apoiada, também, na pesquisa de Steffensmeier, Schwartz e Roche (2013), ao analisarem que executivos do gênero feminino podem ser mais éticos em sua tomada de decisão.

Para análise da preponderância do gênero feminino optou-se por utilizar de variáveis que mensuram a preponderância do gênero feminino no conselho fiscal; no conselho de administração e na direção executiva. Essas variáveis foram calculadas como razões entre do número de membros do gênero feminino sobre total de membros de cada conselho e diretoria analisados. Foram incluídas, ainda, como variáveis de controle: tipo de banco; acionista majoritário estatal; crise subprime e o logaritmo natural do ativo total.

### 3.2.5.11 Especificação 11: Hipótese nº 11 – Dimensão de Racionalização

A última hipótese da dimensão de racionalização testa a relação entre a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas e elementos de punição. Esta hipótese derivou-se dos estudos de Cressey (1953) e Becker (1968). Este último considerou em seu modelo que o indivíduo criminoso considera o efeito da punição em sua tomada de decisão para cometer, ou não, um crime. Nesse sentido, espera-se que o efeito do aumento da punição impacte negativamente na probabilidade de fraudes corporativas.

Para mensurar essa hipótese foi criada uma *dummy* que representa o período de alterações legais, as quais majoraram a punição aplicada às instituições financeiras por cometerem ilícitos contra o Sistema Financeiro Nacional. Destaque-se que como elemento de punição legal utilizou-se a Lei nº 12.683 de 2012 que alterou a Lei 9.613 de 1998.

As alterações impostas foram quanto a responsabilidade administrativa, majorando as punições aplicadas, como: a aplicação de multas, inabilitação temporário e/ou cassação ou suspensão de funcionamento, conforme art. 15 da Lei 12.683 de 2012.

Ainda foram utilizadas as seguintes variáveis de controle: tipo de banco; acionista majoritário estatal; crise *subprime* e o logaritmo natural do ativo total.

### 3.2.5.12 Especificação 12: Hipótese nº 12 – Hipótese Geral de Cressey

Além das hipóteses individuais, agregadas segundo as dimensões do triângulo de fraude, optou-se por testar a hipótese de Cressey (1953). Esta indica que a possibilidade de ocorrência de uma quebra de confiança financeira será o resultado da interação de três componentes: a existência de problemas não compartilháveis – pressão – a oportunidade para sanar esses problemas, secretamente, e a racionalização do ato.

Dessa maneira, para mensurar a hipótese nº 12 desta pesquisa, torna-se necessário reunir as variáveis utilizadas nas dimensões de pressão, oportunidade e racionalização, evidenciadas no Quadro 3, em um único modelo.

Percebe-se que o número de variáveis independentes apresentadas no Quadro 3 é demasiado, totalizando 33 (trinta e três), e esse número de variáveis pode impactar na acurácia do modelo a ser estimado para a hipótese nº 12, em função de problemas originados pela multicolinearidade das variáveis independentes. Uma opção para a minimização deste problema é a aplicação de técnicas de análise fatorial.

A análise fatorial é uma técnica multivariada que fornece ferramentas para analisar a estrutura das inter-relações em um grande número de variáveis, definindo conjuntos de variáveis que são fortemente inter-relacionadas, as quais são conhecidas como fatores (HAIR *et al*, 2009). Para a aplicação desta técnica, primeiro foram realizados o teste de esfericidade de Bartlett, para analisar se as variáveis são intercorrelacionadas, e, após, o teste de KMO – Kaiser-Meyer-Olkin – para mensuração da adequação da amostra.

Para Hair *et al* (2009) quanto mais próximo o valor do KMO for de 1, melhor a adequação da amostra à técnica. O autor ainda assevera que o pesquisador deve ter um valor geral acima de 0,50 antes de proceder com a análise fatorial. Após os testes, foi aplicada a técnica de análise fatorial, pelos componentes principais.

A técnica aplicada permitiu a geração de componentes, denominados como fatores, os quais foram rotacionados pelo método ortogonal varimax, para a simplificação de sua análise. Esses fatores foram alocados no lugar das 33 (trinta e três) variáveis relacionadas no Quadro 3, e utilizados para testar a hipótese nº 12 de pesquisa, por intermédio da aplicação dos modelos logit e probit multinomiais.

### 3.3 Análise de Robustez

A exemplo de outros estudos (PENG; ROELL, 2008; BRAZEL; JONES; ZIMBELMAN, 2009; CRUTCHLEY; JENSEN; MARSHALL, 2007; WANG; WINTON; YU, 2010; WANG, 2011; ERICKSON; HANLON; MAYDEW, 2004 e MÄHLMANN, 2013), que aplicaram técnicas diferenciadas na intenção de verificar a robustez dos resultados de suas pesquisas, como a inserção de *proxies* diferentes para a análise do mesmo fenômeno e a utilização de outros modelos econométricos, este estudo empregará uma modelagem econométrica diferenciada visando testar a robustez dos resultados.

Nesse sentido, em face da característica da variável dependente, por conter três categorias distintas, optou-se pelo modelo probit multinomial. Similar ao modelo logit multinomial, o modelo probit se distingue por assumir que os erros têm uma distribuição normal e por não estar sujeito à suposição da independência das alternativas irrelevantes (LONG; FREESE, 2006; HILBE, 2009). De acordo com Long e Freese (2006) a probabilidade da alternativa  $m$  ser escolhida é:

$$\Pr(y_i = m) = \Pr(u_{im} > u_{ij} \text{ para todos } j \neq m) \quad (9)$$

Em que  $u_{im}$  é a utilidade escolhida de uma alternativa  $m$ , e  $u_{ij}$  corresponde à escolha de uma alternativa  $j$ . Segundo Long e Freese (2006) a alternativa  $j$  será escolhida se a utilidade associada com essa alternativa é maior do que para qualquer alternativa diferente.

Assim, as variáveis introduzidas nos modelos econométricos elaborados para testar as hipóteses de pesquisa foram inseridas em um modelo probit multinomial para fins de se avaliar a consistência dos resultados encontrados na aplicação do modelo logit multinomial.

Ressalte-se que para os modelos logit multinomiais empregou-se a pesquisa de Roodman (2011). Roodman (2011) criou um estimador, *cmp – conditional (recursive) mixed process*, para analisar dados em painéis nos seguintes modelos: probit, probit ordenado, tobits, modelos com dados intervalares e distribuições truncadas e o probit multinomial.

Esse estimador permite mixar modelos em sistemas de multiequações. Especificadamente, para o probit multinomial, permite ajustar os dados multiníveis em função das preferências de heterogeneidade, considerando os efeitos aleatórios por indivíduo. Portanto, o emprego desse estimador possibilitou a inclusão de um efeito aleatório no modelo probit multinomial, para tratar problemas decorrentes da heterogeneidade não observada.

## 4 ANÁLISE EMPÍRICA

Para melhor apresentação dos resultados obtidos, este tópico foi subdividido em análise exploratória inicial dos dados e mensuração da probabilidade de fraudes segundo as dimensões do triângulo de fraude de Cressey (1953). A análise exploratória inicial, para a qual foram utilizados elementos da estatística descritiva e testes de média, evidencia a descrição das variáveis, apresentadas no Quadro 3, segregadas em empresas com e sem processos administrativos punitivos.

Na segunda parte são demonstrados os resultados obtidos para as hipóteses de pesquisa elaboradas a partir das dimensões do triângulo de fraude, e, para cada dimensão, tem-se, outrossim, os resultados de um modelo irrestrito contendo todas as hipóteses, agrupadas por dimensão, a saber: pressão, oportunidade e racionalização.

Ressalte-se que após a apresentação de cada modelo irrestrito e para as hipóteses individuais realizou-se um teste de robustez. Esse teste consistiu na aplicação de uma modelagem similar às variáveis independentes da pesquisa, para observar se os novos resultados assemelharam-se aos encontrados anteriormente.

A modelagem escolhida para tal finalidade foi o probit multinomial, tradicional ou com efeito aleatório, pois permite a análise das três categorias da variável dependente de forma simultânea.

Como já demonstrado na seção de metodologia, esta modelagem diverge do logit multinomial por supor que os erros têm uma distribuição normal e por não estar sujeito à suposição da independência das alternativas irrelevantes (LONG; FREESE, 2006; HILBE, 2009).

### 4.1 Análise Exploratória Inicial

As 44 (quarenta e quatro) instituições bancárias foram divididas entre aquelas com e sem processos administrativos punitivos. Em seguida, foram realizadas mensurações de médias, desvios-padrões e testes de média para as variáveis analisadas nesta pesquisa, as quais estão apresentadas no Quadro 3.

Para a igualdade de média foram utilizados três testes estatísticos: qui-quadrado, Shapiro Wilk e Wilcoxon. O teste qui-quadrado foi aplicado para as variáveis qualitativas,



enquanto que, para as variáveis quantitativas, primeiro fez-se necessário averiguar se a amostra apresentava uma distribuição normal, aplicando-se o teste de Shapiro Wilk. Como o resultado do teste apontou para a não normalidade das variáveis, o teste não paramétrico de Wilcoxon foi utilizado para verificar se as médias entre os dois grupos, com e sem processos, possuem igualdade estatística. Os achados estão apresentados na tabela 2.

**Tabela 2 - Análise descritiva das variáveis**

Nº	Variáveis	SEM PROCESSOS			COM PROCESSOS			Chi2	Shapiro Wilk - Normalidade	Teste de Wilcoxon
		Nº	Média	Desvio-padrão	Nº	Média	Desvio-padrão	P-valor	P-valor	P-valor
1	rif_at_L1	1795	0,045	0,026	86	0,043	0,021		0,0000	0,8177
2	var_ll_L1	1762	0,585	56,429	84	3,678	24,211		0,0000	0,6960
3	part_merc_L1	1958	0,084	0,200	91	0,289	0,404		0,0000	0,0000
4	roa_L1	1795	0,011	0,022	86	0,007	0,011		0,0000	0,0001
5	roe_L1	1795	0,034	0,194	86	0,032	0,084		0,0000	0,8472
6	part_ll	1112	0,524	0,500	67	0,552	0,501	0,6560		
7	ln_rem	1028	14,374	1,716	58	14,541	1,754		0,0000	0,5552
8	d_desvio_r~n	1028	0,825	0,380	58	0,845	0,365	0,6970		
9	desvio_rem	1028	-1,543	1,673	58	-1,262	1,731		0,0000	0,2589
10	mci2	784	1,343	2,839	45	0,778	2,373		0,0000	0,0144
11	tcf2	973	33,035	38,178	64	50,328	45,908		0,0000	0,0055
12	tca2	973	58,201	50,899	64	50,609	17,764		0,0000	0,2141
13	ceo_rot	1039	0,050	0,218	61	0,049	0,218	0,9760		
14	ln_tam_dir	969	2,253	0,808	64	2,836	1,051		0,0000	0,0001
15	selo_gov	1175	0,311	0,463	72	0,250	0,436	0,2790		
16	big_five	1826	0,869	0,337	88	0,852	0,357	0,6480		
17	ln_desp_pc~1	1466	9,969	2,429	78	11,254	2,690		0,0000	0,0001
18	ln_ativo_to	1827	15,940	1,856	88	17,119	2,119		0,0000	0,0000
19	idade	727	55,073	10,599	42	55,881	6,982		0,0000	0,2603
20	grad_ger	1018	0,463	0,499	61	0,311	0,467	0,0210		
21	esp_ger	1018	0,426	0,495	61	0,410	0,496	0,8000		
22	strictu_ger	1018	0,029	0,169	61	0,197	0,401	0,0000		
23	cgan	1019	0,248	0,432	61	0,033	0,180	0,0000		
24	cpisan	1018	0,318	0,466	61	0,393	0,493	0,2220		
25	cpssan	1018	0,029	0,169	61	0,197	0,401	0,0000		
26	pren_mul_cf	973	0,065	0,116	64	0,071	0,114		0,0000	0,3982
27	pren_mul_ca	973	0,060	0,086	64	0,057	0,085		0,0000	0,8234
28	pren_mul_dir	973	0,056	0,091	64	0,044	0,059		0,0000	0,9099
29	puni	1840	0,037	0,189	88	0,000	0,000	0,0660		
30	tip_bco	1839	0,931	0,253	88	0,750	0,435	0,0000		
31	converg	1824	0,164	0,370	88	0,045	0,209	0,0030		
32	estat	1831	0,234	0,423	86	0,430	0,498	0,0000		
33	crise	1999	0,169	0,375	94	0,096	0,296	0,0620		

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Como se pode verificar na tabela 2, as variáveis receita com intermediação financeira sobre o ativo, retorno sobre o patrimônio líquido e variação no lucro não foram estatisticamente significantes. No entanto, as variáveis participação no mercado e ROA indicaram que a média são estatisticamente diferentes entre bancos com processos e sem processos administrativos punitivos. Esse fato parece indicar que as variáveis definidoras da hipótese nº 01, de que o desempenho anterior impacta positivamente na probabilidade de ocorrência de fraudes

corporativas, podem servir como preditoras significantes para a mensuração desta probabilidade.

Das variáveis utilizadas para mensuração da hipótese nº 01, destaque-se que bancos com processos administrativos, em média, possuem uma maior participação no mercado bancário do que os bancos íntegros. Esse resultado corrobora o trabalho de Sadka (2009).

O autor, ao analisar o caso da WorldCom, observou que a empresa possuía uma participação no mercado superior à das empresas AT&T e Sprint. Para Sadka (2009) a WorldCom aumentou sua participação no mercado com finalidade de agir como se a empresa fosse verdadeiramente eficiente, tal qual os demonstrativos financeiros (fraudulentos) sugeriam.

Para as variáveis interligadas à remuneração dos gestores, observa-se na tabela 2 que tanto aquelas que indicam elementos de remuneração variável – participação nos lucros – quanto aquelas utilizadas na análise da remuneração fixa dos gestores não evidenciaram significância estatística. Esses resultados podem indicar que as hipóteses elaboradas para o exame da relação entre a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas e a remuneração dos gestores – hipótese nº 02 e 03 – não serão confirmadas.

Para as variáveis que indicam elementos da estrutura de governança corporativa, constata-se na tabela 2, que o tamanho do conselho de administração, a rotação do CEO, empresas de auditoria *big five* e instituições com selo de governança corporativa da BM&F Bovespa, não foram significantes. Já os itens membros independentes, tamanho do conselho fiscal e tamanho da diretoria obtiveram significância estatística. As variáveis significantes são indicativos de que a hipótese nº 04, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente por indicadores baixos de governança corporativa, poderá ser confirmada.

Conforme pode-se verificar na tabela 2, para instituições sem processos administrativos a média do número de membros independentes é significativamente maior do que a média do número de membros independentes em instituições bancárias com processos administrativos punitivos. Esse fato corrobora a pesquisa de Beasley (1996), que identificou que uma maior proporção de membros independentes no conselho de administração contribui com a diminuição da probabilidade de ocorrência de fraudes.

Já o conselho fiscal indicou caminho inverso ao encontrado para os membros independentes. Esse conselho visa fiscalizar atos da administração, opinar sobre determinadas

questões e posicionar os acionistas (TRAPP, 2009). Logo, esperava-se que o seu tamanho contribuísse nessa fiscalização, e isso seria refletido em uma maior média para instituições sem processos administrativos punitivos, fato não confirmado pela análise descritiva desta variável.

Para o tamanho da diretoria executiva, supõem-se que a variável denote o poder da diretoria executiva sobre o conselho de administração. Assim, instituições com maior média de membros dessa diretoria estariam alocados no grupo de empresas com processos administrativos punitivos. Tal fato foi confirmado pelos resultados da tabela 2, na qual constata-se que instituições com processos administrativos em média possuem maior número de diretores executivos.

Conforme evidenciam os resultados da tabela 2, a variação na despesa com provisão de créditos de liquidação duvidosa foi estatisticamente significante, quando comparada a médias entre instituições bancárias com processos administrativos e sem processos administrativos punitivos. Esse resultado é um indicativo de que a hipótese nº 05, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, poderá ser confirmada.

Para o tamanho das instituições bancárias, observou-se que, instituições bancárias sem processos administrativos, em média, possuem o tamanho corporativo estatisticamente diferente das instituições com processos, indicando, neste caso, que o tamanho corporativo parece ser maior para empresas com processos administrativos. O que parece apontar para a confirmação da hipótese nº 06 da pesquisa, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente pelo tamanho da instituição bancária. O resultado obtido para o tamanho da instituição coaduna com a pesquisa de Alexander e Cohen (1996). Esses autores afirmam que as grandes empresas oferecem mais oportunidades para funcionários se engajarem em crimes corporativos do que empresas menores.

Em relação às variáveis que apresentam as características dos CEOs, observa-se que a médias das variáveis idade, CEOs com pós-graduação *lato sensu*, CEOs com pós-graduação *stricto sensu* na área de negócios e a predominância do gênero feminino no conselho de administração, conselho fiscal e diretoria executiva, não apresentaram diferenças significantes entre as instituições bancárias com e sem processos administrativos punitivos.

Já as variáveis que qualificam o nível educacional do CEOs, para graduação e pós-graduação *stricto sensu*, gestores com graduação na área de negócios e gestores com pós-graduação *stricto sensu* na área de negócios, indicaram significância estatística.

Quanto ao nível educacional, verifica-se que as instituições ílesas detêm uma maior frequência de gestores com graduação e com pós graduação *stricto sensu*. Quando analisada a formação do CEO na área de negócios, examinou-se que gestores com graduação e com pós-graduação *stricto sensu* na área de negócios são predominantemente alocados em instituições bancárias sem processos administrativos punitivos.

Dessa forma, quanto à formação do CEO, os resultados apresentam indícios de que a hipóteses nº 07 e 08, que relacionam o nível educacional e a formação na área de negócios do CEOs, são passíveis de confirmação.

Um fato interessante foi o resultado obtido para a variável punição. Esta variável indica o período em que a legislação sobre a punição de crimes financeiros foi majorada. Segundo os resultados, das 1928 observações contidas nesta variável, 68 identificam o período da majoração da punição, e estas observações estão alocadas no grupo de empresas sem processos administrativos punitivos.

Portanto, mesmo não sendo estatisticamente significativa, ao nível de 5%, esses resultados são consoantes com literatura da economia do crime, para a qual a punição serve como elemento dissuasor de atividades criminosas, conforme pode-se constatar nos estudos de Beccaria (1819/1764), Becker (1968), Block e Lind (1975), Dau-Schmidt (1990), Garoupa (2003), Wright *et al* (2004).

Com respeito às variáveis de controle, ou seja, tipo de banco e convergência às normas internacionais de contabilidade, e *dummy* para qualificar se o controle acionário majoritário é estatal, foram estatisticamente significantes. Já a variável crise *subprime* não apresentou resultados significantes.

Chama a atenção, nos resultados apresentados na tabela 2, o alto desvio-padrão das variáveis variação no lucro líquido, ROE, ROA e desvio da remuneração fixa dos gestores. O alto desvio-padrão, possivelmente, foi proporcionado pela presença de *outliers* nos dados.

Após verificação pormenorizada dos dados da amostra, observou-se que o banco Itaú Unibanco  *Holding*, durante o ano de 2002 e 2009, apresentou altos valores de remuneração fixada em atas de assembleias ordinárias e no lucro líquido. Ressalte-se que esta variável apresentou um alto desvio-padrão decorrente da presença de *outliers* nos dados da empresa Itaú Unibanco  *Holding*, que pode ser decorrente da compra, realizada por esta instituição, dos Bancos BBA-Creditanstalt S.A e do Banco Fiat S.A. Ainda foi verificado que o lucro líquido

dos bancos Mercantil de São Paulo em 2002, Sofisa em 2007, BBI em 2004, Banco do Nordeste em 2002 e Barclays em 2010 evidenciaram valores extremos.

## 4.2 Resultados das Hipótese da Dimensão de Pressão do Triângulo de Fraude

Esta dimensão relaciona-se a pressões, de natureza interna ou externa, oriundas de problemas financeiros não compartilhados pelo fraudador. Tais pressões exercem sobre o indivíduo um desejo de obter um resultado específico para solucionar esse problema, que pode ocorrer pela violação da confiança financeira. (CRESSEY, 1953). Esse desejo pode estar relacionado, de alguma forma, com a busca pela manutenção de *status* de comportamento do fraudador.

Neste item apresentam-se os resultados da mensuração dos modelos criados para testar as hipóteses da dimensão de pressão do triângulo de fraude, como também evidenciam-se os resultados da aplicação de um modelo irrestrito, que considera todas as variáveis envolvidas nesta dimensão.

### 4.2.1 Dimensão de Pressão: Hipótese nº 01

A hipótese nº 01 testa a relação entre a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas e o desempenho das instituições bancárias com defasagem temporal. Os resultados obtidos estão evidenciados na tabela 3:

**Tabela 3 - Relação entre desempenho anterior e fraudes corporativas: Hipótese nº 01**

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 01							
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
rif_at_L1	-0,2901 ( 7,0833 )	0,7482 ( 5,2995 )	9,5553 ( 6,9885 )	14119,1507 (98672,31)	-0,1509 ( 7,4686 )	0,8599 ( 6,4224 )	11,2744 ( 7,2545 )	78776,214 (571480,3)
var_ll_L1	0,0018 ( 0,0022 )	1,0018 ( 0,0022 )	0,0035 ( 0,0025 )	1,0036 ( 0,0026 )	0,0021 ( 0,0022 )	1,0021 ( 0,0023 )	0,0048 ( 0,0031 )	1,0048 ( 0,0031 )
roe_L1	1,9608*** ( 0,6323 )	7,1048*** ( 4,4922 )	2,3195*** ( 0,5054 )	10,1707*** ( 5,1400 )	2,0677*** ( 0,7860 )	7,9069*** ( 6,2147 )	1,9014 ( 1,2880 )	6,6952 ( 8,6233 )
roa_L1	-1,8981 ( 10,2572 )	0,1498 ( 1,5370 )	-20,0079** ( 8,1786 )	0,0000** ( 0,0000 )	-0,3993 ( 10,2169 )	0,6708 ( 6,8535 )	-24,0266** ( 10,6089 )	0,0000** ( 0,0000 )
part_mer_L1	0,3585 ( 1,4424 )	1,4311 ( 2,0643 )	0,6344 ( 0,4958 )	1,8859 ( 0,9349 )	0,2321 ( 1,5282 )	1,2612 ( 1,9274 )	0,9079 ( 0,6498 )	2,4792 ( 1,6111 )
tip_bco	0,9492 ( 0,9039 )	2,5836 ( 2,3352 )	-0,7263 ( 0,5287 )	0,4837 ( 0,2557 )	1,0703 ( 1,0627 )	2,9161 ( 3,0989 )	-1,1451 ( 1,2284 )	0,3182 ( 0,3909 )
converg	-2,2110** ( 1,0274 )	0,1096** ( 0,1126 )	-1,3632** ( 0,6357 )	0,2558** ( 0,1626 )	-2,2372** ( 1,0280 )	0,1068** ( 0,1097 )	-1,4552** ( 0,6476 )	0,2333** ( 0,1511 )
estat	0,1187 ( 0,4595 )	1,1261 ( 0,5174 )	1,0753*** ( 0,4157 )	2,9309*** ( 1,2184 )	0,039 ( 0,5262 )	1,0398 ( 0,5472 )	0,9163 ( 0,7816 )	2,4999 ( 1,9540 )

Continuação: Tabela 3 - Relação entre desempenho anterior e fraudes corporativas: Hipótese nº 01

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 01				Hipótese nº 01			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
Crise	-0,5422 ( 0,4930 )	0,5815 ( 0,2867 )	-1,3435** ( 0,6252 )	0,2609** ( 0,1631 )	-0,5742 ( 0,4951 )	0,5632 ( 0,2788 )	-1,4429** ( 0,6411 )	0,2362** ( 0,1515 )
M1[i]				1 0	2,7183 0	2,3701** ( 1,0067 )	10,6989** ( 10,7701 )	
Constant	-4,7883*** ( 1,0328 )	0,0083*** ( 0,0086 )	-4,0053*** ( 0,7204 )	0,0182*** ( 0,0131 )	-5,0803*** ( 1,2143 )	0,0062*** ( 0,0076 )	-4,4962*** ( 1,3695 )	0,0112*** ( 0,0153 )
var(M1[i]) Constant					0,3913 ( 0,3318 )	1,4789 ( 0,4907 )		
Obs.	1814				1814			
Log likelihood	-333,100				-319,700			
AIC	706,219				683,421			
BIC	816,285				804,493			
LR test	26,800	<b>Teste de Cramer e Ridder (1991)</b>						
P-valor LR test	0,0000	P>chi2 = 01:02	0,0380	P>chi2 = 01:00	0,0000	P>chi2 = 02:00	0,0090	

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Na tabela 3, apresentam-se tanto o modelo logit multinomial tradicional, quanto o modelo logit multinomial com efeito aleatório. Os resultados do teste de Cramer e Ridder (1991) indicam que, exceto para as alternativas 01 e 02, os agrupamentos entre as alternativas não podem ser realizados ao nível de significância de 1%.

Esse resultado implica em uma heterogeneidade entre as alternativas, indicando o modelo logit multinomial com efeito aleatório correspondente como o modelo mais apropriado aos dados da pesquisa.

No mesmo sentido, os testes adicionais de comparação entre os modelos indicam que aquele com efeito aleatório parece ser mais ajustado aos dados da pesquisa. Isso pode ser comprovado nos resultados do teste de LR – *likelihood ratio* – e pelo critério de informação de AIC. O teste de LR evidencia um p-valor inferior a 0,05, ao implicar que o modelo com restrição é mais adequado, e do critério de informação AIC estimado para o modelo com efeito aleatório, dado ao valor estimado ser menor do que o valor estimado para o modelo tradicional.

Para as instituições bancárias com indícios de fraudes, verifica-se na tabela 3 que as variáveis retorno sobre o patrimônio líquido em t-1 e convergência às normas internacionais de contabilidade foram estatisticamente significantes. Segundo os resultados, o aumento de um ponto percentual do retorno sobre o patrimônio líquido em t-1 eleva a probabilidade de ocorrência de indícios de fraudes em 690,69%, estando as demais variáveis constantes. A

convergência às normas internacionais de contabilidade propiciou uma redução na probabilidade de indícios de fraudes em 89,32%, com as demais variáveis constantes.

Destaca-se que, o retorno sobre o patrimônio líquido, embora muito utilizado na literatura sobre desempenho em instituições bancárias, conforme já evidenciado na composição da hipótese de pesquisa, pode apresentar uma perda de poder de comparabilidade, uma vez que é afetado pelo grau de alavancagem da empresa (PRIMO et al, 2013). O que pode ter influenciado no sinal do coeficiente encontrado para instituições bancárias com indícios de fraudes.

Quanto à probabilidade de ocorrência de fraudes, observa-se que as variáveis retorno sobre o ativo em t-1, convergência às normas internacionais de contabilidade e crise financeira foram significantes estatisticamente para empresas condenadas em processos administrativos punitivos. Já as variáveis de controle, convergência às normas internacionais de contabilidade e crise *subprime*, evidenciam uma relação inversa à probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Desta forma, a convergência às normas e a crise do *subprime* influenciam negativamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas em 76,67% e 76,38%, respectivamente, mantendo-se as demais variáveis constantes.

Para o retorno sobre os ativos verifica-se que sua relação é inversa à probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Isso implica dizer que o aumento percentual do retorno sobre o ativo em t-1 diminui a probabilidade de fraudes corporativas em quase 100% (99,9999%). Desta forma, verifica-se que um desempenho negativo no período anterior implica em um aumento na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Esses achados corroboram a pesquisa de Alexander e Cohen (1996), os quais evidenciaram que os desempenhos anteriores das empresas afetam a ocorrência de crimes corporativos, e refletem a argumentação de Macey (1991), de que o desempenho abaixo do ideal poderá levar os gestores a preferirem um maior nível de risco para elevarem o desempenho da empresa.

Assim, a pressão por desempenhos melhores, visto que o anterior foi abaixo do esperado, pode pressionar os gestores a manipularem os resultados da empresa, a fim de evidenciar um melhor desempenho da instituição bancária.

Diante do exposto, os resultados obtidos para a variável retorno sobre os ativos em t-1, indicam que a hipótese nº 01 desta pesquisa não pode ser rejeitada. Em outras palavras, o desempenho anterior da instituição bancária influencia negativamente a probabilidade de fraudes corporativas, quando esse desempenho for positivo.

Os resultados dos testes de multicolinearidade para o modelo que mensurou a hipótese nº 01 desta pesquisa estão apresentados na tabela 4:

**Tabela 4 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
rif_at_L1	1,08	1,04	0,9274	0,0726
var_ll_L1	1,03	1,01	0,9717	0,0283
part_merc_L1	1,13	1,06	0,8850	0,1150
roa_L1	1,32	1,15	0,7550	0,2450
roel_L1	1,27	1,13	0,7859	0,2141
tip_bco	1,34	1,16	0,7459	0,2541
converg	1,09	1,04	0,9178	0,0822
estat	1,23	1,11	0,8104	0,1896
crise	1,05	1,02	0,9523	0,0477
Média VIF	1,17			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Pelos resultados da tabela 4, as variáveis independentes utilizadas no modelo criado para testar a hipótese nº 01 não apresentam problemas de multicolinearidade, pois como se pode observar, as variáveis indicam valores acima de 20% para tolerância e abaixo de 80% para o R<sup>2</sup>.

Conforme Menard (2000), o valor mínimo de tolerância é de 20%, e valores abaixo desse percentual representam a existência de problemas de colinearidade, enquanto que o valor do R<sup>2</sup> não deve ser superior a 80%. Caso seja, implica a existência de problemas de multicolinearidade

#### 4.2.2 Dimensão de Pressão: Hipótese nº 02

A hipótese nº 02 da dimensão de pressão supõe uma relação positiva entre a existência de participação nos lucros das instituições bancárias e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Os resultados, encontrados na aplicação dos modelos, estão descritos na tabela 5.

**Tabela 5 - Relação entre participação nos lucros e fraudes corporativas: Hipótese nº 02**

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 02				Hipótese nº 02			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
part_ll	1,1006*	3,0059*	0,0548	1,0563	0,8969	2,4521	0,0989	1,1040
	( 0,6532 )	( 1,9633 )	( 0,3989 )	( 0,4214 )	( 0,7126 )	( 1,7474 )	( 0,5381 )	( 0,5940 )
ln_rem	0,2127	1,2370	0,1638	1,1780	-0,1737	0,8406	-0,5971**	0,5504**
	( 0,1544 )	( 0,1910 )	( 0,1293 )	( 0,1523 )	( 0,2488 )	( 0,2092 )	( 0,2936 )	( 0,1616 )
tip_bco	1,2344	3,4362	-1,2049***	0,2997***	0,8097	2,2473	-2,1497	0,1165
	( 1,1285 )	( 3,8777 )	( 0,4289 )	( 0,1286 )	( 1,6344 )	( 3,6730 )	( 1,5946 )	( 0,1858 )
converg	-1,9967*	0,1358*	-1,8381**	0,1591**	-1,6137	0,1992	-1,5639*	0,2093*
	( 1,0390 )	( 0,1411 )	( 0,7467 )	( 0,1188 )	( 1,0621 )	( 0,2115 )	( 0,8001 )	( 0,1675 )
estat	0,6181	1,8553	1,0152**	2,7600**	0,0458	1,0469	0,0999	1,1051



**Continuação: Tabela 5 - Relação entre desempenho anterior e fraudes corporativas: Hipótese nº 01**

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório				
	Hipótese nº 02				Hipótese nº 02				
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	
crise	(0,6830)	(1,2671)	(0,4749)	(1,3106)	(0,9995)	(1,0463)	(1,0772)	(1,1904)	
M1[i]	-1,8562*	0,1563*	-1,3027**	0,2718**	-1,6727	0,1877	-1,2169*	0,2962*	
	(1,0404)	(0,1626)	(0,6225)	(0,1692)	(1,0549)	(0,1981)	(0,6689)	(0,1981)	
Constant					1	2,7183	1,3361**	3,8043**	
					0	0,0000	(0,5225)	(1,9876)	
var(M1[i])	-8,7418***	0,0002***	-4,8313**	0,0080**	-3,9019	0,0202	5,0638	158,1851	
Constant	(2,6939)	(0,0004)	(2,0068)	(0,0160)	(3,7806)	(0,0764)	(4,2548)	(673,054)	
Obs.	1034				1034				
Log likelihood	-227,500				-204,900				
AIC	483,052				441,884				
BIC	552,229				520,943				
LR test	45,170	<b>Teste de Cramer e Ridder (1991)</b>							
P-valor LR test	0,0000	P>chi2 = 01:02	0,0140	P>chi2 = 01:00	0,0000	P>chi2 = 02:00	0,0240		

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

De acordo com o teste de Cramer e Ridder (1991), a hipótese nula de que as alternativas podem ser agrupadas não foi aceita, dado aos p-valores inferiores a 1%. Os testes adicionais para comparação entre os modelos logit multinomial tradicional e com efeito aleatório, corroboram os resultados do teste de Cramer e Ridder (1991), pois o teste de LR indicou que o modelo com efeito aleatório é mais adequado, ao nível de significância de 1% e os critérios de informação AIC e BIC demonstram que o modelo com efeito aleatório é o mais ajustado aos dados da pesquisa. Desta forma, evidencia-se a análise dos resultados para o modelo logit multinomial com efeito aleatório.

A hipótese nº 02, de que a probabilidade da ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente pela participação nos lucros das instituições bancárias brasileiras, foi elaborada em função de um contraponto encontrado entre a literatura da teoria da agência e a economia do crime.

Esta última, representada pelo estudo de Macey (1991), prescreve que os gestores irão buscar aumentar o seu nível de rendimentos, quer pela competência, quer se envolvendo em meios fraudulentos para garanti-los.

Já a teoria da agência enquadra as políticas de remuneração como custos de monitoramento na atuação dos agentes e, como a participação na lucratividade é classificada

como uma política de remuneração, espera-se que a sua relação com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas seja inversa, reduzindo essa probabilidade.

Pelos resultados discriminados na tabela 5, a variável participação na lucratividade da instituição bancária não foi estatisticamente significativa, seja para a probabilidade de indícios de fraudes ou para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Logo, a hipótese nº 02 desta pesquisa, não foi aceita.

No entanto, cabe ressaltar que a variável para a remuneração fixa trimestral evidenciou significância estatística para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Os resultados indicam que quanto maior remuneração fixa percebida pelo gestor, menor é a probabilidade de fraudes corporativas. Uma unidade de variação na remuneração fixa trimestral resulta em um decréscimo da probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas em 44,96%, ao se manter as demais variáveis constantes.

Este resultado está de acordo com a literatura de teoria da agência, na qual as políticas de remunerações são consideradas como custos de monitoramento das ações dos agentes, pois auxiliam no alinhamento entre os interesses de agentes e principais (JENSEN; MURPHY, 1990; BYRD; PARRINO; PRITSCH, 1998).

A tabela 6 evidencia os resultados para o teste de multicolinearidade:

**Tabela 6 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
part_ll	1,34	1,16	0,7473	0,2527
ln_rem	1,42	1,19	0,7019	0,2981
tip_bco	1,26	1,12	0,7933	0,2067
converg	1,13	1,06	0,8833	0,1167
estat	1,44	1,20	0,6927	0,3073
crise	1,11	1,05	0,9000	0,1000
Média VIF	1,29			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Para as variáveis explicativas do modelo que mensurou a hipótese nº 02 não houve quaisquer problemas de multicolinearidade, devido ao nível de tolerância ser superior a 80%, portanto, os coeficientes podem ser considerados estáveis.

### 4.2.3 Dimensão de Pressão: Hipótese nº 03

A última hipótese para a dimensão de pressão complementa a análise da remuneração fixa do gestor porque testa se a remuneração fixa abaixo da média de mercado impacta na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

**Tabela 7 - Relação entre desvio da remuneração e fraudes corporativas: Hipótese nº 03**

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 03				Hipótese nº 03			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
d_desvio_remun	0,9442 (1,1138)	2,5707 (2,8633)	1,6821* (0,8721)	5,3767* (4,6891)	1,1537 (1,4755)	3,1700 (4,6773)	0,0199 (1,1836)	1,0201 (1,2073)
desvio_remun	0,5524* (0,3005)	1,7373* (0,5220)	0,4642*** (0,1771)	1,5908*** (0,2818)	0,2012 (0,3869)	1,2228 (0,4731)	-0,4414 (0,3481)	0,6431 (0,2238)
tip_bco	1,1857 (1,1734)	3,2730 (3,8406)	-0,9245** (0,4477)	0,3967** (0,1776)	1,0584 (1,7194)	2,8818 (4,9550)	-2,0460 (1,5500)	0,1293 (0,2003)
converg	-1,8079* (1,0365)	0,1640* (0,1700)	-1,8642** (0,7442)	0,1550** (0,1154)	-1,6393 (1,0500)	0,1941 (0,2038)	-1,8452** (0,7755)	0,1580** (0,1225)
estat	0,6173 (0,6973)	1,8539 (1,2928)	1,1001** (0,4655)	3,0044** (1,3985)	-0,0229 (0,9755)	0,9774 (0,9534)	0,3204 (1,0446)	1,3776 (1,4391)
crise	-1,7905* (1,0378)	0,1669* (0,1732)	-1,3783** (0,6162)	0,2520** (0,1553)	-1,7190 (1,0468)	0,1792 (0,1876)	-1,3032* (0,6682)	0,2717* (0,1815)
M1[i]					1 0	2,7183 0,0000	1,2948*** (0,4756)	3,6504*** (1,7360)
Constant	-4,97*** (1,4705)	0,0069*** (0,0102)	-3,4666*** (0,8466)	0,0312*** (0,0264)	-6,6785*** (2,2897)	0,0013*** (0,0029)	-4,1689** (1,7854)	0,0155** (0,0276)
var(M1[i]) Constant					3,2042 (2,6985)	24,6365 (66,482)		
Obs.	1077				1077			
Log likelihood	-227,400				-207,700			
AIC	482,837				447,403			
BIC	552,584				527,114			
LR test	39,430		<b>Teste de Cramer e Ridder (1991)</b>					
P-valor LR test	0,0000		P>chi2 = 01:02	0,0280	P>chi2 = 01:00	0,0000	P>chi2 = 02:00	0,0370

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

O resultado do teste de Cramer e Ridder (1991) mostra que os agrupamentos entre as alternativas não podem ser realizados, em função de que os p-valores mensurados estão abaixo de 5%. Esse resultado implica em heterogeneidade entre as alternativas e, dessa forma, o modelo logit multinomial com efeito aleatório é o mais adequado.

A análise dos critérios de informação AIC e BIC, como também do p-valor evidenciado pela aplicação do teste de LR, com um p-valor inferior a 0,05, confirmam que o modelo multinomial logit com efeito aleatório é o mais ajustado aos dados da pesquisa. Dessa forma, face aos resultados dos testes de comparação entre os modelos, apresenta-se a análise para os resultados estimados com o modelo com efeito aleatório.

Os resultados evidenciados para o modelo multinomial com efeito aleatório indicam que as variáveis que representam o desvio da remuneração em relação a média de mercado não foram estatisticamente significantes. Embora, é importante ressaltar que, mesmo sem a significância esperada, a variável *dummy* que representa o recebimento de uma remuneração fixa abaixo da média de mercado possui sinal positivo.

Destaque-se que a variável convergência às normas internacionais de contabilidade foi estatisticamente significativa para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Dessa forma, a convergência às normas implica em diminuição da probabilidade de ocorrência de fraudes de 84,20%.

Por último, para o modelo que mensurou a hipótese nº 03, as variáveis explicativas foram testadas para a presença de problemas de multicolinearidade. Os resultados estão evidenciados na tabela 8:

**Tabela 8 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
d_desvio_remun	2,79	1,67	0,3585	0,6415
desvio_rem	3,03	1,74	0,3296	0,6704
tip_bco	1,27	1,13	0,7853	0,2147
converg	1,08	1,04	0,9222	0,0778
estat	1,42	1,19	0,7044	0,2956
crise	1,09	1,05	0,9153	0,0847
Média VIF	1,78			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Segundo os resultados da tabela 8, as variáveis utilizadas na mensuração do modelo que testou a hipótese nº 03 desta pesquisa não apresentam problemas severos de multicolinearidade, em função do nível de tolerância ser superior a 30%. Para Menard (2000) o percentual mínimo para tolerância é 20%, abaixo desse percentual existirá problemas de colinearidade.

#### 4.2.4 Modelo Irrestrito da Dimensão de Pressão

Após a análise individual das hipóteses formuladas para a dimensão de pressão do triângulo de fraude, optou-se por mensurar também um modelo contendo todas as variáveis utilizadas na dimensão. Os resultados do modelo irrestrito para dimensão de pressão estão apresentados na tabela 9.

Tabela 9 - Modelo irrestrito da dimensão de pressão

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Modelo Irrestrito Pressão				Modelo Irrestrito Pressão			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
rif_at_L1	2,419 ( 17,5190 )	11,235 ( 196,826 )	12,1488 ( 13,4016 )	188863,331 ( 2531065 )	5,0563 ( 17,9648 )	157,0105 ( 2,820,660 )	15,8288 ( 16,0281 )	7487973,70 ( 120020.000 )
var_ll_L1	0,0015 ( 0,0059 )	1,0015 ( 0,0059 )	0,0060* ( 0,0035 )	1,0060* ( 0,0035 )	0,0018 ( 0,0057 )	1,0018 ( 0,0057 )	0,0067* ( 0,0040 )	1,0067* ( 0,0040 )
part_merc_L1	5,2018*** ( 1,8361 )	181,600*** ( 333,441 )	4,3954*** ( 0,9343 )	81,0792*** ( 75,7520 )	5,5210*** ( 1,9598 )	249,891*** ( 489,734 )	5,3585*** ( 1,7034 )	212,398*** ( 361,798 )
roa_L1	-18,3660 ( 32,9639 )	0,0000 ( 0,0000 )	-46,6413** ( 23,2370 )	0,0000** ( 0,0000 )	-11,7300 ( 29,0400 )	0,0000 ( 0,0002 )	-45,1575* ( 25,9622 )	0,0000* ( 0,0000 )
roe1_L1	6,6597 ( 6,3495 )	780,2907 ( 4,954,452 )	2,6079 ( 1,8898 )	13,5704 ( 25,6457 )	5,5528 ( 6,5180 )	257,9655 ( 1,681,430 )	2,4317 ( 1,8356 )	11,3784 ( 20,8866 )
part_ll	1,4018** ( 0,6883 )	4,0624** ( 2,7961 )	0,5935 ( 0,4622 )	1,8103 ( 0,8367 )	1,2655* ( 0,7123 )	3,5449* ( 2,5251 )	0,469 ( 0,5482 )	1,5984 ( 0,8763 )
ln_rem	-0,3502 ( 0,3486 )	0,7045 ( 0,2456 )	-0,5975*** ( 0,2244 )	0,5502*** ( 0,1235 )	-0,3846 ( 0,3768 )	0,6808 ( 0,2565 )	-0,7902** ( 0,3119 )	0,4537** ( 0,1415 )
d_desvio_r emun	0,1573 ( 1,5849 )	1,1703 ( 1,8548 )	0,4814 ( 1,0173 )	1,6183 ( 1,6462 )	0,0046 ( 1,6572 )	1,0046 ( 1,6649 )	-0,0531 ( 1,1642 )	0,9483 ( 1,1040 )
tip_bco	3,8360* ( 1,9630 )	46,3407* ( 90,9658 )	0,0771 ( 0,7199 )	1,0802 ( 0,7776 )	3,7626* ( 2,0601 )	43,0589* ( 88,7035 )	-0,2681 ( 1,1777 )	0,7649 ( 0,9008 )
converg	-1,533 ( 1,0701 )	0,2159 ( 0,2310 )	-1,5682** ( 0,7969 )	0,2084** ( 0,1661 )	-1,5478 ( 1,0731 )	0,2127 ( 0,2283 )	-1,5019* ( 0,8110 )	0,2227* ( 0,1806 )
estat	0,4602 ( 0,7214 )	1,5844 ( 1,1430 )	0,3747 ( 0,4694 )	1,4546 ( 0,6827 )	0,535 ( 0,7692 )	1,7074 ( 1,3133 )	0,4098 ( 0,7693 )	1,5065 ( 1,1589 )
crise	-1,9032* ( 1,0706 )	0,1491* ( 0,1596 )	-1,1783* ( 0,6698 )	0,3078* ( 0,2061 )	-1,8550* ( 1,0750 )	0,1565* ( 0,1682 )	-1,2265* ( 0,7139 )	0,2933* ( 0,2094 )
M1[i]					1 0	2,7183 0,0000	2,1539 ( 1,5166 )	8,6182 ( 13,0700 )
Constant	-4,6778 ( 6,5180 )	0,0093 ( 0,0606 )	3,1869 ( 3,5354 )	24,213 ( 85,6016 )	-4,3344 ( 6,9350 )	0,0131 ( 0,0909 )	5,6242 ( 4,7404 )	277,0631 ( 1,313,382 )
var(M1[i]) Constant					0,2991 ( 0,4423 )	1,3486 ( 0,5965 )		
Obs.	993				993			
Log likelihood	-188,300				-184,000			
AIC	428,679				423,923			
BIC	556,098				561,144			
LR test	8,760	<b>Teste de Cramer e Ridder (1991)</b>						
P-valor LR test	0,0126	P>chi2 = 01:02	0,0030	P>chi2 = 01:00	0,0000	P>chi2 = 02:00	0,0510	

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Conforme observa-se na tabela 9, os resultados indicaram para o teste de Cramer e Ridder (1991) que as alternativas não podem ser agrupadas em simples empilhamentos, sugerindo, então, a presença de uma heterogeneidade entre os agrupamentos. Os testes de comparação adicional, LR teste e critério de informação AIC confirmam a escolha do modelo multinomial logit com efeito aleatório.

Segundo os resultados da tabela 9 a probabilidade de indícios de fraudes corporativas é influenciada positivamente pela participação no mercado em t-1. Já para a probabilidade de

ocorrência de fraudes corporativas a participação no mercado em t-1 foi positivamente significativa, enquanto a remuneração fixa impactou negativamente essa probabilidade.

Portanto, os resultados do modelo irrestrito para a dimensão de pressão não permitem corroborar as hipóteses individuais delineadas para essa dimensão. Esperava-se que as variáveis para o desempenho da instituição em períodos anteriores indicassem comportamento inverso à probabilidade de ocorrência de fraudes, e que as variáveis para o desvio da remuneração e para a participação nos lucros do banco fossem significantes.

Para o modelo irrestrito da dimensão de pressão foi excluída a variável desvio da remuneração fixa. O procedimento foi realizado em função da presença de problemas severos de multicolinearidade entre essa variável e a remuneração fixa trimestral.

No entanto, mesmo ao realizar este procedimento, percebe-se que problemas de multicolinearidade ainda são encontrados entre as variáveis independentes: remuneração fixa trimestral e a *dummy* que qualifica se a remuneração fixa está abaixo da média do mercado, conforme se pode observar na tabela 10.

**Tabela 10 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
rif_at_L1	1,30	1,14	0,7665	0,2335
var_ll_L1	1,03	1,02	0,9684	0,0316
part_merc_L1	1,89	1,37	0,5292	0,4708
roa_L1	1,56	1,25	0,6423	0,3577
roe1_L1	1,48	1,22	0,6761	0,3239
part_ll	1,46	1,21	0,6839	0,3161
ln_rem	4,71	2,17	0,2121	0,7879
d_desvio_remun	3,22	1,79	0,3107	0,6893
tip_bco	1,51	1,23	0,6606	0,3394
converg	1,25	1,12	0,8003	0,1997
estat	1,56	1,25	0,6418	0,3582
crise	1,13	1,06	0,8855	0,1145
Média VIF	1,84			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Segundo os resultados da tabela 10, as variáveis utilizadas na mensuração do modelo que testou o modelo irrestrito para a dimensão de pressão apresentam problemas severos de multicolinearidade, em função do nível de tolerância ser superior a 20%. Para Menard (2000) o percentual mínimo para tolerância é 20%; abaixo desse percentual existirem problemas de colinearidade.

#### 4.2.5 Teste de Robustez para a Dimensão de Pressão

Após evidenciar nos tópicos anteriores os testes das hipóteses de pesquisa, criadas para

a dimensão de pressão, e a mensuração de um modelo irrestrito para esta dimensão, passa-se a análise da robustez dos resultados encontrados. Para testar essa robustez foi aplicado um modelo probit multinomial com efeito aleatório para as hipóteses individuais e para o modelo irrestrito da dimensão de pressão do triângulo de fraude. Os resultados estão demonstrados na tabela 11.

**Tabela 11 - Probit multinomial com efeito aleatório: Dimensão de pressão**

Variáveis	Multinomial Probit com Efeito Aleatório							
	Hipótese nº 01		Hipótese nº 02		Hipótese nº 03		Modelo Irrestrito Pressão	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
rif_at_L1	1,6953 ( 4,3621 )	9,7845* ( 5,2914 )					3,7423 ( 12,2774 )	11,0978 ( 13,6289 )
var_ll_L1	0,0018 ( 0,0017 )	0,0032 ( 0,0025 )					0,0015 ( 0,0036 )	0,0055* ( 0,0030 )
part_merc_L1	0,2821 ( 1,0906 )	0,8251 ( 0,6285 )					3,4079*** ( 1,3018 )	3,2962*** ( 0,8734 )
roa_L1	-1,1206 ( 6,4705 )	-18,1841** ( 8,3760 )					-5,2494 ( 10,9072 )	-39,2573* ( 22,2131 )
roe1_L1	1,1243** ( 0,4444 )	0,9769 ( 0,5968 )					3,7691 ( 4,6059 )	2,2452 ( 1,5343 )
part_ll			0,5877 ( 0,5815 )	0,2290 ( 1,7189 )			0,7676* ( 0,4512 )	0,4888 ( 0,4058 )
ln_rem			0,0811 ( 0,1067 )	-0,0745 ( 0,1780 )			-0,3008 ( 0,2761 )	-0,5336** ( 0,2257 )
d_desvio_remu n					0,7901 ( 0,8739 )	0,4142 ( 0,8132 )	-0,1108 ( 1,0870 )	-0,0275 ( 0,8470 )
desvio_rem					0,3586* ( 0,2038 )	0,1423 ( 0,1582 )		
tip_bco	0,2636 ( 0,5948 )	-1,5231* ( 0,7802 )	-0,0393 ( 1,3429 )	-2,0158 ( 5,7975 )	0,8628 ( 0,7608 )	-0,774 ( 0,4992 )	1,7658 ( 1,2589 )	-0,8296 ( 0,6823 )
converg	-1,1761** ( 0,5031 )	-0,8344* ( 0,4335 )	-1,2140** ( 0,5932 )	-1,3340* ( 0,7748 )	-1,0524* ( 0,5779 )	-1,3167** ( 0,5179 )	-0,9729 ( 0,5967 )	-1,1505** ( 0,5704 )
estat	0,1731 ( 0,2766 )	0,6778** ( 0,3163 )	0,4380 ( 0,8990 )	0,6418 ( 3,4636 )	0,8863* ( 0,5305 )	1,7265*** ( 0,6477 )	0,6073 ( 0,4736 )	0,7249* ( 0,4096 )
crise	-0,3565 ( 0,2958 )	-1,0761** ( 0,4903 )	-1,2041* ( 0,6148 )	-1,1399** ( 0,5047 )	-1,0264* ( 0,6041 )	-1,0713** ( 0,4954 )	-1,1096* ( 0,6155 )	-1,0950** ( 0,5548 )
Constant	-3,4762*** ( 0,6800 )	-2,8073*** ( 0,8102 )	-4,8955* ( 2,8229 )	-0,9015 ( 4,0541 )	-4,3130*** ( 1,2157 )	-3,4230*** ( 0,9061 )	-2,087 ( 4,8447 )	3,5519 ( 3,6000 )
Insig_1_2 Constant	-0,6429** ( 0,2557 )		-0,056 ( 0,2752 )		0,0545 ( 0,3485 )		-0,2833 ( 0,4150 )	
Insig_1_3 Constant	0,1197 ( 0,2405 )		0,3307 ( 1,2715 )		0,5676** ( 0,2474 )		0,1589 ( 0,2883 )	
atanhrho_1_23 Constant	2,6258** ( 1,1510 )		4,5432 ( 111,377 )		3,2790** ( 1,6324 )		18,1249 ( 2414,763 )	
Obs.	1814		1034		1077		993	
Log likelihood	-316,200		-200,400		-206,2		-176,400	
AIC	678,427		434,738		446,457		410,776	
BIC	805,003		518,738		531,150		552,897	
Wald chi2(24)	66,870		42,350		39,080		60,280	
Prob > chi2	0,0000		0,0000		0,0001		0,0001	

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Para testar o ajuste do modelo, empregou-se a estatística de Wald. Este teste indicou que tanto os modelos adotados para testar as hipóteses de 1 a 3, como também aquele utilizado para testar a hipótese denominada de modelo irrestrito da dimensão de pressão, são globalmente significativos, pelo fato de os p-valores serem inferiores a 0,05. Isso permite que eles sejam analisados.

Para a hipótese nº 01, sobre o relacionamento entre o desempenho anterior e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, verifica-se que as variáveis retorno sobre o patrimônio líquido e convergência às normas internacionais de contabilidade são estatisticamente significantes para a probabilidade de indícios de fraudes corporativas. Enquanto o retorno sobre o patrimônio líquido exerce uma influência positiva, a convergência às normas implica em uma redução da probabilidade de indícios de fraudes.

Já as variáveis retorno sobre os ativos, instituições bancárias com controle estatal e a crise *subprime* foram significantes para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Dessa forma, instituições com controle estatal indicam um acréscimo na probabilidade de fraudes, enquanto que a crise *subprime* resulta em uma diminuição dessa probabilidade.

O retorno sobre os ativos das instituições bancárias no trimestre anterior, indica uma relação inversa com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, esse resultado permite aceitar a hipótese nº 01 da pesquisa. Portanto, quanto menor o retorno sobre os ativos, maior a probabilidade de fraudes em instituições bancárias.

Para a hipótese nº 02, que testa o relacionamento entre a participação na lucratividade da instituição e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, examina-se na tabela 11, que as variáveis em estudo não indicaram significância estatística, o que leva à não confirmação da hipótese.

Cabe ressaltar que as variáveis de controle, convergência para indícios de fraudes e crise para a ocorrência de fraudes, foram estatisticamente significantes. Ambas as variáveis de controle demonstraram que o período de sua sinalização impactou negativamente na probabilidade de indícios e de ocorrência de fraudes corporativas.

Os resultados estimados para a hipótese nº 03 indicaram significância apenas das variáveis de controle convergência às normas internacionais de contabilidade, controle acionário estatal e crise *subprime* para a mensuração da probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Tanto a convergência às normas internacionais quanto crise impactaram



negativamente a probabilidade de fraude, enquanto o controle estatal apresentou relação positiva com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Para o modelo irrestrito da dimensão de pressão, examina-se na tabela 11 que para a probabilidade de indícios de fraudes corporativas apenas a variável participação no mercado em t-1 foi significativa. Logo, o aumento na participação no mercado no trimestre anterior implica no aumento da probabilidade de indícios de fraudes corporativas.

Quanto à probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, no modelo irrestrito, verifica-se que as variáveis participação no mercado em t-1, remuneração fixa, convergência às normas internacionais de contabilidade e a crise *subprime* foram estatisticamente significantes.

Dessa forma, a participação no mercado no trimestre anterior implica no aumento da probabilidade de ocorrência de fraudes, enquanto a remuneração fixa, a convergência às normas internacionais e a crise *subprime* impactam negativamente essa probabilidade.

A fim de comparar os resultados entre aqueles obtidos com o modelo logit multinomial e com o probit multinomial foram elaboradas as tabelas 12, 13, 14 e 15. A tabela 12 evidencia os resultados da comparação entre os modelos logit e probit para a hipótese nº 01, que relaciona o desempenho anterior da instituição bancária com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

**Tabela 12 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 01**

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 01		Hipótese nº 01		Hipótese nº 01	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
rif_at_L1	-0,1509 ( 7,4686 )	11,2744 ( 7,2545 )	1,6953 ( 4,3621 )	9,7845* ( 5,2914 )	Não	Sim
var_ll_L1	0,0021 ( 0,0022 )	0,0048 ( 0,0031 )	0,0018 ( 0,0017 )	0,0032 ( 0,0025 )	Sim	Sim
roe_L1	2,0677*** ( 0,7860 )	1,9014 ( 1,2880 )	1,1243** ( 0,4444 )	0,9769 ( 0,5968 )	Sim	Sim
roa_L1	-0,3993 ( 10,2169 )	-24,0266** ( 10,6089 )	-1,1206 ( 6,4705 )	-18,1841** ( 8,3760 )	Sim	Sim
part_merc_L1	0,2321 ( 1,5282 )	0,9079 ( 0,6498 )	0,2821 ( 1,0906 )	0,8251 ( 0,6285 )	Sim	Sim
tip_bco	1,0703 ( 1,0627 )	-1,1451 ( 1,2284 )	0,2636 ( 0,5948 )	-1,5231* ( 0,7802 )	Sim	Sim
converg	-2,2372** ( 1,0280 )	-1,4552** ( 0,6476 )	-1,1761** ( 0,5031 )	-0,8344* ( 0,4335 )	Sim	Não
estat	0,039 ( 0,5262 )	0,9163 ( 0,7816 )	0,1731 ( 0,2766 )	0,6778** ( 0,3163 )	Sim	Não
crise	-0,5742 ( 0,4951 )	-1,4429** ( 0,6411 )	-0,3565 ( 0,2958 )	-1,0761** ( 0,4903 )	Sim	Sim
M1[i]	1 0	2,3701** ( 1,0067 )				
Constant	-5,0803***	-4,4962***	-3,4762***	-2,8073***	Sim	Sim

**Continuação: Tabela 12 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 01**

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 01		Hipótese nº 01		Hipótese nº 01	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
var(M1[i])	( 1,2143 )	( 1,3695 )	-0,68	-0,8102		
Constant	0,3913 ( 0,3318 )					
lnsig_1_2						
Constant			-0,6429** ( 0,2557 )			
lnsig_1_3						
Constant			0,1197 ( 0,2405 )			
atanhrho_1_23						
Constant			2,6258** ( 1,1510 )			
Obs.	1814		1814			
Log likelihood	-319,700		-316,200			
AIC	683,421		678,427			
BIC	804,493		805,003			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

A comparação entre os modelos logit e probit multinomial e com efeito aleatório indica convergência quase total entre os resultados das variáveis. Quanto às variáveis significantes de ambos os modelos, apenas as variáveis convergência às normas internacionais de contabilidade e controle estatal evidenciaram divergências.

A convergência às normas demonstrou uma relação negativa e significativa para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas no modelo logit multinomial, enquanto no modelo probit essa significância não foi corroborada. Já o controle estatal foi significativo para o modelo probit multinomial, evidenciando um relacionamento positivo com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, contudo, tal fato não obtido com o modelo logit multinomial.

Os resultados auferidos pela estimação dos dois modelos permitiram a confirmação da hipótese nº 01 desta pesquisa, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pelo desempenho positivo da empresa, com defasagem temporal. Esses achados corroboram a pesquisa de Alexander e Cohen (1996) de que o desempenho anterior das empresas impacta na ocorrência de crimes corporativos.

Finalmente, para a hipótese nº 01, ao comparar os dois modelos pelos critérios de informação, verifica-se que tanto o critério de AIC quanto o de BIC indicam que o modelo probit multinomial com efeito aleatório é o que mais se ajusta aos dados da pesquisa.

A tabela 13 evidencia a comparação entre os modelos logit e probit multinomial com efeito aleatório, estimados para a hipótese nº 2, que estabelece a relação entre a participação nos lucros da instituição bancária pelo CEO e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

**Tabela 13 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 02**

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 02		Hipótese nº 02		Hipótese nº 02	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
part_ll	0,8969 ( 0,7126 )	0,0989 ( 0,5381 )	0,5877 ( 0,5815 )	0,2290 ( 1,7189 )	Sim	Sim
ln_rem	-0,1737 ( 0,2488 )	-0,5971** ( 0,2936 )	0,0811 ( 0,1067 )	-0,0745 ( 0,1780 )	Sim	Não
tip_bco	0,8097 ( 1,6344 )	-2,1497 ( 1,5946 )	-0,0393 ( 1,3429 )	-2,0158 ( 5,7975 )	Não	Sim
converg	-1,6137 ( 1,0621 )	-1,5639* ( 0,8001 )	-1,2140** ( 0,5932 )	-1,3340* ( 0,7748 )	Não	Sim
estat	0,0458 ( 0,9995 )	0,0999 ( 1,0772 )	0,4380 ( 0,8990 )	0,6418 ( 3,4636 )	Sim	Sim
crise	-1,6727 ( 1,0549 )	-1,2169* ( 0,6689 )	-1,2041* ( 0,6148 )	-1,1399** ( 0,5047 )	Sim	Não
M1[i]	1 0	1,3361** ( 0,5225 )				
Constant	-3,9019 ( 3,7806 )	5,0638 ( 4,2548 )	-4,8955* ( 2,8229 )	-0,9015 ( 4,0541 )	Sim	Não
var(M1[i]) Constant	3,3973 ( 3,0844 )					
Insig_1_2 Constant			-0,056 ( 0,2752 )			
Insig_1_3 Constant			0,3307 ( 1,2715 )			
atanhrho_1_23 Constant			4,5432 ( 111,3774 )			
Obs.	1034		1034			
Log likelihood	-204,900		-200,400			
AIC	441,884		434,738			
BIC	520,943		518,738			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Segundo os dados da tabela 13, a hipótese nº 02 de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente pela participação no lucro da instituição

bancária, não pôde ser confirmada tanto pelos resultados do logit multinomial quanto do probit multinomial.

A confrontação dos resultados obtidos para as variáveis significantes indica que os modelos não são convergentes. Observa-se que no modelo logit multinomial apenas a variável remuneração fixa foi estatisticamente significativa, o que evidencia uma relação negativa com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Enquanto no modelo probit multinomial com efeito aleatório, a variável convergência às normas internacionais de contabilidade mostrou-se significativa para a probabilidade de indícios de fraudes, influenciando negativamente nessa probabilidade. A variável crise *subprime* apresenta um relacionamento negativo e significativo para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Portanto, para essas variáveis, os resultados obtidos com os modelos logit e probit multinomial com efeito aleatório não são convergentes.

Destaque-se que, para o teste de confrontação entre os modelos, os critérios de informação AIC e BIC, conforme tabela 13, indicam que o modelo probit multinomial com efeito aleatório é mais ajustado aos dados da pesquisa.

A tabela 14 apresenta a comparação entre os modelos logit e probit multinomial com efeito aleatório, estimados para a última hipótese da dimensão de pressão, a hipótese nº 03 que estabelece uma relação entre o desvio da remuneração fixa paga pelo mercado e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

**Tabela 14 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 03**

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 03		Hipótese nº 03		Hipótese nº 03	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
d_desvio_remun	1,1537 ( 1,4755 )	0,0199 ( 1,1836 )	0,7901 ( 0,8739 )	0,4142 ( 0,8132 )	Sim	Sim
desvio_rem	0,2012 ( 0,3869 )	-0,4414 ( 0,3481 )	0,3586* ( 0,2038 )	0,1423 ( 0,1582 )	Sim	Não
tip_bco	1,0584 ( 1,7194 )	-2,046 ( 1,5500 )	0,8628 ( 0,7608 )	-0,774 ( 0,4992 )	Sim	Sim
converg	-1,6393 -1,05	-1,8452** -0,7755	-1,0524* ( 0,5779 )	-1,3167** ( 0,5179 )	Sim	Sim
estat	-0,0229 -0,9755	0,3204 -1,0446	0,8863* ( 0,5305 )	1,7265*** ( 0,6477 )	Não	Não
crise	-1,719 -1,0468	-1,3032* -0,6682	-1,0264* ( 0,6041 )	-1,0713** ( 0,4954 )	Sim	Não
M1[i]	1 0	1,2948*** -0,4756				
Constant	-6,6785*** -2,2897	-4,1689** -1,7854	-4,3130*** ( 1,2157 )	-3,4230*** ( 0,9061 )	Sim	Sim
var(M1[i])						
Constant	3,2042					

**Continuação: Tabela 14 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 03**

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 03		Hipótese nº 03		Hipótese nº 03	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Insig_1_2 Constant	(2,6985)		0,0545 ( 0,3485 )			
Insig_1_3 Constant			0,5676** ( 0,2474 )			
atanhrho_1_23 Constant			3,2790** ( 1,6324 )			
Obs.	1077	1077	1077	1077		
Log likelihood	-207,700	-207,700	-206,2	-206,2		
AIC	447,403		446,457			
BIC	527,114		531,150			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Conforme os resultados da tabela 14, a hipótese nº 03 desta pesquisa, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas em instituições bancárias é influenciada positivamente pelo desvio da remuneração fixa paga pelo mercado, não pode ser confirmada.

Apenas a variável convergência às normas internacionais obteve convergência entre os modelos logit e probit multinomial com efeito aleatório, pois em ambos os modelos essa variável impacta negativamente na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. As variáveis controle estatal e crise *subprime* foram significantes apenas no modelo probit multinomial, sendo que o controle estatal exerce uma influência positiva na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, enquanto a crise *subprime* influenciou negativamente nessa probabilidade.

No tocante à comparação dos modelos logit e probit multinomial com efeito aleatório, observa-se que os critérios de informação AIC e BIC são divergentes. O critério AIC indica que o modelo probit multinomial é o mais adequado aos dados da pesquisa, enquanto o modelo BIC demonstra que o modelo logit multinomial é o mais ajustado aos dados. Por conseguinte, não se pode afirmar qual modelo é o mais ajustado aos dados da pesquisa.

Na tabela 15 são apresentados os resultados da comparação entre os resultados estimados para o modelo irrestrito da dimensão de pressão, segundo a aplicação do logit e probit multinomial com efeito aleatório.

Tabela 15 - Logit multinomial versus probit multinomial: Modelo irrestrito

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Modelo Irrestrito Pressão		Modelo Irrestrito Pressão		Modelo Irrestrito Pressão	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
rif_at_L1	5,0563 ( 17,9648 )	15,8288 ( 16,0281 )	3,7423 ( 12,2774 )	11,0978 ( 13,6289 )	Sim	Sim
var_ll_L1	0,0018 ( 0,0057 )	0,0067* ( 0,0040 )	0,0015 ( 0,0036 )	0,0055* ( 0,0030 )	Sim	Sim
part_merc_L1	5,5210*** ( 1,9598 )	5,3585*** ( 1,7034 )	3,4079*** ( 1,3018 )	3,2962*** ( 0,8734 )	Sim	Sim
roa_L1	-11,73 ( 29,0400 )	-45,1575* ( 25,9622 )	-5,2494 ( 10,9072 )	-39,2573* ( 22,2131 )	Sim	Sim
roe1_L1	5,5528 ( 6,5180 )	2,4317 ( 1,8356 )	3,7691 ( 4,6059 )	2,2452 ( 1,5343 )	Sim	Sim
part_ll	1,2655* ( 0,7123 )	0,469 ( 0,5482 )	0,7676* ( 0,4512 )	0,4888 ( 0,4058 )	Sim	Sim
ln_rem	-0,3846 ( 0,3768 )	-0,7902** ( 0,3119 )	-0,3008 ( 0,2761 )	-0,5336** ( 0,2257 )	Sim	Sim
d_desvio_remun	0,0046 ( 1,6572 )	-0,0531 ( 1,1642 )	-0,1108 ( 1,0870 )	-0,0275 ( 0,8470 )	Não	Sim
tip_bco	3,7626* ( 2,0601 )	-0,2681 ( 1,1777 )	1,7658 ( 1,2589 )	-0,8296 ( 0,6823 )	Sim	Sim
converg	-1,5478 ( 1,0731 )	-1,5019* ( 0,8110 )	-0,9729 ( 0,5967 )	-1,1505** ( 0,5704 )	Sim	Não
estat	0,535 ( 0,7692 )	0,4098 ( 0,7693 )	0,6073 ( 0,4736 )	0,7249* ( 0,4096 )	Sim	Sim
crise	-1,8550* ( 1,0750 )	-1,2265* ( 0,7139 )	-1,1096* ( 0,6155 )	-1,0950** ( 0,5548 )	Sim	Não
M1[i]	1	2,1539				
Constant	0	( 1,5166 )				
var(M1[i])	-4,3344 ( 6,9350 )	5,6242 ( 4,7404 )	-2,087 ( 4,8447 )	3,5519 ( 3,6000 )	Sim	Sim
Constant	0,2991 ( 0,4423 )					
Insig_1_2			-0,2833 ( 0,4150 )			
Constant			0,1589 ( 0,2883 )			
Insig_1_3						
Constant			18,1249 ( 2,414,7635 )			
atanhrho_1_2_3						
Constant						
Obs.	993		993			
Log likelihood	-184,000		-176,400			
AIC	423,923		410,776			
BIC	561,144		552,897			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Segundo os resultados evidenciados na tabela 15, a variável participação no mercado em t-1 foi positivamente significativa para a probabilidade de indícios e para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas nas instituições bancárias, tanto para o modelo logit quanto

para o modelo probit multinomial com efeito aleatório. Esse fato indica a convergência dos resultados para os dois modelos analisados.

A variável remuneração fixa para ambos os modelos, logit e probit multinomial com efeito aleatório, evidencia uma relação negativa e significativa para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Já as variáveis convergência às normas internacionais e crise *subprime* demonstraram significância estatística apenas para o modelo probit multinomial com efeito aleatório. Como se verificar na tabela 15, tanto a variável convergência às normas internacionais de contabilidade quanto a crise *subprime* influenciam negativamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas em instituições bancárias.

A comparação dos modelos logit e probit multinomial, realizada pelos critérios de informação AIC e BIC, indica que os resultados do modelo probit multinomial com efeito aleatório é o mais adequado aos dados da pesquisa.

### **4.3 Resultados das Hipóteses da Dimensão de Oportunidade do Triângulo de Fraude**

As oportunidades resultam de circunstâncias que oferecem chances para o gestor cometer fraudes, estando diretamente interligadas aos problemas não compartilháveis do indivíduo, que na intenção de corrigi-los secretamente podem se utilizar de meios fraudulentos.

Para mensurar a dimensão de oportunidade do triângulo de fraude de Cressey (1953) foram propostas três hipóteses individuais, e um modelo irrestrito. Esta seção destina-se a apresentação dos resultados da mensuração dos modelos criados para testar as hipóteses individuais da dimensão de oportunidade, e os resultados da aplicação de um modelo irrestrito, que considera todas as variáveis envolvidas nesta dimensão.

#### **4.3.1 Dimensão de Oportunidade: Hipótese nº 04**

A hipótese de nº 04 testa a relação entre a probabilidade de fraudes corporativas e baixos indicadores de governança corporativa, cujos resultados estão evidenciados na tabela 16:

**Tabela 16 - Relação entre governança corporativa e fraudes corporativas: Hipótese nº 04**

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Intercepto Aleatório			
	Hipótese nº 04				Hipótese nº 04			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
mci2	0,1354 (0,1044)	1,145 (0,1195)	-0,0795 (0,1163)	0,9236 (0,1074)	0,1277 (0,1118)	1,1362 (0,1271)	-0,1796 (0,1388)	0,8356 (0,1160)
tcf2	0,0115 (0,0114)	1,0115 (0,0115)	0,0297*** (0,0112)	1,0301*** (0,0115)	0,0091 (0,0121)	1,0091 (0,0122)	0,0158 (0,0163)	1,0159 (0,0166)
tca2	-0,004 (0,0063)	0,996 (0,0062)	-0,0197* (0,0109)	0,9804* (0,0107)	-0,0028 (0,0068)	0,9972 (0,0067)	-0,0206 (0,0209)	0,9796 (0,0205)
ceo_rot	1,2648 (0,8096)	3,5425 (2,8680)	-0,5365 (1,1252)	0,5848 (0,6580)	1,1869 (0,8171)	3,2769 (2,6774)	-1,1276 (1,2080)	0,3238 (0,3912)
big_five	-1,1515 (0,8227)	0,3162 (0,2601)	-1,5314*** (0,5554)	0,2162*** (0,1201)	-1,4296 (0,8821)	0,2394 (0,2112)	-2,3549** (1,0487)	0,0949** (0,0995)
selo_gov	-1,3131 (0,8486)	0,269 (0,2283)	-2,3024*** (0,8734)	0,1000*** (0,0874)	-1,3573 (0,8786)	0,2574 (0,2261)	-2,0727** (0,9427)	0,1258** (0,1186)
ln_tam_dir	1,5124*** (0,5189)	4,5377*** (2,3544)	1,4211*** (0,4374)	4,1416*** (1,8115)	1,5638*** (0,5535)	4,7771*** (2,6440)	0,6773 (1,0483)	1,9686 (2,0637)
tip_bco	2,5353* (1,4162)	12,6199* (17,872)	-0,2978 (0,5938)	0,7424 (0,4409)	2,7250* (1,5670)	15,2564* (23,907)	-1,5878 (1,8606)	0,2044 (0,3803)
estat	1,0285 (0,9650)	2,7967 (2,6988)	-0,4591 (0,8706)	0,6319 (0,5501)	1,0807 (1,0002)	2,9466 (2,9472)	0,4285 (1,4917)	1,535 (2,2898)
crise	0,2839 (0,6723)	1,3283 (0,8930)	-0,45 (0,7696)	0,6376 (0,4907)	0,2902 (0,6791)	1,3368 (0,9078)	0,0594 (0,8456)	1,0612 (0,8974)
M1[i]					1	2,7183	3,9323	51,0238
Constant	-9,7174*** (2,5213)	0,0001*** (0,0002)	-5,1598*** (1,4292)	0,0057*** (0,0082)	-9,9380*** (2,7164)	0,0000*** (0,0001)	(3,2071)	(163,638)
var(M1[i]) Constant							0,2727 (0,4462)	1,3135 (0,5860)
Obs.	754				754			
Log Likelihood	-158,700				-148,100			
AIC	361,356				344,205			
BIC	463,114				455,215			
LR test	21,150		<b>Teste de Cramer e Ridder (1991)</b>					
P-valor LR test	0,000		P>chi2 = 01:02	0,0660	P>chi2 = 01:00	0,0000	P>chi2 = 02:00	0,0560

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Na tabela 16, apresenta-se tanto o modelo logit multinomial tradicional, quanto o modelo logit multinomial com efeito aleatório. Os resultados do teste de Cramer e Ridder (1991) indicam que, exceto para as alternativas 02 e 00, os agrupamentos entre as alternativas não podem ser realizados ao nível de significância de 1%. Esse resultado implica uma heterogeneidade entre as alternativas, possibilitando a conclusão de que o modelo logit multinomial com efeito aleatório corresponde ao modelo mais apropriado aos dados da pesquisa.

É importante destacar que o resultado do teste de Cramer e Ridder (1991) foi confirmado pelos testes adicionais de comparação, o que pode ser observado nos resultados do teste de LR



– *likelihood ratio* – e pelo critério de informação de AIC. O teste de LR evidencia um p-valor inferior a 0,05, implicando que o modelo com restrição é mais adequado. O critério de informação AIC estimado para o modelo com efeito aleatório, dado ao valor estimado ser menor do que o valor estimado para o modelo tradicional, também permite inferir que o modelo com efeito aleatório é o mais ajustado aos dados do estudo.

Analisando os dados da tabela 16, a variável tamanho da diretoria foi estatisticamente significativa para a probabilidade de indícios de fraudes corporativas. Destarte, o aumento de um diretor implica em um acréscimo na probabilidade de indícios de fraudes corporativas em 577,71%, com as demais variáveis constantes.

Essa variável pode ser considerada como uma medida de poder da diretoria sobre o conselho de administração, dado que o aumento do número de diretores implica em aumento dos custos de monitoramento e problemas de coordenação.

Nesse sentido, Dechow, Sloan e Sweeney (1996) encontraram em sua pesquisa que a ineficiência do acompanhamento da gestão, representada por uma estrutura fraca de governança corporativa, impulsiona a manipulação de resultados e, conseqüentemente a fraudes corporativas.

Para as instituições que cometeram fraudes corporativas, as variáveis que apresentam significância estatística são: empresas de auditoria *big five* e o selo de governança corporativa da BM&F Bovespa.

A variável *big five* influenciou de forma inversa a fraude corporativa. A contratação de uma firma de auditoria, considerada como *big five*, diminui a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, fato que corrobora os achados de Lennox e Pittman (2010), refletindo a importância econômica da qualidade da auditoria. Segundo os achados evidenciados na tabela 16, empresas *big five* reduzem as chances de ocorrência de fraudes corporativas em 90,51%, com as demais variáveis constantes.

Ainda, verifica-se que o enquadramento da instituição bancária em um dos selos de governança corporativa da BM&F Bovespa influencia negativamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Portanto, instituições bancárias com um selo de governança corporativa diminuem as chances de ocorrência de fraudes corporativas em 87,42%, mantendo as demais variáveis constantes.

O aumento no número de diretores implica no aumento de conflito de agência, dado que pela diferença de objetivos entre proprietários e gestores, existe uma boa razão para acreditar que o agente não atuará sempre no melhor interesse do principal, gerando custos com problemas de agência (JENSEN; MECKLING, 1976).

A contratação de empresas de auditoria com maior reputação no mercado, conhecidas como *big five* auxiliará no controle das ações dos gestores, bem como o enquadramento da instituição bancária em um dos selos de governança corporativa da BM&F da Bovespa.

Portanto, o aumento do número de diretores, a contratação de empresas de auditoria não consideradas como *big five*, e o não enquadramento da instituição nos selos de governança corporativa, podem ser considerados como um baixo indicador de governança corporativa. Logo, não se pode rejeitar a hipótese de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente por baixos indicadores de governança corporativa.

Por fim, as variáveis independentes incluídas no modelo de mensuração da hipótese nº 04 foram testadas para a presença de problemas de colinearidade. Os resultados estão evidenciados na tabela 17.

**Tabela 17 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
mci2	1,20	1,10	0,8336	0,1664
tcf2	2,57	1,60	0,3891	0,6109
tca2	1,20	1,10	0,8330	0,1670
ceo_rot	1,01	1,00	0,9924	0,0076
big_five	1,20	1,10	0,8331	0,1669
selo_gov	1,57	1,25	0,6372	0,3628
ln_tam_dir	1,45	1,21	0,6884	0,3116
tip_bco	1,29	1,14	0,7759	0,2241
estat	2,81	1,68	0,3561	0,6439
crise	1,04	1,02	0,9654	0,0346
Média VIF		1,53		

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Examina-se na tabela 17 que as variáveis independentes do modelo de mensuração da hipótese nº 05 não apresentam problemas de multicolinearidade nos dados, em virtude dos valores de tolerância serem superiores a 20%, como apregoa Menard (2000). Assim, os coeficientes podem ser ditos como estáveis e o modelo considerado como acurado para mensuração da probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

### 4.3.2 Dimensão de Oportunidade: Hipótese nº 05

O resultado dos testes da hipótese de nº 05, estabelecida para se testar a relação entre a provisão para créditos de liquidação duvidosa e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, está contido na tabela 18, seguinte:

**Tabela 18 - Relação entre despesa com PCLD e fraudes corporativas: Hipótese nº 05**

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 05				Hipótese nº 05			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
ln_desp_pclcd	0,2186*** (0,0821)	1,2443*** (0,1022)	0,3333*** (0,0760)	1,3956*** (0,1060)	0,1290 (0,1091)	1,1376 (0,1241)	0,0868 (0,1450)	1,0907 (0,1582)
tip_bco	0,2713 (0,8358)	1,3117 (1,0963)	-1,0802** (0,4540)	0,3395** (0,1542)	0,3573 (1,0971)	1,4295 (1,5682)	-0,9913 (1,3620)	0,3711 (0,5054)
converg	-2,0716** (1,0267)	0,1260** (0,1293)	-1,4789** (0,6248)	0,2279** (0,1424)	-2,0227* (1,0325)	0,1323* (0,1366)	-1,4936** (0,6557)	0,2246** (0,1472)
estat	-0,0940 (0,4839)	0,9103 (0,4405)	0,9980** (0,4125)	2,7129** (1,1192)	-0,3226 (0,6304)	0,7243 (0,4566)	0,5934 (0,8637)	1,8102 (1,5635)
crise	-0,6156 (0,5469)	0,5403 (0,2955)	-1,3895** (0,6226)	0,2492** (0,1551)	-0,6195 (0,5535)	0,5382 (0,2979)	-1,3943** (0,6465)	0,2480** (0,1603)
M1[i]					1 0	2,7183 0,0000	1,8384** (0,7545)	6,2864** (4,7433)
Constant	-6,1324*** (1,3406)	0,0022*** (0,0029)	-6,4475*** (1,1267)	0,0016*** (0,0018)	-5,6122*** (1,7195)	0,0037*** (0,0063)	-4,9197** (2,1663)	0,0073** (0,0158)
var(M1[i]) Constant					0,8870 (0,7425)	2,4278 (1,8026)		
Obs.	1566				1566			
Log likelihood	-303,000				-289,100			
AIC	630,038				606,279			
BIC	694,314				681,267			
LR test	27,760		Teste de Cramer e Ridder (1991)					
P-valor LR test	0,0000		P>chi2 = 01:02	0,0180	P>chi2 = 01:00	0,0000	P>chi2 = 02:00	0,0040

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Consoante o teste de Cramer e Ridder (1991), a hipótese nula de que as alternativas podem ser agrupadas não foi aceita, dados os p-valores inferiores a 5%. Os testes adicionais para comparação adicional entre os modelos logit multinomial tradicional e com efeito aleatório, corroboram os resultados do teste de Cramer e Ridder (1991).

O teste de LR indicou que o modelo com efeito aleatório é mais adequado, ao nível de significância de 1% e os critérios de informação AIC e BIC demonstram que o modelo com efeito aleatório parece ser o mais ajustado aos dados da pesquisa. Dessa maneira, evidencia-se a análise dos resultados para o modelo logit multinomial com efeito aleatório.

Percebe-se pelos resultados da tabela 18 que a provisão para créditos de liquidação duvidosa não apresentou significância estatística nem para instituições com indícios de fraude,

nem para as que foram condenadas por fraude corporativa e, por isso, a hipótese nº 06 desta pesquisa não pode ser confirmada.

Esse resultado não corrobora os achados de Crutchley, Jensen e Marshall (2007), que ao analisar o efeito do gerenciamento de lucros em relação a ocorrência fraudes, utilizaram o valor absoluto dos *accruals* discricionários (DCA) e observaram que este foi positivo e significativo para a detecção de fraudes. O resultado também não confirma a pesquisa de Perols e Lougee (2011), autores que identificaram que empresas com gerenciamento de resultados em períodos anteriores são incentivos para a perpetração de fraudes.

Para as variáveis de controle, examina-se na tabela 18 que a convergência às normas internacionais de contabilidade e a crise *subprime* impactam negativamente na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Destarte, a convergência às normas internacionais evidencia um decréscimo de 77,54% na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, e a crise provoca uma diminuição de 75,20% nessa probabilidade, mantendo as demais variáveis constantes.

Quanto ao teste de multicolinearidade das variáveis, os resultados estão apresentados na tabela 19:

**Tabela 19 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
In_desp_pcl	1,07	1,03	0,9340	0,0660
tip_bco	1,21	1,10	0,8245	0,1755
converg	1,07	1,04	0,9321	0,0679
estat	1,19	1,09	0,8438	0,1562
crise	1,06	1,03	0,9465	0,0535
Média VIF	1,12			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Segundo as informações da tabela 19, as variáveis independentes utilizadas para mensuração da hipótese nº 06 desta pesquisa não apresentam problema de multicolinearidade, tendo em vista que os níveis de tolerância superam 80%, percentual que excede o critério demonstrado por Menard (2000), de 20%.

#### **4.3.3 Dimensão de Oportunidade: Hipótese nº 06**

A tabela 20 traz o resultado do teste aplicado para a hipótese nº 06, elaborada para verificar se há relação entre a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas e o tamanho da empresa:

Tabela 20 - Relação entre tamanho e fraudes corporativas: Hipótese nº 06

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 06				Hipótese nº 06			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
ln_ativo_to	0,2891*** (0,0893)	1,3352*** (0,1192)	0,3617*** (0,0801)	1,4358*** (0,1150)	0,2631** (0,1079)	1,3010** (0,1403)	0,1492 (0,1774)	1,1610 (0,2060)
tip_bco	0,5734 (0,8285)	1,7743 (1,4701)	-1,1857*** (0,4376)	0,3055*** (0,1337)	0,6077 (0,9759)	1,8361 (1,7919)	-1,5263 (1,1891)	0,2173 (0,2584)
converg	-2,3665** (1,0232)	0,0938** (0,0960)	-1,6636*** (0,6252)	0,1895*** (0,1185)	-2,3918** (1,0253)	0,0915** (0,0938)	-1,7128*** (0,6542)	0,1804*** (0,1180)
estat	0,0233 (0,4483)	1,0236 (0,4589)	0,9742** (0,4012)	2,6491** (1,0628)	-0,1141 (0,5344)	0,8922 (0,4768)	0,7095 (0,7947)	2,0329 (1,6157)
crise	-0,6339 (0,4899)	0,5305 (0,2599)	-1,5062** (0,6169)	0,2218** (0,1368)	-0,6604 (0,4937)	0,5166 (0,2551)	-1,5677** (0,6401)	0,2085** (0,1335)
M1[i]					1 0	2,7183 0,0000	2,2496*** (0,8626)	9,4841*** (8,1815)
Constant	-8,8474*** (1,8434)	0,0001*** (0,0003)	-8,7350*** (1,5625)	0,0002*** (0,0003)	-8,6366*** (2,2292)	0,0002*** (0,0004)	-5,8552* (3,2689)	0,0029* (0,0094)
var(M1[i]) Constant					0,4934 (0,3702)	1,6379 (0,6064)		
Obs.	1900				1900			
Log likelihood	-359,000				-341,400			
AIC	741,993				710,873			
BIC	808,589				788,568			
LR test	35,120		Teste de Cramer e Ridder (1991)					
P-valor LR test	0,0000		P>chi2 = 01:02	0,0020	P>chi2 = 01:00	0,0000	P>chi2 = 02:00	0,0010

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Conforme os resultados do teste de Cramer e Ridder (1991), evidenciados na tabela 20, percebe-se que a hipótese nula de que as alternativas podem ser agrupadas não foi aceita, dados os p-valores inferiores a 5%. Nesse mesmo sentido, os testes de comparação adicional, teste LR e critérios de informação AIC e BIC, indicam que o modelo logit multinomial com efeito aleatório parece ser o mais ajustado aos dados da pesquisa. Portanto, evidencia-se a análise dos resultados para o modelo logit multinomial com efeito aleatório.

Os resultados evidenciados na tabela 20 indicam que o tamanho da instituição bancária e a convergência às normas internacionais de contabilidade influenciam significativamente na probabilidade de indícios de fraudes. O aumento da instituição acresce essa probabilidade em 30,10%, enquanto a convergências às normas internacionais produz um decréscimo na probabilidade de indícios de fraude de 90,85%. Já a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pelas variáveis de controle: convergências às normas internacionais de contabilidade e crise *subprime*, diminuindo as chances de ocorrência de fraudes em 81,96% e 79,15%, respectivamente.

Diante dos resultados evidenciados na tabela 20, não se pode confirmar a hipótese nº 06, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente pelo tamanho da instituição bancária. Este resultado não se alinha com os achados de Lennox e Pittman (2010), que utilizaram a variável para controlar o efeito do tamanho em fraudes corporativas.

Esperava-se que essa variável indicasse um comportamento positivo e significativo em relação a ocorrência de fraudes corporativas, dado que uma maior complexidade das corporações, em função do tamanho, tende a facilitar a perpetração de fraudes na gestão, pois como afirmam Ryan e Wiggins (2001), quando uma empresa fica maior os gestores têm mais recursos à sua disposição e os conflitos de agência aumentam. No entanto, para a amostra da pesquisa, essa argumentação não foi corroborada já que a significância estatística para a variável tamanho não foi obtida para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Os resultados dos testes de multicolinearidade para o modelo que mensurou a hipótese nº 06 desta pesquisa estão apresentados na tabela 21:

**Tabela 21 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
In_ativo_to	1,08	1,04	0,9257	0,0743
tip_bco	1,25	1,12	0,8018	0,1982
converg	1,08	1,04	0,9218	0,0782
estat	1,22	1,10	0,8213	0,1787
crise	1,05	1,03	0,9486	0,0514
Média VIF	1,14			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Conforme disposto na tabela 21, as variáveis independentes utilizadas no modelo criado para testar a hipótese nº 06 não apresentam problemas de multicolinearidade, uma que as variáveis indicam valores altos para tolerância, superiores a 80%, em que, segundo Menard (2000), o valor mínimo de tolerância é de 20% e valores abaixo desse percentual representam a existência de problemas de colinearidade.

#### **4.3.4 Modelo Irrestrito da Dimensão de Pressão**

Após a análise individual das hipóteses formuladas para a dimensão de oportunidade do triângulo de fraude, optou-se por construir um modelo abrangente, contendo todas as variáveis utilizadas nas hipóteses individuais desta dimensão e verificar se os resultados da tabela 22 seriam os mesmos.

Tabela 22 - Modelo irrestrito da dimensão de oportunidade

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Modelo Irrestrito Oportunidade				Modelo Irrestrito Oportunidade			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
mci2	0,1387 (0,1182)	1,1487 (0,1358)	-0,3311* (0,1709)	0,7181* (0,1227)	0,1376 (0,1203)	1,1475 (0,1381)	-0,3586** (0,1780)	0,6987** (0,1244)
tcf2	0,0111 (0,0116)	1,0111 (0,0117)	0,0239** (0,0111)	1,0242** (0,0113)	0,0095 (0,0120)	1,0096 (0,0121)	0,0156 (0,0151)	1,0157 (0,0154)
tca2	0,0027 (0,0073)	1,0027 (0,0073)	-0,0078 (0,0103)	0,9923 (0,0102)	0,0030 (0,0075)	1,0030 (0,0075)	-0,0095 (0,0157)	0,9905 (0,0155)
big_five	-2,0766* (1,1595)	0,1254* (0,1454)	-2,6689*** (0,8166)	0,0693*** (0,0566)	-2,0704* (1,1558)	0,1261* (0,1458)	-2,6865** (1,1020)	0,0681** (0,0751)
ceo_rot	1,4002* (0,8451)	4,0562* (3,4280)	-0,5654 (1,2131)	0,5681 (0,6892)	1,3787 (0,8455)	3,9695 (3,3562)	-0,8787 (1,2305)	0,4153 (0,5111)
selo_gov	-1,7500* (0,9614)	0,1738* (0,1671)	-1,7475 (1,2161)	0,1742 (0,2119)	-1,7452* (0,9719)	0,1746* (0,1697)	-1,4761 (1,2924)	0,2285 (0,2953)
tam_dir_1	0,0113 (0,0213)	1,0114 (0,0215)	-0,0808 (0,0526)	0,9224 (0,0486)	0,0119 (0,0214)	1,0119 (0,0217)	-0,0763 (0,0694)	0,9265 (0,0643)
desp_pcl	0,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)	0,0000*** (0,0000)	1,0000*** (0,0000)	0,0000 (0,0000)	1,0000 (0,0000)	0,0000** (0,0000)	1,0000** (0,0000)
ln_ativo_to	0,7905** (0,3864)	2,2046** (0,8518)	0,6645** (0,2747)	1,9434** (0,5339)	0,7838** (0,3897)	2,1898** (0,8535)	0,6557* (0,3937)	1,9265* (0,7584)
tip_bco	3,7485** (1,6408)	42,4575** (69,6652)	0,7078 (0,7949)	2,0295 (1,6132)	3,7641** (1,6708)	43,1270** (72,0557)	0,0794 (1,3986)	1,0826 (1,5141)
converg	-1,9382* (1,1455)	0,1440* (0,1649)	-1,8309 (1,1975)	0,1603 (0,1919)	-1,9550* (1,1438)	0,1416* (0,1619)	-2,1312* (1,2484)	0,1187* (0,1482)
estat	0,8600 (0,9124)	2,3632 (2,1561)	-0,6717 (0,7983)	0,5109 (0,4078)	0,9282 (0,9448)	2,5300 (2,3903)	0,0999 (1,2826)	1,1050 (1,4173)
crise	-0,1169 (0,6927)	0,8897 (0,6163)	-0,3830 (0,8680)	0,6818 (0,5918)	-0,1098 (0,6930)	0,8960 (0,6210)	-0,4259 (0,8928)	0,6532 (0,5831)
M1[i]					1 0	2,7183 0,0000	6,2961 (11,0254)	542,4637 (5,980,87)
Constant	-19,863*** (6,6460)	0,0000*** 0,0000	-12,356*** (4,3844)	0,0000*** 0,0000	-19,791*** (6,7070)	0,0000*** 0,0000	-12,3426** (6,2401)	0,0000** 0,0000
var(M1[i]) Constant					0,0395 (0,1375)	1,0403 (0,1430)		
Obs.	746				746			
Log likelihood	-142,900				-139,400			
AIC	341,849				338,800			
BIC	471,061				477,241			
LR test	7,050		Teste de Cramer e Ridder (1991)					
P-valor LR test	0,0295		P>chi2 = 01:02	0,0240	P>chi2 = 01:00	0,0000	P>chi2 = 02:00	0,0180

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Os resultados do teste de Cramer e Ridder (1991), demonstrados na tabela 22, indicam que a hipótese nula, segundo a qual as alternativas podem ser agrupadas, não foi aceita, dados os p-valores inferiores a 5%. Isto implica dizer que o modelo logit com efeito aleatório é o mais adequado aos dados da pesquisa.

Neste mesmo sentido, os testes de comparação adicional, teste LR e critérios de informação AIC e BIC, sinalizam o modelo logit multinomial com efeito aleatório como o mais

ajustado aos dados da pesquisa. Portanto, evidencia-se a análise dos resultados para o modelo logit multinomial com efeito aleatório.

Para a probabilidade de indícios de fraudes corporativas, examina-se na tabela 22 que o tamanho e o tipo de instituição bancária influenciam positivamente nessa probabilidade. Isso quer dizer que quanto maior o tamanho da instituição financeira maior é a probabilidade de indícios de fraudes. Além disso, a classificação de um banco como comercial representa um aumento nesta probabilidade.

Conforme os resultados, a variável número de membros independentes no conselho de administração influencia negativamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, ou seja, um aumento no número de membros independentes provoca um decréscimo na probabilidade da ocorrência de fraudes corporativas em 30,13%, mantendo-se constantes as demais variáveis. Esse resultado confirma os achados de Beasley (1996), o qual relatou que uma maior proporção de membros independentes no conselho de administração diminui a probabilidade de ocorrência de fraudes.

Empresas de auditoria *big five* apresentaram comportamento similar ao dos resultados obtidos na mensuração da hipótese nº 04. A presença de empresas de auditoria classificadas como *big five* exerce uma influência negativa na probabilidade de ocorrência de fraudes, ao indicar que a contratação dessas firmas de auditoria implica em uma diminuição de 93,19% na probabilidade de fraudes corporativas.

Este resultado harmoniza-se com o estudo de Lennox e Pittman (2010). Estes pesquisadores desenvolveram um modelo probit e obtiveram evidências de que os clientes auditados por empresas de auditoria integrante do grupo chamado de *big five* são, em média, cerca de quatro vezes menos propensos a cometer uma fraude contábil, ao levar à interpretação de que a presença de uma *big five* auxilia na diminuição da probabilidade de fraudes corporativas.

Depreende-se, ainda, pelos resultados da tabela 22, que a provisão para créditos de liquidação duvidosa foi estatisticamente significativa para instituições condenadas por fraude corporativa. Assim, a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas foi influenciada, positivamente pela despesa com provisão para créditos de liquidação duvidosa. Logo, um aumento nessa despesa proporciona um acréscimo de quase 100% (99,999) na probabilidade de ocorrência de uma fraude corporativa.



Quanto ao teste de multicolinearidade das variáveis, os resultados estão apresentados na tabela 23:

**Tabela 23 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
mci2	1,34	1,16	0,7451	0,2549
tcf2	2,62	1,62	0,3811	0,6189
tca2	1,20	1,10	0,8321	0,1679
big_five	1,79	1,34	0,5586	0,4414
ceo_rot	1,01	1,00	0,9910	0,0090
selo_gov	1,74	1,32	0,5743	0,4257
tam_dir_1	2,42	1,55	0,4140	0,5860
desp_pclld	2,56	1,60	0,3901	0,6099
ln_ativo_to	3,53	1,88	0,2832	0,7168
tip_bco	1,35	1,16	0,7417	0,2583
converg	1,36	1,17	0,7345	0,2655
estat	2,81	1,68	0,3553	0,6447
crise	1,16	1,08	0,8620	0,1380
Média VIF	1,92			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

O teste indicou que as variáveis independentes utilizadas para mensuração do modelo irrestrito da dimensão de oportunidade desta pesquisa não apresentam problemas severos de multicolinearidade, tendo em vista que os níveis de tolerância superam o percentual mínimo definido por Menard (2000), de 20%.

#### 4.3.5 Teste de Robustez para a Dimensão de Oportunidade

As variáveis analisadas na dimensão de oportunidade foram submetidas ao teste de robustez pela aplicação do modelo probit multinomial com efeito aleatório, cujos resultados estão evidenciados na tabela 24.

**Tabela 24 - Probit multinomial com efeito aleatório: Dimensão de oportunidade**

Variáveis	Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório	
	Hipótese n° 04		Hipótese n° 05		Hipótese n° 06		Modelo Irrestrito Oportunidade	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
mci2	0,073 ( 0,0644 )	-0,1334 ( 0,1163 )					0,0787 ( 0,0795 )	-0,2514* ( 0,1312 )
tcf2	0,0066 ( 0,0069 )	0,0119 ( 0,0115 )					0,0070 ( 0,0071 )	0,0091 ( 0,0096 )
tca2	-0,0028 ( 0,0041 )	-0,0243 ( 0,0165 )					0,0016 ( 0,0044 )	-0,0034 ( 0,0125 )
big_five	-0,6428 ( 0,5014 )	-1,8079** ( 0,7419 )					-1,2824* ( 0,7063 )	-2,5196*** ( 0,9095 )
ceo_turn	0,8679 ( 0,5537 )	-0,7947 ( 0,9365 )					0,9647* ( 0,5539 )	-0,6378 ( 0,9064 )
selo_gov	-0,9014 ( 0,5687 )	-1,8132** ( 0,8737 )					-1,1623* ( 0,6321 )	-1,1259 ( 0,9261 )

Continuação: Tabela 24 - Probit multinomial com efeito aleatório: Dimensão de oportunidade

Variáveis	Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório	
	Hipótese nº 04		Hipótese nº 05		Hipótese nº 06		Modelo Irrestrito Oportunidade	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
tam_dir	0,9014*** (0,3154)	0,9752* (0,5392)					0,0067 (0,0132)	-0,0912* (0,0521)
desp_pcl			0,1128** (0,0530)	0,1559*** (0,0579)			0,0000 (0,0000)	0,0000* (0,0000)
ln_ativo_to					0,1495** (0,0583)	0,1169 (0,0811)	0,4961** (0,2308)	0,7375** (0,3055)
tip_bco	1,1933 (0,8688)	-1,6597* (0,9183)	0,0477 (0,5424)	-0,8876* (0,4546)	-0,0624 (0,4956)	-1,9091*** (0,6434)	2,2480** (1,0628)	0,0063 (0,8200)
converg			-1,1008** (0,5501)	-0,9340** (0,4576)	-1,2878** (0,5054)	-1,0239** (0,4162)	-1,1768* (0,6359)	-1,3891* (0,7867)
estat	0,5545 (0,5968)	0,9538 (1,2535)	0,3877 (0,3474)	1,1014*** (0,3652)	0,1100 (0,2684)	0,5569* (0,3156)	0,5561 (0,5585)	0,2789 (0,9425)
crise	0,1280 (0,4425)	0,1576 (0,6829)	-0,4073 (0,3390)	-1,0682** (0,4702)	-0,3975 (0,2959)	-1,1265** (0,4618)	-0,1022 (0,4513)	-0,1799 (0,6676)
Constant	-5,9544*** (1,4428)	(2,6754) (1,7790)	-4,2964*** (0,9623)	-4,2581*** (0,9725)	-5,3426*** (1,2192)	-3,7477** (1,7170)	-12,761*** (3,9941)	-12,746*** (4,7342)
Insig_1_2 Constant	-1,7666 (1,8308)			-0,5003** (0,2512)	-0,6404** (0,2602)		-13,0839 (586,054)	
Insig_1_3 Constant	0,6094* (0,3260)			-0,1865 (0,1862)	0,1146 (0,2551)		0,2277 (0,3203)	
atanhrho_1 _23 Constant	0,2903 (0,2158)			14,1900 (504,325)	2,3641** (1,0483)		-0,6819** (0,3126)	
Obs.	754		1566		1900		746	
Log likelihood	-144,200		-287,700		-340,600		-135,300	
AIC	338,469		605,440		711,232		332,650	
BIC	454,104		685,784		794,476		475,706	
Wald chi2(26)	35,220		63,910		72,620		45,190	
Prob > chi2	0,019		0,0000		0,0000		0,0112	

\*\*\* p&lt;0,01, \*\* p&lt;0,05, \* p&lt;0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Como teste de ajuste do modelo foi utilizada a estatística do teste Wald, e conforme observa-se na tabela 24, os modelos mensurados para as hipóteses nº 04, 05 e 06, e modelo irrestrito da dimensão de oportunidade, em função de os p-valores obtidos serem inferiores a 0,05, os modelos podem ser considerados como globalmente significativos, o que permite prosseguir com as análises desses modelos.

Segundo os resultados obtidos para a hipótese nº 04, verifica-se que o tamanho da diretoria foi positivamente significativa tanto para a probabilidade de indícios de fraudes corporativas, quanto para a probabilidade de ocorrência de fraudes. Enquanto as variáveis empresas de auditoria *big five* e instituições bancárias com selo de governança corporativa da

BM&F Bovespa foram significantes e negativamente relacionadas a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, respectivamente.

Desta forma, os resultados não refutam a hipótese nº 04, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente com indicadores fracos de governança corporativa. A contratação de empresas de auditoria *big five* e à não adoção pela instituição de normas de governança corporativa diferenciadas, resultará em indicadores de governança fracos e, por conseguinte, no aumento de oportunidades para a perpetração de fraudes corporativas.

Quanto à hipótese nº 05, verifica-se que a variável provisão para créditos de liquidação duvidosa influencia, positivamente, a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Esse resultado vai ao encontro dos achados de Crutchley, Jensen e Marshall (2007), que ao analisar o efeito do gerenciamento de lucros em relação a ocorrência fraudes, utilizaram o valor absoluto dos accruals discricionários (DCA) e observaram que este foi positivo e significativo para a detecção de fraudes. Portanto, segundo os resultados do modelo probit multinomial, é possível confirmar a hipótese nº 05, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada positivamente pela provisão para créditos de liquidação duvidosa.

Ainda em consonância com os dados da tabela 24, a mensuração da hipótese nº 06 evidenciou que o tamanho da instituição foi estatisticamente significativa apenas para a probabilidade de ocorrência de indícios de fraudes, e embora o sinal encontrado foi positivo para ambas as probabilidades, conforme o esperado. Dada a não significância desta variável para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, não se pode confirmar a hipótese nº 06 desta tese.

Os resultados do modelo irrestrito para a dimensão de oportunidade indicam que, para empresas com indícios de fraudes, as variáveis tamanho da instituição e tipo de banco foram estatisticamente significantes. O tamanho da instituição aumenta significativamente a probabilidade de ocorrência de indícios de fraudes. Instituições bancárias do tipo comercial também terão essa probabilidade majorada.

Ainda, para o modelo irrestrito, observou-se que para as instituições condenadas em processos administrativos punitivos, empresas de auditoria *big five*, e o tamanho da instituição foram significantes. Assim, contratação de empresas de auditoria *big five* implicará em uma redução desta probabilidade, e o aumento do tamanho da instituição bancária implica em acrescer a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

As tabelas 25, 26, 27 e 28 proporcionam a visualização da comparação dos resultados obtidos na aplicação dos modelos logit e probit multinomial.

A tabela 25 evidencia a comparação dos resultados obtidos para a hipótese nº 04 desta pesquisa.

**Tabela 25 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipóteses nº 04**

Variáveis	Multinomial Logit com Intercepto Aleatório		Multinomial Probit com Intercepto Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 04		Hipótese nº 04		Hipótese nº 04	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
mci2	0,1277 ( 0,1118 )	-0,1796 ( 0,1388 )	0,073 ( 0,0644 )	-0,1334 ( 0,1163 )	Sim	Sim
tcf2	0,0091 ( 0,0121 )	0,0158 ( 0,0163 )	0,0066 ( 0,0069 )	0,0119 ( 0,0115 )	Sim	Sim
tca2	-0,0028 ( 0,0068 )	-0,0206 ( 0,0209 )	-0,0028 ( 0,0041 )	-0,0243 ( 0,0165 )	Sim	Sim
ceo_rot	1,1869 ( 0,8171 )	-1,1276 ( 1,2080 )	0,8679 ( 0,5537 )	-0,7947 ( 0,9365 )	Sim	Sim
big_five	-1,4296 ( 0,8821 )	-2,3549** ( 1,0487 )	-0,6428 ( 0,5014 )	-1,8079** ( 0,7419 )	Sim	Sim
selo_gov	-1,3573 ( 0,8786 )	-2,0727** ( 0,9427 )	-0,9014 ( 0,5687 )	-1,8132** ( 0,8737 )	Sim	Sim
ln_tam_dir	1,5638*** ( 0,5535 )	0,6773 ( 1,0483 )	0,9014*** ( 0,3154 )	0,9752* ( 0,5392 )	Sim	Sim
tip_bco	2,7250* ( 1,5670 )	-1,5878 ( 1,8606 )	1,1933 ( 0,8688 )	-1,6597* ( 0,9183 )	Sim	Sim
estat	1,0807 ( 1,0002 )	0,4285 ( 1,4917 )	0,5545 ( 0,5968 )	0,9538 ( 1,2535 )	Sim	Sim
crise	0,2902 ( 0,6791 )	0,0594 ( 0,8456 )	0,1280 ( 0,4425 )	0,1576 ( 0,6829 )	Sim	Sim
M1[i]	1 0,0000	3,9323 ( 3,2071 )				
Constant	-9,9380*** ( 2,7164 )	-3,2242 ( 3,3677 )	-5,9544*** ( 1,4428 )	-2,6754 ( 1,7790 )	Sim	Sim
var(M1[i]) Constant	0,2727 ( 0,4462 )					
Insig_1_2 Constant			-2,5629 ( 2,2931 )	-1,7666 ( 1,8308 )		
Insig_1_3 Constant			0,3687 ( 0,2738 )	0,6094* ( 0,3260 )		
atanhrho_1_23 Constant			0,2195 ( 0,2096 )	0,2903 ( 0,2158 )		
Obs.	754		754			
Log likelihood	-148,100		-144,200			
AIC	344,205		338,469			
BIC	455,215		454,104			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Os resultados obtidos nos testes da hipótese de nº 05 são convergentes aos encontrados pela aplicação do modelo logit multinomial: em ambos os modelos, logit e probit multinomial,

a variável tamanho da diretoria influencia positivamente a probabilidade de indícios de fraudes. Por outro lado, as variáveis empresas de auditoria *big five* e instituições bancárias com selo de governança corporativa da BM&F Bovespa causam uma diminuição na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Destaque-se ainda que os critérios de informação indicam que os resultados do modelo probit multinomial com efeito aleatório são mais ajustados aos dados da pesquisa.

A tabela 26 evidencia os resultados da confrontação entre os modelos logit e probit multinomial para a hipótese nº 05 da dimensão de oportunidade.

**Tabela 26 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipóteses nº 05**

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 05		Hipótese nº 05		Hipótese nº 05	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
ln_desp_pcl	0,1290 ( 0,1091 )	0,0868 ( 0,1450 )	0,1128** ( 0,0530 )	0,1559*** ( 0,0579 )	Não	Não
tip_bco	0,3573 ( 1,0971 )	-0,9913 ( 1,3620 )	0,0477 ( 0,5424 )	-0,8876* ( 0,4546 )	Sim	Sim
converg	-2,0227* ( 1,0325 )	-1,4936** ( 0,6557 )	-1,1008** ( 0,5501 )	-0,9340** ( 0,4576 )	Não	Sim
estat	-0,3226 ( 0,6304 )	0,5934 ( 0,8637 )	0,3877 ( 0,3474 )	1,1014*** ( 0,3652 )	Não	Não
crise	-0,6195 ( 0,5535 )	-1,3943** ( 0,6465 )	-0,4073 ( 0,3390 )	-1,0682** ( 0,4702 )	Sim	Sim
M1[i]	1 0	1,8384** ( 0,7545 )				
Constant	-5,6122*** ( 1,7195 )	-4,9197** ( 2,1663 )	-4,2964*** ( 0,9623 )	-4,2581*** ( 0,9725 )	Sim	Sim
var(M1[i])						
Constant	0,8870 ( 0,7425 )					
lnsig_1_2				-0,5003** ( 0,2512 )		
Constant						
lnsig_1_3				-0,1865 ( 0,1862 )		
Constant						
atanhrho_1_23				14,1900 ( 504,3250 )		
Constant						
Obs.	1566		1566			
Log likelihood	-289,100		-287,700			
AIC	606,279		605,440			
BIC	681,267		685,784			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Ao analisar os resultados apurados pelos modelos logit e probit multinomial com efeito aleatório, observa-se, que para as variáveis com significância estatística, apenas a convergência às normas internacionais de contabilidade e a crise *subprime* foram convergentes. Portanto, os

resultados do modelo probit multinomial ratificam aqueles encontrados no logit multinomial, dessa forma, segundo os resultados, tanto a convergência às normas, quanto a crise influenciam negativamente na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Os resultados dos modelos foram divergentes para a despesa com provisão para créditos de liquidação duvidosa e para instituições bancárias com controle estatal. Para esta última variável, observa-se que o controle acionário estatal em instituições bancárias influenciou positivamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Já a variável despesa com provisão de créditos de liquidação duvidosa, apesar de o sinal da variável ser positivo em ambos os modelos, logit e probit multinomial, a significância estatística dessa variável somente foi alcançada pelo modelo probit. Dessa maneira, segundo os resultados do modelo probit multinomial para a hipótese nº 05 pode-se afirmar que a despesa de provisão para créditos de liquidação duvidosa influencia positivamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Ao se confrontar os modelos segundo os critérios de informação AIC e BIC, percebe-se que o critério AIC indica que o modelo probit multinomial com efeito aleatório é o mais adequado aos dados da pesquisa, enquanto o BIC indica que o logit multinomial com efeito aleatório é o melhor modelo. Portanto, não se pode afirmar qual modelo seria o mais ajustado aos dados.

A tabela 27 demonstra os resultados da confrontação entre os modelos logit e probit multinomial com efeito aleatório para a hipótese nº 06 desta tese:

**Tabela 27 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipóteses nº 06**

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 06		Hipótese nº 06		Hipótese nº 06	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
In_ativo_to	0,2631** ( 0,1079 )	0,1492 ( 0,1774 )	0,1495** ( 0,0583 )	0,1169 ( 0,0811 )	Sim	Sim
tip_bco	0,6077 ( 0,9759 )	-1,5263 ( 1,1891 )	-0,0624 ( 0,4956 )	-1,9091*** ( 0,6434 )	Não	Não
converg	-2,3918** ( 1,0253 )	-1,7128*** ( 0,6542 )	-1,2878** ( 0,5054 )	-1,0239** ( 0,4162 )	Sim	Sim
estat	-0,1141 ( 0,5344 )	0,7095 ( 0,7947 )	0,1100 ( 0,2684 )	0,5569* ( 0,3156 )	Não	Sim
crise	-0,6604 ( 0,4937 )	-1,5677** ( 0,6401 )	-0,3975 ( 0,2959 )	-1,1265** ( 0,4618 )	Sim	Sim
M1[i]	1 0	2,2496*** ( 0,8626 )				
Constant	-8,6366*** ( 2,292 )	-5,8552* ( 3,2689 )	-5,3426*** ( 1,2192 )	-3,7477** ( 1,7170 )	Sim	Sim

Continuação: Tabela 27 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipóteses nº 06

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 06		Hipótese nº 06		Hipótese nº 06	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
var(M1[i])						
Constant	0,4934 (0,3702)					
Insig_1_2						
Constant			-0,6404** (0,2602)			
Insig_1_3						
Constant			0,1146 (0,2551)			
atanrho_1_23						
Constant			2,3641** (1,0483)			
Obs.	1900		1900			
Log likelihood	-341,400		-340,600			
AIC	710,873		711,232			
BIC	788,568		794,476			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Os dados mostram que o tamanho das instituições bancárias apresenta significância estatística apenas para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, nos modelos probit e logit multinomial com efeito aleatório. Assim, percebe-se a convergência da variável de interesse entre os modelos. Esse resultado, contudo, não permite a aceitação da hipótese nº 06 desta pesquisa, pois esta variável não foi significativa para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Quanto as variáveis de controle adicionadas na mensuração da hipótese nº 06, verifica-se que os resultados para a convergência às normas internacionais de contabilidade e a crise *subprime* foram semelhantes nos modelos probit e logit multinomial. Estas variáveis, conforme pode-se perceber na tabela 27 influenciam negativamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Já a variável tipo de banco foi significativa somente no modelo probit multinomial, portanto, representando um ponto de divergência com o logit multinomial com efeito aleatório. Essa variável indica um relacionamento negativo com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Para comparação dos modelos logit e probit multinomial foram empregados os testes de critério de informação AIC e BIC. Conforme pode-se constatar nos resultados apresentados na tabela 27, ambos os critérios indicam que o modelo logit multinomial com efeito aleatório é o modelo preferível, dado que valores apurados são menores para este modelo.

A tabela 28 apresenta a confrontação dos resultados mensurados para o modelo irrestrito da dimensão de oportunidade:

**Tabela 28 - Logit multinomial versus probit multinomial: Modelo Irrestrito**

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Modelo Irrestrito Oportunidade		Modelo Irrestrito Oportunidade		Modelo Irrestrito Oportunidade	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
mci2	0,1376 ( 0,1203 )	-0,3586** ( 0,1780 )	0,0787 ( 0,0795 )	-0,2514* ( 0,1312 )	Sim	Não
tcf2	0,0095 ( 0,0120 )	0,0156 ( 0,0151 )	0,0070 ( 0,0071 )	0,0091 ( 0,0096 )	Sim	Sim
tca2	0,0030 ( 0,0075 )	-0,0095 ( 0,0157 )	0,0016 ( 0,0044 )	-0,0034 ( 0,0125 )	Sim	Sim
big_five	-2,0704* ( 1,1558 )	-2,6865** ( 1,1020 )	-1,2824* ( 0,7063 )	-2,5196*** ( 0,9095 )	Sim	Sim
ceo_rot	1,3787 ( 0,8455 )	-0,8787 ( 1,2305 )	0,9647* ( 0,5539 )	-0,6378 ( 0,9064 )	Sim	Sim
selo_gov	-1,7452* ( 0,9719 )	-1,4761 ( 1,2924 )	-1,1623* ( 0,6321 )	-1,1259 ( 0,9261 )	Sim	Sim
tam_dir_1	0,0119 ( 0,0214 )	-0,0763 ( 0,0694 )	0,0067 ( 0,0132 )	-0,0912* ( 0,0521 )	Sim	Sim
desp_pcl	0,0000 ( 0,0000 )	0,0000** ( 0,0000 )	0,0000 ( 0,0000 )	0,0000* ( 0,0000 )	Sim	Não
ln_ativo_to	0,7838** ( 0,3897 )	0,6557* ( 0,3937 )	0,4961** ( 0,2308 )	0,7375** ( 0,3055 )	Sim	Não
tip_bco	3,7641** ( 1,6708 )	0,0794 ( 1,3986 )	2,2480** ( 1,0628 )	0,0063 ( 0,8200 )	Sim	Sim
converg	-1,9550* ( 1,1438 )	-2,1312* ( 1,2484 )	-1,1768* ( 0,6359 )	-1,3891* ( 0,7867 )	Sim	Sim
estat	0,9282 ( 0,9448 )	0,0999 ( 1,2826 )	0,5561 ( 0,5585 )	0,2789 ( 0,9425 )	Sim	Sim
crise	-0,1098 ( 0,6930 )	-0,4259 ( 0,8928 )	-0,1022 ( 0,4513 )	-0,1799 ( 0,6676 )	Sim	Sim
M1[i]	1 0	6,2961 ( 11,0254 )				
Constant	-19,7910*** ( 6,7070 )	-12,3426** ( 6,2401 )	-12,7607*** ( 3,9941 )	-12,7460*** ( 4,7342 )	Sim	Sim
var(M1[i])	0,0395 ( 0,1375 )					
lnsig_1_2			-13,0839 ( 586,0536 )			
lnsig_1_3			0,2277 ( 0,3203 )			
atanhrho_1_23			-0,6819** ( 0,3126 )			
Obs.	746		746			
Log likelihood	-139,400		-135,300			
AIC	338,800		332,650			
BIC	477,241		475,706			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Para o modelo irrestrito da dimensão de oportunidade os resultados evidenciados na tabela 28 são semelhantes aos encontrados na mensuração do modelo irrestrito pelo logit



multinomial para as variáveis tamanho da instituição e tipo de banco: ambas impactam positivamente na probabilidade de indícios de fraudes corporativas. A presença de empresas de auditoria *big five* influencia negativamente na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Enquanto as variáveis despesa com provisão para créditos de liquidação duvidosa e o tamanho da instituição apresentam resultados divergentes entre os modelos para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. A despesa com provisão para créditos de liquidação duvidosa apresenta significância apenas para o modelo logit multinomial. Já o tamanho da instituição foi estatisticamente significativo somente no modelo probit multinomial.

A confrontação entre os modelos logit e probit multinomial, realizada pela análise dos valores para os critérios de informação AIC e BIC, permite identificar que o modelo probit multinomial com efeito aleatório é preferível ao logit, em função de possuir menores valores para esses critérios, conforme se observa na tabela 28.

#### **4.4 Resultados das Hipóteses da Dimensão de Racionalização do Triângulo de Fraude**

A tese por traz da dimensão de racionalização é a de que o fraudador analisa o ato de cometer o ilícito como se ele fosse correto, portanto, é uma autojustificação de que o ato de cometer uma fraude é justificável e aceitável. A racionalização, então, é um processo cognitivo, e para sua mensuração são propostas hipóteses que trazem características demográficas dos gestores, como a idade, nível educacional, formação na área de negócios, predominância do gênero feminino. Além dessas características, busca-se contemplar aspectos ligados a ações de punição para atos fraudulentos, sobretudo em função da dificuldade de obtenção de dados psicométricos convencionais de altos executivos (HAMBRICK, 2007).

Esta seção destina-se a apresentar os resultados dos testes das hipóteses elaboradas segundo a dimensão de racionalização do triângulo de Cressey (1993). Extraíram-se da literatura, conforme item 2.5.3 da tese, cinco hipóteses individuais e, a partir delas, construiu-se um outro modelo contendo todas as variáveis independentes checadas nas hipóteses individuais de racionalização.

##### **4.4.1 Dimensão de Racionalização: Hipótese nº 07**

A tabela nº 29 evidencia os resultados obtidos na mensuração da hipótese nº 07, que trata do relacionamento entre a idade do CEO e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Tabela 29 - Relação entre idade do CEO e fraudes corporativas: Hipótese nº 07

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 07				Hipótese nº 07			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
idade	0,0418 (0,0292)	1,0427 (0,0304)	0,0184 (0,0212)	1,0186 (0,0216)	0,0473 (0,0383)	1,0484 (0,0401)	0,0458 (0,0404)	1,0468 (0,0423)
ln_ativo_to	0,5365*** (0,1675)	1,7100*** (0,2863)	0,0855 (0,0946)	1,0893 (0,1030)	0,3198 (0,2508)	1,3769 (0,3453)	-0,3405 (0,3455)	0,7114 (0,2458)
tip_bco	0,7380 (1,1780)	2,0918 (2,4642)	-1,4718** (0,6215)	0,2295** (0,1426)	-0,4750 (1,9205)	0,6219 (1,1944)	-4,5003 (2,7395)	0,0111 (0,0304)
estat	1,1266 (0,7726)	3,0851 (2,3835)	0,6665 (0,5304)	1,9475 (1,0329)	0,3520 (1,0982)	1,4219 (1,5616)	-0,3203 (1,3571)	0,7259 (0,9852)
crise	-1,0793 (1,0498)	0,3398 (0,3568)	-0,4897 (0,6337)	0,6128 (0,3883)	-1,0918 (1,0556)	0,3356 (0,3543)	-0,4911 (0,6675)	0,6120 (0,4085)
M1[i]					1 0	2,7183 0,0000	2,0162* (1,1626)	7,5097* (8,7310)
Constant	-16,4795*** (4,0484)	0,0000*** 0,0000	-4,6938** (2,3178)	0,0092** (0,0212)	-12,3069** (5,3871)	0,0000** 0,0000	2,2285 (6,6740)	9,2862 (61,9760)
var(M1[i]) Constant					1,0045 (1,3477)	2,7305 (3,6799)		
Obs.	766				766			
Log likelihood	-171,000				-161,600			
AIC	366,071				351,116			
BIC	421,765				416,092			
LR test	18,960		<b>Teste de Cramer e Ridder (1991)</b>					
P-valor LR test	0,0001		P>chi2 = 01:02	0,0050	P>chi2 = 01:00	0,0010	P>chi2 = 02:00	0,0990

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Examina-se na tabela 29 que os resultados do teste de Cramer e Ridder (1991) assinalam que, exceto para as alternativas 02 e 00, os agrupamentos entre as alternativas não podem ser realizados ao nível de significância de 5%.

Dessa maneira, para a hipótese nº 07, não se pode realizar um empilhamento simples dos dados, sendo necessário tratá-los com um painel e considerar a existência de uma heterogeneidade não observada entre as alternativas. Logo, o modelo logit multinomial com efeito aleatório corresponde ao modelo mais apropriado aos dados da pesquisa.

Consustanciando os achados do teste de Cramer e Ridder (1991), os testes adicionais de comparação também indicam que o modelo logit com efeito aleatório possui um melhor ajuste aos dados. O que pode ser observado nos resultados do teste de LR – *likelihood ratio* – e pelo critério de informação de AIC. O teste de LR evidencia um p-valor inferior a 0,05, implicando que o modelo com restrição é mais adequado.

O critério de informação AIC estimado para o modelo com efeito aleatório, dado o valor estimado ser menor do que o valor estimado para o modelo tradicional, também permite inferir que o modelo com efeito aleatório parece ser mais ajustado aos dados do estudo.

Segundo as informações da tabela 29, a idade do gestor não apresenta influência significativa na probabilidade de indícios de fraudes e na ocorrência de fraudes corporativas. Isso implica em dizer que a idade do CEO não parece ser um fator relevante para a mensuração da probabilidade de fraudes corporativas, em instituições bancárias brasileiras. Esse resultado não corrobora os estudos de Troy, Smith e Domino (2011), Kelley, Ferrel e Skinner (1990), Zahra, Priem e Rasheed (2007).

Para estes autores, a idade está diretamente relacionada com o desenvolvimento moral, cuidado na tomada de decisão, diagnóstico preciso das informações e maior disponibilidade em reconsiderar. Além de o aumento da idade proporcionar um conjunto mais amplo de experiências vivenciadas e maturidade, o que, segundo Troy, Smith e Domino (2011), reflete nas repercussões da descoberta de fraudes nas demonstrações financeiras, e nos custos reputacionais individuais daqueles que cometerem essas violações.

Destaque-se que o sinal esperado para a variável não foi confirmado, tendo em vista que tanto para a probabilidade de indícios quanto para a de ocorrência de fraudes corporativas o sinal foi positivo, ao indicar que quanto maior a idade, maior a probabilidade de ocorrência de fraudes. Portanto, não se pode aceitar a hipótese nº 07 de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pela idade dos gestores.

A tabela 30 apresenta os resultados obtidos com os testes para multicolinearidade das variáveis independentes:

**Tabela 30 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
idade	1,04	1,02	0,9651	0,0349
ln_ativo_to	1,14	1,07	0,8736	0,1264
tip_bco	1,48	1,21	0,6779	0,3221
estat	1,38	1,18	0,7235	0,2765
crise	1,01	1,00	0,9921	0,0079
Média VIF	1,21			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Observa-se na tabela 30 que para o modelo utilizado na mensuração da hipótese nº 07 as variáveis não apresentam problemas de multicolinearidade, uma vez que os valores do  $R^2$  são inferiores a 0,80, conforme Menard (2000).

#### 4.4.2 Dimensão de Racionalização: Hipótese nº 08

A tabela 31 demonstra os resultados para o teste da relação entre a probabilidade de fraudes corporativas e o nível educacional dos CEO, quais sejam: graduação, pós-graduação *latu sensu* ou pós-graduação *stricto sensu*.

**Tabela 31 - Relação entre nível de educação do CEO e fraudes corporativas: Hipótese nº 08**

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 08				Hipótese nº 08			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
grad_ger	-0,0520 ( 1,0982 )	0,9493 ( 1,0426 )	-0,9260 ( 0,6021 )	0,3961 ( 0,2385 )	-0,3599 ( 1,1638 )	0,6977 ( 0,8120 )	-1,1571 ( 1,0373 )	0,3144 ( 0,3261 )
esp_ger	-0,0082 ( 1,0968 )	0,9918 ( 1,0878 )	-1,2165* ( 0,6265 )	0,2963* ( 0,1856 )	-0,1551 ( 1,1433 )	0,8563 ( 0,9790 )	-1,9880* ( 1,1365 )	0,1370* ( 0,1557 )
strictu_ger	1,0190 ( 1,5298 )	2,7703 ( 4,2380 )	0,5342 ( 0,7505 )	1,7062 ( 1,2805 )	1,0903 ( 1,5248 )	2,9753 ( 4,5368 )	0,5281 ( 1,1489 )	1,6958 ( 1,9483 )
ln_ativo_to	0,4300*** ( 0,1458 )	1,5373*** ( 0,2242 )	0,3408*** ( 0,0900 )	1,4060*** ( 0,1265 )	0,3172* ( 0,1804 )	1,3733* ( 0,2477 )	-0,1612 ( 0,3101 )	0,8511 ( 0,2639 )
tip_bco	1,3400 ( 0,9825 )	3,8191 ( 3,7523 )	-0,7102 ( 0,5082 )	0,4916 ( 0,2498 )	1,2983 ( 1,0989 )	3,6631 ( 4,0252 )	-1,8500 ( 1,4796 )	0,1572 ( 0,2326 )
estat	0,7819 ( 0,5622 )	2,1856 ( 1,2288 )	0,7897* ( 0,4255 )	2,2027* ( 0,9371 )	0,5689 ( 0,6348 )	1,7664 ( 1,1213 )	0,4044 ( 0,9635 )	1,4984 ( 1,4437 )
crise	0,0083 ( 0,6429 )	1,0083 ( 0,6483 )	-0,8197 ( 0,6172 )	0,4406 ( 0,2719 )	-0,0640 ( 0,6499 )	0,9380 ( 0,6096 )	-0,8049 ( 0,6504 )	0,4471 ( 0,2908 )
M1[i]					1 0	2,7183 0,0000	3,0126* ( 1,8085 )	20,3394* ( 36,783 )
Constant	-12,7754*** ( 3,1067 )	0,0000*** 0,0000	-7,8439*** ( 1,7952 )	0,0004*** ( 0,0007 )	-10,8901*** ( 3,6813 )	0,0000*** ( 0,0001 )	0,3447 ( 5,3831 )	1,4116 ( 7,5990 )
var(M1[i]) Constant					0,4491 ( 0,5761 )	1,5669 ( 0,9027 )		
Obs.	1076,000				1076,000			
Log likelihood	-235,100				-219,700			
AIC	502,143				475,485			
BIC	581,839				565,143			
LR test	30,660		<b>Teste de Cramer e Ridder (1991)</b>					
P-valor LR test	0,0000		P>chi2 = 01:02	0,1360	P>chi2 = 01:00	0,0000	P>chi2 = 02:00	0,1430

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Conforme verifica-se na tabela 31, os resultados do teste de Cramer e Ridder (1991) indicam que, exceto para as alternativas 01 e 02, e 02 e 00, os agrupamentos entre as alternativas não podem ser realizados ao nível de significância de 5%. Esse resultado foi confirmado pelos testes de comparação adicional em que o teste de LR demonstra um p-valor inferior a 0,05, implicando que o modelo com restrição é mais adequado.

O critério de informação AIC estimado para o modelo com efeito aleatório, dado o valor estimado ser menor do que o valor estimado para o modelo tradicional, também permite inferir que o modelo com efeito aleatório parece ser mais ajustado aos dados do estudo.

Os resultados evidenciados na tabela 31 indicam que a variável nível educacional não foi significativa, diferenciando-se, assim, dos achados de Rest e Thoma (1985) em que o nível educacional apresentou uma associação positiva ao desenvolvimento moral. Portanto, a hipótese nº 08 desta pesquisa de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente por gestores com maior nível educacional, não pode ser aceita.

Os resultados para o teste de multicolinearidade das variáveis independentes estão apresentados na tabela 32.

**Tabela 32 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
grad_ger	3,59	1,90	0,2782	0,7218
esp_ger	3,72	1,93	0,2686	0,7314
strictu_ger	1,60	1,26	0,6266	0,3734
ln_ativo_to	1,16	1,07	0,8655	0,1345
tip_bco	1,34	1,16	0,7464	0,2536
estat	1,20	1,10	0,8310	0,1690
crise	1,01	1,00	0,9943	0,0057
Média VIF	1,95			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Segundo os *outputs* da tabela 32 as variáveis envolvidas na estimação do modelo da hipótese nº 08 não apresentam problemas de multicolinearidade, uma vez que os valores do R<sup>2</sup> são inferiores a 0,80, conforme Menard (2000).

#### 4.4.3 Dimensão de Racionalização: Hipótese nº 09

A hipótese nº 09 desta pesquisa foi elaborada com o propósito de testar a relação entre a formação do gestor na área de negócios e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Destaque-se que foram considerados como formação em área de negócios não somente a graduação em áreas relacionadas a negócios, mas, também, qualquer curso de pós-graduação *lato sensu* ou *stricto sensu* que envolvesse essa área. Os resultados estão contidos na tabela 33:

**Tabela 33 - Relação entre formação do CEO em área de negócios e fraudes corporativas: Hipótese nº 09**

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 09							
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
cgan	-0,8461 ( 1,1334 )	0,4291 ( 0,4863 )	-2,0274* ( 1,0679 )	0,1317* ( 0,1406 )	-1,1474 ( 1,2263 )	0,3175 ( 0,3893 )	-3,2203** ( 1,3437 )	0,0399** ( 0,0537 )
cplsan	0,2588 ( 0,5481 )	1,2953 ( 0,7100 )	-0,3353 ( 0,4427 )	0,7151 ( 0,3166 )	0,2975 ( 0,6036 )	1,3465 ( 0,8127 )	-0,5790 ( 0,5521 )	0,5604 ( 0,3094 )
cpssan	1,0709 ( 1,2178 )	2,918 ( 3,5536 )	1,1931** ( 0,6068 )	3,2974** ( 2,0009 )	1,3016 ( 1,2347 )	3,6750 ( 4,5376 )	1,4720** ( 0,7426 )	4,3581** ( 3,2363 )

Continuação: Tabela 33 - Relação entre formação do CEO em área de negócios e fraudes corporativas: Hipótese nº 09

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 09							
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
In_ativo_to	0,3814** (0,1529)	1,4643** (0,2239)	0,2378*** (0,0921)	1,2684*** (0,1169)	0,1858 (0,2137)	1,2042 (0,2574)	-0,3679 (0,2634)	0,6922 (0,1824)
tip_bco	1,3800 (0,9873)	3,9748 (3,9242)	-0,7115 (0,5326)	0,4909 (0,2614)	1,5429 (1,2897)	4,678 (6,0333)	-1,5468 (1,4017)	0,2129 (0,2985)
estat	0,7485 (0,5781)	2,1138 (1,2220)	0,8700* (0,4554)	2,3868* (1,0870)	0,7053 (0,7243)	2,0244 (1,4663)	0,8590 (0,9392)	2,3609 (2,2172)
crise	-0,0342 (0,6441)	0,9664 (0,6225)	-0,8367 (0,6180)	0,4332 (0,2677)	-0,1427 (0,6572)	0,8670 (0,5698)	-0,9200 (0,6591)	0,3985 (0,2627)
M1[i]					1 0	2,7183 0,0000	1,8447* (0,9693)	6,3260* (6,1320)
Constant	-12,0044*** (3,3118)	0,0000*** 0,0000	-6,7795*** (1,9152)	0,0011*** (0,0022)	-9,3864** (4,2016)	0,0001** (0,0004)	2,8194 (4,6327)	16,7666 (77,675)
var(M1[i]) Constant					0,9683 (1,0799)	2,6334 (2,8437)		
Obs.	1076				1076			
Log likelihood	-233,200				-216,500			
AIC	498,306				468,975			
BIC	578,002				558,633			
LR test	33,330		<b>Teste de Cramer e Ridder (1991)</b>					
P-valor LR test	0,0000		P>chi2 = 01:02	0,0920	P>chi2 = 01:00	0,0000	P>chi2 = 02:00	0,1560

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Verifica-se na tabela 33 que os resultados do teste de Cramer e Ridder (1991) indicam que, exceto para as alternativas 01 e 02, e 02 e 00, os agrupamentos entre as alternativas não podem ser realizados ao nível de significância de 5%. Assim, um empilhamento simples dos dados para a hipótese nº 09 não pode ser realizado.

O resultado do teste de Cramer e Ridder (1991) foi confirmado pelos testes de comparação adicional. O teste de LR demonstra um p-valor inferior a 0,05, implicando que o modelo com restrição é mais adequado; e o critério de informação AIC e BIC estimado para o modelo com efeito aleatório, por serem menores do que o valor estimado para o modelo tradicional, também permite inferir que o modelo com efeito aleatório parece ser mais ajustado aos dados do estudo.

Consoante disposto na tabela 33, para instituições com indícios de fraudes as variáveis que identificam a formação na área de negócios foram estatisticamente não significantes. Contudo, para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, verifica-se que CEOs com graduação em negócios e CEOs com pós-graduação *stricto sensu* foram estatisticamente significantes.

A graduação do gestor em cursos da área de negócios influencia negativamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, implicando em uma redução de 96,01%, com as demais variáveis constantes. Esse resultado corrobora o estudo de Troy, Smith e Domino (2011), que identificaram que gestores sem formação na área de negócios são mais propensos a racionalizar a fraude como um ato correto, em que observaram que os coeficientes estimados quanto a formação do gestor é inversamente proporcional a probabilidade de fraudes.

Já CEOs com formação em cursos de pós-graduação *stricto sensu*, conforme os resultados da tabela 33, aumentam a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas em 335,81%. Esse resultado corrobora, em parte, o estudo de Daboub *et al* (1995), uma vez que os autores teorizaram que executivos com pós-graduação na área de negócios são mais susceptíveis a pressões de fatores antecedentes. Assim, a educação na área de negócios estaria associada com um maior comportamento de autointeresse e em que os executivos com essa formação seriam mais propensos a se envolverem em atividades ilegais. No entanto, é preciso destacar que Daboub *et al* (1995), em suas formulações, consideraram como pós-graduação apenas o MBA em negócios.

Ao confrontar os resultados obtidos com CEOs com graduação e pós-graduação *strictu sensu* na área de negócios, supõem-se que a medida que o capital humano do gestor aumenta, maior a probabilidade de fraudes corporativas. Essa reflexão coaduna com os achados de Lochner (2004), ao observarem que para crimes de colarinho branco, as médias do nível de escolaridade são maiores.

Portanto, em função dos resultados controversos encontrados para a graduação e para a pós-graduação *stricto sensu*, não se pode confirmar a hipótese nº 09 de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativa é influenciada negativamente por gestores com formação na área de negócios.

Os resultados para o teste de multicolinearidade entre as variáveis independentes estão apresentados na tabela 34:

**Tabela 34 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
cgan	1,69	1,30	0,5906	0,4094
cpisan	1,45	1,20	0,6890	0,3110
cpssan	1,25	1,12	0,7990	0,2010
ln_ativo_to	1,46	1,21	0,6867	0,3133
tip_bco	1,40	1,18	0,7150	0,2850
estat	1,28	1,13	0,7833	0,2167
crise	1,01	1,00	0,9941	0,0059
Média VIF	1,36			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Para a análise se existe ou não problemas de colinearidade utilizou-se o critério evidenciado por Menard (2000), em que valores do R2 superior a 0,80 indicam a presença deste problema entre as variáveis independentes. Conforme verifica-se na tabela 34, as variáveis contidas no modelo de mensuração da hipótese nº 09 não apresentam problemas de multicolinearidade.

#### 4.4.4 Dimensão de Racionalização: Hipótese nº 10

A hipótese nº 10 testa a relação entre a predominância do gênero feminino na administração da instituição bancária – conselho de administração, conselho fiscal e diretoria executiva – e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Os resultados estão evidenciados na tabela 35.

**Tabela 35 - Relação entre predominância do gênero feminino e fraudes corporativas: Hipótese nº 10**

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 10				Hipótese nº 10			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
pre_nul_cf	2,9458 ( 2,1046 )	19,0258 ( 40,0419 )	-3,5587* ( 2,0029 )	0,0285* ( 0,0570 )	2,5368 ( 2,2510 )	12,6392 ( 28,4510 )	-3,3287 ( 2,1918 )	0,0358 ( 0,0786 )
pre_nul_ca	0,4775 ( 2,6723 )	1,612 ( 4,3077 )	-2,1227 ( 2,2581 )	0,1197 ( 0,2703 )	-0,5500 ( 2,9579 )	0,5770 ( 1,7067 )	-2,2158 ( 2,6811 )	0,1091 ( 0,2924 )
pre_nul_dir	-1,4114 ( 2,8894 )	0,2438 ( 0,7044 )	-5,1305 ( 3,1857 )	0,0059 ( 0,0188 )	-2,7865 ( 3,4631 )	0,0616 ( 0,2134 )	-7,5829** ( 3,7290 )	0,0005** ( 0,0019 )
ln_ativo_to	0,4972*** ( 0,1300 )	1,6441*** ( 0,2138 )	0,3426*** ( 0,0920 )	1,4086*** ( 0,1296 )	0,3661* ( 0,1882 )	1,4421* ( 0,2714 )	-0,019 ( 0,2771 )	0,9812 ( 0,2719 )
tip_bco	1,4195 ( 0,9313 )	4,1351 ( 3,8512 )	-1,0034** ( 0,4646 )	0,3666** ( 0,1703 )	1,4110 ( 1,2318 )	4,1002 ( 5,0507 )	-1,7239 ( 1,4385 )	0,1784 ( 0,2566 )
estat	0,0731 ( 0,5704 )	1,0758 ( 0,6136 )	1,2020*** ( 0,4557 )	3,3269*** ( 1,5159 )	0,0200 ( 0,7472 )	1,0202 ( 0,7622 )	1,0410 ( 0,9767 )	2,8321 ( 2,7660 )
crise	-0,2317 ( 0,6310 )	0,7932 ( 0,5005 )	-1,2202 ( 0,7449 )	0,2952 ( 0,2199 )	-0,1886 ( 0,6389 )	0,8282 ( 0,5291 )	-1,1729 ( 0,7773 )	0,3095 ( 0,2405 )
M1[i]					1 0	2,7183 0,0000	1,9353** ( 0,7921 )	6,9262** ( 5,4861 )
Constant	-13,523*** ( 2,8492 )	0,0000*** 0,0000	-8,1218*** ( 1,7836 )	0,0003*** ( 0,0005 )	-11,733*** ( 3,8776 )	0,0000*** 0,0000	-2,894 ( 4,8198 )	0,0554 ( 0,2668 )
var(M1[i]) Constant					0,9800 ( 0,9059 )	2,6645 ( 2,4136 )		
Obs.	1037				1037			
Log likelihood	-246,700				-231,200			
AIC	525,315				498,379			
BIC	604,421				587,372			
LR test	30,940		Teste de Cramer e Ridder (1991)					
P-valor LR test	0,0000		P>chi2 = 01:02	0,0110	P>chi2 = 01:00	0,0000	P>chi2 = 02:00	0,0050

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa



Examina-se na tabela 35 que os resultados do teste de Cramer e Ridder (1991) indicam que os agrupamentos entre as alternativas não podem ser realizados ao nível de significância de 5%. Esse resultado foi confirmado pelos testes de comparação adicional em que o teste de LR demonstra um p-valor inferior a 0,05, implicando que o modelo com restrição é mais adequado. Os valores dos critérios de informação AIC e BIC, por possuírem valores inferiores aos estimados para o modelo logit tradicional, também permitem inferir que o modelo logit com efeito aleatório parece ser mais ajustado aos dados da pesquisa.

Conforme se observa na tabela 35 as variáveis utilizadas para analisar a predominância do gênero feminino na administração, não evidenciaram significância estatística para a probabilidade de indícios de fraudes. Enquanto para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, a predominância do gênero feminino foi negativamente significativa. Dessa forma, um aumento nessa variável reduz a probabilidade de fraudes corporativas em 99,50%.

Os resultados obtidos para a predominância do gênero na diretoria executiva assemelham-se com as pesquisas de Steffensmeier, Schwartz e Roche (2013) e com as afirmações de Reynolds (2006), Zahra, Priem e Rasheed (2007) e Kelley, Ferrel e Skinner (1990) sobre o comportamento do gênero quanto a fraudes. Segundo esses autores, as gestoras são menos suscetíveis de cometerem atos fraudulentos que os gestores.

Portanto, a hipótese nº 10 desta pesquisa, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pela predominância do gênero feminino na administração da instituição bancária, não pode ser rejeitada.

A tabela 36 mostra os resultados obtidos para o teste de multicolinearidade entre as variáveis independentes utilizadas para a mensuração da hipótese nº 10 desta pesquisa:

**Tabela 36 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
pren_mul_cf	1,27	1,13	0,7877	0,2123
pren_mul_ca	1,08	1,04	0,9226	0,0774
pren_mul_dir	1,03	1,02	0,9693	0,0307
ln_ativo_to	1,07	1,03	0,9366	0,0634
tip_bco	1,26	1,12	0,7911	0,2089
estat	1,51	1,23	0,6602	0,3398
crise	1,00	1,00	0,9973	0,0027
Média VIF	1,18			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Para análise se existe ou não problemas de colinearidade utilizou-se o critério evidenciado por Menard (2000), em que valores do  $R^2$  superior a 0,80 indicam a presença deste

problema entre as variáveis independentes. Os resultados da tabela 36 mostram que as variáveis contidas no modelo de mensuração da hipótese nº 10 não apresentam problemas de multicolinearidade.

#### 4.4.5 Dimensão de Racionalização: Hipótese nº 11

A hipótese nº 11 desta pesquisa analisa a relação entre a existência de instrumentos punitivos e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Os resultados estão dispostos na tabela 37.

**Tabela 37 - Relação entre elementos de punição e fraudes corporativas: Hipótese nº 11**

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 11				Hipótese nº 11			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
puni	-14,1944 ( 887,782 )	0,0000 ( 0,0006 )	-14,0935 ( 661,748 )	0,0000 ( 0,0005 )	-21,0703 (27724,26)	0,0000 ( 0,0000 )	-20,7940 (18773,48)	0,0000 ( 0,0000 )
ln_ativo_to	0,2469*** ( 0,0875 )	1,2801*** ( 0,1120 )	0,3261*** ( 0,0778 )	1,3855*** ( 0,1078 )	0,1838* ( 0,1093 )	1,2018* ( 0,1314 )	0,0077 ( 0,1880 )	1,0077 ( 0,1894 )
tip_bco	0,5734 ( 0,8187 )	1,7742 ( 1,4525 )	-1,1897*** ( 0,4282 )	0,3043*** ( 0,1303 )	0,5606 ( 0,9715 )	1,7517 ( 1,7019 )	-1,6585 ( 1,2168 )	0,1904 ( 0,2317 )
estat	0,0526 ( 0,4440 )	1,0540 ( 0,4680 )	1,0222*** ( 0,3942 )	2,7793*** ( 1,0956 )	-0,1208 ( 0,5378 )	0,8862 ( 0,4765 )	0,7064 ( 0,8146 )	2,0267 ( 1,6510 )
crise	-0,4164 ( 0,4866 )	0,6594 ( 0,3209 )	-1,3138** ( 0,6125 )	0,2688** ( 0,1646 )	-0,4213 ( 0,4898 )	0,6562 ( 0,3214 )	-1,3334** ( 0,6336 )	0,2636** ( 0,1670 )
M1[i]					1 0	2,7183 0,0000	2,2780*** ( 0,8720 )	9,7575*** ( 8,5087 )
Constant	-8,3473*** ( 1,8102 )	0,0002*** ( 0,0004 )	-8,3189*** ( 1,5266 )	0,0002*** ( 0,0004 )	-7,5078*** ( 2,2302 )	0,0005*** ( 0,0012 )	-3,6766 ( 3,3983 )	0,0253 ( 0,0860 )
var(M1[i]) Constant					0,5384 ( 0,4047 )	1,7132 ( 0,6933 )		
Obs.	1903				1903			
Log likelihood	-365,500				-347,700			
AIC	755,033				723,354			
BIC	821,647				801,071			
LR test	35,68		<b>Teste de Cramer e Ridder (1991)</b>					
P-valor LR test	0,0000		P>chi2 = 01:02		0,4940		P>chi2 = 01:00	
					0,0000		P>chi2 = 02:00	
							0,0000	

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Segundo os resultados para o teste de Cramer e Ridder (1991), exceto para as alternativas 01 e 02, os agrupamentos entre as alternativas não podem ser realizados ao nível de significância de 1%. Portanto, um empilhamento simples dos dados não pode ser realizado. Este resultado foi corroborado pelos testes adicionais de comparação.

O teste de LR evidencia um p-valor inferior a 0,05, implicando que o modelo com restrição é mais adequado. Os critérios de informação AIC e BIC indicam que o modelo logit com efeito aleatório é o mais ajustado aos dados do estudo.

Para identificar a existência de instrumentos punitivos foi utilizada a alteração da Lei 9.613 de 1998, dada pela Lei 12.683 de 2012 que majorou a punição para crimes contra o sistema financeiro e crimes de lavagem de dinheiro.

Conforme se constata pelos resultados apresentados na tabela 37, a variável punição não evidenciou significância estatística para a probabilidade de indícios de fraudes e para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Não obstante o sinal esperado para essa variável ter sido confirmado, a punição, mesmo não significativa, tem um relacionamento negativo com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Diante dos resultados da tabela 37, a hipótese nº 11 desta pesquisa, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pela existência de instrumentos negativos, não foi confirmada.

Destaque-se que como instrumento punitivo tentou-se analisar a quantidade de condenações impostas às instituições bancárias, como também o valor pago como multa pecuniária por essas instituições. No entanto, a inclusão dessas variáveis não permitiu que o modelo fosse convergente.

Os resultados do teste de multicolinearidade para as variáveis independentes do modelo que mensura a hipótese nº 11 desta pesquisa estão apresentados na tabela 38.

**Tabela 38 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
puni	1,02	1,01	0,9852	0,0148
ln_ativo_to	1,04	1,02	0,9579	0,0421
tip_bco	1,25	1,12	0,8018	0,1982
estat	1,22	1,10	0,8221	0,1779
crise	1,02	1,01	0,9847	0,0153
Média VIF	1,11			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Observa-se na tabela 38 que as variáveis independentes do modelo irrestrito da dimensão de racionalização do triângulo de fraude não apresentam problemas de multicolinearidade, uma vez que os valores do  $R^2$  são inferiores a 0,80 (MENARD, 2000).

#### 4.4.6 Modelo Irrestrito para Dimensão de Racionalização

Neste item, mensurou-se um modelo irrestrito contendo todas as variáveis utilizadas no teste das hipóteses da dimensão de racionalização do triângulo de fraude. Os resultados estão descritos na tabela 39.

**Tabela 39 - Modelo irrestrito da dimensão de racionalização**

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Modelo Irrestrito Racionalização				Modelo Irrestrito Racionalização			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
idade	0,0637 (0,0426)	1,0657 (0,0454)	0,0421 (0,0310)	1,043 (0,0323)	0,0675 (0,0465)	1,0698 (0,0498)	0,0518 (0,0494)	1,0531 (0,0520)
grad_ger	1,2008 (0,9940)	3,3229 (3,3030)	0,039 (0,8217)	1,0397 (0,8544)	0,9447 (1,1465)	2,5719 (2,9487)	1,2463 (1,6938)	3,4776 (5,8905)
cgan	-14,8275 (1181,774)	0,0000 (0,0004)	-14,9001 (819,471)	0,0000 (0,0003)	-21,2882 (28632,62)	0,0000 (0,0000)	-22,4469 (14610,10)	0,0000 (0,0000)
cplsan	1,0595 (1,0599)	2,8849 (3,0579)	0,9587 (0,6959)	2,6082 (1,8151)	1,0338 (1,0550)	2,8118 (2,9665)	1,5898 (1,5493)	4,903 (7,5960)
cpssan	2,638 (1,6622)	13,9858 (23,2475)	2,2216** (0,9141)	9,2218** (8,4294)	3,0737* (1,7576)	21,6211* (38,0003)	4,0192** (1,9510)	55,6571** (108,588)
pren_mul_cf	-1,8945 (4,4814)	0,1504 (0,6739)	-1,5935 (2,4726)	0,2032 (0,5025)	-1,4209 (4,6676)	0,2415 (1,1272)	0,4822 (3,3229)	1,6197 (5,3820)
pren_mul_ca	-1,0802 (5,4869)	0,3395 (1,8629)	-2,1135 (3,4198)	0,1208 (0,4132)	-2,3196 (5,5562)	0,0983 (0,5463)	-0,5328 (3,6066)	0,587 (2,1170)
pren_mul_di r	1,9662 (5,2226)	7,1435 (37,3078)	-30,3241** (13,9309)	0,0000** (0,0000)	1,2056 (5,7603)	3,3387 (19,2321)	-29,0712** (13,7557)	0,0000** (0,0000)
puni	-15,5359 (2406,426)	0,0000 (0,0004)	-14,4676 (1757,475)	0,0000 (0,0009)	-22,0200 (62234,59)	0,0000 (0,0000)	-20,8253 (40159,19)	0,0000 (0,0000)
ln_ativo_to	0,4079** (0,2037)	1,5037** (0,3062)	0,0627 (0,1390)	1,0647 (0,1480)	0,3609 (0,2313)	1,4346 (0,3319)	-0,1742 (0,3090)	0,8402 (0,2596)
tip_bco	0,7499 (1,4986)	2,1168 (3,1723)	-0,6323 (0,7749)	0,5314 (0,4118)	1,0053 (1,7623)	2,7327 (4,8158)	-1,0818 (1,9614)	0,339 (0,6648)
estat	1,3649 (1,0868)	3,9152 (4,2552)	0,5463 (0,7316)	1,7269 (1,2633)	1,8075 (1,2010)	6,0949 (7,3198)	1,4413 (1,4678)	4,2262 (6,2031)
crise	-0,9595 (1,0728)	0,3831 (0,4109)	-0,0627 (0,8241)	0,9392 (0,7739)	-0,954 (1,0783)	0,3852 (0,4154)	0,2444 (0,9203)	1,2769 (1,1751)
M1[i]					1 0	2,7183 0,0000	2,3257 (1,5258)	10,2338 (15,6145)
Constant	-16,124*** (5,0520)	0,0000*** 0,0000	-5,8758* (3,1385)	0,0028* (0,0088)	-16,036*** (5,4938)	0,0000*** 0,0000	-4,4809 (6,1269)	0,0113 (0,0694)
var(M1[i]) Constant					0,4821 (0,6493)	1,6195 (1,0515)		
Obs.	698				698			
Log likelihood	-137,700				-129,400			
AIC	331,476				318,847			
BIC	458,826				455,294			
LR test	16,630		<b>Teste de Cramer e Ridder (1991)</b>					
P-valor LR test	0,0002		P>chi2 = 01:02		P>chi2 = 01:00		P>chi2 = 02:00	
			0,0220		0,0000		0,1410	

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Examina-se na tabela 39 que os resultados do teste de Cramer e Ridder (1991) assinalam que, exceto para as alternativas 02 e 00, os agrupamentos entre as alternativas não podem ser realizados ao nível de significância de 5%.

Dessa maneira, para o modelo irrestrito da dimensão de racionalização, não se pode realizar um empilhamento simples dos dados, sendo necessário tratá-los com um painel e considerar a existência de uma heterogeneidade não observada entre as alternativas. Esse resultado foi corroborado pelos testes de comparação adicional, em que tanto o teste LR quanto os critérios de informação AIC e BIC indicaram que o modelo logit multinomial com efeito aleatório corresponde ao modelo mais apropriado aos dados da pesquisa.

Para o modelo irrestrito da dimensão de racionalização não foi possível incluir todas as variáveis analisadas nas hipóteses individuais. Isso em função de um alto nível de correlação encontrado entre aquelas que representam o nível educacional dos CEOs e as variáveis que representam a formação do CEOs na área de negócios. Logo, as variáveis formação em pós-graduação *lato sensu* e *stricto sensu* em qualquer curso foram excluídas dos modelos.

Pelos resultados da tabela 39, apenas as variáveis formação do CEO em curso de pós-graduação *stricto sensu* na área de negócios e a predominância do gênero feminino na diretoria da instituição bancária foram estatisticamente significantes para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Enquanto a pós-graduação *stricto sensu* impacta positivamente a probabilidade de fraudes, a predominância do gênero feminino na diretoria evidencia um efeito contrário. Assim, esta predominância influencia negativamente na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Os testes de multicolinearidade para o modelo irrestrito estão apresentados na tabela 40.

**Tabela 40 - Teste de colinearidade**

Variável	VIF	SQRT VIF	Tolerância	R2
idade	1,43	1,20	0,6988	0,3012
grad_ger	2,44	1,56	0,4099	0,5901
cgan	2,75	1,66	0,3639	0,6361
cpisan	2,02	1,42	0,4956	0,5044
cpssan	1,12	1,06	0,8899	0,1101
pren_mul_cf	1,45	1,20	0,6912	0,3088
pren_mul_ca	1,46	1,21	0,6848	0,3152
pren_mul_dir	1,21	1,10	0,8278	0,1722
puni	1,06	1,03	0,9436	0,0564
ln_ativo_to	1,78	1,34	0,5609	0,4391
tip_bco	1,71	1,31	0,5852	0,4148
estat	2,00	1,41	0,4996	0,5004
crise	1,02	1,01	0,9763	0,0237
Média VIF	1,65			

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Observa-se na tabela 40 que para o modelo utilizado na mensuração do modelo irrestrito da dimensão de racionalização, as variáveis não apresentam problemas severos de multicolinearidade, uma vez que os valores do  $R^2$  são inferiores a 0,80, conforme Menard (2000).

#### 4.4.7 Teste de Robustez para Dimensão de Racionalização

A tabela 41 apresenta os resultados obtidos para mensuração das hipóteses nº 07, 08 e 09 da dimensão de racionalização com aplicação do modelo probit multinomial com efeito aleatório.

**Tabela 41 - Probit multinomial com efeito aleatório: Hipóteses nº 07, 08 e 09**

Variáveis	Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório	
	Hipótese nº 07		Hipótese nº 08		Hipótese nº 09	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
idade	0,0262 ( 0,0178 )	0,0119 ( 0,0154 )				
grad_ger			-0,0739 ( 0,5603 )	-1,1954** ( 0,5567 )		
esp_ger			-0,0879 ( 0,5636 )	-1,8167*** ( 0,6135 )		
Strictu_ger			0,8151 ( 0,8131 )	0,5412 ( 0,7486 )		
cgan					-0,6276 ( 0,6116 )	-1,8404** ( 0,8410 )
cplsan					0,1156 ( 0,3650 )	-0,3956 ( 0,4185 )
cpssan					0,8216 ( 0,7329 )	1,0653* ( 0,6219 )
In_ativo_to	0,2923*** ( 0,1023 )	-0,0218 ( 0,0883 )	0,2494*** ( 0,0782 )	0,0994 ( 0,0812 )	0,1961** ( 0,0927 )	0,0599 ( 0,0955 )
tip_bco	0,5421 ( 0,7841 )	-1,0990** ( 0,5494 )	0,6422 ( 0,5329 )	-1,4098*** ( 0,5069 )	0,7729 ( 0,6389 )	-0,8839 ( 0,6071 )
estat	0,7787 ( 0,4888 )	0,4892 ( 0,4020 )	0,4632 ( 0,3112 )	0,5472 ( 0,3370 )	0,6878 ( 0,4217 )	1,4662** ( 0,6344 )
crise	-0,6342 ( 0,6127 )	-0,3921 ( 0,5545 )	-0,0288 ( 0,3673 )	-0,5475 ( 0,4586 )	-0,0882 ( 0,4178 )	-0,7264 ( 0,5426 )
Constant	-9,9098*** ( 2,4690 )	-1,8629 ( 1,9269 )	-7,7917*** ( 1,6467 )	-3,2063* ( 1,7195 )	-7,3344*** ( 2,0755 )	-3,9020** ( 1,9259 )
Insig_1_2 Constant	-0,8671 ( 0,5543 )		-15,1778 ( 563,0407 )		-0,4135 ( 0,4409 )	
Insig_1_3 Constant	-0,3458 ( 0,3315 )		0,5477*** ( 0,1528 )		0,4290* ( 0,2511 )	
atanhrho_1_2 3 Constant	18,6391 ( 2,518,1766 )		-0,6941*** ( 0,1600 )		2,0724** ( 0,9234 )	
Obs.	766		1076,000		1076	
Log likelihood	-168,900		-217,600		-215,900	
AIC	367,782		473,233		469,728	
BIC	437,400		567,872		564,367	

**Continuação: Tabela 41 - Probit multinomial com efeito aleatório: Hipóteses nº 07, 08 e 09**

	Hipótese nº 07	Hipótese nº 08	Hipótese nº 09
Wald			
chi2(22)	25,040	71,470	43,710
Prob > chi2	0,0053	0,0000	0,0001

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Para testar o ajuste dos modelos, foi utilizada a estatística do teste Wald, e conforme observa-se na tabela 41, os modelos mensurados para as hipóteses nº 07, 08 e 09, em função de os p-valores obtidos serem inferiores a 0,05, podem ser considerados como globalmente significativos, o que permite o prosseguimento das análises desses modelos.

Para a hipótese nº 07, constata-se que a idade não influencia estatisticamente a probabilidade de indícios bem como a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, portanto, a hipótese nº 07, não foi confirmada.

Segundo os resultados para a hipótese nº 07, apenas as variáveis de controle tamanho da instituição e tipo de banco foram significantes. Em outras palavras, o tamanho da instituição, medida pelo logaritmo natural do ativo total, influencia positivamente a probabilidade de indícios de fraudes, enquanto instituições bancárias comerciais influenciam negativamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Para a hipótese nº 08, verifica-se na tabela 41 que para a probabilidade de indícios de fraudes a variável de controle, tamanho da instituição, apresentou uma relação positiva e significativa com essa probabilidade. Já as variáveis tipo de banco, graduação em cursos gerais, e a pós-graduação em cursos *lato sensu* em cursos gerais foram estatisticamente significantes para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. A variável de controle tipo de banco apresentou uma relação negativa com essa probabilidade.

Conforme pode-se verificar na tabela 41 a graduação e a pós-graduação *lato sensu* em cursos gerais influenciam negativamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Esse resultado assemelha-se ao dos estudos de Rest e Thoma (1985), Gioia e Corley (2002) e Gioia (2002), para os quais a educação influencia o desenvolvimento moral do indivíduo. Logo, a hipótese nº 08, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente por CEOs com maior nível educacional não pode ser totalmente refutada.

Para a hipótese nº 09, observa-se na tabela 41 que a presença de CEOs com graduação na área de negócios influencia negativamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Este resultado corrobora as pesquisas de Troy, Smith e Domino (2011), que

encontraram evidências de que a presença de gestores com formação em negócios reduz a probabilidade de fraude. Dessa forma, segundo os resultados mensurados pelo probit multinomial, a hipótese nº 09, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente por gestores com formação na área de negócios, não pode ser rejeitada.

Destaque-se que para o modelo de mensuração da hipótese nº 09, a variável para a identificação do controle acionário pelo Estado, foi significativa para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Assim, a presença do controle estatal aumenta essa probabilidade.

A tabela 42 evidencia os resultados da mensuração das hipóteses nº 10 e 11, e do modelo irrestrito para a dimensão de racionalização, pelo modelo probit multinomial com efeito aleatório.

**Tabela 42 - Probit multinomial com efeito aleatório: Hipóteses nº 10, 11 e modelo irrestrito**

Variáveis	Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório	
	Hipótese nº 10		Hipótese nº 11		Modelo Irrestrito Racionalização	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
idade					0,0472* ( 0,0246 )	0,0482 ( 0,0390 )
grad_ger					0,4495 ( 0,5289 )	0,1412 ( 0,8347 )
esp_ger						
Strictu_ger						
cgan						
cpلسان					0,6297 ( 0,5759 )	1,6402* ( 0,9139 )
cpssan					1,8999* ( 1,0685 )	3,1044* ( 1,6890 )
pren_mul_cf	1,2573 ( 1,6242 )	-1,9204 ( 1,6848 )			-2,0351 ( 2,3697 )	-0,9095 ( 2,2875 )
pren_mul_ca	-0,6916 ( 1,9683 )	-2,4494 ( 2,0357 )			-1,1005 ( 3,0902 )	-1,1181 ( 2,8666 )
pren_mul_dir	-2,4052 ( 2,3386 )	-5,8696** ( 2,8264 )			0,0195 ( 2,8930 )	-22,7469** ( 9,7859 )
puni						
ln_ativo_to	0,3067*** ( 0,0949 )	0,2078** ( 0,0917 )	0,1213** ( 0,0563 )	0,0856 ( 0,0751 )	0,2982*** ( 0,1078 )	0,0961 ( 0,1178 )
tip_bco	0,5957 ( 0,6194 )	-1,2038** ( 0,5162 )	-0,1437 ( 0,4816 )	-2,0102*** ( 0,5666 )	0,2205 ( 0,8367 )	-0,0468 ( 0,8777 )
estat	0,0688 ( 0,4205 )	0,9967** ( 0,4520 )	0,0752 ( 0,2647 )	0,5414* ( 0,2954 )	0,787 ( 0,6062 )	1,0255 ( 0,8595 )
crise	-0,1703 ( 0,4646 )	-0,9162 ( 0,5976 )	-0,2709 ( 0,2919 )	-1,0033** ( 0,4526 )	-0,5564 ( 0,6181 )	0,1955 ( 0,6506 )
Constant	-8,6751*** ( 2,0694 )	-5,7244*** ( 1,8942 )	-4,9076*** ( 1,1702 )	-3,2542** ( 1,5446 )	-11,2795*** ( 2,7918 )	-8,3023** ( 3,8344 )



Continuação: Tabela 42 - Probit multinomial com efeito aleatório: Hipóteses nº 10, 11 e modelo irrestrito

Variáveis	Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório	
	Hipótese nº 10		Hipótese nº 11		Modelo Irrestrito Racionalização	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
Insig_1_2 Constant	-0,0206 ( 0,2491 )		-0,6378** ( 0,2494 )		-14,571 ( 690,4614 )	
Insig_1_3 Constant	0,6185*** ( 0,1921 )		0,13 ( 0,2267 )		0,2088 ( 0,3333 )	
atanhrho_1_2 3 Constant	2,9597** ( 1,2231 )		2,3207*** ( 0,8326 )		-0,2195 ( 0,3109 )	
Obs.	1037		1838		698	
Log likelihood	-227,600		-345,900		-133,500	
AIC	493,253		717,806		320,961	
BIC	587,190		789,520		443,763	
Wald chi2(22)	39,750		65,290		40,650	
Prob > chi2	0,0003		0,0000		0,009	

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Como teste de ajuste do modelo foi utilizada a estatística do teste Wald, e conforme se observa na tabela 42, os modelos mensurados para as hipóteses nº 10 e 11, e para o modelo irrestrito da dimensão de racionalização, podem ser considerados como globalmente significativos, isso em função de os p-valores obtidos serem inferiores a 0,05. Portanto, os resultados permitem o prosseguimento da análise desses modelos.

Verifica-se na tabela 42 que para a mensuração da hipótese nº 10, a variável tamanho da instituição impactou positivamente as probabilidades de indícios e de ocorrências de fraudes corporativas. Ainda, as variáveis tipo de banco, controle estatal e predominância do gênero feminino na diretoria da instituição bancária foram significantes apenas para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Logo, o tipo de instituição comercial influencia negativamente a probabilidade de fraudes, enquanto o controle estatal contribui positivamente para o aumento dessa probabilidade. E que a predominância do gênero feminino impacta negativamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Esses resultados indicam que a hipótese nº 10, de que a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é influenciada negativamente pela predominância do gênero feminino na administração da instituição, não pode ser rejeitada.

A mensuração da hipótese nº 11, sobre a relação de existência de instrumentos punitivos e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, apresentou problemas. O emprego do modelo probit multinomial com efeito aleatório identificou que a variável punição apresenta falhas de predição linear, portanto, em sua operacionalização a mesma foi excluída da modelagem, conforme se pode perceber na tabela 42. Dessa forma, para esse modelo não foi possível prosseguir com as análises.

Para o modelo irrestrito da dimensão de racionalização, algumas variáveis foram retiradas do modelo por apresentarem problemas de multicolinearidade severa e falhas na predição linear. São elas: CEOs com pós-graduação *lato sensu e stricto sensu* em qualquer curso, CEOs com graduação em negócios e punição.

Segundo os resultados do modelo irrestrito, a variável de controle, tamanho da instituição, indica um relacionamento positivo e significativo para a probabilidade de indícios de fraudes corporativas. A predominância do gênero feminino na diretoria executiva evidencia um relacionamento negativo com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Dessa forma, para o modelo irrestrito da dimensão de racionalização, apenas a hipótese nº 11 não pode ser rejeitada.

As tabelas 43, 44, 45, 46, 47 e 48 demonstram a comparação entre os resultados obtidos com a mensuração dos modelos logit e probit multinomial com efeito aleatório. A tabela 43 evidencia os resultados da confrontação entre os modelos para a mensuração da hipótese nº 07 desta pesquisa.

**Tabela 43 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 07**

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 07		Hipótese nº 07		Hipótese nº 07	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
Coef.	Coef.	Coef.	Coef.			
idade	0,0473 ( 0,0383 )	0,0458 ( 0,0404 )	0,0262 ( 0,0178 )	0,0119 ( 0,0154 )	Sim	Sim
ln_ativo_to	0,3198 ( 0,2508 )	-0,3405 ( 0,3455 )	0,2923*** ( 0,1023 )	-0,0218 ( 0,0883 )	Não	Sim
tip_bco	-0,4750 ( 1,9205 )	-4,5003 ( 2,7395 )	0,5421 ( 0,7841 )	-1,0990** ( 0,5494 )	Não	Não
estat	0,3520 ( 1,0982 )	-0,3203 ( 1,3571 )	0,7787 ( 0,4888 )	0,4892 ( 0,4020 )	Sim	Não
crise	-1,0918 ( 1,0556 )	-0,4911 ( 0,6675 )	-0,6342 ( 0,6127 )	-0,3921 ( 0,5545 )	Sim	Sim
M1[i]	1 0	2,0162* ( 1,1626 )				
Constant	-12,3069** ( 5,3871 )	2,2285 ( 6,6740 )	-9,9098*** ( 2,4690 )	-1,8629 ( 1,9269 )	Sim	Não
var(M1[i]) Constant	1,0045 ( 1,3477 )					

Continuação: Tabela 43 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 07

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 07		Hipótese nº 07		Hipótese nº 07	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
Insig_1_2 Constant			-0,8671 (0,5543)			
Insig_1_3 Constant			-0,3458 (0,3315)			
atanhrho_1_23 Constant			18,6391 (2,518,1766)			
Obs.	766	766	766	766		
Log likelihood	-161,600	-161,600	-168,900	-168,900		
AIC	351,116		367,782			
BIC	416,092		437,400			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Segundo os resultados da tabela 43, para a variável de interesse, idade do CEO, os modelos logit e probit multinomial com efeito aleatório apresentaram convergência. No entanto, quanto às variáveis de controle, tamanho da instituição e tipo de banco, a convergência não ocorreu.

O tamanho da instituição e se a instituição é do tipo comercial foram significantes apenas no probit multinomial. Assim, o tamanho da instituição, nesse modelo, influencia positivamente a probabilidade de indícios de fraudes, enquanto o tipo de banco influencia negativamente a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Na comparação dos modelos logit e probit multinomial com efeito aleatório segundo os critérios de informação AIC e BIC, percebe-se na tabela 43 que o modelo logit multinomial apresentou um melhor ajuste na mensuração da hipótese nº 07.

A tabela 44 evidencia os resultados da confrontação entre os modelos logit e probit multinomial para a hipótese nº 08 da dimensão de racionalização.

Tabela 44 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 08

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 08		Hipótese nº 08		Hipótese nº 08	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
grad_ger	-0,3599 (1,1638)	-1,1571 (1,0373)	-0,0739 (0,5603)	-1,1954** (0,5567)	Sim	Não
esp_ger	-0,1551 (1,1433)	-1,9880* (1,1365)	-0,0879 (0,5636)	-1,8167*** (0,6135)	Sim	Não

Continuação: Tabela 44 - Logit multinomial *versus* probit multinomial: Hipótese nº 08

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 08		Hipótese nº 08		Hipótese nº 08	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
strictu_ger	1,0903 ( 1,5248 )	0,5281 ( 1,1489 )	0,8151 ( 0,8131 )	0,5412 ( 0,7486 )	Sim	Sim
ln_ativo_to	0,3172* ( 0,1804 )	-0,1612 ( 0,3101 )	0,2494*** ( 0,0782 )	0,0994 ( 0,0812 )	Não	Não
tip_bco	1,2983 ( 1,0989 )	-1,8500 ( 1,4796 )	0,6422 ( 0,5329 )	-1,4098*** ( 0,5069 )	Sim	Não
estat	0,5689 ( 0,6348 )	0,4044 ( 0,9635 )	0,4632 ( 0,3112 )	0,5472 ( 0,3370 )	Sim	Sim
crise	-0,0640 ( 0,6499 )	-0,8049 ( 0,6504 )	-0,0288 ( 0,3673 )	-0,5475 ( 0,4586 )	Sim	Sim
M1[i]	1 0	3,0126* ( 1,8085 )				
Constant	-10,8901*** ( 3,6813 )	0,3447 ( 5,3831 )	-7,7917*** ( 1,6467 )	-3,2063* ( 1,7195 )	Sim	Não
var(M1[i])						
Constant	0,4491 ( 0,5761 )					
lnsig_1_2						
Constant			-15,1778 ( 563,0407 )			
lnsig_1_3						
Constant			0,5477*** ( 0,1528 )			
atanhrho_1_23						
Constant			-0,6941*** ( 0,1600 )			
Obs.	1076,000		1076,000			
Log likelihood	-219,700		-217,600			
AIC	475,485		473,233			
BIC	565,143		567,872			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Os resultados obtidos nos testes da hipótese de nº 08 não são convergentes aos encontrados pela aplicação do modelo logit multinomial. Conforme os resultados apresentados pela tabela 44, verifica-se que as variáveis CEO com graduação e pós-graduação *lato sensu* em qualquer curso de formação são estatisticamente significantes para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, quando mesuradas pelo modelo probit multinomial com efeito aleatório. Tal significância, conforme tabela 44, não foi obtida pelo multinomial logit.

As variáveis de controle, tipo de banco e tamanho da instituição, evidenciaram significância estatística somente para o modelo probit multinomial. Assim, o tipo de banco comercial influencia negativamente a probabilidade de ocorrência de fraudes, enquanto o tamanho da instituição influencia positivamente a probabilidade de indícios de fraudes corporativas.

Para confrontar os dois modelos, logit e probit, quanto ao melhor ajuste, foram utilizados os critérios de informação AIC e BIC. Conforme pode-se perceber na tabela 44, o modelo probit multinomial com efeito aleatório apresenta valores menores para esses critérios e, portanto, os seus resultados são melhor ajustados aos dados. Assim, a hipótese nº 08 desta pesquisa, em função dos resultados do melhor modelo estimado, o probit multinomial com efeito aleatório, não pode ser rejeitada.

Os resultados da confrontação entre os modelos logit e probit multinomial para a hipótese nº 09 da dimensão de racionalização estão apresentados na tabela 45.

**Tabela 45 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 09**

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 09		Hipótese nº 09		Hipótese nº 09	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
cgan	-1,1474 ( 1,2263 )	-3,2203** ( 1,3437 )	-0,6276 ( 0,6116 )	-1,8404** ( 0,8410 )	Sim	Sim
cplsan	0,2975 ( 0,6036 )	-0,5790 ( 0,5521 )	0,1156 ( 0,3650 )	-0,3956 ( 0,4185 )	Sim	Sim
cpssan	1,3016 ( 1,2347 )	1,4720** ( 0,7426 )	0,8216 ( 0,7329 )	1,0653* ( 0,6219 )	Sim	Não
ln_ativo_to	0,1858 ( 0,2137 )	-0,3679 ( 0,2634 )	0,1961** ( 0,0927 )	0,0599 ( 0,0955 )	Não	Não
tip_bco	1,5429 ( 1,2897 )	-1,5468 ( 1,4017 )	0,7729 ( 0,6389 )	-0,8839 ( 0,6071 )	Sim	Sim
estat	0,7053 ( 0,7243 )	0,8590 ( 0,9392 )	0,6878 ( 0,4217 )	1,4662** ( 0,6344 )	Sim	Não
crise	-0,1427 ( 0,6572 )	-0,9200 ( 0,6591 )	-0,0882 ( 0,4178 )	-0,7264 ( 0,5426 )	Sim	Sim
M1[i]	1 0	1,8447* ( 0,9693 )				
Constant	-9,3864** ( 4,2016 )	2,8194 ( 4,6327 )	-7,3344*** ( 2,0755 )	-3,9020** ( 1,9259 )	Sim	Não
var(M1[i]) onstant	0,9683 ( 1,0799 )					
lnsig_1_2 Constant			-0,4135 ( 0,4409 )			
lnsig_1_3 Constant			0,4290* ( 0,2511 )			
atanhrho_1_23 Constant			2,0724** ( 0,9234 )			
Obs.	1076		1076			
Log likelihood	-216,500		-215,900			
AIC	468,975		469,728			
BIC	558,633		564,367			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Conforme os resultados apresentados na tabela 45, verifica-se que a variável CEO com graduação em negócios evidenciou convergência entre os resultados apurados pelo modelo logit e probit multinomial com efeito aleatório. Contudo as variáveis CEO com pós-graduação *stricto*

*sensu* em negócios, tamanho da instituição e controle estatal não demonstraram convergência entre os resultados.

Para CEOs com pós-graduação *stricto sensu* em negócios a significância estatística ocorreu somente no modelo logit multinomial, em que a presença dessa formação implica em um aumento na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Já as variáveis de controle, tamanho da instituição e controle estatal, foram significantes para o modelo probit multinomial, em que o tamanho impacta positivamente a probabilidade de indícios de fraudes corporativas, e a presença do controle estatal implica em um aumento na probabilidade de ocorrência de fraudes.

A tabela 46 evidencia os resultados da confrontação entre os modelos logit e probit multinomial para a hipótese nº 10 da dimensão de racionalização.

**Tabela 46 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 10**

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 10		Hipótese nº 10		Hipótese nº 10	
	Proc. Sem Cond. Coef.	Proc. Com Cond. Coef.	Proc. Sem Cond. Coef.	Proc. Com Cond. Coef.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
pren_mul_cf	2,5368 ( 2,2510 )	-3,3287 ( 2,1918 )	1,2573 ( 1,6242 )	-1,9204 ( 1,6848 )	Sim	Sim
pren_mul_ca	-0,5500 ( 2,9579 )	-2,2158 ( 2,6811 )	-0,6916 ( 1,9683 )	-2,4494 ( 2,0357 )	Sim	Sim
pren_mul_dir	-2,7865 ( 3,4631 )	-7,5829** ( 3,7290 )	-2,4052 ( 2,3386 )	-5,8696** ( 2,8264 )	Sim	Sim
ln_ativo_to	0,3661* ( 0,1882 )	-0,0190 ( 0,2771 )	0,3067*** ( 0,0949 )	0,2078** ( 0,0917 )	Não	Não
tip_bco	1,411 ( 1,2318 )	-1,7239 ( 1,4385 )	0,5957 ( 0,6194 )	-1,2038** ( 0,5162 )	Sim	Não
estat	0,0200 ( 0,7472 )	1,0410 ( 0,9767 )	0,0688 ( 0,4205 )	0,9967** ( 0,4520 )	Sim	Não
crise	-0,1886 ( 0,6389 )	-1,1729 ( 0,7773 )	-0,1703 ( 0,4646 )	-0,9162 ( 0,5976 )	Sim	Sim
M1[i]	1 0	1,9353** ( 0,7921 )				
Constant	-11,7326*** ( 3,8776 )	-2,894 ( 4,8198 )	-8,6751*** ( 2,0694 )	-5,7244*** ( 1,8942 )	Sim	Sim
var(M1[i])	0,9800 ( 0,9059 )					
Insig_1_2			-0,0206 ( 0,2491 )			
Insig_1_3			0,6185*** ( 0,1921 )			
atanhrho_1_2_3			2,9597** ( 1,2231 )			
Obs.	1037		1037			

**Continuação: Tabela 46 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 10**

Log likelihood	-231,200	-227,600		
AIC	498,379	493,253		
BIC	587,372	587,190		

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ . Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Os resultados apurados na mensuração da hipótese 10, sobre relação entre a predominância do gênero feminino na administração e a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, foram convergentes entre os modelos logit e probit multinomial para as variáveis de interesse: predominância do gênero feminino no conselho de administração, conselho fiscal e diretoria executiva.

A variável predominância do gênero feminino na direção executiva indicou em ambos os modelos, logit e probit multinomial, um relacionamento significativo e negativo com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, o que leva a não rejeição da hipótese nº 10 desta pesquisa.

Já as variáveis de controle, tamanho da instituição, tipo de banco e controle estatal, não evidenciaram convergência de resultados entre os modelos logit e probit multinomial. Essas variáveis foram significantes apenas para o modelo probit multinomial. Dessa forma, o tamanho da instituição impacta positivamente tanto a probabilidade de indícios quanto de ocorrência de fraudes corporativas. O tipo de banco comercial reduz a probabilidade de ocorrência de fraudes, e a presença do controle estatal aumenta essa probabilidade.

Ao comparar os resultados estimados para os dois modelos, logit e probit multinomial, segundo os critérios de informação AIC e BIC verifica-se, na tabela 46, que não é possível definir qual modelo apresenta um melhor ajuste. Tal fato, em função dos resultados controversos entre os critérios: enquanto o AIC indica que o modelo logit multinomial é o preferível o BIC revela, mesmo com uma diferença irrisória, que o probit multinomial é o mais ajustado aos dados da pesquisa.

A tabela 47 evidencia os resultados da confrontação entre os modelos logit e probit multinomial para a hipótese nº 11 da dimensão de racionalização.

Tabela 47 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 11

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 11		Hipótese nº 11		Hipótese nº 11	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
puni	-21,0703 (27724,2560)	-20,7940 (18773,4786)			Não	Não
ln_ativo_to	0,1838* (0,1093)	0,0077 (0,1880)	0,1213** (0,0563)	0,0856 (0,0751)	Não	Sim
tip_bco	0,5606 (0,9715)	-1,6585 (1,2168)	-0,1437 (0,4816)	-2,0102*** (0,5666)	Não	Não
estat	-0,1208 (0,5378)	0,7064 (0,8146)	0,0752 (0,2647)	0,5414* (0,2954)	Não	Sim
crise	-0,4213 (0,4898)	-1,3334** (0,6336)	-0,2709 (0,2919)	-1,0033** (0,4526)	Sim	Sim
M1[i]	1 0	2,2780*** (0,8720)				
Constant	-7,5078*** (2,2302)	-3,6766 (3,3983)	-4,9076*** (1,1702)	-3,2542** (1,5446)	Sim	Sim
var(M1[i])						
Constant	0,5384 (0,4047)					
lnsig_1_2						
Constant			-0,6378** (0,2494)			
lnsig_1_3						
Constant			0,13 (0,2267)			
atanhrho_1_23						
Constant			2,3207*** (0,8326)			
Obs.	1903		1838			
Log likelihood	-347,700		-345,900			
AIC	723,354		717,806			
BIC	801,071		789,520			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Os resultados da confrontação entre os modelos logit e probit multinomial para a hipótese nº 11, não apresentaram convergência para a variável que representa o aumento da punição e para as variáveis de controle, tamanho da instituição e tipo de banco. Essas últimas foram significantes apenas para o modelo probit.

Destaque-se que a variável punição foi excluída do modelo probit multinomial, por apresentar falhas na predição linear, e isso impossibilita a comparação entre os modelos logit e probit multinomial com efeito aleatório.

A tabela 48 apresenta os resultados para a comparação entre os resultados estimados para o modelo irrestrito da dimensão de racionalização, segundo a aplicação do logit e probit multinomial com efeito aleatório.



Tabela 48 - Logit multinomial versus probit multinomial: Modelo Irrestrito

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Modelo Irrestrito Racionalização		Modelo Irrestrito Racionalização		Modelo Irrestrito Racionalização	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
idade	0,0675 ( 0,0465 )	0,0518 ( 0,0494 )	0,0472* ( 0,0246 )	0,0482 ( 0,0390 )	Sim	Sim
grad_ger	0,9447 ( 1,1465 )	1,2463 ( 1,6938 )	0,4495 ( 0,5289 )	0,1412 ( 0,8347 )	Sim	Sim
cgan	-21,2882 (28632,6188)	-22,4469 (14610,0958)			Não	Não
cplsan	1,0338 ( 1,0550 )	1,5898 ( 1,5493 )	0,6297 ( 0,5759 )	1,6402* ( 0,9139 )	Sim	Sim
cpssan	3,0737* ( 1,7576 )	4,0192** ( 1,9510 )	1,8999* ( 1,0685 )	3,1044* ( 1,6890 )	Sim	Não
pren_mul_cf	-1,4209 ( 4,6676 )	0,4822 ( 3,3229 )	-2,0351 ( 2,3697 )	-0,9095 ( 2,2875 )	Sim	Não
pren_mul_ca	-2,3196 ( 5,5562 )	-0,5328 ( 3,6066 )	-1,1005 ( 3,0902 )	-1,1181 ( 2,8666 )	Sim	Sim
pren_mul_dir	1,2056 ( 5,7603 )	-29,0712** ( 13,7557 )	0,0195 ( 2,8930 )	-22,7469** ( 9,7859 )	Sim	Sim
puni	-22,0200 (62234,5872)	-20,8253 (40159,1930)			Não	Não
ln_ativo_to	0,3609 ( 0,2313 )	( 0,1742 ) ( 0,3090 )	0,2982*** ( 0,1078 )	0,0961 ( 0,1178 )	Não	Sim
tip_bco	1,0053 ( 1,7623 )	-1,0818 ( 1,9614 )	0,2205 ( 0,8367 )	-0,0468 ( 0,8777 )	Sim	Sim
estat	1,8075 ( 1,2010 )	1,4413 ( 1,4678 )	0,787 ( 0,6062 )	1,0255 ( 0,8595 )	Sim	Sim
crise	-0,954 ( 1,0783 )	0,2444 ( 0,9203 )	-0,5564 ( 0,6181 )	0,1955 ( 0,6506 )	Sim	Sim
M1[i]	1 0	2,3257 ( 1,5258 )				
Constant	-16,0363*** ( 5,4938 )	-4,4809 ( 6,1269 )	-11,2795*** ( 2,7918 )	-8,3023** ( 3,8344 )	Sim	Não
var(M1[i])	0,4821 ( 0,6493 )					
Insig_1_2			-14,571 ( 690,4614 )			
Insig_1_3			0,2088 ( 0,3333 )			
atanhrho_1_2_3			-0,2195 ( 0,3109 )			
Obs.	698		698			
Log likelihood	-129,400		-133,500			
AIC	318,847		320,961			
BIC	455,294		443,763			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Segundo os resultados da tabela 48, para as variáveis com significância estatística observa-se que somente a predominância do gênero feminino na diretoria executiva obteve convergência entre os modelos logit e probit multinomial. Logo, a predominância do gênero feminino impacta negativamente na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Já as variáveis CEO com pós-graduação na área de negócios e o tamanho da instituição não obtiveram resultados convergentes entre os modelos logit e probit multinomial. CEOs com pós-graduação em negócios apresentou uma relação positiva e significativa no modelo logit multinomial para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Enquanto o tamanho da instituição evidenciou ser positivo e significativo para o modelo probit multinomial para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

#### 4.5 Teste da Hipótese nº 12 – Triângulo de Fraude de Cressey (1953)

A hipótese nº 12 foi elaborada para testar se as dimensões de pressão oportunidade e racionalização, em conjunto, condicionam a ocorrência de fraudes corporativas nas instituições bancárias brasileiras. Para isso, foi empregada a técnica de análise fatorial, em função de problemas de multicolinearidade entre as variáveis independentes utilizadas na mensuração das hipóteses individuais.

Essa técnica possibilitou reduzir as variáveis correlacionadas em fatores, que foram utilizados na mensuração da hipótese nº 12. Os resultados da análise fatorial estão descritos na tabela 49.

**Tabela 49 - Análise fatorial: Hipótese nº 12**

Variável	Factor1	Factor2	Factor3	Factor4	Factor5	Factor6	Factor7
rif_at	-0,3498	-0,0238	0,3552	<b>-0,6204</b>	-0,1646	0,0483	0,0524
var_ll	-0,0274	0,0517	0,0090	<b>0,4302</b>	-0,1053	-0,1139	-0,0525
roe	0,0329	0,0056	-0,0188	0,1069	-0,0155	-0,0738	<b>0,8883</b>
roa	-0,0925	-0,0815	0,0199	<b>0,7099</b>	-0,1737	-0,1369	0,4639
part_merc	<b>0,8881</b>	0,2349	-0,1232	-0,1438	0,0603	-0,0693	0,0671
d_desvio_r~n	<b>-0,6666</b>	0,3415	-0,0477	-0,4673	0,0790	0,0413	0,0050
desv_remun	<b>0,8520</b>	-0,3153	0,0226	0,1924	-0,1180	0,0690	-0,0053
part_ll	0,2543	-0,1784	-0,3811	0,2995	<b>0,3553</b>	0,2087	0,1381
rem_trim	<b>0,8563</b>	-0,3092	0,0400	0,1968	-0,0459	0,0709	-0,0112
mci2	0,0422	0,0390	-0,1471	-0,0597	<b>0,6427</b>	-0,1982	-0,1191
tcf2	-0,0509	<b>0,8447</b>	-0,1536	0,0529	-0,0603	0,3686	-0,0073
tca2	-0,0031	0,0181	0,0217	<b>0,6630</b>	0,2170	0,3311	-0,0744
big_five	0,2506	-0,1808	-0,4046	0,2085	<b>0,4768</b>	0,1624	-0,0056
selo_gov	<b>0,6166</b>	-0,1911	0,0940	0,3660	0,2821	-0,0990	-0,0889
tam_dir_1	<b>0,8655</b>	-0,1869	-0,0417	-0,0104	-0,0305	0,0281	-0,0001
ativo_to	<b>0,8580</b>	0,3031	-0,0740	-0,0932	0,1387	-0,0393	0,0427
desp_pclld	<b>0,8387</b>	0,2888	-0,0993	-0,1332	0,1785	-0,0456	-0,0047
idade	-0,0434	-0,0443	0,1473	-0,0604	-0,0257	<b>0,8755</b>	-0,0386
grad_ger	0,1016	-0,0633	<b>0,9005</b>	-0,0531	-0,0414	-0,0969	0,0436
esp_ger	0,0620	0,1057	<b>-0,8239</b>	0,0982	-0,1024	-0,3512	0,0664
cgan	-0,2396	0,1650	<b>0,7586</b>	-0,0402	0,0064	-0,1869	0,0427
cplsan	0,0295	0,2628	<b>-0,7281</b>	-0,2482	-0,0579	-0,3254	0,0636
cpssan	-0,0302	-0,0055	-0,0028	0,0369	0,0407	-0,0689	<b>-0,8462</b>
pre_n_mul_cf	-0,2099	<b>0,7165</b>	0,1940	-0,0082	0,1802	-0,0140	-0,1453
pre_n_mul_ca	0,0542	0,4412	-0,0272	0,1270	-0,1299	<b>0,6519</b>	0,0363
pre_n_mul_dir	-0,0620	-0,2872	-0,0203	-0,0527	<b>0,5030</b>	-0,2357	0,2195
puni	0,0422	0,0602	0,1701	0,0402	<b>0,5433</b>	0,0249	0,0289
tip_bco	-0,2342	<b>-0,7257</b>	0,2055	0,0961	-0,0210	0,2854	-0,0086
converg	0,0880	0,0250	0,1887	0,0440	<b>0,7468</b>	0,0053	-0,1264
estat	-0,0858	<b>0,8412</b>	-0,0061	-0,0989	-0,1055	-0,0781	0,0721

**Continuação: Tabela 49 - Análise fatorial: Hipótese nº 12**

Teste de esfericidade de Bartlett		Medida de Kaiser-Mey de adequação de amostra	
Chi-quadrado	12947,614	KMO	0,7180
Graus de liberdade	435		
p-valor	0,0000		

Nota: Fatores rotacionados – varimax.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Para testar a adequação dos dados para a realização da análise fatorial, foram aplicados o teste de esfericidade de Bartlett e o teste de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO). Conforme os resultados da tabela 49, o teste de esfericidade de Bartlett indica que a hipótese nula foi rejeitada ao nível de 1% de significância, portanto, as variáveis analisadas são correlacionadas. A estatística do teste de KMO, no valor de 0,718, evidencia que a proporção da variância dos dados pode ser considerada comum a todas as variáveis. Em outras palavras, a amostra é adequada para a aplicação da análise fatorial.

Examina-se na tabela 49 que as variáveis de cada dimensão, pressão, oportunidade e racionalização, foram distribuídas entre os fatores, exceto os fatores 3 e 6, em que foram agrupadas variáveis da dimensão de racionalização.

Assim, o fator 1 contempla variáveis da dimensão de pressão e oportunidade; o fator 2 em variáveis da dimensão de oportunidade, racionalização e variáveis de controle; o fator 4 contém variáveis da dimensão de pressão e oportunidade; o fator 5 contempla variáveis das três dimensões e uma de controle, e o fator 7 se compõem de variáveis relacionadas a dimensão de pressão e racionalização.

Destaque-se que foram retiradas as variáveis rotação do CEO e crise *subprime*, por não apresentarem uma alta correlação com qualquer outra variável utilizada nas hipóteses individuais. A variável CEO com curso de pós-graduação *stricto sensu* em cursos de formação em qualquer área, foi excluída por apresentar uma correlação de 100% com a variável CEO com pós-graduação *stricto sensu* na área de negócios.

Os fatores apresentados na tabela 49 foram utilizados para a mensuração dos modelos logit multinomiais, cujos resultados estão dispostos na tabela 50.

Tabela 50 - Triângulo de fraude de Cressey (1953): Hipótese nº 12

Variáveis	Multinomial Logit Tradicional				Multinomial Logit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 12				Hipótese nº 12			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.		Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
fator1	0,6839** ( 0,2893 )	1,9816** ( 0,5733 )	0,3052 ( 0,5016 )	1,3569 ( 0,6806 )	0,6850** ( 0,2901 )	1,9839** ( 0,5754 )	0,6923 ( 0,7730 )	1,9982 ( 1,5447 )
fator2	-0,0266 ( 0,2944 )	0,9738 ( 0,2867 )	0,9865*** ( 0,3034 )	2,6818*** ( 0,8136 )	-0,0299 ( 0,2958 )	0,9706 ( 0,2871 )	1,4013** ( 0,5728 )	4,0604** ( 2,3260 )
fator3	-0,7306 ( 0,4628 )	0,4816 ( 0,2229 )	-0,9425** ( 0,4036 )	0,3897** ( 0,1573 )	-0,7219 ( 0,4589 )	0,4858 ( 0,2230 )	-1,2556* ( 0,6983 )	0,2849* ( 0,1989 )
fator4	-0,8765 ( 0,7654 )	0,4162 ( 0,3186 )	-2,9904*** ( 0,9495 )	0,0503*** ( 0,0477 )	-0,9177 ( 0,7910 )	0,3994 ( 0,3159 )	-2,7746** ( 1,1965 )	0,0624** ( 0,0746 )
fator5	-0,5154 ( 0,4652 )	0,5973 ( 0,2779 )	-1,5692** ( 0,6685 )	0,2082** ( 0,1392 )	-0,5187 ( 0,4657 )	0,5953 ( 0,2772 )	-2,3302** ( 0,9733 )	0,0973** ( 0,0947 )
fator6	0,5571* ( 0,3375 )	1,7456* ( 0,5891 )	0,5730* ( 0,2973 )	1,7737* ( 0,5273 )	0,5571* ( 0,3384 )	1,7457* ( 0,5908 )	0,4427 ( 0,5466 )	1,557 ( 0,8510 )
fator7	1,11 ( 0,8440 )	3,0343 ( 2,5608 )	0,447 ( 0,6044 )	1,5635 ( 0,9450 )	1,1466 ( 0,8549 )	3,1476 ( 2,6908 )	-0,0137 ( 0,5412 )	0,9864 ( 0,5338 )
M1[i]					1 0	2,7183 0,0000	-16797000 (599450000)	0 0
Constant	-4,4487*** ( 0,5725 )	0,0117*** ( 0,0067 )	-5,7638*** ( 0,8657 )	0,0031*** ( 0,0027 )	-4,4628*** ( 0,5830 )	0,0115*** ( 0,0067 )	-7,1296*** ( 1,4002 )	0,0008*** ( 0,0011 )
var(M1[i]) Constant					0,0000 0,0000	1,0000 0,0000		
Obs.	493				493			
Log likelihood	-104,900				-101,200			
AIC	241,770				236,437			
BIC	308,978				307,846			
LR test	7,330		Teste de Cramer e Ridder (1991)					
P-valor LR test	0,0068		P>chi2 = 01:02	0,0900	P>chi2 = 01:00	0,0000	P>chi2 = 02:00	0,0690

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Examina-se na tabela 50 que os resultados do teste de Cramer e Ridder (1991) assinalam que, exceto para as alternativas 02 e 00 e 01 e 02, os agrupamentos entre as alternativas não podem ser realizados ao nível de significância de 1%. Dessa maneira, para a hipótese nº 12, não se pode realizar um empilhamento simples desses dados, sendo necessário tratá-los como um painel e considerar a existência de uma heterogeneidade não observada entre as alternativas. Logo, o modelo logit multinomial com efeito aleatório corresponde ao modelo mais apropriado aos dados da pesquisa.

Os testes adicionais de comparação também indicam que o modelo logit com efeito aleatório possui um melhor ajuste aos dados. Isso pode ser observado nos resultados do teste de LR – *likelihood ratio* – e pelos critérios de informação de AIC e BIC. O teste de LR evidencia um p-valor inferior a 0,05, implicando que o modelo com restrição é mais adequado.

Os valores dos critérios de informação AIC e BIC para o modelo logit multinomial com efeito aleatório foram inferiores aos do modelo logit tradicional, o que permite inferir que o modelo com efeito aleatório parece ser mais ajustado aos dados do estudo.

Conforme se observa na tabela 50, para a probabilidade de indícios de fraudes corporativas, o fator 1 apresenta uma relação positiva e significativa. Esse fator, em sua maioria, é composto por variáveis que, segundo as formulações das hipóteses individuais, deveriam apresentar um comportamento positivo com a probabilidade de fraudes corporativas, como o desvio da remuneração do CEO em relação a média de mercado, o tamanho da diretoria executiva, o tamanho da instituição e a despesa com provisão para créditos de liquidação duvidosa.

Para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, verifica-se que o fator 2 evidencia uma relação positiva com a ocorrência de fraudes corporativas. Dentre as variáveis que compõem esse fator estão o controle acionário estatal e tipo de banco, variáveis que apresentaram um comportamento positivo e significativo para as dimensões de pressão e oportunidade.

Ainda para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas observa-se que os fatores 4 e 5 indicam um comportamento negativo e significativo em relação a essa probabilidade.

Destaque-se que o fator 4, em sua maioria, é composto por variáveis que representam o desempenho da instituição, além de uma variável para a dimensão de oportunidade, tamanho do conselho de administração. Essa composição contribui com a relação estatística encontrada, em função de que, na formulação das hipóteses individuais, o comportamento dessas variáveis seria negativo em relação a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Por fim, o fator 5 reúne variáveis que representam as três dimensões do triângulo de fraude de Cressey (1953), além de uma variável de controle, sendo elas: a participação na lucratividade da instituição, membros independentes, empresas de auditoria *big five*, predominância do gênero feminino na diretoria executiva, punição e convergência às normas internacionais de contabilidade. Portanto, em sua maioria, variáveis que apresentam um comportamento negativo com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Conforme pode-se observar nos resultados da pesquisa, variáveis das três dimensões do triângulo de fraude de Cressey (1953), mesmo agrupadas em fatores foram significantes para a mensuração da probabilidade de fraudes corporativas. Tal fato está em consonância com a

argumentação de Cressey (1953), na qual a ausência de qualquer uma das dimensões impediria a violação da confiança financeira, isto é, a perpetração da fraude. Portanto, em função dos resultados obtidos com os fatores 2, 4 e 5, não se pode rejeitar a hipótese nº 12, de que as três dimensões do triângulo de fraude, em conjunto, condicionam a ocorrência de fraudes corporativas nas instituições bancárias brasileiras.

#### 4.5.1 Teste de Robustez para Hipótese nº 12

Para testar a robustez da mensuração da hipótese nº 12, foi aplicado um modelo probit multinomial com efeito aleatório para os sete fatores encontrados pela análise fatorial. Os resultados estão demonstrados na tabela 51.

**Tabela 51 - Probit multinomial com efeito aleatório: Hipótese nº 12**

Variáveis	Multinomial Probit com Efeito Aleatório			
	Hipótese nº 12			
	Proc. Sem Cond.		Proc. Com Cond.	
	Coef.	Odds Ratio	Coef.	Odds Ratio
fator1	0,4824** ( 0,1959 )	1,6200** ( 0,3174 )	0,8575 ( 0,8125 )	2,3572 ( 1,9152 )
fator2	0,0993 ( 0,1859 )	1,1044 ( 0,2053 )	2,0771*** ( 0,6159 )	7,9816*** ( 4,9159 )
fator3	-0,4891* ( 0,2774 )	0,6132* ( 0,1701 )	-1,8152*** ( 0,5504 )	0,1628*** ( 0,0896 )
fator4	-0,6718 ( 0,5434 )	0,5108 ( 0,2775 )	-2,4621*** ( 0,8995 )	0,0853*** ( 0,0767 )
fator5	-0,4231 ( 0,3072 )	0,655 ( 0,2012 )	-3,3147*** ( 1,2551 )	0,0363*** ( 0,0456 )
fator6	0,3099 ( 0,2232 )	1,3633 ( 0,3043 )	-0,3118 ( 0,3333 )	0,7321 ( 0,2440 )
fator7	0,8154 ( 0,5835 )	2,2601 ( 1,3188 )	0,0812 ( 0,2844 )	1,0846 ( 0,3085 )
Constant	-3,2150*** ( 0,3562 )	0,0402*** ( 0,0143 )	-6,8464*** ( 1,4389 )	0,0011*** ( 0,0015 )
Insig_1_2 Constant	-0,7255 ( 0,7474 )	0,4841 ( 0,3618 )		
Insig_1_3 Constant	1,0325*** ( 0,2925 )	2,8080*** ( 0,8215 )		
atanhrho_1_23 Constant	17,1802 ( 931,9810 )	28.924.000 ( 26.957.000.000 )		
Obs.	493			
Log likelihood	-97,600			
AIC	232,129			
BIC	311,939			
Wald chi2(14)	23,690			
Prob > chi2	0,0500			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

Como teste de ajuste do modelo foi utilizada a estatística do teste Wald, e conforme observa-se na tabela 51, o p-valor obtido é igual a 0,05, portanto o modelo mensurado para

hipótese nº 12 pode ser considerado como globalmente significativo, e esse resultado permite o prosseguimento da análise.

Os resultados apresentados na tabela 51 indicam que o fator 1 é estatisticamente significativo para a probabilidade de indícios de fraudes corporativas, e a relação desse fator com a probabilidade mencionada é positiva. Assim, quanto maior a variação do fator1 maior a probabilidade de ocorrência de indícios de fraudes.

Destaque-se que esse fator é formado em sua maioria por variáveis que indicam um relacionamento positivo com a probabilidade de fraudes, como: desvio da remuneração fixa dos gestores quanto a média do mercado, tamanho da instituição, tamanho da diretoria administrativa e despesa de provisão com créditos de liquidação duvidosa.

O fator 2 indicou um relacionamento positivo e significativo para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Entre as variáveis que estão contempladas nesse fator estão o controle acionário estatal e tipo de banco, cujos resultados nos modelos individuais para as dimensões de pressão e oportunidade apresentaram um comportamento positivo com a probabilidade de ocorrência de fraudes.

Os fatores 3, 4 e 5 foram estatisticamente significantes para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Ambos apresentaram uma relação negativa com essa probabilidade. O fator 3 contempla variáveis que denotam o nível de educação do CEO, seja em formações gerais ou na área de negócios. Já o fator 4, em sua maioria, é formado por variáveis que representam o desempenho da instituição financeira. Enquanto o fator 5 contempla itens das três dimensões do triângulo de fraude de Cressey (1953).

Destarte, segundo os resultados apurados para o modelo probit multinomial com efeito aleatório, a hipótese nº 12 desta pesquisa, de que as três dimensões do triângulo de fraude, em conjunto, condicionam a ocorrência de fraudes corporativas nas instituições bancárias brasileiras, não pode ser rejeitada, em função dos resultados obtidos para os fatores 2, 3, 4 e 5.

A tabela 52 evidencia a confrontação entre os resultados apurados para a hipótese nº 12 segundo os modelos logit e probit multinomial com efeito aleatório.

Tabela 52 - Logit multinomial versus probit multinomial: Hipótese nº 12

Variáveis	Multinomial Logit com Efeito Aleatório		Multinomial Probit com Efeito Aleatório		Convergência	
	Hipótese nº 12		Hipótese nº 12		Hipótese nº 12	
	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.	Proc. Sem Cond.	Proc. Com Cond.
	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.		
fator1	0,6850** ( 0,2901 )	0,6923 ( 0,7730 )	0,4824** ( 0,1959 )	0,8575 ( 0,8125 )	Sim	Sim
fator2	-0,0299 ( 0,2958 )	1,4013** ( 0,5728 )	0,0993 ( 0,1859 )	2,0771*** ( 0,6159 )	Não	Sim
fator3	-0,7219 ( 0,4589 )	-1,2556* ( 0,6983 )	-0,4891* ( 0,2774 )	-1,8152*** ( 0,5504 )	Sim	Não
fator4	-0,9177 ( 0,7910 )	-2,7746** ( 1,1965 )	-0,6718 ( 0,5434 )	-2,4621*** ( 0,8995 )	Sim	Sim
fator5	-0,5187 ( 0,4657 )	-2,3302** ( 0,9733 )	-0,4231 ( 0,3072 )	-3,3147*** ( 1,2551 )	Sim	Sim
fator6	0,5571* ( 0,3384 )	0,4427 ( 0,5466 )	0,3099 ( 0,2232 )	-0,3118 ( 0,3333 )	Sim	Não
fator7	1,1466 ( 0,8549 )	-0,0137 ( 0,5412 )	0,8154 ( 0,5835 )	0,0812 ( 0,2844 )	Sim	Não
M1[i]	1 0	-16797000 ( 599.450.000 )				
Constant	-4,4628*** ( 0,5830 )	-7,1296*** ( 1,4002 )	-3,2150*** ( 0,3562 )	-6,8464*** ( 1,4389 )	Sim	Sim
var(M1[i])	0,0000					
Constant	0,0000					
Insig_1_2						
Constant			-0,7255 ( 0,7474 )			
Insig_1_3						
Constant			1,0325*** ( 0,2925 )			
atanhrho_1_23						
Constant			17,1802 ( 931,9810 )			
Obs.	493		493			
Log likelihood	-101,200		-97,600			
AIC	236,437		232,129			
BIC	307,846		311,939			

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1. Erros padrão em parêntese.

Fonte: Elaborada segundo resultados da pesquisa

A comparação entre os modelos logit e probit multinomial e com efeito aleatório indica uma convergência parcial entre os resultados obtidos. Examina-se na tabela 52 que, para as variáveis significantes, o fator 1 apresentou uma relação positiva com a probabilidade de indícios de fraudes corporativas em ambos os modelos.

Para os fatores 2, 4 e 5 os resultados encontrados no modelo probit foram similares aos do modelo logit multinomial com efeito aleatório. Logo, o fator 2 indica uma relação positiva



com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, enquanto os fatores 4 e 5 indicam uma relação negativa.

Já o fator 3 foi estatisticamente significativo apenas na mensuração do modelo probit multinomial, para a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, representando, portanto, o único item a não obter a convergência de resultados entre os modelos.

Ao se confrontar os modelos segundo os critérios de informação AIC e BIC, percebe-se que o critério AIC indica que o modelo probit multinomial, com efeito aleatório é o mais adequado aos dados da pesquisa, enquanto o BIC indica que o logit multinomial com efeito aleatório é o melhor modelo. Logo, não se pode afirmar qual é o modelo preferível.

## **4.6 Discussão dos Resultados**

Para investigar a ocorrência de fraudes corporativas foram aplicados modelos econométricos por intermédio de variáveis extraídas da teoria da agência e agrupadas segundo o triângulo de fraude de Cressey (1953).

Para cada dimensão do triângulo de fraude obtiveram-se resultados estatísticos significantes sobre o comportamento das variáveis em relação à probabilidade de indícios e de ocorrência de fraudes corporativas.

A discussão dos resultados alcançados foi subdividida em quatro itens, um para cada dimensão do triângulo de fraude de Cressey (1953), e um para a hipótese geral de Cressey (1953).

### **4.6.1 Dimensão de Pressão**

A dimensão de pressão caracteriza-se pelas pressões de ordem profissional e pessoal vivenciadas pelo gestor (Cressey, 1953). Para analisar essas pressões vivenciadas pelo gestor, com o intuito de medir pressões de ordem pessoal derivadas da necessidade para obtenção de remunerações maiores foram elaboradas três hipóteses: a primeira para testar as pressões de ordem profissional relacionadas ao desempenho da instituição; a segunda e a terceira tratando da remuneração percebida pelo gestor.

A primeira hipótese para a dimensão de pressão indicou que o desempenho da instituição bancária no trimestre anterior possui uma relação inversa com a probabilidade de

ocorrência de fraudes corporativas. Destarte, um desempenho abaixo do esperado no período anterior pressionará o gestor quanto a desempenhos melhores futuros, e isso se refletirá no aumento da probabilidade de esse gestor perpetrar fraudes corporativas. Portanto, o desempenho abaixo do ideal é um tipo de pressão organizacional ao qual o gestor estará subordinado.

Quanto ao aspecto da remuneração, esperava-se que a participação na lucratividade da instituição e os desvios da remuneração fixa abaixo da média percebida no mercado aumentassem a probabilidade de fraudes corporativas. No entanto, tal fato não foi alcançado em função da não significância estatística dessas variáveis.

Na mensuração do efeito da participação dos lucros em fraudes corporativas, no entanto, percebeu-se que a remuneração fixa impactou de forma negativa a perpetração de fraudes. Esse resultado está de acordo com a teoria da agência, para a qual as políticas de remunerações são consideradas como custos de monitoramento das ações dos agentes, e servirão para alinhar os interesses entre agentes e principais (JENSEN; MURPHY, 1990; BYRD; PARRINO; PRITSCH, 1998).

Para o modelo irrestrito, um resultado destacou-se entre os demais: a participação no mercado no período anterior indicou um relacionamento positivo e significativo com a probabilidade de fraudes corporativas. Esta participação foi utilizada como medida de desempenho, e esperava-se um comportamento inverso em relação à probabilidade de fraudes. No entanto, cabe ressaltar que mesmo não sendo o comportamento esperado, os achados dessa pesquisa estão consoantes com o estudo de Sadka (2009).

Sadka (2009) verificou que a WordCom detinha uma participação de mercado maior do que suas principais concorrentes, a AT&T e a Sprint, e, logo após a descoberta da fraude, foi verificado que essa participação foi manipulada. Segundo Sadka (2009), a WordCom aumentou sua participação no mercado com a finalidade de agir como se a empresa fosse verdadeiramente eficiente, conforme indicavam os demonstrativos financeiros, já com informações fraudulentas.

#### **4.6.2 Dimensão de Oportunidade**

A dimensão de oportunidade corresponde a circunstâncias que oferecem chances para o gestor perpetrar fraudes corporativas. Nesta dimensão foram analisados elementos de governança corporativa e de contabilização de itens com o uso de estimativas com grau de

subjetividade para sua mensuração. Sob a óptica da governança corporativa abordaram-se elementos que medem a força do conselho de administração, sua composição e efetividade e a qualificação da empresa de auditoria utilizada.

Os achados da pesquisa harmonizam-se com o que a teoria da agência postula sobre o monitoramento de gestores realizado pelos proprietários, demonstrando que a qualidade da firma de auditoria, classificada como uma *big five*, influencia negativamente a perpetração de fraudes. Esse achado corrobora a pesquisa de Lennox e Pittman (2010), em que empresas de auditoria *big five* conduzem genuinamente a melhores auditorias. A adesão a elementos adicionais de governança corporativa, como os selos de governança corporativa da BM&F Bovespa, implicam em uma redução da probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas.

Comprova-se que o tamanho da diretoria impacta, positivamente, nos indícios de fraudes corporativas. Desta forma, essa variável representa mais um instrumento de controle do conselho de administração, pelo fato de que a permissão do aumento no número de diretores irá acrescer o risco de fraudes.

À dimensão de oportunidade ainda foram incluídos elementos de contabilização subjetiva. Essa contabilização está relacionada ao poder discricionário dos gestores, e à existência de escolhas contábeis. A variável analisada deriva da contabilização da provisão para créditos de liquidação duvidosa, utilizada em pesquisas de gerenciamento de resultados em instituições bancárias. Esperava-se que a relação entre essa provisão e a probabilidade de fraudes fosse positiva e significativa. No entanto, os resultados, apesar de positivos, não evidenciaram significância estatística, o que os difere, portanto, dos estudos de Perols e Lougee (2011) e Crutchely, Jensen e Marshall (2007), que encontraram e afirmaram que presença do gerenciamento de resultados nas empresas conduz a maiores chances de perpetração de fraudes.

Comprovou-se na pesquisa que o tamanho da instituição tem relação positiva no aumento da probabilidade de indícios fraudes corporativas. Esse resultado está de acordo com a teoria da agência, conforme Jensen (1986) e Ryan e Wiggins (2001), pois quanto maior o tamanho da instituição, maior o conflito de agência entre proprietários e gestores, em função de que o gestor contará com um acréscimo de recursos a sua disposição e, em face do aumento da complexidade das operações em que as oportunidades de perpetração de fraudes corporativas serão majoradas.

Esse resultado era esperado na mensuração da probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, no entanto, mesmo a variável sendo positiva a significância estatística não foi apurada.

No modelo irrestrito da dimensão de oportunidade confirmou-se o resultado encontrado para hipótese nº 04, em que a presença de empresas de auditoria *big five* implica na redução de fraudes corporativas. Percebe-se ainda nesse modelo, que o tamanho da instituição impacta positivamente a probabilidade de fraudes corporativas.

Assim, ao analisar-se elementos que produzem oportunidades para o gestor cometer fraudes corporativas, na intenção de resolver seus problemas não compartilhados, o tamanho da instituição parece ser determinante na perpetração de fraudes corporativas, além da contratação de empresas de auditoria não reconhecidas como *big five*.

#### **4.6.3 Dimensão de Racionalização**

A teoria da agência contempla instrumentos que são utilizados pelos proprietários no monitoramento da ação dos gestores, com intuito de incentivar esses gestores a trabalhar no sentido de atender os objetivos dos proprietários. Esses instrumentos, desdobrados em variáveis, podem ser agrupados com facilidade nas dimensões de pressão e oportunidade do triângulo de fraudes. Contudo, ainda existe mais um componente crucial para a perpetração de fraudes corporativas, o comportamento do gestor.

Segundo Cressey (1953) além de pressões decorrentes de problemas não compartilhados e a identificação de oportunidades para a execução de fraudes corporativas, o gestor deve racionalizar o ato de fraudar em um processo de autoconvencimento de que este ato pode ser classificado como aceitável e justificável para a resolução de um problema não compartilhado.

É neste sentido que o triângulo de fraude de Cressey (1953), juntamente com a teoria do crime, permite a complementação da teoria da agência, ao incluir esse elemento para identificação de falhas no monitoramento dos gestores decorrentes da perpetração de fraudes corporativas.

Assim, a dimensão de racionalização caracteriza-se pelo processo de autojustificação de que a perpetração da fraude é um ato aceitável e uma atitude “correta” para a resolução de problemas não compartilhados. Para medir e identificar elementos dessa dimensão, as características demográficas dos gestores são utilizadas pela literatura.

As características demográficas podem levar a identificação, mesmo que de forma limitada, do comportamento dos gestores (HAMBRICK, 2007) e de fato são utilizadas em pesquisas que visam observar o comportamento ético do gestor (HAMBRICK; MASON, 1984; REST; THOMA, 1985; KELLEY; FERREL; SKINNER, 1990; BAKER; MUELLER, 2002). Destarte, as características demográficas dos gestores – idade, formação na área de negócios, nível educacional e gênero – foram utilizadas na análise da dimensão de racionalização.

Além dessas características dos gestores, optou-se por analisar o impacto que elementos punitivos exercem na perpetração de fraudes corporativas. Como elemento de dissuasão de atividades criminosas, acredita-se que o aumento da punição será uma parte crucial na racionalização do indivíduo. Nesse sentido, foi elaborada uma hipótese individual sobre instrumentos de punição.

Analisadas de forma individual, apenas a predominância do gênero feminino na diretoria executiva da instituição mostrou-se significativa. Demonstra-se, assim, que a presença substancial do gênero feminino na diretoria proporciona uma menor probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, o que corrobora os achados de Stefensmeier, Schawartz e Roche (2013).

Os resultados obtidos para as hipóteses individuais foram corroborados no modelo irrestrito da dimensão de racionalização. O modelo probit multinomial indica que a variável predominância do gênero feminino na diretoria executiva exerce uma relação negativa com a perpetração de fraudes. Tal fato vem destacar estudos como os de Kelley e Skinner (1990), Zahra, Priem e Rasheed (2007), e Stefensmeier, Schawartz e Roche (2013), ao apresentarem a importância da presença do gênero feminino como moderador de atos fraudulentos.

#### **4.6.4 Triângulo de Cressey (1953)**

Apesar de os resultados individuais indicarem que elementos das dimensões de pressão, oportunidade e racionalização contribuem com a perpetração de fraudes corporativas, Cressey (1953), na formulação de sua hipótese geral, afirmou que a ausência de qualquer uma das dimensões impediria a violação da confiança financeira. Nesse sentido, foi elaborada a hipótese nº 12 desta pesquisa, que visou investigar se as dimensões do triângulo de fraude, em conjunto, condicionam a ocorrência de fraudes corporativas. Para tal, as variáveis foram reduzidas em fatores, o que permitiu evitar problemas de multicolinearidade, dado ao grande número de variáveis independentes correlacionadas, 30 de 33 variáveis.

Os resultados evidenciaram que mesmo dispostas em fatores, os itens que compõem as três dimensões do triângulo de fraude, pressão, oportunidade e racionalização, em conjunto, condicionam a probabilidade de fraudes corporativas. Esse resultado possibilitou confirmar a hipótese nº 12 desta pesquisa, como, também, demonstrar empiricamente a proposição de Cressey (1953).

Ressalte-se que as variáveis de controle na mensuração das hipóteses individuais e dos modelos irrestritos para cada dimensão do triângulo de fraude apresentaram resultados interessantes. A convergência às normas internacionais, a crise *subprime* e o controle estatal foram significantes em alguns desses modelos. A convergência às normas internacionais e a crise *subprime* evidenciaram uma relação negativa e significativa com a probabilidade de fraudes corporativas.

Assim, infere-se que a convergência resultou em um acréscimo na qualidade dos demonstrativos contábeis. Ainda, que a crise *subprime*, que resultou na insolvência e mesmo falência de importantes instituições do mercado financeiro, como Lehman Brothers, American International Group (AIG), Citigroup, Merrill Lynch (Silva, 2011), pode ter limitado os gestores em sua predisposição de assumirem um comportamento com maior nível de risco. Possivelmente dada a alta exposição das instituições bancárias ocasionada pela crise financeira.

Já o comportamento do controle estatal reflete um comportamento positivo e significativo em relação a perpetração de fraudes corporativas. Assim, em empresas cujo controle é exercido pelo Estado a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas é acrescida. Esse resultado foi encontrado na mensuração dos modelos probit multinomiais para as hipóteses nº 01, 03, 05, 09 e 10.

Tais resultados condizem com os mais recentes casos de fraudes corporativas no Brasil, como o da Petrobrás e o dos Correios (EXAME, 2014; MPF, 2014), indicando que essas empresas possuem um maior nível de oportunidades para a execução de fraudes corporativas.

Diante da discussão exposta, os achados desta pesquisa acrescem a literatura da área, pela interação entre a teoria do crime, teoria da agência e o triângulo de fraude de Cressey (1953) para a criação de modelos econométricos que permitem a detecção de fraudes corporativas em instituições bancárias.

## 5 CONCLUSÕES

Esta tese objetivou investigar a ocorrência de fraudes corporativas em instituições bancárias brasileiras, no período de janeiro de 2001 a dezembro de 2012, utilizando variáveis de detecção extraídas da teoria da agência e da economia do crime, agrupadas de acordo com as dimensões do triângulo de fraude de Cressey: pressão, oportunidade e racionalização.

Utilizou-se o triângulo de fraude de Cressey por possibilitar a análise do comportamento do indivíduo fraudador. Para Cressey (1953), pessoas que possuem uma posição de confiança financeira, tal como gestores, estão mais propensas a perpetrarem fraudes se três condições estiverem presentes: possuírem problemas financeiros não compartilhados, identificarem oportunidades de resolvê-los secretamente, e acreditarem que o ato fraudulento é “justificável” e até mesmo “correto”.

Para inferir a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas foram utilizadas variáveis extraídas da teoria da agência e da economia do crime. Da primeira, foram identificadas variáveis que possibilitam mensurar as dimensões de pressão e de oportunidade atinentes aos instrumentos de monitoramento das ações dos gestores, como incentivos de remuneração e governança corporativa. Da economia do crime, foram utilizados trabalhos teóricos e empíricos que permitiram a identificação de variáveis para a mensuração das dimensões de pressão e racionalização, como, por exemplo, indicadores de pressões por *performance* empresarial e de características demográficas dos gestores, como idade, nível educacional, formação na área de negócios e gênero. A pesquisa permitiu confirmar, pelo menos uma hipótese em cada uma das dimensões do triângulo de Cressey, a partir das variáveis obtidas da teoria de agência e da economia do crime.

Constatou-se, para a dimensão de pressão, que o desempenho da instituição bancária no trimestre anterior possui um comportamento inverso com a probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas; em outras palavras, quanto menor o desempenho anterior, maior a probabilidade de fraudes corporativas.

Para a dimensão de oportunidade, confirmou-se que instrumentos fracos de governança corporativa impactam positivamente na perpetração de fraudes. Esses instrumentos são representados por empresas de auditoria não qualificadas como *big five* e instituições bancárias que não aderiram as práticas diferenciadas de governança corporativa, emitidos pela BM&F

Bovespa. Destaque-se que empresas *big five* e instituições com selos de governança diferenciada.

Já para a dimensão de racionalização, foram utilizadas as características demográficas dos gestores para acessar a sua estrutura cognitiva, dada a dificuldade de obtenção de dados psicométricos convencionais de altos executivos, segundo Hambrick (2007). Dentre essas características foram analisadas a idade dos CEOs, nível educacional, formação na área de negócios, predominância do gênero feminino na administração, além de instrumentos de punição. Confirmou-se, somente, que a predominância do gênero feminino na diretoria executiva contribui com a redução da probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Ainda para a dimensão de racionalização, resalte-se que os resultados para o nível educacional e a formação na área de negócios do CEO, mesmo não permitindo a confirmação das hipóteses nº 08 e 09, forneceram evidências importantes. Para a hipótese nº 08, que trata do nível educacional dos CEOs, observou-se que aqueles com graduação e pós-graduação *lato sensu* em qualquer área de formação, reduzem as chances de ocorrência de fraudes corporativas, segundo os *outputs* do modelo probit multinomial com intercepto aleatório. Já os resultados para a hipótese nº 09, sobre a formação na área de negócios, examinou-se que CEOs com graduação nessa área reduzem a probabilidade de fraudes, todavia, caso eles tenham pós-graduação *stricto sensu* em áreas de negócio, a probabilidade de ocorrência de fraude é aumentada.

Os resultados ainda permitiram a confirmação da hipótese geral do triângulo de fraude de Cressey, em que a quebra da confiança financeira está condicionada à existência, concomitante, das três dimensões do triângulo de fraude: pressão, oportunidade e racionalização.

Ressalte-se que embora não tenham sido confirmadas todas as hipóteses individuais delineadas nesta pesquisa, alguns outros resultados merecem ser destacados, como: a remuneração fixa dos gestores, a convergência às normas internacionais de contabilidade, a crise *subprime* e instituições com controle estatal.

A remuneração fixa dos gestores demonstrou um comportamento inverso com a probabilidade de fraudes corporativas. Tal fato permite confirmar que os incentivos de remuneração fixa moderam o comportamento do gestor, o que está de acordo com os escritos da teoria da agência.



A convergência às normas internacionais de contabilidade influenciou negativamente a probabilidade de fraudes. Esse resultado permite inferir que a convergência resultou em uma maior qualidade dos demonstrativos financeiros.

Como a convergência, a crise *subprime* também indicou um comportamento inverso com a possibilidade de fraudes. Dada a característica da crise, pode-se entender que esse evento exerceu uma limitação na predisposição dos gestores a assumirem maiores riscos, em função da alta exposição a que as instituições bancárias foram submetidas.

Ademais, verificou-se que o controle estatal contribuiu com o aumento da probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas, indo ao encontro dos recentes casos de escândalos corporativos brasileiros envolvendo empresas com participação estatal majoritária, Petrobrás e Correios (Exame, 2014; MPF, 2014).

Saliente-se que, quanto aos requisitos fundamentais para uma tese, quais sejam: originalidade, ineditismo, inovação e relevância, acredita-se que este estudo os contemplou em sua totalidade.

A originalidade foi garantida pela utilização de textos clássicos e seminais da teoria da agência, teoria do crime e economia do crime, os quais forneceram o embasamento teórico apropriado para o alcance do objetivo principal da pesquisa.

A tese pode ser considerada inédita, por duas razões principais. A primeira delas, por proporcionar meios à investigação de fraudes corporativas em instituições bancárias brasileiras, fato este não observado no exame de estudos empíricos nacionais e internacionais sobre o tema; e, a segunda, por possibilitar o alinhamento entre a teoria da agência, a economia do crime e o triângulo de fraude de Cressey, para a investigação de fraudes corporativas.

O caráter inovador da tese resulta da ampla análise do fenômeno estudado, fraudes corporativas, por intermédio da aplicação de modelos logit multinomiais em painel de efeito aleatório, pois este contempla na análise, além das instituições com ocorrência de fraudes corporativas, também aquelas com indícios e as completamente ilesas no período delimitado para o estudo, situação esta não observada na literatura sobre fraudes. Os resultados da aplicação desses modelos ainda foram validados pelo emprego de modelos probit multinomiais em painel com efeitos aleatórios. Nos estudos sobre fraudes encontrados na literatura, os autores têm se restringido à análise do fenômeno sob a óptica da existência, ou não, do ilícito, com a utilização de logit e probit binários. Dessa forma, do ponto de vista metodológico a aplicação dos modelos logit e probit multinomiais permitiram agregar conhecimento à área de finanças,

por possibilitar a investigação do fenômeno em sua totalidade, pela inclusão de indícios não confirmados de fraudes corporativas.

A relevância desta tese dá-se pelo preenchimento de uma lacuna na literatura da área, ao permitir uma análise diferenciada de fraudes, por contemplar todas aquelas que ocorrem no âmbito de uma instituição, não se limitando apenas àquelas de natureza contábil. Outrossim, esta pesquisa, possibilitou a mensuração da probabilidade de fraudes corporativas, dissociando instituições bancárias fraudadoras daquelas que só tiveram indícios de fraudes corporativas, situação esta não encontrada nos trabalhos empíricos utilizados, tanto nacional, quando internacionalmente.

Foram traçados três objetivos específicos: a exploração da literatura pertinente, o levantamento de informações sobre fraudes corporativas em instituições bancárias, e a identificação de uma modelagem quantitativa apropriada para testar as hipóteses delineadas. Como se percebe na fundamentação teórica e na parte metodológica, pode-se considerá-los alcançados em sua totalidade. Na fundamentação teórica exploraram-se as literaturas sobre teoria da agência, economia do crime e triângulo de fraude, viabilizando a identificação de variáveis independentes para a detecção de fraudes corporativas. Já na parte metodológica evidenciou-se o levantamento sobre fraudes corporativas ocorridas em instituições bancárias no Brasil, dando subsídios à definição da variável dependente. Ainda na metodologia, foi explicitado, detalhadamente, o procedimento da escolha da modelagem econométrica mais apropriada para testar as hipóteses delineadas.

Quanto ao objetivo geral da tese, conclui-se que o mesmo foi alcançado, haja vista que para cada dimensão do triângulo de fraude uma hipótese foi confirmada, mas especialmente porque se confirmou a hipótese geral de Cressey, que contemplou todas as variáveis utilizadas nas hipóteses individuais e também nos modelos irrestritos das dimensões. Portanto, os achados permitiram a investigação da ocorrência de fraudes corporativas, pela criação de modelos econométricos operacionalizados por variáveis extraídas da teoria da agência e economia do crime, agrupadas no triângulo de fraude de Cressey.

Dentre as contribuições trazidas pela pesquisa, há de se destacar a de cunho teórico, porque possibilitou o alinhamento entre teoria da agência, economia do crime e o triângulo de fraude de Cressey para a investigação de fraudes corporativas, o que não tinha sido alvo de análise dos estudos empíricos sobre fraudes. Além desta contribuição teórica, a elaboração dos modelos econométricos possibilitou uma contribuição prática, pois esses modelos podem ser

utilizados pelos órgãos de regulação do setor financeiro, bem como pelos investidores, ao oportunizar a identificação da probabilidade de indícios de fraudes e a probabilidade de fraudes corporativas em instituições bancárias, seja por intermédio dos modelos individuais – para as hipóteses da pesquisa – dos modelos irrestritos – por dimensão do triângulo de fraude, ou pelo modelo geral de Cressey.

Foram identificadas limitações para a realização do estudo durante o processo de coleta de dados, em função da existência de poucas instituições que apresentaram a totalidade de sua série de dados disponível para o período analisado. Tal fato impactou, principalmente, na obtenção de informações sobre as características demográficas dos gestores, o que trouxe consequências à mensuração das hipóteses de pesquisa relacionadas a esse tipo de variável.

Pode-se considerar também como limitação da pesquisa a delimitação temporal. Conforme já evidenciado, a coleta de dados se deu para o período entre janeiro de 2001 a dezembro de 2012. Isto pelo fato de que o Banco Central do Brasil desobrigou as instituições financeiras, por força da Circular 3.630 de 2013, a apresentarem as informações financeiras trimestrais a partir de janeiro de 2013, inviabilizando, deste modo, a obtenção de dados dos trimestres de 2013 e 2014 até a presente data.

Considerando-se que o processo administrativo punitivo não é um fim em si mesmo, visto que este poderá ser convertido em uma ação judicial, sugere-se para o aprimoramento futuro desta pesquisa a utilização de processos judiciais protocolados pelo Ministério Público Federal contra as instituições bancárias analisadas neste estudo, como *proxy* para a ocorrência de fraudes corporativas. Esclareça-se que, na instauração e investigação do processo administrativo punitivo, quando da descoberta de indícios de prática de ilícito penal, definido em lei como de ação pública ou de irregularidades administrativas, que ocorram em área de fiscalização de outro órgão da administração pública, esses processos são encaminhados ao Ministério Público Federal. É o MPF que poderá ajuizar ações judiciais contra as instituições em que foram detectadas irregularidades (BACEN, 2013).

Ainda, para futuras pesquisas propõe-se a análise aprofundada de outras medidas de incentivos de remuneração dos gestores, como bônus em ações, e o seu efeito na probabilidade de ocorrência de fraudes corporativas. Sugere-se, ainda, a replicação desta pesquisa a outros setores de atividade.

## REFERÊNCIAS

- ABBOTT, L. J.; PARK, Y.; PARKER, S. The effects of audit committee activity and independence on corporate fraud. **Managerial Finance**, v. 26, n. 11, p. 55–68, 2000.
- AEBI, V.; SABATO, G.; SCHMID, M. Risk Management, Corporate Governance, and Bank Performance in the Financial Crisis. **Journal of Banking & Finance**, v. 36, n. 12, p. 3213–3226, 2012.
- AHMED, A. S.; TAKEDA, C.; THOMAS, S. Bank loan loss provisions : a reexamination of capital management , earnings management and signaling effects. **Journal of Accounting e Economics**, v. 28, p. 1–25, 1999.
- ALBRECH, W. S.; ALBRECHT, C. C.; ALBRECHT, C. O. Fraud and Corporate Executives: Agency, Stewardship and Broken Trust. **Journal of Forensic Accounting**, v. V, p. 109–130, 2004.
- ALCHIAN, A. A.; DEMSETZ, H. Production , Information Costs , and Economic Organization. **The American Economic Review**, v. 62, n. 5, p. 777–795, 1972.
- ALEXANDER, C. R.; COHEN, M. A. New Evidence on the Origins of Corporate Crime. **Managerial and Decision Economics**, v. 17, p. 421–435, 1996.
- AMERICAN INSTITUTE OF CERTIFIED PUBLIC ACCOUNTANTS (AICPA). **Statement on Auditing Standards No. 99**. Consideration of Fraud in a Financial Statement Audit. New York: AICPA, p. 163-214, 2002.
- ANANDARAJAN, A.; HASAN, I.; MCCARTHY, C. Use of loan loss provisions for capital , earnings management and signalling by Australian banks. **Accounting and Finance**, v. 47, p. 357–379, 2007.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Circular 3.630, de 29 de fevereiro de 2013**. Dispensa as instituições financeiras e demais instituições autorizadas a funcionar pelo Banco Central do Brasil da elaboração e remessa do documento Informações Financeiras Trimestrais (IFT). Disponível em: < <http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/busca>>. Acesso em: 07 de nov. de 2013.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Manual de Supervisão do Banco Central**. 2014. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/gmn/visualizacao/listarDocumentosManualPublico.do?method=listarDocumentosManualPublico&idManual=1>> Acesso em: 07 ago. 2014.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Processo administrativo punitivo no Banco Central do Brasil**. Disponível em:< <http://www4.bcb.gov.br/fis/PAD/port/Menu/ProcessoAdministrativo.asp>> Acesso em: 07 nov. 2013.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Resolução nº 2.682, de 21 de dezembro de 1999**. Dispõe sobre critérios de classificação das operações de crédito e regras para constituição de provisão para créditos de liquidação duvidosa. Disponível em:

<[http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/1999/pdf/res\\_2682\\_v2\\_P.pdf](http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/1999/pdf/res_2682_v2_P.pdf)>. Acesso em: 07 nov. 2013.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Resolução nº 3.786, de 24 de setembro de 2009**. Dispõe sobre a elaboração e a divulgação de demonstrações contábeis consolidadas com base no padrão contábil internacional emitido pelo International Accounting Standards Board (IASB). Disponível em: < [http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/2009/pdf/res\\_3786\\_v1\\_O.pdf](http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/res/2009/pdf/res_3786_v1_O.pdf) >. Acesso em: 07 nov. 2013.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Resolução nº 3.823, de 16 de dezembro de 2009**. Dispõe sobre procedimentos aplicáveis no reconhecimento, mensuração e divulgação de provisões, contingências passivas e contingências ativas. Disponível em: < <https://www3.bcb.gov.br/normativo/detalharNormativo.do?N=109109672&method=detalharNormativo> >. Acesso em: 07 nov. 2013.

BARKER, V. L.; MUELLER, G. C. CEO Characteristics and Firm R & D Spending. **Management Science**, v. 48, n. 6, p. 782–801, 2002.

BARNEA, A.; HAUGEN, R. A.; SENBET, L. W. **Agency Problems and Financial Contracting**. New Jersey: Prentice-Hall, Inc., 1985.

BEASLEY, M. S. Empirical Analysis the of Board the Relation of Financial Between Composition Statement Fraud. **The Accounting Review**, v. 71, n. 4, p. 443–465, 1996.

BECCALLI, E. Does IT Investment Improve Bank Performance? Evidence from Europe. **Journal of Banking & Finance**, v. 31, n. 7, p. 2205–2230, 2007.

BECCARIA, C. **Na Essay on Crimes and Punishments**. Tradução Edward D. Ingraham. 2ª ed. Philadelphia: Philip H. Nickli: A Walker, (1819/1764). Disponível em: [http://www.constitution.org/cb/crim\\_pun.htm](http://www.constitution.org/cb/crim_pun.htm). Acesso em: 07 de jul. de 2014.

BECKER, G. S. Crime and Punishment : An economic approach. **Journal of Political Economy**, v. 76, n. 2, p. 169–217, 1968.

BENTHAM, J. **An Introduction to the Principles of Morals and Legislation**. Kitchener: Batoche Books, (2000/1781).

BERGER, A. N. *et al.* Corporate Governance and Bank Performance: A joint analysis of the static, selection, and dynamic effects of domestic, foreign, and state ownership. **Journal of Banking & Finance**, v. 29, n. 8-9, p. 2179–2221, 2005.

BERLE, A. A.; MEANS, G. C. **The Modern Corporation and Private Property**. New York: McMillan, 1932.

BLICKLE, G. *et al.* Some Personality Correlates of Business White-Collar Crime. **Applied Psychology: An International Review**, v. 55, n. 2, p. 220–233, 2006.

BLOCK, M. K. Optimal Penalties, Criminal Law and the Control of Corporate Behavior. **Boston University Law Review**, v. 71, p. 395–419, 1991.

BLOCK, M. K.; LIND, R. C. An Economic Analysis of Crimes Punishable by Imprisonment. **The Journal of Legal Studies**, v. 1, p. 479–492, 1975.

BM&F BOVESPA. **Selos de Governança Corporativa: a marca do compromisso.**

Disponível em <http://www.bmfbovespa.com.br/pt-br/servicos/solucoes-para-empresas/visibilidade-empresarial/selos.aspx?Idioma=pt-br> >. Acesso em: 07 de ago. de 2014.

BONIN, J. P.; HASAN, I.; WACHTEL, P. Bank Performance, Efficiency and Ownership in Transition Countries. **Journal of Banking & Finance**, v. 29, n. 1, p. 31–53, 2005.

BOUBAKRI, N. *et al.* Privatization and Bank Performance in Developing Countries. **Journal of Banking & Finance**, v. 29, n. 8-9, p. 2015–2041, 2005.

BRAITHWAITE, J. White Collar Crime. **Annual Review of Sociology**, v. 11, p. 1–25, 1985.

BRASIL. **Lei Complementar nº 105, de 10 de janeiro de 2001.** Dispõe sobre o sigilo das operações de instituições financeiras e dá outras providências. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/lcp/Lcp105.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/Lcp105.htm) >. Acesso em: 07 nov. 2013.

BRASIL. **Lei nº 12.683, de 09 de julho de 2012.** Altera a Lei no 9.613, de 3 de março de 1998, para tornar mais eficiente a persecução penal dos crimes de lavagem de dinheiro. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/\\_ato2011-2014/2012/lei/112683.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2011-2014/2012/lei/112683.htm) >. Acesso em: 06 ago. 2014.

BRASIL. **Lei nº 9.613, de 03 de março de 1998.** Dispõe sobre os crimes de "lavagem" ou ocultação de bens, direitos e valores; a prevenção da utilização do sistema financeiro para os ilícitos previstos nesta Lei; cria o Conselho de Controle de Atividades Financeiras - COAF, e dá outras providências. Disponível em: <[http://www.planalto.gov.br/ccivil\\_03/leis/19613.htm](http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/19613.htm) >. Acesso em: 06 ago. 2014.

BRAZEL, J. F.; JONES, K. L.; ZIMBELMAN, M. F. Using Nonfinancial Measures to Assess Fraud Risk. **Journal of Accounting Research**, v. 47, n. 5, p. 1135–1166, 2009.

BRITO, R. Comissão pedirá dados à SEC de apuração sobre Petrobras. **Exame**. São Paulo, 27 nov. 2014. Disponível em: <http://exame.abril.com.br/brasil/noticias/comissao-pedira-dados-a-sec-de-apuracao-sobre-petrobras>. Acesso em: 29 nov. 2014.

BYRD, J.; PARRINO R.; PRITSCH, G.. Stockholder-Manager Conflicts and Firm Value. **Financial Analysts Journal**, v. 54, n. 3, p. 14-30, 1998.

CAMERON, S. A Review of the Econometric Evidence on the Effects of Capital Punishment. **The Journal of Socio-Economics**, v. 23, n. 1-2, p. 197–214, 1994.

CHATTERJEE, S.; HADI, A. S. **Regression Analysis by Example**. 4. ed. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc, 2006.

CHISHOLM, J.; CHOE, C. Income Variables and the Measures of Gains from Crime. **Oxford Economic Papers**, v. 57, n. 1, p. 112–119, 2004.

COENEN, T L. **Essential of Corporate Fraud**. New Jersey: John Wiley & Sons, 2008.

COFFEE JR., J. C. Corporate Crime and Punishment: A non-Chicago view of the economics of criminal sanctions. **American Criminal Law Review**, v. 17, p. 419–476, 1980.

COHEN, L. J. et al. Bank Earnings Management and Tail Risk during the Financial Crisis. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 46, n. 1, p. 171–197, 2014.

COLEMAN, J. W. Toward an Integrated Theory of White-Collar Crime. **American Journal of Sociology**, v. 93, n. 2, p. 406–439, 1987.

CONSELHO FEDERAL DE CONTABILIDADE. **Resolução nº 1.207 de 27 de novembro de 2009**. Aprova a NBC TA 240 – Responsabilidade do Auditor em Relação a Fraude, no Contexto da Auditoria de Demonstrações Contábeis. Disponível em: < <http://www.cfc.org.br> >. Acesso em: 07 nov. 2013.

CORNETT, M. M.; MCNUTT, J. J.; TEHRANIAN, H. Corporate governance and earnings management at large U.S. bank holding companies. **Journal of Corporate Finance**, v. 15, n. 4, p. 412–430, 2009.

COTTON, D. L. **Fixing CPA Ethics Can Be an Inside Job**, 2002. Disponível em: <http://www.cottoncpa.com/Pages/05%20News-Events/dlc%20pubs/Fixing%20CPA%20Ethics.pdf>. Acesso em: 07 ago. 2013.

CRAMER, J. S.; RIDDER, G. Pooling States in the Multinomial Logit Model. **Journal of Econometrics**, v. 47, p. 267–272, 1991.

CRESSEY, D. R. Criminological Research and the Definition of Crimes. **American Journal of Sociology**, v. 56, n. 6, p. 546–551, 1951.

CRESSEY, D. R. **Other People's Money: A study in the social psychology of embezzlement**. Glencoe, IL: The free press, 1953.

CRUTCHLEY, C. E.; HANSEN, R. S. A Test of the Agency Theory of Managerial Ownership, Corporate Leverage, and Corporate Dividends. **Financial Management**, v. 18, n. 4, p. 36-46, 1989.

CRUTCHLEY, C. E.; JENSEN, M. R. H.; MARSHALL, B. B. Climate for Scandal : Corporate Environments that Contribute to Accounting Fraud. **The Financial Review**, v. 42, p. 53–73, 2007.

DABOUB, A. J. *et al.*. Top Management Team Characteristics and Corporate Illegal Activity. **The Academy of Management Review**, v. 20, n. 1, p. 138–170, 1995.

DAU-SCHMIDT, K. G. An Economic Analysis of the Criminal Law as a Preference-Shaping Policy. **Duke Law Journal**, v. 1, p. 1–39, 1990.

DAVIA, H. R.; COGGINS, P. C.; WIDEMAN, J. C.; KASTANTIN, J. T. **Accountant's Guide to Fraud Detection and Control**. 2. ed. Michigan: John Wiley & Sons, 2000.

DAVIS, J. S.; PESCH, H. L. Fraud Dynamics and Controls in Organizations. **Accounting, Organizations and Society**, v. 38, p. 469–483, ago. 2013.

DEBOSKEY, D. G.; JIANG, W. Earnings management and auditor specialization in the post-sox era: An examination of the banking industry. **Journal of Banking e Finance**, v. 36, n. 2, p. 613–623, 2012.

DECHOW, P. M.; SKINNER, D. J. Earnings Management: Reconciling the Views of Accounting Academics, Practitioners, and Regulators. **Accounting Horizons**, v. 14, n. 2, p. 235–250, 2000.

DECHOW, P. M.; SLOAN, R. G.; SWEENEY, A. P. Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC”. **Contemporary Accounting Research**, v. 13, n. 1, p. 1–36, 1996.

DELLAPORTAS, S. Conversations with Inmate Accountants: Motivation, opportunity and the fraud triangle. **Accounting Forum**, v. 37, n. 1, p. 29–39, 2013.

DEMSETZ, H. The Structure of Ownership and the Theory of the Firm. **Journal of Law and Economics**, v. 26, n. 2, p. 375–390, 1983.

DENIS, D. J.; DENIS, D. K.; SARIN, A. Agency Theory and the Influence of Equity Ownership Structure on Corporate Diversification Strategies. **Strategic Management Journal**, v. 20, p. 1071–1076, 1999.

DORMINEY, J. et al. The Evolution of Fraud Theory. **Issues in Accounting Education**, v. 27, n. 2, p. 555–579, 2012.

DWIVEDI, N.; JAIN, A. K. Corporate Governance and Performance of Indian Firms: The Effect of Board Size and Ownership. **Employee Responsibilities and Rights Journal**, v. 17, n. 3, p. 161–172, 2005.

EHRlich, I. Crime, Punishment, and the Market for Offenses. **The Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n. 1, p. 43–67, 1996.

EHRlich, I. Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 521–565, 1973.

EIDE, E. Economics of criminal behavior. **Encyclopedia of law and economics**, v. 5, p. 345–389, 2000. Disponível em: <http://encyclo.findlaw.com/tablebib.html>. Acesso em: 07 jul. 2014.

EIDE, E.; RUBIN, P. H.; SHEPERD, J. M. **Economics of Crime**. v. 2, n 3, pp-205-279, Hanover, now Publihers Inc., 2006.

ENTORF, H.; SPENGLER, H. Socioeconomic and demographic factors of crime in Germany: Evidence from panel data of the German states. **International Review of Law and Economics**, v. 20, p. 75–106, 2000.

ERICKSON, M.; HANLON, M.; MAYDEW, E. L. How Much Will Firms Pay for Earnings That Do Not Exist ? **The Accounting Review**, v. 79, n. 2, p. 387–408, 2004.

ERICKSON, M.; HANLON, M.; MAYDEW, E. L. Is There a Link between Executive Equity Incentives and Accounting Fraud? **Journal of Accounting Research**, v. 44, n. 1, p. 113–143, 2006.

EXAME. São Paulo: Abril. Mensal. ed. 1033. n° 1, 2013.

EXAME. São Paulo: Abril. Mensal. ed. 1049. n° 17, 2013.



FAMA, E. F. Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. **The Journal of Finance**, v. 25, n.2, p. 383–417, 1970.

FAMA, E. F.; JENSEN, M. C. Separation of Ownership and Control. **Journal of Law e Economics**, v. XXVI, p. 1–33, 1983.

FIELDS, T. D.; LYS, T. Z.; VINCENT, L. Empirical research on accounting choice. **Journal of Accounting and Economics**, v. 31, p. 255–307, set. 2001.

FISCHEL, D. R.; SYKES, A. O. Corporate Crime. **The Journal of Legal Studies**, v. 25, p. 319–349, 1996.

FONSECA, A. R.; GONZALEZ, F. Cross-country determinants of bank income smoothing by managing loan-loss provisions. **Journal of Banking e Finance**, v. 32, p. 217–228, 2008.

FREEMAN, R. B. The economics of crime. **Handbook of labor economics**, v. 3, p. 3529–3571, 1999.

GAGANIS, C. Classification Techniques for the Identification of Falsified Financial Statements: A comparative analysis. Intelligent Systems in Accounting, **Finance and Management**, v. 16, p. 207–229, 2009.

GAROUPA, N. Behavioral Economic Analysis of Crime : A Critical Review. **European Journal of Law and Economics**, v. 15, p. 5–15, 2003.

GAROUPA, N. Corporate Criminal Law and Organization Incentives: A managerial perspective. **Managerial and Decision Economics**, v. 21, p. 243–252, 2000.

GAROUPA, N. The Theory of Optimal Law Enforcement. **Journal of Economic Surveys**, v. 11, n. 3, p. 267–295, 1997.

GARTNER, I. R. Modelagem Multiatributos Aplicada à Avaliação do Desempenho Econômico-Financeiro de Empresas. **Pesquisa Operacional**, v. 30, n. 3, p. 619–636, 2010.

GIOIA, D. A. Business Education’s Role in the Crisis of Corporate Confidence. **The Academy of Management Executive**, v. 16, n. 3, p. 142–144, 2002.

GIOIA, D. A.; CORLEY, K. G. Good : Being Good Versus Looking Business School Rankings and the Circean Transformation From Substance to Image. **Academy of Management Learning & Education**, v. 1, n. 1, p. 107–120, 2002.

GLAESER, E. L.; SACERDOTE, B.; SCHEINKMAN, J. A. Crime and social interactions. **The Quarterly Journal of Economics**, n. May, p. 507–548, 1996.

GOLDBERG, V. P. Regulação and administered contracts. **The Bell Journal of Economics**, v. 7, n. 2, p. 426–448, 1976.

GOTTFREDSON, M. R.; HIRSCHI, T.. **A General Theory of Crime**. Stanford, CA: Stanford University Press, 1990.

GRAMILING, A.; JOHNSTONE, K.; RITTENBERG, L. E. **Auditoria**. 7.ed. Stamford: Cengage Learning, 2012.

- GRELLET, F. PF busca provas de fraude nos Correios do Rio. **Exame**. São Paulo, 27 nov. 2014. <http://exame.abril.com.br/brasil/noticias/pf-busca-provas-de-fraude-nos-correios-do-rio>. Acesso em: 29 nov. 2014.
- GRILLI, L.; RAMPICHINI, C. A Multilevel Multinomial Logit Model for the Analysis of Graduates' Skills. **Statistical Methods and Applications**, v. 16, n. 3, p. 381–393, 2007.
- GUEVARA, I. R.; COSENZA, J. P.. Los auditores independientes y la contabilidad creativa: Estudio empírico comparativo. **Compendium: revista de investigación científica**, n. 12, p. 5-24, 2004.
- HAAN, P.; UHLENDORFF, A. Estimation of Multinomial Logit Models with Unobserved Heterogeneity using Maximum Simulated Likelihood. **The Stata Journal**, v. 6, n. 2, p. 229–245, 2006.
- HAIR JR., J. F., BLACK, W. C., BABIN, B. J., ANDERSON, R. E., TATHAM, R. L. **Análise Multivariada de Dados**. 6. ed. Porto Alegre: Bookman, 2009.
- HAMBRICK, D. C. Upper Echelons Theory: An Update. **The Academy of Management Review**, v. 32, n. 2, p. 334–343, 2007.
- HAMBRICK, D. C.; MASON, P. A. Upper Echelons : The Organization as a Reflection of Its Top Managers. **The Academy of Management Review**, v. 9, n. 2, p. 193–206, 1984.
- HAYNES, M.; WESTERN, M.; SPALLEK, M.. Methods for Categorical Longitudinal Survey Data: Understanding Employment Status of Australian Women. In: HILDA Survey Research Conference, 2005, Melbourne. **Anais...** Melbourne: University of Melbourne, p. 1-24
- HEALY, P. M.; WAHLEN, J. M. A Review of the Earnings Management Literature and its Implications for Standard Setting. **Accounting Horizons**, v. 13, n. 4, pg. 2–34, 1999.
- HEINEKE, J. Economic models of criminal behavior: An overview. **North-Holland Publishing Company**, 1978.
- HELSEY, R. W.; STRANGE, W. C. Gated Communities and the Economic Geography of Crime. **Journal of Urban Economics**, v. 46, p. 80–105, 1999.
- HIGSON, A.; KASSEM, R. Implications of the Fraud Triangle for External Auditors. In: European Accounting Association 36th Annual Congress, 2013, Paris. **Anais...** Paris: European Accounting Association, 2013, p. 4 – 20.
- HILBE, J. M. **Logistic Regression Models**. New York: CRC Press, 2009.
- JENSEN, C.; MECKLING, H. Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. **Journal of Financial Economics**, v. 3, p. 305–360, 1976.
- JENSEN, M. C. Agency Costs of Free Cash Flow , Corporate Finance , and Takeovers. **The American Economic Review**, v. 76, n. 2, p. 323–329, 1986.
- JENSEN, M. C.; MURPHY, K. J. Performance Pay and Top-Management Incentives. **Journal of Political Economy**, v. 98, n. 2, p. 225–264, 1990.

JOHN, K.; SENBET, L. W. Corporate Governance and Board Effectiveness. **Journal of Banking & Finance**, v. 22, p. 371–403, 1998.

JOHNSON, S. A.; RYAN, H. E.; TIAN, Y. S. Managerial Incentives and Corporate Fraud: The Sources of Incentives Matter. **Review of Finance**, v. 13, n. 1, p. 115–145, 2008.

JOHNSON, W. C.; XIE, W.; YI, S. Corporate Fraud and the Value of Reputations in the Product Market. **Journal of Corporate Finance**, v. 25, p. 16–39, 2014.

KANE, J.. **The 2005 National Public Survey on White Collar Crime**. Fairmont: National White Collar Crime Center – NW3C, 2006.

KARLSON, K. B. Multiple Paths in Educational Transitions: A multinomial transition model with unobserved heterogeneity. **Research in Social Stratification and Mobility**, v. 29, n. 3, p. 323–341, 2011.

KASSEM, R.; HIGSON, A. The New Fraud Triangle Model. **Journal of Emerging Trends in Economics and Management Sciences**, v. 3, n. 3, p. 191–195, 2012.

KELLEY, S. W.; FERRELL, O. C.; SKINNER, S. J. Ethical Behavior Among Marketing Researchers : An Assessment of Selected Demographic Characteristics. **Journal of Business Ethics**, v. 9, p. 681–688, 1990.

KNAPP, M.; GART, A.; CHAUDHRY, M. The Impact of Mean Reversion of Bank Profitability on Post-merger Performance in the Banking Industry. **Journal of Banking & Finance**, v. 30, n. 12, p. 3503–3517, 2006.

KOUTSOMANOLI-FILIPPAKI, A.; MAMATZAKIS, E. Performance and Merton-type Default Risk of Listed Banks in the EU: A panel VAR approach. **Journal of Banking & Finance**, v. 33, n. 11, p. 2050–2061, 2009.

KRANACHER, RILEY E WELLS, M.J, RILEY, R., WELLS, J. T.. *Forensic accounting and fraud examination*. Hoboken: John Wiley and Sons Ltda., 2010.

LASALLE, R. E. Effects of the Fraud Triangle on Students' Risk Assessments. **Journal of Accounting Education**, v. 25, n. 1-2, p. 74–87, 2007.

LEE, T. A.; INGRAM, R. W.; HOWARD, T. P. The Difference between Earnings and Operating Cash Flow as an Indicator of Financial Reporting Fraud. **Contemporary Accounting Research**, v. 16, n. 4, p. 749–786, 1999.

LENNOX, C.; PITTMAN, J. A. Big Five Audits and Accounting Fraud. **Contemporary Accounting Research**, v. 27, n. 1, p. 209–247, 2010.

LEVITT, S. D. Using Electoral Cycles in Police Hiring to Estimate the Effect of Police on Crime. **The American Economic Review**, v. 87, n. 3, p. 270–290, 1997.

LIN, X.; ZHANG, Y. Bank Ownership Reform and Bank Performance in China. **Journal of Banking & Finance**, v. 33, n. 1, p. 20–29, 2009.

LOCHNER, L. Education, Work, and Crime: A human capital approach. **International Economic Review**, v. 45, n. 3, p. 811–843, 2004.

- LONG, J. S.; FREESE, J. **Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata**. 2. ed. Texas: Stata Press, 2006.
- LOU, Y.; WANG, M. Fraud Risk Factor Of The Fraud Triangle Assessing The Likelihood Of Fraudulent Financial Reporting. **Journal of Business & Economics Research**, v. 7, n. 2, p. 61–78, 2009.
- MACEY, J. R. Agency Theory and the Criminal Liability of Organizations. **Boston University Law Review**, v. 71, p. 315–340, 1991.
- MACHIN, S.; MEGHIR, C. Crime and Economic Incentives. **Journal Human Resources**, v. XXXIX, p. 958–979, 2004.
- MACIEL, L. et al. Impacto dos Contratos Futuros do Ibovespa na Volatilidade dos Índices de Ações no Brasil: Uma análise na crise do subprime. **Estudos econômicos**, v. 42, p. 801–825, 2012.
- MÄHLMANN, T. Hedge funds , CDOs and the financial crisis : An empirical investigation of the ““ Magnetar trade .”” **Journal of Banking & Finance**, v. 37, p. 537–548, 2013.
- MANSKI, Charles F. **Economic analysis of social interactions**. National bureau of economic research, 2000.
- MARKIN, R. J. The role of rationalization in consumer decision processes: A revisionist approach to consumer behavior. **Journal of the Academy of Marketing Science**, v. 7, n. 4, p. 316–334, 1979.
- MARKIN, R. J. The role of rationalization in consumer decision processes: A revisionist approach to consumer behavior. **Journal of the Academy of Marketing Science**, v. 7, n. 4, p. 316–334, 1979.
- MARTINEZ, A. L. Minimizando a Variabilidade dos Resultados Contábeis: Estudo Empírico do Income Smoothing no Brasil. **Revista Universo Contábil**, v. 2, n. 1, p. 9–25, 2006.
- MATOUSEK, R. et al. Bank Performance and Convergence During the Financial Crisis: Evidence from the “old” European Union and Eurozone. **Journal of Banking & Finance**, v. xxx, p. 2 – 9, 2014.
- MEDEIROS, C. R. DE O. **Inimigos Públicos: Crimes Corporativos e Necrocorporações**. 2013. 314 f. Tese (Doutorado em Administração) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2013.
- MENARD, S. **Applied Logistic Regression Analysis (Sage University Papers Series on Quantitative Applications in the Social Science, series n. 07-106)**. 2. ed. Thousand Oaks, CA: Sage Publications, 2001.
- MINISTÉRIO PÚBLICO FEDERAL – MPF. **Decisão do TRF3 impõe dano moral coletivo aos dois réus no valor de R\$ 577 mil, além de aumentar prisões e manter multa de R\$ 700 mil**: Trata-se do primeiro caso de insider trading julgado no Brasil. São Paulo, 05 fev. 2013. Disponível em: [http://noticias.pgr.mpf.mp.br/noticias/noticias-do-site/copy\\_of\\_criminal/](http://noticias.pgr.mpf.mp.br/noticias/noticias-do-site/copy_of_criminal/). Acesso em: 23 set. 2013.

MINISTÉRIO PÚBLICO FEDERAL – MPF. **Procuradores da Força Tarefa concederão entrevista coletiva, às 14h, na sede do MPF/Paraná, em Curitiba.** Curitiba, 22 ago. 2014. Disponível em <http://www.prpr.mpf.mp.br/news/operacao-lava-jato-cumprimento-de-novos-mandados-de-busca-e-apreensao-criminal/?searchterm=petrobr%C3%A1s/>. Acesso em: 07 set. 2014.

MITNICK, B. M. The Theory of Agency: The Policing “Paradox” and Regulatory Behavior. **Public Choice**, v. 24, p. 27–42, 1975.

MOOHR, G. S. Are Enron Lesson: The modest role of criminal law in preventing corporate crime. **Florida Law Review**, v. 55, n. 4, p. 937–975, 2003.

MOOHR, G. S. Of Bad Apples and Bad Trees: Considering fault-based liability for the complicit corporation. **American Criminal Law Review**, v. 44, p. 1343–1364, 2007.

MORALES, J.; GENDRON, Y.; GUÉNIN-PARACINI, H. The Construction of the Risky Individual and Vigilant Organization: A genealogy of the fraud triangle. **Accounting, Organizations and Society**, v. 39, n. 3, p. 170–194, 2014.

MURPHY, P. R. Attitude, Machiavellianism and the rationalization of misreporting. **Accounting, Organizations and Society**, v. 37, n. 4, p. 242–259, 2012.

OPP, K.-D. The Economics of Crime and the Sociology of Deviant Behaviour: A theoretical confrontation of basic propositions. **Kyklos**, v. 42, n. 3, p. 405–430, 1989.

PEDNEAULT, S. **Fraud 101: Techniques and Strategies for Understanding Fraud**. 3. ed. New Jersey: John Wiley & Sons, 2009.

PENG, L.; ROELL, A. Executive Pay and Shareholder Litigation. **Review of Finance**, v. 12, p. 141–184, 2008.

PEROLS, J. L.; LOUGEE, B. A. The relation between earnings management and financial statement fraud. **Advances in Accounting**, v. 27, n. 1, p. 39–53, 2011.

PORTA, R. L. A. et al. Agency Problems and Dividend Policies around the World. **The Journal of Finance**, v. LV, n. 1, p. 1–33, 2000.

POSNER, R. A. **Economic analysis of law**. 7. ed. Chicago: Aspen Publishers, 2007.

PRESTES, C. Massa falida do Banco Santos vai quitar R\$ 270 milhões da dívida. **Valor Econômico**, São Paulo, 17 dez. 2009.

PRICE, M.; NORRIS, D. M. White-Collar Crime: Corporate and Securities and Commodities Fraud. **The journal of the American Academy of Psychiatry and the Law**, v. 37, n. 4, p. 538–44, 2009.

PRIMO, U. R. et al. Determinantes da rentabilidade bancária no Brasil. **BASE - Revista de Administração e Contabilidade da Unisinos**, v. 10, n. 4, p. 308–323, 2013.

RAHN, W. M.; KROSNICK, J. A.; BREUNING, M. Rationalization and Derivation Processes in Survey Studies of Political Candidate Evaluation. **American Journal of Political Science**, v. 38, n. 3, p. 582–600, 1994.

REST, J. R.; THOMA, S. J. Relation of Moral Judgment Development to Formal Education. **Developmental Psychology**, v. 21, n. 4, p. 709–714, 1985.

REYNOLDS, S. J. A Neurocognitive Model of the Ethical Decision-Making Process: Implications for Study and Practice. **The Journal of applied psychology**, v. 91, n. 4, p. 737–48, 2006.

REZAEI, Z. Causes, consequences, and deterrence of financial statement fraud. **Critical Perspectives on Accounting**, v. 16, n. 3, p. 277–298, 2005.

REZAEI, Z. E RILEY, R. **Financial Statement Fraud: Prevention and Detection**. 2. ed. New Jersey: John Wiley & Sons. 2010.

ROODMAN, D. Fitting Fully Observed Recursive Mixed-process Models with `cmp`. **The Stata Journal**, v. 11, n. 2, p. 159–206, 2011.

ROSEN, Sherwin. **Contracts and the Market for Executives**. National Bureau of Economic Research, 1990. Disponível em: <http://www.nber.org/papers/w3542>. Acesso em: 07 jul. 2013.

ROSS, S. A. The Economic Theory of Agency : Principal's Problem. **The American Economic Review**, v. 63, n. 2, p. 134–139, 1973.

RYAN, H. E.; WIGGINS, R. A. The influence of firm- and manager-specific characteristics on the structure of executive compensation. **Journal of Corporate Finance**, v. 7, n. 2, p. 101–123, 2001.

SADKA, G. The Economic Consequences of Accounting Fraud in Product Markets: Theory and a Case from the U.S. Telecommunications Industry (WorldCom). **American Law and Economics Review**, v. 8, n. 3, p. 439–475, 2006.

SCHEUFELE, D. A. Agenda-Setting, Priming, and Framing Revisited: Another Look at Cognitive Effects of Political Communication. **Mass Communication & Society**, v. 3, n. 2&3, p. 297–316, 2000.

SCHRAND, C. M.; ZECHMAN, S. L. C. Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. **Journal of Accounting and Economics**, v. 53, n. 1-2, p. 311–329, fev. 2012.

SEGRESTIN, B.; HATCHUEL, A. Beyond Agency Theory , a Post-crisis View of Corporate Law. **British Journal of Management**, v. 22, p. 484–499, 2011.

SEN, P. K. Ownership Incentives and Management Fraud. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 34, n. 7&8, p. 1123–1140, 2007.

SERWINEK, P. J. Demographic & Related Differences in Ethical Views among Small Businesses. **Journal of Business Ethics**, v. 11, n. 7, p. 555–566, 1992.

SIEGEL, L. J. **Criminology: Theories, Patterns, and Typologies**. 10. ed. Belmont, CA: Wadsworth, Cengage Learning, 2010.

SILVA, A. L. C. Governança Corporativa, Valor, Alavancagem e Política de Dividendos das Empresas Brasileiras. **Revista de Administração**, v. 39, n. 4, p. 348–361, 2004.

SINGLETON, T. W.; SINGLETON, A. J. **Fraud Auditing and Forensic Accounting**. 4. ed. Hoboken: John Wiley & Sons, Inc., 2010.

SKRONDAL, A.; RABE-HESKETH, S. **Generalized Latent Variable Modeling: Multilevel, longitudinal and structural equation models**. New York: Chapman & Hall/CRC, 2004.

SKRONDAL, A.; RABE-HESKETH, S. **Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata**. Volume II: Categorical Responses, Counts, and Survival. 3. ed. Texas: Stata Press, 2012.

SKRONDAL, A.; RABE-HESKETH, S. Multilevel Logistic Regression for Polytomous Data and Rankings. **Psychometrika**, v. 68, n. 2, p. 267–287, 2003.

SOARES, R. R. Development, Crime and Punishment: Accounting for the international differences in crime rates. **Journal of Development Economics**, v. 73, n. 1, p. 155–184, 2004.

SOLOMON, H. The Economist's Perspective of Economic Crime. **The American Criminal Law Review**, v. 14, p. 641–649, 1977.

SPATHIS, C. T. Detecting false financial statements using published data: some evidence from Greece. **Managerial Auditing Journal**, v. 17, n. 4, p. 179–191, 2002.

STEFFENSMEIER, D. J.; SCHWARTZ, J.; ROCHE, M. Gender and Twenty-First-Century Corporate Crime: Female Involvement and the Gender Gap in Enron-Era Corporate Frauds. **American Sociological Review**, v. 78, n. 3, p. 448–476, 2013.

SUMMERS, S. L.; SWEENEY, J. T. Fraudulently misstated financial statements and insider trading : An empirica analysis. **The Accounting Review**, v. 73, n. 1, p. 131–146, 1998.

SUTHERLAND, E. H. Is “White Collar Crime” Crime? **American Sociological Review**, v. 10, n. 2, p. 132–13, 1944.

SUTHERLAND, E. H. White-Collar Criminality. **American Sociological Review**, v. 5, n. 1, p. 1–12, 1940.

SUTHERLAND, E. H.; CRESSEY, D. R. **Criminology**. 10. ed. Philadelphia: J. B. Lippincott Company, 1978.

TIROLE, J. **The Theory of Corporate Finance**. New Jersey: Princenton University Press, 2006.

TRAIN, K. E. **Discrete Choice Methods with Simulation**. 2. ed. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

TRAPP, A. C. G. **A Relação do Conselho Fiscal como Componente de Controle no Gerenciamento de Resultados Contábeis**. 2009. 133 f. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis). Departamento de Contabilidade e Atuária da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.

TROY, C.; SMITH, K. G.; DOMINO, M. A. CEO demographics and accounting fraud: Who is more likely to rationalize illegal acts? **Strategic Organization**, v. 9, n. 4, p. 259–282, 2011.

TYMOIGNE, É.. **Securitization, Deregulation, Economic Stability, and Financial Crisis. Part I: The evolution of securitization.** Working paper, Nova York, Levy Economics Institute, 2009.

UZUN, H.; SZEWCZYK, S. H.; VARMA, R. Board Composition and Corporate Fraud. **Financial Analysts Journal**, v. 60, n. 3, p. 33–43, 2004.

VEBLEN, T. **The Engineers and the Price System.** Kitchener: Batoche Books, (2001/1921).

WANG, T. Y. Corporate Securities Fraud: Insights from a New Empirical Framework. **Journal of Law, Economics, and Organization**, v. 9, p. 1–34, 2011.

WANG, T. Y. U. E.; WINTON, A.; YU, X. Corporate Fraud and Business Conditions : Evidence from IPOs. **The Journal of Finance**, v. LXV, n. 6, p. 2255–2292, 2010.

WANG, T.; HSU, C. Board composition and operational risk events of financial institutions. **Journal of Banking & Finance**, v. 37, n. 6, p. 2042–2051, 2013.

WATTS, R. L.; ZIMMERMAN, J. L. Agency Problems, Auditing, and Theory of the Firm: Some Evidence. **Journal of Law and Economics**, v. 26, n. 3, p. 613–633, 1983.

WELLS, J. T. **Corporate Fraud Handbook: Prevention and Detection.** 3. Ed. John Wiley & Sons: New Jersey, 2011.

WILKS, T. J.; ZIMBELMAN, M. F. Decomposition of Fraud-Risk Assessments and Auditors' Sensitivity to Fraud Cues. **Contemporary Accounting Research**, v. 21, n. 3, p. 719–745, 2004.

WOLFE, B. D. T.; HERMANSON, D. R. The Fraud Diamond : Considering the Four Elements of Fraud. **The CPA Journal**, v. 2, p. 38–42, 2004.

WRIGHT, B. R. E. et al. Does the Perceived Risk of Punishment Deter Criminally Prone Individuals? Rational Choice, Self-Control, and Crime. **Journal of Research in Crime and Delinquency**, v. 41, n. 2, p. 180–213, 2004.

WU, M.-W.; SHEN, C.-H. Corporate social responsibility in the banking industry: Motives and financial performance. **Journal of Banking & Finance**, v. 37, n. 9, p. 3529–3547, 2013.

YERMACK, D. Higher market valuation of companies with a small board of directors. **Journal of Financial Economics**, v. 40, n. 2, p. 185–211, 1996.

ZAHRA, S. A. The Antecedents and Consequences of Top Management Fraud. **Journal of Management**, v. 31, n. 6, p. 803–828, 2005.

ZAHRA, S. A.; PRIEM, R. L.; RASHEED, A. A. Understanding the Causes and Effects of Top Management Fraud. **Organizational Dynamics**, v. 36, n. 2, p. 122–139, 2007.



**APENDICE A – Instituições Financeiras Seleccionadas**

Bco Do Brasil S.A
BRB-BCO De Brasília
Bco Beg S.A
Bco Da Amazonia S.A
Bco Do Est. Do Pa S.A
Bco Bbi S.A
Bco Do Est. Do Pi S.A
Bco Bec S.A
Bco Do Nordeste Do Brasil S.A
Bco Industrial E Comercial S.A
Bco Bandepe S.A
Bco Do Est. De Se S.A
Parana Bco S.A
Bco Mercantil Do Brasil S.A
Bco Itau Bba S.A
Bco Banestes S.A
Bco Abc Brasil S.A
Banco Btg Pactual S.A
Bco Industrial Do Brasil S.A
Unibanco-União Bcos Bras S.A
Bco Alvorada S.A
Bco Nossa Caixa S.A
Bco Itauleasing S.A
Bco Panamericano S.A
Itau Unibanco Bm S.A
Bco Bradesco S.A
Itau Unibanco Holding Bm S.A
Sofisa
Bco Sudameris Brasil S.A
Bco Indusval S.A
Bco Mercantil De Sp
Unicard Bm S.A
Bco Barclays S.A
Bco Bmg S.A
Bco Est São Paulo S.A Banespa
Bco Cruzeiro Do Sul S.A
Bco Pine S.A
Bco Daycoval S.A
Banco Bonsucesso S.A
Bco Banestado S.A

Bco Do Est. De Sc S.A
Bco Santander Meridional S.A
Bco Finansinos S.A
Bco Do Est. Do Rs. S.A

## APENDICE B – Outputs Stata Estatística Descritiva e Testes de Média

### \*\*\*ESTATÍSTICA DESCRITIVA

-> emp\_proc = 0

Variable	Obs	Mean	Std, Dev,	Min	Max
rif_at_L1	1795	,0446395	,0259318	-,0698833	,3210352
var_ll_L1	1762	,5850703	56,42868	-1741,756	1291,315
part_merc_L1	1958	,0842922	,2003598	-,007483	1
roa_L1	1795	,0109624	,0218977	-,243444	,4179823
roe_L1	1795	,0335473	,1935851	-4,202104	2,326743
part_ll	1112	,5242806	,4996348	0	1
ln_rem	1028	14,37356	1,715678	9,708615	18,37054
d_desvio_r~n	1028	,8249027	,3802353	0	1
desvio_rem	1028	-1,54297	1,673246	-6,216496	2,430383
mci2	784	1,343112	2,838952	0	16
tcf2	973	33,03494	38,17758	0	100
tca2	973	58,20144	50,89882	0	324
ceo_turn	1039	,0500481	,2181493	0	1
ln_tam_dir	969	2,252884	,8078026	1,098612	4,574711
selo_gov	1175	,3106383	,462952	0	1
big_five	1826	,8691128	,3373693	0	1
ln_desp_pc~1	1466	9,968546	2,428648	-,9229367	15,38583
ln_ativo_to	1827	15,93969	1,85636	10,27102	20,77137
idade	727	55,0729	10,59947	30	89
grad_ger	1018	,4626719	,4988497	0	1
esp_ger	1018	,4263261	,4947855	0	1
strictu_ger	1018	,0294695	,1692017	0	1
cgan	1019	,2482826	,4322288	0	1
cplsan	1018	,3182711	,4660343	0	1
cpssan	1018	,0294695	,1692017	0	1
pren_mul_cf	973	,0654839	,115501	0	,5
pren_mul_ca	973	,0602535	,0857212	0	,3333333
pren_mul_dir	973	,0556761	,0913831	0	,5
puni	1840	,0369565	,1887064	0	1
multa_e_adv	1999	0	0	0	0
tip_bco	1839	,9314845	,2526971	0	1
converg	1824	,1639254	,3703094	0	1
estat	1831	,233752	,4233319	0	1
crise	1999	,1690845	,3749204	0	1

-> emp\_proc = 1

Variable	Obs	Mean	Std, Dev,	Min	Max
rif_at_L1	86	,0433999	,0210796	,0073285	,1570029
var_ll_L1	84	3,677727	24,21083	-5,049718	221,9339
part_merc_L1	91	,2891145	,404149	0	1
roa_L1	86	,006815	,0114459	-,033238	,0486307
roe_L1	86	,0324796	,0835813	-,5454038	,2312225
part_ll	67	,5522388	,5010166	0	1
ln_rem	58	14,54064	1,753705	11,15267	18,23441
d_desvio_r~n	58	,8448276	,3652312	0	1
desvio_rem	58	-1,261538	1,731259	-4,2947	2,469954
mci2	45	,7777778	2,373039	0	9
tcf2	64	50,32813	45,90779	0	100
tca2	64	50,60938	17,76354	25	100
ceo_turn	61	,0491803	,2180389	0	1
ln_tam_dir	64	2,835848	1,050836	1,386294	4,532599
selo_gov	72	,25	,4360514	0	1
big_five	88	,8522727	,3568629	0	1
ln_desp_pc~1	78	11,25448	2,689822	3,73057	15,01579
ln_ativo_to	88	17,11943	2,118742	13,1869	20,70191
idade	42	55,88095	6,981517	42	68

grad_ger	61	,3114754	,4669398	0	1
esp_ger	61	,4098361	,4958847	0	1
strictu_ger	61	,1967213	,4008188	0	1
cgan	61	,0327869	,1795562	0	1
cplsan	61	,3934426	,4925677	0	1
cpssan	61	,1967213	,4008188	0	1
pren_mul_cf	64	,0708333	,1137	0	,5
pren_mul_ca	64	,0574777	,0850403	0	,3333333
pren_mul_dir	64	,043508	,0594726	0	,2222222
puni	88	0	0	0	0
multa_e_adv	94	,6808511	,7926106	0	5
tip_bco	88	,75	,4354942	0	1
converg	88	,0454545	,2094926	0	1
estat	86	,4302326	,4980125	0	1
crise	94	,0957447	,2958185	0	1

\*\*\*TESTE DE SHAPIRO WILK

Shapiro-wilk w test for normal data

Variable	Obs	w	V	z	Prob>z
rif_at_L1	1881	0,85516	162,452	12,920	0,00000
var_ll_L1	1846	0,05395	1043,117	17,627	0,00000
part_merc_L1	2049	0,46520	648,388	16,484	0,00000
roa_L1	1881	0,58635	463,955	15,583	0,00000
roel_L1	1881	0,20691	889,545	17,235	0,00000
ln_rem	1086	0,95669	29,446	8,405	0,00000
desvio_rem	1086	0,95102	33,303	8,711	0,00000
mci2	829	0,82080	95,287	11,198	0,00000
tcf2	1037	0,97001	19,552	7,374	0,00000
tca2	1037	0,75444	160,084	12,588	0,00000
ln_tam_dir	1033	0,86592	87,104	11,077	0,00000
ln_desp_pc~3	1489	0,99170	7,525	5,078	0,00000
ln_ativo_to	1915	0,97138	32,625	8,851	0,00000
idade	769	0,95942	20,154	7,357	0,00000
pren_mul_cf	1037	0,94457	36,135	8,897	0,00000
pren_mul_ca	1037	0,98219	11,613	6,082	0,00000
pren_mul_dir	1037	0,90002	65,176	10,360	0,00000
multa_e_adv	2093	0,81209	232,267	13,881	0,00000

\*\*\*TESTE DE WILCOXON - VARIÁVEIS CONTÍNUAS

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	1795	1690229	1689095
1	86	79792	80926
combined	1881	1770021	1770021

unadjusted variance 24210362  
 adjustment for ties 0

adjusted variance 24210362

Ho: rif\_at~1(emp\_proc==0) = rif\_at~1(emp\_proc==1)

z = 0,230  
 Prob > |z| = 0,8177

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	1762	1629072	1627207
1	84	75709	77574

```

-----+-----
combined |      1846      1704781      1704781
unadjusted variance      22780898
adjustment for ties     -4,7802412
-----+-----
adjusted variance      22780893
Ho: var_ll~1(emp_proc==0) = var_ll~1(emp_proc==1)
      z =      0,391
Prob > |z| =      0,6960

```

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

```

emp_proc |      obs      rank sum      expected
-----+-----
0 |      1958      1978376      2006950
1 |       91      121849      93275
-----+-----
combined |      2049      2100225      2100225
unadjusted variance      30438742
adjustment for ties     -17445,543
-----+-----
adjusted variance      30421296
Ho: part_m~1(emp_proc==0) = part_m~1(emp_proc==1)
      z =     -5,181
Prob > |z| =      0,0000

```

, ranksum roe1\_L1 , by(emp\_proc)

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

```

emp_proc |      obs      rank sum      expected
-----+-----
0 |      1795      1690043      1689095
1 |       86       79978      80926
-----+-----
combined |      1881      1770021      1770021
unadjusted variance      24210362
adjustment for ties           0
-----+-----
adjusted variance      24210362
Ho: roe1_L1(emp_proc==0) = roe1_L1(emp_proc==1)
      z =      0,193
Prob > |z| =      0,8472

```

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

```

emp_proc |      obs      rank sum      expected
-----+-----
0 |      1795      1708349      1689095
1 |       86       61672      80926
-----+-----
combined |      1881      1770021      1770021
unadjusted variance      24210362
adjustment for ties           0
-----+-----
adjusted variance      24210362
Ho: roa_L1(emp_proc==0) = roa_L1(emp_proc==1)
      z =      3,913
Prob > |z| =      0,0001

```

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	1028	557347	558718
1	58	32894	31523
combined	1086	590241	590241

unadjusted variance 5400940,67  
 adjustment for ties -2,45  
 -----  
 adjusted variance 5400938,21

Ho:  $\ln\_rem(emp\_proc==0) = \ln\_rem(emp\_proc==1)$   
 $z = -0,590$   
 Prob > |z| = 0,5552

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	1028	556094,5	558718
1	58	34146,5	31523
combined	1086	590241	590241

unadjusted variance 5400940,67  
 adjustment for ties -2,71  
 -----  
 adjusted variance 5400937,96

Ho:  $desvio\sim(emp\_proc==0) = desvio\sim(emp\_proc==1)$   
 $z = -1,129$   
 Prob > |z| = 0,2589

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	784	328413,5	325360
1	45	15621,5	18675
combined	829	344035	344035

unadjusted variance 2440200,00  
 adjustment for ties -882501,13  
 -----  
 adjusted variance 1557698,87

Ho:  $mci2(emp\_proc==0) = mci2(emp\_proc==1)$   
 $z = 2,447$   
 Prob > |z| = 0,0144

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	973	498929,5	504987
1	64	39273,5	33216
combined	1037	538203	538203

unadjusted variance 5386528,00  
 adjustment for ties -629187,85  
 -----  
 adjusted variance 4757340,15

Ho:  $tcf2(emp\_proc==0) = tcf2(emp\_proc==1)$   
 $z = -2,777$   
 Prob > |z| = 0,0055

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	973	502150	504987
1	64	36053	33216
combined	1037	538203	538203

unadjusted variance 5386528,00  
 adjustment for ties -170949,89  
 -----  
 adjusted variance 5215578,11

Ho:  $tca2(emp\_proc==0) = tca2(emp\_proc==1)$   
 $z = -1,242$   
 Prob > |z| = 0,2141

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	969	492147	500973
1	64	41914	33088
combined	1033	534061	534061

unadjusted variance 5343712,00  
 adjustment for ties -61854,63  
 -----  
 adjusted variance 5281857,37

Ho:  $\ln\_tam\sim r(emp\_proc==0) = \ln\_tam\sim r(emp\_proc==1)$   
 $z = -3,840$   
 Prob > |z| = 0,0001

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	1466	1117287	1132485
1	78	75453	60255
combined	1544	1192740	1192740

unadjusted variance 14722305  
 adjustment for ties 0  
 -----  
 adjusted variance 14722305

Ho:  $\ln\_des\sim 1(emp\_proc==0) = \ln\_des\sim 1(emp\_proc==1)$   
 $z = -3,961$   
 Prob > |z| = 0,0001

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	1827	1728429	1750266
1	88	106141	84304
combined	1915	1834570	1834570

unadjusted variance 25670568  
 adjustment for ties 3,725e-09  
 -----  
 adjusted variance 25670568

Ho:  $\ln\_ati\sim o(emp\_proc==0) = \ln\_ati\sim o(emp\_proc==1)$   
 $z = -4,310$   
 Prob > |z| = 0,0000

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	727	278320,5	279895
1	42	17744,5	16170
combined	769	296065	296065

unadjusted variance 1959265,00  
 adjustment for ties -2494,09  
 -----  
 adjusted variance 1956770,91

Ho: idade(emp\_proc==0) = idade(emp\_proc==1)  
 $z = -1,126$   
 Prob > |z| = 0,2603

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	973	503370,5	504987
1	64	34832,5	33216
combined	1037	538203	538203

unadjusted variance 5386528,00  
 adjustment for ties -1,73e+06  
 -----  
 adjusted variance 3660641,17

Ho: pren\_m~f(emp\_proc==0) = pren\_m~f(emp\_proc==1)  
 $z = -0,845$   
 Prob > |z| = 0,3982

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	973	505435,5	504987
1	64	32767,5	33216
combined	1037	538203	538203

unadjusted variance 5386528,00  
 adjustment for ties -1,35e+06  
 -----  
 adjusted variance 4040527,31

Ho: pren\_m~a(emp\_proc==0) = pren\_m~a(emp\_proc==1)  
 $z = 0,223$   
 Prob > |z| = 0,8234

Two-sample wilcoxon rank-sum (Mann-whitney) test

emp_proc	obs	rank sum	expected
0	973	504755	504987
1	64	33448	33216
combined	1037	538203	538203

unadjusted variance 5386528,00  
 adjustment for ties -1,18e+06  
 -----  
 adjusted variance 4205999,95

Ho: pren\_m~r(emp\_proc==0) = pren\_m~r(emp\_proc==1)  
 $z = -0,113$   
 Prob > |z| = 0,9099

## \*\*\*TESTE CHI2 - VARIÁVEIS DISCRETAS

emp_proc	part_11		Total
	0	1	
0	529	583	1,112
1	30	37	67
Total	559	620	1,179

Pearson chi2(1) = 0,1981 Pr = 0,656

emp_proc	d_desvio_remun		Total
	0	1	
0	180	848	1,028
1	9	49	58
Total	189	897	1,086

Pearson chi2(1) = 0,1516 Pr = 0,697

emp_proc	ceo_turn		Total
	0	1	
0	987	52	1,039
1	58	3	61
Total	1,045	55	1,100

Pearson chi2(1) = 0,0009 Pr = 0,976

emp_proc	big_five		Total
	0	1	
0	239	1,587	1,826
1	13	75	88
Total	252	1,662	1,914

Pearson chi2(1) = 0,2082 Pr = 0,648

emp_proc	selo_gov		Total
	0	1	
0	810	365	1,175
1	54	18	72
Total	864	383	1,247

Pearson chi2(1) = 1,1722 Pr = 0,279

emp_proc	grad_ger		Total
	0	1	
0	547	471	1,018
1	42	19	61
Total	589	490	1,079

Pearson chi2(1) = 5,3073 Pr = 0,021



emp_proc	esp_ger		Total
	0	1	
0	584	434	1,018
1	36	25	61
Total	620	459	1,079

Pearson  $\chi^2(1) = 0,0640$  Pr = 0,800

emp_proc	strictu_ger		Total
	0	1	
0	988	30	1,018
1	49	12	61
Total	1,037	42	1,079

Pearson  $\chi^2(1) = 43,0341$  Pr = 0,000

emp_proc	cgan		Total
	0	1	
0	766	253	1,019
1	59	2	61
Total	825	255	1,080

Pearson  $\chi^2(1) = 14,8187$  Pr = 0,000

emp_proc	cp1san		Total
	0	1	
0	694	324	1,018
1	37	24	61
Total	731	348	1,079

Pearson  $\chi^2(1) = 1,4884$  Pr = 0,222

emp_proc	cpssan		Total
	0	1	
0	988	30	1,018
1	49	12	61
Total	1,037	42	1,079

Pearson  $\chi^2(1) = 43,0341$  Pr = 0,000

emp_proc	puni		Total
	0	1	
0	1,772	68	1,840
1	88	0	88
Total	1,860	68	1,928

Pearson  $\chi^2(1) = 3,3711$  Pr = 0,066

emp_proc	tip_bco		Total
	0	1	
0	126	1,713	1,839
1	22	66	88
Total	148	1,779	1,927

Pearson  $\chi^2(1) = 39,0110$  Pr = 0,000

emp_proc	converg		Total
	0	1	
0	1,525	299	1,824
1	84	4	88
Total	1,609	303	1,912

Pearson  $\chi^2(1) = 8,8353$  Pr = 0,003

emp_proc	estat		Total
	0	1	
0	1,403	428	1,831
1	49	37	86
Total	1,452	465	1,917

Pearson  $\chi^2(1) = 17,2595$  Pr = 0,000

emp_proc	crise		Total
	0	1	
0	1,661	338	1,999
1	85	9	94
Total	1,746	347	2,093

Pearson  $\chi^2(1) = 3,4915$  Pr = 0,062





M1[i]	1 (constrained)					
_cons	-5,080309	1,214294	-4,18	0,000	-7,460282	-2,700336
-----						
2,proc <-						
rif_at_L1	11,27437	7,254478	1,55	0,120	-2,94415	25,49288
var_ll_L1	,004765	,0030807	1,55	0,122	-,001273	,010803
part_merc_L1	1,901391	1,287989	1,48	0,140	-,6230203	4,425802
roa_L1	-24,02663	10,60885	-2,26	0,024	-44,8196	-3,233665
roe1_L1	,9079422	,6498393	1,40	0,162	-,3657193	2,181604
tip_bco	-1,145123	1,228379	-0,93	0,351	-3,552702	1,262456
converg	-1,455221	,6476265	-2,25	0,025	-2,724546	-,1858967
estat	,9162628	,7816217	1,17	0,241	-,6156876	2,448213
crise	-1,442935	,641148	-2,25	0,024	-2,699562	-,1863084
M1[i]	2,370144	1,006653	2,35	0,019	,3971397	4,343147
_cons	-4,496205	1,369523	-3,28	0,001	-7,180422	-1,811988
-----						
var(M1[i])	,3913229	,3317806			,0742762	2,061679
-----						

\*\*\*MODELO PROBIT COM INTERCEPTO ALEATORIO

Fitting individual models as starting point for full model fit,  
 Note: For programming reasons, these initial estimates may deviate from your specification,  
 For exact fits of each equation alone, run cmp separately on each,

Iteration 0: log likelihood = -327,91046  
 Iteration 1: log likelihood = -327,91046

Probit regression Number of obs = 1814  
LR chi2(0) = -0,00  
Prob > chi2 = ,  
 Log likelihood = -327,91046 Pseudo R2 = -0,0000

_mp_cmp_y1	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
_cons	1,704955	,0516919	32,98	0,000	1,60364 1,806269

Iteration 0: log likelihood = -176,75214  
 Iteration 1: log likelihood = -169,24556  
 Iteration 2: log likelihood = -168,41743  
 Iteration 3: log likelihood = -168,4068  
 Iteration 4: log likelihood = -168,4068

Probit regression Number of obs = 1814  
LR chi2(9) = 16,69  
Prob > chi2 = 0,0538  
 Log likelihood = -168,4068 Pseudo R2 = 0,0472

_mp_cmp_y2	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
rif_at_L1	-,3981608	2,87235	-0,14	0,890	-6,027864 5,231542
var_ll_L1	,0009379	,0011319	0,83	0,407	-,0012806 ,0031563
part_merc_L1	,8013388	,2922391	2,74	0,006	,2285607 1,374117
roa_L1	-,6594551	4,191778	-0,16	0,875	-8,875189 7,556279
roe1_L1	,1407789	,6015041	0,23	0,815	-1,038147 1,319705
tip_bco	,5508843	,3965226	1,39	0,165	-,2262857 1,328054
converg	-,8058536	,3482529	-2,31	0,021	-1,488417 -,1232905
estat	,0555434	,1872013	0,30	0,767	-,3113644 ,4224513
crise	-,1963123	,1975047	-0,99	0,320	-,5834144 ,1907898
_cons	-2,577803	,4461133	-5,78	0,000	-3,452169 -1,703436

Warning: regressor matrix for \_mp\_cmp\_y2 equation appears ill-conditioned,  
 (Condition number = 21,818785,)  
 This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
 you may need to remove near  
 > ly  
 collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
 nrtolerance(#) or nonnrtolerance option

> to the command line,  
See cmp tips,

```
Iteration 0: log likelihood = -207,1024
Iteration 1: log likelihood = -170,51299
Iteration 2: log likelihood = -166,63553
Iteration 3: log likelihood = -166,57472
Iteration 4: log likelihood = -166,57459
Iteration 5: log likelihood = -166,57459
```

```
Probit regression                               Number of obs   =    1814
                                                LR chi2(9)      =     81,06
                                                Prob > chi2     =     0,0000
Log likelihood = -166,57459                    Pseudo R2       =     0,1957
```

__mp_cmp_y3	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
rif_at_L1	3,962403	3,176957	1,25	0,212	-2,264318 10,18912
var_ll_L1	,0016295	,0013376	1,22	0,223	-,0009922 ,0042512
part_merc_L1	1,054878	,2420357	4,36	0,000	,5804968 1,529259
roa_L1	-10,34999	4,329804	-2,39	0,017	-18,83625 -1,86373
roel_L1	,3258439	,2823202	1,15	0,248	-,2274936 ,8791814
tip_bco	-,3927403	,241108	-1,63	0,103	-,8653033 ,0798227
converg	-,5579155	,2609594	-2,14	0,033	-1,069387 -,0464445
estat	,4464857	,1741932	2,56	0,010	,1050733 ,7878981
crise	-,6999323	,2924077	-2,39	0,017	-1,273041 -,1268236
_cons	-1,990083	,313257	-6,35	0,000	-2,604056 -1,376111

Note: 1 failure and 0 successes completely determined,

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y3 equation appears ill-conditioned,  
(Condition number = 21,818785,)  
This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
you may need to remove near  
> ly  
collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
nrtolerance(#) or nonnrtolerance option  
> to the command line,  
See cmp tips,

Fitting full model,

```
Random effects/coefficients simulated,
Sequence type = halton
Number of draws per observation = 2
Include antithetic draws = yes
Scramble = no
Prime bases = 2 3
```

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the  
data set would change th  
> e results,

```
Iteration 0: log likelihood = -402,22992 (not concave)
Iteration 1: log likelihood = -373,87114 (not concave)
Iteration 2: log likelihood = -357,55074 (not concave)
Iteration 3: log likelihood = -341,06442 (not concave)
Iteration 4: log likelihood = -334,79067 (not concave)
Iteration 5: log likelihood = -330,39341 (not concave)
Iteration 6: log likelihood = -322,98282 (not concave)
Iteration 7: log likelihood = -321,937
Iteration 8: log likelihood = -318,07951
Iteration 9: log likelihood = -316,87653
Iteration 10: log likelihood = -316,22561
Iteration 11: log likelihood = -316,21403
Iteration 12: log likelihood = -316,21392
Iteration 13: log likelihood = -316,21364
Iteration 14: log likelihood = -316,21363
```

```
Mixed-process multilevel regression                               Number of obs   =    1814
                                                                wald chi2(18)  =     66,87
Log likelihood = -316,21363                                    Prob > chi2     =     0,0000
```

( 1) [\_outcome\_1\_1]\_cons = 0

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
------	-------	-----------	---	------	----------------------

_outcome_1_1		0 (omitted)				
-----						
_outcome_1_2						
rif_at_L1	1,695326	4,362125	0,39	0,698	-6,854282	10,24493
var_ll_L1	,0017584	,0016558	1,06	0,288	-,0014869	,0050036
part_merc_L1	1,124299	,4443567	2,53	0,011	,253376	1,995222
roa_L1	-1,120587	6,470531	-0,17	0,863	-13,80259	11,56142
roe_L1	,2821052	1,090601	0,26	0,796	-1,855434	2,419644
tip_bco	,2635688	,5948026	0,44	0,658	-,9022229	1,42936
converg	-1,17607	,5030646	-2,34	0,019	-2,162058	-,1900812
estat	,1731143	,2765753	0,63	0,531	-,3689634	,715192
crise	-,3564793	,2958269	-1,21	0,228	-,9362894	,2233308
_cons	-3,476213	,6800423	-5,11	0,000	-4,809072	-2,143355
-----						
_outcome_1_3						
rif_at_L1	9,784531	5,291442	1,85	0,064	-,5865059	20,15557
var_ll_L1	,0031894	,0024718	1,29	0,197	-,0016552	,0080341
part_merc_L1	,976861	,5968433	1,64	0,102	-,1929304	2,146652
roa_L1	-18,18406	8,37596	-2,17	0,030	-34,60064	-1,76748
roe_L1	,8251266	,6284879	1,31	0,189	-,4066871	2,05694
tip_bco	-1,523065	,7802434	-1,95	0,051	-3,052314	,0061838
converg	-,8343925	,4334548	-1,92	0,054	-1,683948	,0151634
estat	,677783	,3163408	2,14	0,032	,0577664	1,2978
crise	-1,076079	,4903084	-2,19	0,028	-2,037066	-,1150927
_cons	-2,807274	,810164	-3,47	0,001	-4,395166	-1,219382
-----						
/lnsig_1_2	-,6429078	,2556723	-2,51	0,012	-1,144016	-,1417993
/lnsig_1_3	,1197418	,2405472	0,50	0,619	-,351722	,5912056
/atanrho_~23	2,625757	1,151011	2,28	0,023	,3698165	4,881697

Random-effects Parameters | Estimate Std, Err, [95% Conf, Interval]

Level: i			
_outcome_1_2			
Standard deviations			
_cons	,5257614	,1344226	,3185371
,8677954			
_outcome_1_3			
Standard deviations			
_cons	1,127206	,2711462	,7034756
1,806165			
Cross-eq correlations			
_outcome_1_2	_outcome_1_3		
_cons	_cons	,9895755	,0238724
,999885			,3538312

Level: Residuals	
Standard deviations	
_outcome_1_1	0 (constrained)
_outcome_1_2	1,414214 (constrained)
_outcome_1_3	1,414214 (constrained)

\*\*\*COMPARAÇÃO DE MODELOS

Likelihood-ratio test LR chi2(2) = 26,80  
 (Assumption: H1TRAD nested in H1INTERC) Prob > chi2 = 0,0000

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
H1TRAD	1814	,	-333,1097	20	706,2194	816,2852
H1INTERC	1814	,	-319,7103	22	683,4205	804,4929
H1PROBIT	1814	,	-316,2136	23	678,4273	805,0029

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note





\_cons | -4,831272 2,006829 -2,41 0,016 -8,764584 -,89796

(proc==0 is the base outcome)

\*\*\*\* Cramer-Ridder test for combining outcome categories

Ho: Candidates for pooling have the same regressor coefficients apart from the intercept

	ln L	ln Lr	LR	P>chi2
1:2	-227,526	-235,535	16,017	0,014
1:0	-227,526	-248,234	41,417	0,000
2:0	-227,526	-234,785	14,518	0,024

degrees of freedom for chi-square distribution: 6

\*\*\*MODELO LOGIT TRADICIONAL COM GSEM

Iteration 0: log likelihood = -256,14146  
 Iteration 1: log likelihood = -246,20987  
 Iteration 2: log likelihood = -227,8548  
 Iteration 3: log likelihood = -227,52767  
 Iteration 4: log likelihood = -227,52611  
 Iteration 5: log likelihood = -227,52611

Generalized structural equation model Number of obs = 1034  
 Log likelihood = -227,52611

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
0,proc	(base outcome)					
1,proc <-						
part_ll	1,100572	,6531573	1,69	0,092	-,1795931 2,380736	
ln_rem	,2127125	,1543747	1,38	0,168	-,0898565 ,5152814	
tip_bco	1,234361	1,128486	1,09	0,274	-,9774309 3,446153	
converg	-1,996713	1,038983	-1,92	0,055	-4,033081 ,0396559	
estat	,6180592	,6829805	0,90	0,365	-,7205578 1,956676	
crise	-1,856183	1,040375	-1,78	0,074	-3,895281 ,1829146	
_cons	-8,74177	2,693855	-3,25	0,001	-14,02163 -3,461911	
2,proc <-						
part_ll	,0548163	,3989356	0,14	0,891	-,7270832 ,8367157	
ln_rem	,1638121	,1292858	1,27	0,205	-,0895835 ,4172076	
tip_bco	-1,204863	,4289359	-2,81	0,005	-2,045562 -,3641639	
converg	-1,83807	,7467224	-2,46	0,014	-3,301619 -,3745214	
estat	1,015216	,4748603	2,14	0,033	,0845066 1,945925	
crise	-1,302721	,6225164	-2,09	0,036	-2,52283 -,0826109	
_cons	-4,831272	2,006829	-2,41	0,016	-8,764585 -,8979585	

\*\*\*MODELO LOGIT COM INTERCEPTO ALEATÓRIO

Fitting fixed-effects model:

Iteration 0: log likelihood = -256,14146  
 Iteration 1: log likelihood = -246,20987  
 Iteration 2: log likelihood = -227,8548  
 Iteration 3: log likelihood = -227,52767  
 Iteration 4: log likelihood = -227,52611  
 Iteration 5: log likelihood = -227,52611

Refining starting values:

Grid node 0: log likelihood = -226,73955

Fitting full model:

Iteration 0: log likelihood = -226,73955 (not concave)  
 Iteration 1: log likelihood = -214,40931  
 Iteration 2: log likelihood = -208,28534  
 Iteration 3: log likelihood = -205,36118  
 Iteration 4: log likelihood = -205,02884  
 Iteration 5: log likelihood = -204,94448



__mp_cmp_y2	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
part_l1	,4543895	,2604283	1,74	0,081	-,0560406 ,9648196
ln_rem	,088131	,0656091	1,34	0,179	-,0404606 ,2167225
tip_bco	,6005606	,4467698	1,34	0,179	-,2750921 1,476213
converg	-,7841491	,3779998	-2,07	0,038	-1,525015 -,0432831
estat	,2549684	,2750468	0,93	0,354	-,2841135 ,7940502
crise	-,7370939	,3804897	-1,94	0,053	-1,48284 ,0086522
_cons	-4,148432	1,12176	-3,70	0,000	-6,347041 -1,949822

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y2 equation appears ill-conditioned, (Condition number = 75,266066,)  
 This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already, you may need to remove near  
 > ly  
 collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a nrtolerance(#) or nonrtolerance option  
 > to the command line,  
 See cmp tips,

Iteration 0: log likelihood = -166,08259  
 Iteration 1: log likelihood = -146,99612  
 Iteration 2: log likelihood = -145,23925  
 Iteration 3: log likelihood = -145,22567  
 Iteration 4: log likelihood = -145,22566

Probit regression Number of obs = 1034  
LR chi2(6) = 41,71  
Prob > chi2 = 0,0000  
Pseudo R2 = 0,1256  
 Log likelihood = -145,22566

__mp_cmp_y3	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
part_l1	,1112509	,1843071	0,60	0,546	-,2499843 ,4724861
ln_rem	,0361603	,0559525	0,65	0,518	-,0735047 ,1458253
tip_bco	-,6131428	,2079066	-2,95	0,003	-1,020632 -,2056533
converg	-,8230601	,3069874	-2,68	0,007	-1,424744 -,2213757
estat	,4220221	,2022801	2,09	0,037	,0255604 ,8184839
crise	-,6690052	,2800195	-2,39	0,017	-1,217833 -,120177
_cons	-1,908031	,8609752	-2,22	0,027	-3,595511 -,2205503

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y3 equation appears ill-conditioned, (Condition number = 75,266066,)  
 This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already, you may need to remove near  
 > ly  
 collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a nrtolerance(#) or nonrtolerance option  
 > to the command line,  
 See cmp tips,

Fitting full model,

Random effects/coefficients simulated,  
 Sequence type = halton  
 Number of draws per observation = 2  
 Include antithetic draws = yes  
 Scramble = no  
 Prime bases = 2 3

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the data set would change th  
 > e results,

Iteration 0: log likelihood = -264,98267 (not concave)  
 Iteration 1: log likelihood = -227,72762 (not concave)  
 Iteration 2: log likelihood = -221,31947 (not concave)  
 Iteration 3: log likelihood = -215,85745 (not concave)  
 Iteration 4: log likelihood = -207,04737 (not concave)  
 Iteration 5: log likelihood = -202,76872  
 Iteration 6: log likelihood = -200,51205  
 Iteration 7: log likelihood = -200,39984  
 Iteration 8: log likelihood = -200,37344  
 Iteration 9: log likelihood = -200,36984  
 Iteration 10: log likelihood = -200,36917





apart from the intercept

	ln L	ln Lr	LR	P>chi2
1:2	-227,419	-234,515	14,193	0,028
1:0	-227,419	-251,585	48,332	0,000
2:0	-227,419	-234,107	13,377	0,037

degrees of freedom for chi-square distribution: 6

\*\*\*MODELO LOGIT TRADICIONAL COM GSEM

Iteration 0: log likelihood = -258,52899  
 Iteration 1: log likelihood = -250,01738  
 Iteration 2: log likelihood = -228,08701  
 Iteration 3: log likelihood = -227,42234  
 Iteration 4: log likelihood = -227,41865  
 Iteration 5: log likelihood = -227,41865

Generalized structural equation model                      Number of obs    =        1077  
 Log likelihood = -227,41865

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
-----					
0,proc	(base outcome)				
-----					
1,proc <-					
d_desvio_remun	,9441852	1,113832	0,85	0,397	-1,238885    3,127256
desvio_rem	,5523526	,3004524	1,84	0,066	-,0365232    1,141228
tip_bco	1,185716	1,173402	1,01	0,312	-1,114111    3,485542
converg	-1,807938	1,036459	-1,74	0,081	-3,839359    ,2234843
estat	,6172941	,6973447	0,89	0,376	-,7494764    1,984065
crise	-1,790541	1,037797	-1,73	0,084	-3,824587    ,2435042
_cons	-4,974323	1,470494	-3,38	0,001	-7,856437    -2,092209
-----					
2,proc <-					
d_desvio_remun	1,682067	,872131	1,93	0,054	-,0272786    3,391412
desvio_rem	,4642473	,1771189	2,62	0,009	,1171007    ,8113939
tip_bco	-,9245168	,4476983	-2,07	0,039	-1,801989    -,0470442
converg	-1,864196	,7441842	-2,51	0,012	-3,322771    -,4056222
estat	1,100072	,4654962	2,36	0,018	,1877162    2,012428
crise	-1,378344	,6162239	-2,24	0,025	-2,586121    -,1705677
_cons	-3,466614	,8465886	-4,09	0,000	-5,125897    -1,807331
-----					

\*\*\*MODELO LOGIT COM INTERCEPTO ALEATÓRIO

Fitting fixed-effects model:

Iteration 0: log likelihood = -258,52899  
 Iteration 1: log likelihood = -250,01738  
 Iteration 2: log likelihood = -228,08701  
 Iteration 3: log likelihood = -227,42234  
 Iteration 4: log likelihood = -227,41865  
 Iteration 5: log likelihood = -227,41865

Refining starting values:

Grid node 0: log likelihood = -228,25678

Fitting full model:

Iteration 0: log likelihood = -228,25678 (not concave)  
 Iteration 1: log likelihood = -227,20446 (not concave)  
 Iteration 2: log likelihood = -217,05074  
 Iteration 3: log likelihood = -209,52806  
 Iteration 4: log likelihood = -208,07607  
 Iteration 5: log likelihood = -207,81361  
 Iteration 6: log likelihood = -207,71085  
 Iteration 7: log likelihood = -207,70078  
 Iteration 8: log likelihood = -207,70126  
 Iteration 9: log likelihood = -207,70139  
 Iteration 10: log likelihood = -207,7014

Generalized structural equation model                      Number of obs    =        1077



Warning: regressor matrix for \_mp\_cmp\_y2 equation appears ill-conditioned,  
(Condition number = 46,471335,)  
This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
you may need to remove near  
> ly  
collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
nrtolerance(#) or nonnrtolerance option  
> to the command line,  
See cmp tips,

```
Iteration 0: log likelihood = -167,70174
Iteration 1: log likelihood = -146,0433
Iteration 2: log likelihood = -144,21125
Iteration 3: log likelihood = -144,19475
Iteration 4: log likelihood = -144,19474
Iteration 5: log likelihood = -144,19474
```

```
Probit regression                               Number of obs   =      1077
                                                LR chi2(6)      =       47,01
                                                Prob > chi2     =       0,0000
Log likelihood = -144,19474                    Pseudo R2      =       0,1402
```

_mp_cmp_y3	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
d_desvio_remun	,6882997	,3884585	1,77	0,076	-,0730651 1,449664
desvio_rem	,1745549	,0819133	2,13	0,033	,0140077 ,3351021
tip_bco	-,5114502	,2161066	-2,37	0,018	-,9350114 -,0878891
converg	-,8291667	,3058802	-2,71	0,007	-1,428681 -,2296526
estat	,4433346	,1983466	2,24	0,025	,0545824 ,8320868
crise	-,6813516	,2721138	-2,50	0,012	-1,214685 -,1480184
_cons	-1,74327	,3728074	-4,68	0,000	-2,473959 -1,012581

Warning: regressor matrix for \_mp\_cmp\_y3 equation appears ill-conditioned,  
(Condition number = 46,471335,)  
This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
you may need to remove near  
> ly  
collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
nrtolerance(#) or nonnrtolerance option  
> to the command line,  
See cmp tips,

Fitting full model,

```
Random effects/coefficients simulated,
Sequence type = halton
Number of draws per observation = 3
Include antithetic draws = yes
Scramble = no
Prime bases = 2 3
```

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the  
data set would change th  
> e results,

```
Iteration 0: log likelihood = -267,60379 (not concave)
Iteration 1: log likelihood = -238,9254 (not concave)
Iteration 2: log likelihood = -220,79367 (not concave)
Iteration 3: log likelihood = -214,07334 (not concave)
Iteration 4: log likelihood = -211,91452 (not concave)
Iteration 5: log likelihood = -211,43248 (not concave)
Iteration 6: log likelihood = -211,27125 (not concave)
Iteration 7: log likelihood = -207,48504 (not concave)
Iteration 8: log likelihood = -207,158 (not concave)
Iteration 9: log likelihood = -207,08465 (not concave)
Iteration 10: log likelihood = -207,01571 (not concave)
Iteration 11: log likelihood = -206,96616 (not concave)
Iteration 12: log likelihood = -206,92326 (not concave)
Iteration 13: log likelihood = -206,88242 (not concave)
Iteration 14: log likelihood = -206,84641 (not concave)
Iteration 15: log likelihood = -206,81294 (not concave)
Iteration 16: log likelihood = -206,78124 (not concave)
Iteration 17: log likelihood = -206,75173 (not concave)
Iteration 18: log likelihood = -206,72395 (not concave)
Iteration 19: log likelihood = -206,69754 (not concave)
Iteration 20: log likelihood = -206,67232 (not concave)
Iteration 21: log likelihood = -206,64821 (not concave)
Iteration 22: log likelihood = -206,62502 (not concave)
Iteration 23: log likelihood = -206,60268 (not concave)
Iteration 24: log likelihood = -206,58114 (not concave)
Iteration 25: log likelihood = -206,5604
```



Iteration 26: log likelihood = -206,54941  
 Iteration 27: log likelihood = -206,32215  
 Iteration 28: log likelihood = -206,2692  
 Iteration 29: log likelihood = -206,25714  
 Iteration 30: log likelihood = -206,24514  
 Iteration 31: log likelihood = -206,23986  
 Iteration 32: log likelihood = -206,23538  
 Iteration 33: log likelihood = -206,23318  
 Iteration 34: log likelihood = -206,23143  
 Iteration 35: log likelihood = -206,23046  
 Iteration 36: log likelihood = -206,22974  
 Iteration 37: log likelihood = -206,22931  
 Iteration 38: log likelihood = -206,229  
 Iteration 39: log likelihood = -206,22882  
 Iteration 40: log likelihood = -206,22868  
 Iteration 41: log likelihood = -206,2286  
 Iteration 42: log likelihood = -206,22854  
 Iteration 43: log likelihood = -206,22851  
 Iteration 44: log likelihood = -206,22848  
 Iteration 45: log likelihood = -206,22847  
 Iteration 46: log likelihood = -206,22846  
 Iteration 47: log likelihood = -206,22845  
 Iteration 48: log likelihood = -206,22844  
 Iteration 49: log likelihood = -206,22844  
 Iteration 50: log likelihood = -206,22844  
 Iteration 51: log likelihood = -206,22844  
 Mixed-process multilevel regression

Number of obs = 1077  
 Wald chi2(12) = 39,08  
 Prob > chi2 = 0,0001

Log likelihood = -206,22844

( 1) [\_outcome\_1\_1]\_cons = 0

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
-----						
_outcome_1_1						
_cons	0 (omitted)					
-----						
_outcome_1_2						
d_desvio_remun	,7901148	,8739117	0,90	0,366	-,9227206	2,50295
desvio_rem	,3586308	,2038303	1,76	0,078	-,0408692	,7581308
tip_bco	,8628082	,760824	1,13	0,257	-,6283794	2,353996
converg	-1,052371	,5778906	-1,82	0,069	-2,185016	,0802736
estat	,8863073	,5304827	1,67	0,095	-,1534197	1,926034
crise	-1,02639	,6040865	-1,70	0,089	-2,210378	,157598
_cons	-4,313045	1,215716	-3,55	0,000	-6,695805	-1,930284
-----						
_outcome_1_3						
d_desvio_remun	,4142439	,8132304	0,51	0,610	-1,179658	2,008146
desvio_rem	,1422938	,1582394	0,90	0,369	-,1678497	,4524372
tip_bco	-,77397	,4991822	-1,55	0,121	-1,752349	,2044092
converg	-1,316694	,5178929	-2,54	0,011	-2,331745	-,3016424
estat	1,726543	,6477448	2,67	0,008	,4569864	2,9961
crise	-1,071281	,4953678	-2,16	0,031	-2,042185	-,1003784
_cons	-3,423	,906135	-3,78	0,000	-5,198992	-1,647008
-----						
/lnsig_1_2	,0544961	,348539	0,16	0,876	-,6286279	,73762
/lnsig_1_3	,5676225	,2473755	2,29	0,022	,0827755	1,05247
/atanhrho_1_23	3,278985	1,632441	2,01	0,045	,0794599	6,478511
-----						

Random-effects Parameters	Estimate	Std, Err,	[95% Conf,
Interval]			
-----			
Level: i			
_outcome_1_2			
Standard deviations			
_cons	1,056008	,3680601	,5333231
2,090953			
_outcome_1_3			
Standard deviations			
_cons	1,764068	,4363872	1,086298
2,864717			
Cross-eq correlations			
_outcome_1_2 _outcome_1_3			
_cons _cons	,9971665	,0092379	,0792931
,9999953			
-----			
Level: Residuals			
Standard deviations			
_outcome_1_1	0 (constrained)		
_outcome_1_2	1,414214 (constrained)		
_outcome_1_3	1,414214 (constrained)		
-----			

\*\*\*COMPARAÇÃO DE MODELOS

Likelihood-ratio test  
 (Assumption: H3TRAD nested in H3INTERC) LR chi2(2) = 39,43  
 Prob > chi2 = 0,0000

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
H3TRAD	1077	,	-227,4187	14	482,8373	552,5844
H3INTERC	1077	,	-207,7014	16	447,4028	527,1138
H3ROBIT	1077	,	-206,2284	17	446,4569	531,1498

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

\*\*\*TESTE DE MULTICOLINEARIDADE  
 Collinearity Diagnostics

Variable	VIF	SQRT VIF	Tolerance	R-Squared
d_desvio_remun	2,79	1,67	0,3585	0,6415
desvio_rem	3,03	1,74	0,3296	0,6704
tip_bco	1,27	1,13	0,7853	0,2147
converg	1,08	1,04	0,9222	0,0778
estat	1,42	1,19	0,7044	0,2956
crise	1,09	1,05	0,9153	0,0847
Mean VIF	1,78			

	Eigenval	Cond Index
1	4,2298	1,0000
2	1,0005	2,0561
3	0,8209	2,2699
4	0,5283	2,8296
5	0,3134	3,6739
6	0,0804	7,2542
7	0,0268	12,5731

Condition Number 12,5731  
 Eigenvalues & Cond Index computed from scaled raw sscp (w/ intercept)  
 Det(correlation matrix) 0,2330

dir : seeout

\*\*\*MODELO IRRESTRITO DA DIMENSÃO DE OPORTUNIDADE

\*\*\*TESTE DE CRAMER E RIDDER (1991)

Iteration 0: log likelihood = -242,55412  
 Iteration 1: log likelihood = -205,30951  
 Iteration 2: log likelihood = -192,07914  
 Iteration 3: log likelihood = -188,80194  
 Iteration 4: log likelihood = -188,35106  
 Iteration 5: log likelihood = -188,33953  
 Iteration 6: log likelihood = -188,33946

Multinomial logistic regression Number of obs = 993  
 LR chi2(24) = 108,43  
 Prob > chi2 = 0,0000  
 Log likelihood = -188,33946 Pseudo R2 = 0,2235

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
1					
rif_at_L1	2,419032	17,51904	0,14	0,890	-31,91765 36,75572
var_ll_L1	,0014898	,0058703	0,25	0,800	-,0100158 ,0129953
part_merc_L1	5,201806	1,836129	2,83	0,005	1,603058 8,800553
roa_L1	-18,36598	32,96382	-0,56	0,577	-82,97388 46,24192







```
Iteration 1: log likelihood = -127,1634
Iteration 2: log likelihood = -121,4389
Iteration 3: log likelihood = -120,82868
Iteration 4: log likelihood = -120,78915
Iteration 5: log likelihood = -120,78902
Iteration 6: log likelihood = -120,78902
```

```
Probit regression                               Number of obs   =      993
                                                LR chi2(12)    =      80,95
                                                Prob > chi2    =      0,0000
Log likelihood = -120,78902                    Pseudo R2      =      0,2510
```

__mp_cmp_y3	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
rif_at_L1	5,549466	6,440361	0,86	0,389	-7,073409 18,17234
var_ll_L1	,0030122	,0018116	1,66	0,096	-,0005386 ,006563
part_merc_L1	2,187749	,4446612	4,92	0,000	1,316229 3,059269
roa_L1	-23,65979	11,31451	-2,09	0,037	-45,83581 -1,483761
roe1_L1	1,27125	,8700144	1,46	0,144	-,4339473 2,976446
part_ll	,3211365	,2149931	1,49	0,135	-,1002423 ,7425152
ln_rem	-,28066	,1103076	-2,54	0,011	-,4968589 -,064461
d_desvio_remun	,3504442	,485801	0,72	0,471	-,6017082 1,302597
tip_bco	,0363916	,3174037	0,11	0,909	-,5857082 ,6584915
converg	-,7299342	,3582558	-2,04	0,042	-1,432103 -,0277657
estat	,2085422	,2146195	0,97	0,331	-,2121043 ,6291887
crise	-,6564787	,3260179	-2,01	0,044	-1,295462 -,0174954
_cons	1,109478	1,758441	0,63	0,528	-2,337003 4,555959

Note: 4 failures and 0 successes completely determined,

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y3 equation appears ill-conditioned,  
(Condition number = 190,99662,)  
This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
you may need to remove near  
> ly  
collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
nrtolerance(#) or nonnrtolerance option  
> to the command line,  
See cmp tips,

Fitting full model,

```
Random effects/coefficients simulated,
Sequence type = halton
Number of draws per observation = 2
Include antithetic draws = yes
Scramble = no
Prime bases = 2 3
```

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the  
data set would change th  
> e results,

```
Iteration 0: log likelihood = -218,29428 (not concave)
Iteration 1: log likelihood = -188,08427 (not concave)
Iteration 2: log likelihood = -183,64619 (not concave)
Iteration 3: log likelihood = -179,41128 (not concave)
Iteration 4: log likelihood = -178,01641 (not concave)
Iteration 5: log likelihood = -177,64618 (not concave)
Iteration 6: log likelihood = -176,866
Iteration 7: log likelihood = -176,6696
Iteration 8: log likelihood = -176,65512
Iteration 9: log likelihood = -176,40745
Iteration 10: log likelihood = -176,38886
Iteration 11: log likelihood = -176,38879
Iteration 12: log likelihood = -176,3881
Iteration 13: log likelihood = -176,388
Iteration 14: log likelihood = -176,38798
Iteration 15: log likelihood = -176,38798
```

```
Mixed-process multilevel regression           Number of obs   =      993
                                                Wald chi2(24)  =      60,28
Log likelihood = -176,38798                    Prob > chi2    =      0,0001
```

( 1) [\_outcome\_1\_1]\_cons = 0

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
-----						
_outcome_1_1						
_cons	0	(omitted)				
-----						
_outcome_1_2						
rif_at_L1	3,742309	12,2774	0,30	0,761	-20,32095	27,80557
var_ll_L1	,0014906	,003574	0,42	0,677	-,0055144	,0084955
part_merc_L1	3,407868	1,301758	2,62	0,009	,8564697	5,959267
roa_L1	-5,249371	10,9072	-0,48	0,630	-26,62709	16,12835
roe1_L1	3,769145	4,605861	0,82	0,413	-5,258177	12,79647
part_ll	,7676152	,4511929	1,70	0,089	-,1167066	1,651937
ln_rem	-,3008152	,2761347	-1,09	0,276	-,8420293	,2403989
d_desvio_remun	-,1107692	1,086969	-0,10	0,919	-2,241189	2,019651
tip_bco	1,765769	1,258884	1,40	0,161	-,7015976	4,233136
converg	-,972874	,5966692	-1,63	0,103	-2,142324	,1965761
estat	,6072714	,4736431	1,28	0,200	-,3210522	1,535595
crise	-1,109562	,6155323	-1,80	0,071	-2,315983	,0968594
_cons	-2,087028	4,844723	-0,43	0,667	-11,58251	7,408455
-----						
_outcome_1_3						
rif_at_L1	11,0978	13,62892	0,81	0,415	-15,61439	37,81
var_ll_L1	,0054612	,003041	1,80	0,073	-,0004991	,0114216
part_merc_L1	3,296181	,8734487	3,77	0,000	1,584253	5,008109
roa_L1	-39,25734	22,21308	-1,77	0,077	-82,79418	4,279498
roe1_L1	2,24522	1,534274	1,46	0,143	-,7619012	5,252342
part_ll	,4887658	,4057627	1,20	0,228	-,3065145	1,284046
ln_rem	-,5335971	,2257107	-2,36	0,018	-,975982	-,0912123
d_desvio_remun	-,0274789	,8470179	-0,03	0,974	-1,687604	1,632646
tip_bco	-,8296299	,6822977	-1,22	0,224	-2,166909	,507649
converg	-1,150541	,5703907	-2,02	0,044	-2,268486	-,0325956
estat	,7248539	,409574	1,77	0,077	-,0778963	1,527604
crise	-1,095037	,5548094	-1,97	0,048	-2,182443	-,0076303
_cons	3,551937	3,599956	0,99	0,324	-3,503847	10,60772
-----						
/lnsig_1_2	-,2833326	,4150492	-0,68	0,495	-1,096814	,5301488
/lnsig_1_3	,1588715	,2882758	0,55	0,582	-,4061386	,7238816
/atanhrho_1_23	18,12495	2414,763	0,01	0,994	-4714,725	4750,974
-----						

Random-effects Parameters	Estimate	Std, Err,	[95% Conf, Interval]
-----			
Level: i			
_outcome_1_2			
Standard deviations			
_cons	,7532692	,3126438	,3339333
1,699185			
_outcome_1_3			
Standard deviations			
_cons	1,172187	,3379132	,6662178
2,062423			
Cross-eq correlations			
_outcome_1_2   _outcome_1_3			
_cons        _cons	1	1,75e-12	-1
1			
-----			
Level: Residuals			
Standard deviations			
_outcome_1_1	0	(constrained)	
_outcome_1_2	1,414214	(constrained)	
_outcome_1_3	1,414214	(constrained)	
-----			

\*\*\*COMPARAÇÃO DE MODELOS

Likelihood-ratio test (Assumption: PRESSTRAD nested in PRESSINTERC)      LR chi2(2) = 8,76  
 Prob > chi2 = 0,0126

A Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
PRESSTRAD	993	,	-188,3395	26	428,6789	556,0979
PRESSINTERC	993	,	-183,9616	28	423,9232	561,1436
PRESSPROBIT	993	,	-176,388	29	410,776	552,8971

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

\*\*\*TESTE DE MULTICOLINEARIDADE  
Collinearity Diagnostics

Variable	VIF	SQRT VIF	Tolerance	R-Squared
rif_at_L1	1,30	1,14	0,7665	0,2335
var_ll_L1	1,03	1,02	0,9684	0,0316
part_merc_L1	1,89	1,37	0,5292	0,4708
roa_L1	1,56	1,25	0,6423	0,3577
roel_L1	1,48	1,22	0,6761	0,3239
part_ll	1,46	1,21	0,6839	0,3161
ln_rem	4,71	2,17	0,2121	0,7879
d_desvio_remun	3,22	1,79	0,3107	0,6893
tip_bco	1,51	1,23	0,6606	0,3394
converg	1,25	1,12	0,8003	0,1997
estat	1,56	1,25	0,6418	0,3582
crise	1,13	1,06	0,8855	0,1145
Mean VIF	1,84			

	Eigenval	Cond Index
1	6,3412	1,0000
2	1,4637	2,0814
3	1,0158	2,4984
4	0,9532	2,5792
5	0,8747	2,6925
6	0,7746	2,8611
7	0,5653	3,3493
8	0,4133	3,9172
9	0,3199	4,4522
10	0,1462	6,5866
11	0,0920	8,3027
12	0,0389	12,7758
13	0,0012	71,4025

Condition Number 71,4025  
Eigenvalues & Cond Index computed from scaled raw sscp (w/ intercept)  
Det(correlation matrix) 0,0423



**APENDICE D – Outputs Stata da Dimensão de Oportunidade**

**\*\*\*HIPÓTESE Nº 04 – DIMENSÃO DE OPORTUNIDADE**

**\*\*\*TESTE DE CRAMER E RIDDER (1991)**

```
Iteration 0: log likelihood = -192,71927
Iteration 1: log likelihood = -177,86004
Iteration 2: log likelihood = -159,09009
Iteration 3: log likelihood = -156,86579
Iteration 4: log likelihood = -156,64967
Iteration 5: log likelihood = -156,64635
Iteration 6: log likelihood = -156,64635
```

```
Multinomial logistic regression          Number of obs   =       754
                                         LR chi2(22)     =       72,15
                                         Prob > chi2     =       0,0000
Log likelihood = -156,64635             Pseudo R2      =       0,1872
```

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
<b>1</b>					
mci2	,1769791	,1071133	1,65	0,098	-,0329592 ,3869173
tcf2	,0101389	,0112209	0,90	0,366	-,0118536 ,0321315
tca2	-,0005661	,0070121	-0,08	0,936	-,0143096 ,0131775
ceo_turn	1,423582	,8260624	1,72	0,085	-,1954702 3,042635
big_five	-,8123098	,8365202	-0,97	0,332	-2,451859 ,8272395
selo_gov	-1,194447	,8700975	-1,37	0,170	-2,899807 ,5109124
ln_tam_dir	1,437333	,5250159	2,74	0,006	,4083213 2,466346
tip_bco	2,792901	1,48727	1,88	0,060	-,1220948 5,707897
converg	-1,736257	1,146511	-1,51	0,130	-3,983377 ,5108629
estat	1,126167	,9349706	1,20	0,228	-,7063422 2,958675
crise	-,033713	,6851485	-0,05	0,961	-1,376579 1,309153
_cons	-10,03336	2,625837	-3,82	0,000	-15,17991 -4,886812
<b>2</b>					
mci2	-,0845537	,1183803	-0,71	0,475	-,3165748 ,1474675
tcf2	,0293592	,0112664	2,61	0,009	,0072775 ,0514409
tca2	-,0193015	,011235	-1,72	0,086	-,0413218 ,0027188
ceo_turn	-,523229	1,131737	-0,46	0,644	-2,741394 1,694936
big_five	-1,405118	,5658443	-2,48	0,013	-2,514152 -,2960833
selo_gov	-2,001403	,9418508	-2,12	0,034	-3,847397 -,1554097
ln_tam_dir	1,352616	,4419756	3,06	0,002	,4863596 2,218872
tip_bco	-,3010402	,5968569	-0,50	0,614	-1,470858 ,8687779
converg	-,7107388	,8216241	-0,87	0,387	-2,321092 ,8996149
estat	-,4113041	,8665134	-0,47	0,635	-2,109639 1,287031
crise	-,5728829	,7782052	-0,74	0,462	-2,098137 ,9523714
_cons	-5,066736	1,426699	-3,55	0,000	-7,863015 -2,270456

(proc==0 is the base outcome)

**\*\*\*\* Cramer-Ridder test for combining outcome categories**

Ho: Candidates for pooling have the same regressor coefficients apart from the intercept

	ln L	ln Lr	LR	P>chi2
1:2	-156,646	-166,006	18,719	0,066
1:0	-156,646	-183,519	53,745	0,000
2:0	-156,646	-166,296	19,299	0,056

degrees of freedom for chi-square distribution: 11

**\*\*\*MODELO LOGIT TRADICIONAL COM GSEM**

```
Iteration 0: log likelihood = -192,71927
Iteration 1: log likelihood = -179,10625
Iteration 2: log likelihood = -160,05712
Iteration 3: log likelihood = -158,71792
Iteration 4: log likelihood = -158,67796
Iteration 5: log likelihood = -158,67791
Iteration 6: log likelihood = -158,67791
```

```
Generalized structural equation model          Number of obs   =       754
```



tca2	-,0027881	,0067639	-0,41	0,680	-,0160451	,0104688
ceo_turn	1,186896	,8170635	1,45	0,146	-,4145186	2,788311
big_five	-1,429562	,8821078	-1,62	0,105	-3,158462	,2993372
selo_gov	-1,357301	,8786373	-1,54	0,122	-3,079399	,3647964
ln_tam_dir	1,563837	,5534656	2,83	0,005	,4790642	2,64861
tip_bco	2,725	1,567013	1,74	0,082	-,3462878	5,796288
estat	1,080661	1,000195	1,08	0,280	-,8796851	3,041007
crise	,2902481	,6791135	0,43	0,669	-1,04079	1,621286
M1[i]	1 (constrained)					
_cons	-9,93801	2,716361	-3,66	0,000	-15,26198	-4,61404
-----						
2,proc <-						
mci2	-,1795657	,1387965	-1,29	0,196	-,4516019	,0924706
tcf2	,0157584	,0163452	0,96	0,335	-,0162777	,0477945
tca2	-,020575	,0209112	-0,98	0,325	-,0615602	,0204102
ceo_turn	-1,127617	1,208007	-0,93	0,351	-3,495267	1,240034
big_five	-2,354907	1,048707	-2,25	0,025	-4,410334	-,299479
selo_gov	-2,072702	,9427022	-2,20	0,028	-3,920364	-,2250395
ln_tam_dir	,6773479	1,048291	0,65	0,518	-1,377265	2,731961
tip_bco	-1,587824	1,860602	-0,85	0,393	-5,234536	2,058889
estat	,4285003	1,491741	0,29	0,774	-2,495259	3,352259
crise	,0594362	,845598	0,07	0,944	-1,597905	1,716778
M1[i]	3,932292	3,207103	1,23	0,220	-2,353514	10,2181
_cons	-3,224153	3,367698	-0,96	0,338	-9,82472	3,376414
-----						
var(M1[i])	,2726718	,4461666			,0110367	6,736614
-----						

\*\*\*MODELO PROBIT COM INTERCEPTO ALEATORIO

Fitting individual models as starting point for full model fit,  
 Note: For programming reasons, these initial estimates may deviate from your specification,

For exact fits of each equation alone, run cmp separately on each,

Iteration 0: log likelihood = -164,91014  
 Iteration 1: log likelihood = -164,91014

Probit regression Number of obs = 754  
LR chi2(0) = -0,00  
Prob > chi2 = ,  
 Log likelihood = -164,91014 Pseudo R2 = -0,0000

_mp_cmp_y1	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
_cons	1,580212	,0737792	21,42	0,000	1,435607 1,724816

Iteration 0: log likelihood = -73,609929  
 Iteration 1: log likelihood = -67,03925  
 Iteration 2: log likelihood = -65,802885  
 Iteration 3: log likelihood = -65,786028  
 Iteration 4: log likelihood = -65,786021

Probit regression Number of obs = 754  
LR chi2(10) = 15,65  
Prob > chi2 = 0,1102  
 Log likelihood = -65,786021 Pseudo R2 = 0,1063

_mp_cmp_y2	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
mci2	,0551303	,0447605	1,23	0,218	-,0325985 ,1428592
tcf2	,0041008	,0047317	0,87	0,386	-,0051733 ,0133748
tca2	-,0016103	,0027461	-0,59	0,558	-,0069925 ,0037718
ceo_turn	,6322333	,3684394	1,72	0,086	-,0898947 1,354361
big_five	-,437573	,3476861	-1,26	0,208	-1,119025 ,2438791
selo_gov	-,536142	,3724915	-1,44	0,150	-1,266212 ,1939278
ln_tam_dir	,6235596	,2173571	2,87	0,004	,1975476 1,049572
tip_bco	1,089048	,570585	1,91	0,056	-,0292777 2,207374
estat	,4446855	,3953728	1,12	0,261	-,3302308 1,219602

crise		,1385981	,2983087	0,46	0,642	-,4460762	,7232724
_cons		-4,52212	1,001096	-4,52	0,000	-6,484231	-2,560009

-----  
warning: regressor matrix for \_mp\_cmp\_y2 equation appears ill-conditioned,  
(Condition number = 62,714301,)  
This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
you may need to remove near  
> ly  
collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
nrtolerance(#) or nonrtolerance option  
> to the command line,  
See cmp tips,

Iteration 0: log likelihood = -119,68281  
Iteration 1: log likelihood = -98,245547  
Iteration 2: log likelihood = -93,528838  
Iteration 3: log likelihood = -93,363326  
Iteration 4: log likelihood = -93,363146  
Iteration 5: log likelihood = -93,363146

Probit regression Number of obs = 754  
LR chi2(10) = 52,64  
Prob > chi2 = 0,0000  
Log likelihood = -93,363146 Pseudo R2 = 0,2199

_mp_cmp_y3	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
mci2	-,0332109	,0536585	-0,62	0,536	-,1383796 ,0719578
tcf2	,0131846	,0048303	2,73	0,006	,0037174 ,0226519
tca2	-,0084717	,0049157	-1,72	0,085	-,0181064 ,001163
ceo_turn	-,1051215	,4780688	-0,22	0,826	-1,042119 ,8318761
big_five	-,8111697	,2683909	-3,02	0,003	-1,337206 -,2851332
selo_gov	-1,06196	,4405718	-2,41	0,016	-1,925465 -,1984555
ln_tam_dir	,6351373	,2164824	2,93	0,003	,2108397 1,059435
tip_bco	-,2312837	,288736	-0,80	0,423	-,7971957 ,3346284
estat	-,177455	,3857846	-0,46	0,646	-,9335788 ,5786688
crise	-,2245876	,3448051	-0,65	0,515	-,9003933 ,451218
_cons	-2,465659	,6655	-3,70	0,000	-3,770015 -1,161303

-----  
warning: regressor matrix for \_mp\_cmp\_y3 equation appears ill-conditioned,  
(Condition number = 62,714301,)  
This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
you may need to remove near  
> ly  
collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
nrtolerance(#) or nonrtolerance option  
> to the command line,  
See cmp tips,

Fitting full model,

Random effects/coefficients simulated,  
Sequence type = halton  
Number of draws per observation = 2  
Include antithetic draws = yes  
Scramble = no  
Prime bases = 2 3

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the  
data set would change th  
> e results,

Iteration 0: log likelihood = -181,99658 (not concave)  
Iteration 1: log likelihood = -169,87486 (not concave)  
Iteration 2: log likelihood = -161,82186 (not concave)  
Iteration 3: log likelihood = -153,16971  
Iteration 4: log likelihood = -148,14168 (not concave)  
Iteration 5: log likelihood = -145,43382  
Iteration 6: log likelihood = -144,57889  
Iteration 7: log likelihood = -144,36054  
Iteration 8: log likelihood = -144,25808  
Iteration 9: log likelihood = -144,24327  
Iteration 10: log likelihood = -144,24223  
Iteration 11: log likelihood = -144,23907  
Iteration 12: log likelihood = -144,23466







```
Iteration 3: log likelihood = -293,98922
Iteration 4: log likelihood = -290,02099 (not concave)
Iteration 5: log likelihood = -289,27609
Iteration 6: log likelihood = -289,14351
Iteration 7: log likelihood = -289,13898
Iteration 8: log likelihood = -289,13927
Iteration 9: log likelihood = -289,13927
```

```
Generalized structural equation model          Number of obs   =       1566
Log likelihood = -289,13927
```

( 1) [1,proc]M1[i] = 1

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
0,proc	(base outcome)					
1,proc <-						
ln_desp_pcl	,128962	,1090577	1,18	0,237	-,0847871	,3427112
tip_bco	,3573072	1,097072	0,33	0,745	-1,792914	2,507529
converg	-2,022746	1,03247	-1,96	0,050	-4,046351	,0008583
estat	-,3225586	,6303939	-0,51	0,609	-1,558108	,9129907
crise	-,6194871	,5534753	-1,12	0,263	-1,704279	,4653046
M1[i]	1 (constrained)					
_cons	-5,612207	1,719496	-3,26	0,001	-8,982358	-2,242056
2,proc <-						
ln_desp_pcl	,0868264	,1450226	0,60	0,549	-,1974127	,3710654
tip_bco	-,9913144	1,361958	-0,73	0,467	-3,660702	1,678073
converg	-1,49357	,6556932	-2,28	0,023	-2,778705	-,2084353
estat	,5934289	,8637339	0,69	0,492	-1,099458	2,286316
crise	-1,394273	,646493	-2,16	0,031	-2,661376	-,1271702
M1[i]	1,838384	,7545425	2,44	0,015	,3595076	3,31726
_cons	-4,919687	2,166256	-2,27	0,023	-9,16547	-,6739035
var(M1[i])	,8869665	,7424938			,1719305	4,575743

\*\*\*MODELO PROBIT COM INTERCEPTO ALEATORIO

Fitting individual models as starting point for full model fit,  
 Note: For programming reasons, these initial estimates may deviate from your specification,  
 For exact fits of each equation alone, run cmp separately on each,

```
Iteration 0: log likelihood = -295,07635
Iteration 1: log likelihood = -295,07635
```

```
Probit regression          Number of obs   =       1566
                           LR chi2(0)              =         -0,00
                           Prob > chi2              =
                           Pseudo R2                =       -0,0000
Log likelihood = -295,07635
```

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
_mp_cmp_y1						
_cons	1,678594	,0546317	30,73	0,000	1,571518	1,78567

```
Iteration 0: log likelihood = -152,2822
Iteration 1: log likelihood = -146,50102
Iteration 2: log likelihood = -146,13875
Iteration 3: log likelihood = -146,13641
Iteration 4: log likelihood = -146,13641
```

```
Probit regression          Number of obs   =       1566
                           LR chi2(5)              =        12,29
                           Prob > chi2              =         0,0310
                           Pseudo R2                =         0,0404
Log likelihood = -146,13641
```



__mp_cmp_y2	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
ln_desp_pc1d	,0803927	,0327337	2,46	0,014	,0162359 ,1445495
tip_bco	,2333183	,3467957	0,67	0,501	-,4463888 ,9130255
converg	-,7544359	,3520749	-2,14	0,032	-1,44449 -,0643817
estat	-,0153589	,1939456	-0,08	0,937	-,3954852 ,3647674
crise	-,2151874	,21708	-0,99	0,322	-,6406564 ,2102816
_cons	-3,0089	,5495896	-5,47	0,000	-4,086076 -1,931724

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y2 equation appears ill-conditioned,  
(Condition number = 38,390355,)  
This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
you may need to remove near

> ly  
collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
nrtolerance(#) or nonnrtolerance option  
> to the command line,  
See cmp tips,

Iteration 0: log likelihood = -193,41331  
Iteration 1: log likelihood = -162,68337  
Iteration 2: log likelihood = -159,86624  
Iteration 3: log likelihood = -159,84371  
Iteration 4: log likelihood = -159,8437

Probit regression Number of obs = 1566  
LR chi2(5) = 67,14  
Prob > chi2 = 0,0000  
Log likelihood = -159,8437 Pseudo R2 = 0,1736

__mp_cmp_y3	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
ln_desp_pc1d	,1356611	,033317	4,07	0,000	,0703609 ,2009613
tip_bco	-,5640442	,2175374	-2,59	0,010	-,9904097 -,1376787
converg	-,6191393	,257397	-2,41	0,016	-1,123628 -,1146505
estat	,4144074	,1751588	2,37	0,018	,0711024 ,7577124
crise	-,715051	,2879413	-2,48	0,013	-1,279406 -,1506964
_cons	-2,940534	,4830078	-6,09	0,000	-3,887212 -1,993856

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y3 equation appears ill-conditioned,  
(Condition number = 38,390355,)  
This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
you may need to remove near

> ly  
collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
nrtolerance(#) or nonnrtolerance option  
> to the command line,  
See cmp tips,

Fitting full model,

Random effects/coefficients simulated,  
Sequence type = halton  
Number of draws per observation = 2  
Include antithetic draws = yes  
Scramble = no  
Prime bases = 2 3

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the  
data set would change th  
> e results,

Iteration 0: log likelihood = -364,93646 (not concave)  
Iteration 1: log likelihood = -350,44913 (not concave)  
Iteration 2: log likelihood = -350,17659 (not concave)  
Iteration 3: log likelihood = -321,62667 (not concave)  
Iteration 4: log likelihood = -296,78212 (not concave)  
Iteration 5: log likelihood = -296,24291  
Iteration 6: log likelihood = -289,76918  
Iteration 7: log likelihood = -287,92062  
Iteration 8: log likelihood = -287,72338  
Iteration 9: log likelihood = -287,72054  
Iteration 10: log likelihood = -287,72005  
Iteration 11: log likelihood = -287,71993

Iteration 12: log likelihood = -287,71989  
 Iteration 13: log likelihood = -287,71988

Mixed-process multilevel regression Number of obs = 1566  
wald chi2(10) = 63,91  
 Log likelihood = -287,71988 Prob > chi2 = 0,0000

( 1) [\_outcome\_1\_1]\_cons = 0

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
-----						
_outcome_1_1	0 (omitted)					
-----						
_outcome_1_2						
ln_desp_pcl	,112797	,0529509	2,13	0,033	,0090152	,2165788
tip_bco	,0476781	,5424137	0,09	0,930	-1,015433	1,110789
converg	-1,100776	,5500792	-2,00	0,045	-2,178911	-,02264
estat	,3876621	,3474449	1,12	0,265	-,2933173	1,068642
crise	-,407266	,3389794	-1,20	0,230	-1,071653	,2571213
_cons	-4,296441	,9623153	-4,46	0,000	-6,182545	-2,410338
-----						
_outcome_1_3						
ln_desp_pcl	,1559411	,0578992	2,69	0,007	,0424607	,2694215
tip_bco	-,8875546	,4546349	-1,95	0,051	-1,778623	,0035135
converg	-,934048	,4576431	-2,04	0,041	-1,831012	-,037084
estat	1,10137	,3652152	3,02	0,003	,3855617	1,817179
crise	-1,068201	,4701763	-2,27	0,023	-1,98973	-,1466724
_cons	-4,25813	,97253	-4,38	0,000	-6,164254	-2,352006
-----						
/lnsig_1_2	-,5003088	,2512332	-1,99	0,046	-,9927169	-,0079007
/lnsig_1_3	-,1864771	,1862171	-1,00	0,317	-,5514559	,1785017
/atanhrho_~23	14,19003	504,325	0,03	0,978	-974,2688	1002,649
-----						

Random-effects Parameters | Estimate Std, Err, [95% Conf, Interval]

Level: i			
_outcome_1_2	Standard deviations		
_cons	,6063434	,1523336	,3705685
,9921304			
_outcome_1_3	Standard deviations		
_cons	,8298776	,1545374	,5761105
1,195425			
Cross-eq correlations			
_outcome_1_2	_outcome_1_3		
_cons	_cons	1	9,54e-10 -1
1			

Level: Residuals	
Standard deviations	
_outcome_1_1	0 (constrained)
_outcome_1_2	1,414214 (constrained)
_outcome_1_3	1,414214 (constrained)

**\*\*\*COMPARAÇÃO DE MODELOS**

Likelihood-ratio test LR chi2(2) = 27,76  
 (Assumption: H5TRAD nested in H5INTERC) Prob > chi2 = 0,0000

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
H5TRAD	1566	,	-303,0191	12	630,0383	694,3136
H5INTERC	1566	,	-289,1393	14	606,2785	681,2665
H5PROBIT	1566	,	-287,7199	15	605,4398	685,784

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note



2:0 -358,997 -369,766 21,539 0,001

degrees of freedom for chi-square distribution: 5

\*\*\*MODELO LOGIT TRADICIONAL COM GSEM

Iteration 0: log likelihood = -409,2441  
 Iteration 1: log likelihood = -371,69848  
 Iteration 2: log likelihood = -359,53497  
 Iteration 3: log likelihood = -358,99915  
 Iteration 4: log likelihood = -358,99666  
 Iteration 5: log likelihood = -358,99666

Generalized structural equation model Number of obs = 1900  
 Log likelihood = -358,99666

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
0,proc	(base outcome)					
1,proc <-						
ln_ativo_to	,289099	,0893062	3,24	0,001	,1140621	,4641359
tip_bco	,5734205	,8285412	0,69	0,489	-1,05049	2,197331
converg	-2,366481	1,023155	-2,31	0,021	-4,371828	-,3611353
estat	,0233284	,4483021	0,05	0,958	-,8553277	,9019845
crise	-,6339009	,4899148	-1,29	0,196	-1,594116	,3263145
_cons	-8,847415	1,843377	-4,80	0,000	-12,46037	-5,234463
2,proc <-						
ln_ativo_to	,3616936	,0801107	4,51	0,000	,2046796	,5187077
tip_bco	-1,185698	,4376014	-2,71	0,007	-2,04338	-,3280146
converg	-1,66359	,6252447	-2,66	0,008	-2,889047	-,438133
estat	,9742077	,401183	2,43	0,015	,1879036	1,760512
crise	-1,506192	,6169339	-2,44	0,015	-2,71536	-,2970234
_cons	-8,735011	1,562454	-5,59	0,000	-11,79737	-5,672657

\*\*\*MODELO LOGIT COM INTERCEPTO ALEATORIO

Fitting fixed-effects model:

Iteration 0: log likelihood = -409,2441  
 Iteration 1: log likelihood = -371,69848  
 Iteration 2: log likelihood = -359,53497  
 Iteration 3: log likelihood = -358,99915  
 Iteration 4: log likelihood = -358,99666  
 Iteration 5: log likelihood = -358,99666

Refining starting values:

Grid node 0: log likelihood = -359,33757

Fitting full model:

Iteration 0: log likelihood = -359,33757 (not concave)  
 Iteration 1: log likelihood = -351,27753 (not concave)  
 Iteration 2: log likelihood = -349,62248  
 Iteration 3: log likelihood = -344,80196  
 Iteration 4: log likelihood = -341,77201  
 Iteration 5: log likelihood = -341,57641  
 Iteration 6: log likelihood = -341,44107  
 Iteration 7: log likelihood = -341,43634  
 Iteration 8: log likelihood = -341,43658  
 Iteration 9: log likelihood = -341,43658

Generalized structural equation model Number of obs = 1900  
 Log likelihood = -341,43658

( 1) [1,proc]M1[i] = 1

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
0,proc	(base outcome)					
1,proc <-						
ln_ativo_to	,2631165	,1078646	2,44	0,015	,0517057	,4745272
tip_bco	,6076571	,9759197	0,62	0,534	-1,30511	2,520425
converg	-2,39181	1,025313	-2,33	0,020	-4,401386	-,3822345
estat	-,1140558	,5343847	-0,21	0,831	-1,161431	,933319
crise	-,6604378	,4937336	-1,34	0,181	-1,628138	,3072623
M1[i]	1 (constrained)					
_cons	-8,636555	2,229182	-3,87	0,000	-13,00567	-4,267439
2,proc <-						
ln_ativo_to	,1492467	,1774114	0,84	0,400	-,1984732	,4969665
tip_bco	-1,52631	1,189111	-1,28	0,199	-3,856923	,8043042
converg	-1,712756	,6541945	-2,62	0,009	-2,994953	-,4305581
estat	,709483	,7947417	0,89	0,372	-,8481821	2,267148
crise	-1,567728	,6401039	-2,45	0,014	-2,822308	-,3131474
M1[i]	2,249621	,8626472	2,61	0,009	,5588639	3,940379
_cons	-5,855189	3,268937	-1,79	0,073	-12,26219	,5518101
var(M1[i])	,4934383	,3702103			,1133978	2,147143

\*\*\*MODELO PROBIT COM INTERCEPTO ALEATORIO

Fitting individual models as starting point for full model fit,  
 Note: For programming reasons, these initial estimates may deviate from your specification,  
 For exact fits of each equation alone, run cmp separately on each,

Iteration 0: log likelihood = -350,21616  
 Iteration 1: log likelihood = -350,21616

Probit regression Number of obs = 1900  
LR chi2(0) = 0,00  
Prob > chi2 = ,  
 Log likelihood = -350,21616 Pseudo R2 = 0,0000

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
_mp_cmp_y1						
_cons	1,692628	,0500786	33,80	0,000	1,594476	1,79078

Iteration 0: log likelihood = -186,27432  
 Iteration 1: log likelihood = -177,92172  
 Iteration 2: log likelihood = -177,21991  
 Iteration 3: log likelihood = -177,21086  
 Iteration 4: log likelihood = -177,21084

Probit regression Number of obs = 1900  
LR chi2(5) = 18,13  
Prob > chi2 = 0,0028  
 Log likelihood = -177,21084 Pseudo R2 = 0,0487

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
_mp_cmp_y2						
ln_ativo_to	,1147482	,0377014	3,04	0,002	,0408549	,1886415
tip_bco	,3766507	,3456994	1,09	0,276	-,3009077	1,054209
converg	-,8764	,3475652	-2,52	0,012	-1,557615	-,1951846
estat	,0263526	,1819156	0,14	0,885	-,3301955	,3829007
crise	-,2273114	,1951749	-1,16	0,244	-,6098473	,1552244
_cons	-4,172627	,7833776	-5,33	0,000	-5,708019	-2,637235

Warning: regressor matrix for \_mp\_cmp\_y2 equation appears ill-conditioned,  
 (Condition number = 65,393929,)



( 1) [\_outcome\_1\_1]\_cons = 0

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
_outcome_1_1 _cons	0 (omitted)					
_outcome_1_2 ln_ativo_to	,1495326	,058279	2,57	0,010	,0353078	,2637574
tip_bco	-,0624248	,4956413	-0,13	0,900	-1,033864	,9090143
converg	-1,287832	,5054074	-2,55	0,011	-2,278412	-,2972516
estat	,1100261	,2683632	0,41	0,682	-,415956	,6360083
crise	-,3975272	,2959215	-1,34	0,179	-,9775227	,1824683
_cons	-5,342601	1,219173	-4,38	0,000	-7,732136	-2,953066
_outcome_1_3 ln_ativo_to	,1168544	,0810585	1,44	0,149	-,0420174	,2757261
tip_bco	-1,909071	,6434318	-2,97	0,003	-3,170175	-,6479683
converg	-1,023918	,416168	-2,46	0,014	-1,839593	-,2082441
estat	,5568864	,3155703	1,76	0,078	-,0616199	1,175393
crise	-1,126486	,4617798	-2,44	0,015	-2,031557	-,2214137
_cons	-3,747732	1,716992	-2,18	0,029	-7,112975	-,3824897
/lnsig_1_2	-,6403624	,2602365	-2,46	0,014	-1,150417	-,1303082
/lnsig_1_3	,1146333	,2550974	0,45	0,653	-,3853484	,6146149
/atanhrho_~23	2,364139	1,048327	2,26	0,024	,3094546	4,418823

Random-effects Parameters | Estimate Std, Err, [95% Conf, Interval]

Level: i

_outcome_1_2 Standard deviations _cons	,5271014	,137171	,3165049
,8778249 _outcome_1_3 Standard deviations _cons	1,121462	,286082	,6802136
1,848944 Cross-eq correlations _outcome_1_2 _outcome_1_3 _cons _cons	,9824716	,0364289	,2999408

Level: Residuals

Standard deviations _outcome_1_1	0 (constrained)
_outcome_1_2	1,414214 (constrained)
_outcome_1_3	1,414214 (constrained)

\*\*\*COMPARAÇÃO DE MODELOS

Likelihood-ratio test LR chi2(2) = 35,12  
 (Assumption: H6TRAD nested in H6INTERC) Prob > chi2 = 0,0000

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
H6TRAD	1900	,	-358,9967	12	741,9933	808,5886
H6INTERC	1900	,	-341,4366	14	710,8732	788,5677
H6PROBIT	1900	,	-340,616	15	711,2319	794,4761

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note





tip_bco		,7077903	,7948876	0,89	0,373	-,8501607	2,265741
converg		-1,830853	1,197543	-1,53	0,126	-4,177995	,5162887
estat		-,6716574	,7982714	-0,84	0,400	-2,23624	,8929257
crise		-,3829925	,8680076	-0,44	0,659	-2,084256	1,318271
_cons		-12,35631	4,384409	-2,82	0,005	-20,94959	-3,763026

(proc==0 is the base outcome)

\*\*\*\* Cramer-Ridder test for combining outcome categories

Ho: Candidates for pooling have the same regressor coefficients apart from the intercept

	ln L	ln Lr	LR	P>chi2
1:2	-142,924	-155,362	24,876	0,024
1:0	-142,924	-180,159	74,470	0,000
2:0	-142,924	-155,855	25,861	0,018

degrees of freedom for chi-square distribution: 13

\*\*\*MODELO LOGIT TRADICIONAL COM GSEM

Iteration 0: log likelihood = -192,24692  
 Iteration 1: log likelihood = -181,8372  
 Iteration 2: log likelihood = -147,73386  
 Iteration 3: log likelihood = -143,24853  
 Iteration 4: log likelihood = -142,92782  
 Iteration 5: log likelihood = -142,92439  
 Iteration 6: log likelihood = -142,92439

Generalized structural equation model                      Number of obs    =            746  
 Log likelihood = -142,92439

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
-----					
0,proc	(base outcome)				
-----					
1,proc <-					
mci2	,1386681	,1182171	1,17	0,241	-,0930332 ,3703693
tcf2	,0110668	,0115938	0,95	0,340	-,0116565 ,0337902
tca2	,0027068	,0073124	0,37	0,711	-,0116252 ,0170388
big_five	-2,076576	1,159543	-1,79	0,073	-4,349239 ,1960866
ceo_turn	1,400234	,8451395	1,66	0,098	-,2562084 3,056677
selo_gov	-1,749995	,9614426	-1,82	0,069	-3,634388 ,1343983
tam_dir_1	,0113291	,0212559	0,53	0,594	-,0303317 ,05299
desp_pcld	2,99e-07	6,35e-07	0,47	0,638	-9,45e-07 1,54e-06
ln_ativo_to	,7905396	,3863764	2,05	0,041	,0332557 1,547823
tip_bco	3,748503	1,640822	2,28	0,022	,5325506 6,964456
converg	-1,938245	1,145544	-1,69	0,091	-4,18347 ,3069794
estat	,8600252	,9123512	0,94	0,346	-,9281503 2,648201
crise	-,11686	,6927063	-0,17	0,866	-1,474539 1,240819
_cons	-19,86301	6,645962	-2,99	0,003	-32,88886 -6,837166
-----					
2,proc <-					
mci2	-,3310958	,1708791	-1,94	0,053	-,6660127 ,003821
tcf2	,0238673	,0110501	2,16	0,031	,0022094 ,0455251
tca2	-,0077679	,0103111	-0,75	0,451	-,0279773 ,0124416
big_five	-2,668948	,8166313	-3,27	0,001	-4,269516 -1,06838
ceo_turn	-,5654105	1,213116	-0,47	0,641	-2,943074 1,812253
selo_gov	-1,747453	1,216114	-1,44	0,151	-4,130991 ,6360862
tam_dir_1	-,0807542	,0526348	-1,53	0,125	-,1839165 ,022408
desp_pcld	1,74e-06	6,63e-07	2,63	0,009	4,44e-07 3,04e-06
ln_ativo_to	,6644645	,274725	2,42	0,016	,1260134 1,202916
tip_bco	,7077913	,7948875	0,89	0,373	-,8501596 2,265742
converg	-1,830854	1,197543	-1,53	0,126	-4,177996 ,5162875
estat	-,6716575	,7982713	-0,84	0,400	-2,23624 ,8929255
crise	-,3829923	,8680072	-0,44	0,659	-2,084255 1,318271
_cons	-12,35631	4,384408	-2,82	0,005	-20,94959 -3,763024

\*\*\*MODELO LOGIT COM INTERCEPTO ALEATORIO

Fitting fixed-effects model:

Iteration 0: log likelihood = -192,24692  
 Iteration 1: log likelihood = -181,8372  
 Iteration 2: log likelihood = -147,73386  
 Iteration 3: log likelihood = -143,24853  
 Iteration 4: log likelihood = -142,92782  
 Iteration 5: log likelihood = -142,92439  
 Iteration 6: log likelihood = -142,92439

Refining starting values:

Grid node 0: log likelihood = -143,74374

Fitting full model:

Iteration 0: log likelihood = -143,74374 (not concave)  
 Iteration 1: log likelihood = -142,19384 (not concave)  
 Iteration 2: log likelihood = -141,1258  
 Iteration 3: log likelihood = -139,81976 (not concave)  
 Iteration 4: log likelihood = -139,65653  
 Iteration 5: log likelihood = -139,57093  
 Iteration 6: log likelihood = -139,45176  
 Iteration 7: log likelihood = -139,42181 (backed up)  
 Iteration 8: log likelihood = -139,41028  
 Iteration 9: log likelihood = -139,40211  
 Iteration 10: log likelihood = -139,40161  
 Iteration 11: log likelihood = -139,39976  
 Iteration 12: log likelihood = -139,39976

Generalized structural equation model Number of obs = 746  
 Log likelihood = -139,39976

( 1) [1,proc]M1[i] = 1

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
0,proc	(base outcome)					
1,proc <-						
mci2	,1375571	,120332	1,14	0,253	-,0982894	,3734035
tcf2	,0095152	,0120264	0,79	0,429	-,0140562	,0330865
tca2	,0030238	,0074717	0,40	0,686	-,0116205	,0176681
big_five	-2,070437	1,155758	-1,79	0,073	-4,335682	,1948078
ceo_turn	1,378651	,8454845	1,63	0,103	-,2784679	3,03577
selo_gov	-1,745179	,9719369	-1,80	0,073	-3,65014	,1597821
tam_dir_1	,011854	,0214327	0,55	0,580	-,0301532	,0538612
desp_pcld	3,06e-07	6,36e-07	0,48	0,630	-9,40e-07	1,55e-06
ln_ativo_to	,7838166	,3897449	2,01	0,044	,0199307	1,547703
tip_bco	3,76415	1,670779	2,25	0,024	,4894826	7,038817
converg	-1,955028	1,143761	-1,71	0,087	-4,196759	,2867035
estat	,9282347	,9447619	0,98	0,326	-,9234645	2,779934
crise	-,1097811	,6930411	-0,16	0,874	-1,468117	1,248554
M1[i]	1	(constrained)				
_cons	-19,79098	6,707023	-2,95	0,003	-32,93651	-6,64546
2,proc <-						
mci2	-,358589	,1780411	-2,01	0,044	-,7075431	-,0096349
tcf2	,0156064	,0151444	1,03	0,303	-,0140761	,045289
tca2	-,0094973	,0156584	-0,61	0,544	-,0401871	,0211926
big_five	-2,686522	1,102038	-2,44	0,015	-4,846477	-,5265676
ceo_turn	-,8787177	1,230519	-0,71	0,475	-3,29049	1,533055
selo_gov	-1,476102	1,292366	-1,14	0,253	-4,009093	1,056888
tam_dir_1	-,0763335	,0694224	-1,10	0,272	-,2123988	,0597319
desp_pcld	1,57e-06	7,88e-07	1,99	0,047	2,09e-08	3,11e-06
ln_ativo_to	,6556887	,3936701	1,67	0,096	-,1158905	1,427268
tip_bco	,079356	1,398636	0,06	0,955	-2,661921	2,820633
converg	-2,131219	1,248357	-1,71	0,088	-4,577954	,315515
estat	,099886	1,282569	0,08	0,938	-2,413903	2,613675
crise	-,4258781	,8927555	-0,48	0,633	-2,175647	1,323891
M1[i]	6,296121	11,02539	0,57	0,568	-15,31324	27,90548
_cons	-12,34259	6,240097	-1,98	0,048	-24,57296	-,1122262
var(M1[i])	,0395067	,1375011			,0000431	36,2441

\*\*\*MODELO PROBIT COM INTERCEPTO ALEATORIO

Fitting individual models as starting point for full model fit,  
 Note: For programming reasons, these initial estimates may deviate from your specification,

For exact fits of each equation alone, run cmp separately on each,

Iteration 0: log likelihood = -164,4378  
 Iteration 1: log likelihood = -164,4378

Probit regression Number of obs = 746  
LR chi2(0) = 0,00  
Prob > chi2 = 0,0000  
Pseudo R2 = 0,0000  
 Log likelihood = -164,4378

__mp_cmp_y1	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
_cons	1,574891	,0739231	21,30	0,000	1,430005 1,719778

Iteration 0: log likelihood = -73,448306  
 Iteration 1: log likelihood = -64,121595  
 Iteration 2: log likelihood = -61,000984  
 Iteration 3: log likelihood = -60,911893  
 Iteration 4: log likelihood = -60,911726  
 Iteration 5: log likelihood = -60,911726

Probit regression Number of obs = 746  
LR chi2(13) = 25,07  
Prob > chi2 = 0,0226  
Pseudo R2 = 0,1707  
 Log likelihood = -60,911726

__mp_cmp_y2	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
mci2	,0661453	,0553705	1,19	0,232	-,0423789 ,1746695
tcf2	,0045188	,0051455	0,88	0,380	-,0055662 ,0146037
tca2	,0012678	,0031405	0,40	0,686	-,0048874 ,007423
big_five	-,86403	,5018221	-1,72	0,085	-1,847583 ,1195233
ceo_turn	,7310554	,3940343	1,86	0,064	-,0412376 1,503348
selo_gov	-,7630643	,4432391	-1,72	0,085	-1,631797 ,1056683
tam_dir_1	,0053015	,0093082	0,57	0,569	-,0129423 ,0235452
desp_pcl1d	1,29e-07	2,83e-07	0,46	0,648	-4,26e-07 6,85e-07
ln_ativo_to	,349595	,1677381	2,08	0,037	,0208345 ,6783556
tip_bco	1,844065	,7764754	2,37	0,018	,3222011 3,365929
converg	-,8076795	,4554534	-1,77	0,076	-1,700352 ,0849927
estat	,4278104	,4016314	1,07	0,287	-,3593728 1,214994
crise	-,0362862	,3215094	-0,11	0,910	-,666433 ,5938606
_cons	-9,385094	2,938754	-3,19	0,001	-15,14495 -3,625242

Note: 5 failures and 0 successes completely determined,

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y2 equation appears ill-conditioned,  
 (Condition number = 231,95463,)  
 This might prevent convergence. If it does, and if you have not done so already,  
 you may need to remove near  
 > ly  
 collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
 nrtolerance(#) or nonrntolerance option  
 > to the command line,  
 See cmp tips,

Iteration 0: log likelihood = -119,37842  
 Iteration 1: log likelihood = -91,355621  
 Iteration 2: log likelihood = -83,492374  
 Iteration 3: log likelihood = -82,96886  
 Iteration 4: log likelihood = -82,96303  
 Iteration 5: log likelihood = -82,963012  
 Iteration 6: log likelihood = -82,963012

Probit regression Number of obs = 746  
LR chi2(13) = 72,83  
Prob > chi2 = 0,0000  
Pseudo R2 = 0,3050  
 Log likelihood = -82,963012

_mp_cmp_y3	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
mci2	-,150504	,0827163	-1,82	0,069	-,3126249 ,011617
tcf2	,009937	,0048888	2,03	0,042	,0003552 ,0195189
tca2	-,0036946	,0049839	-0,74	0,459	-,0134628 ,0060737
big_five	-1,181872	,3660857	-3,23	0,001	-1,899386 -,464357
ceo_turn	-,205481	,5369349	-0,38	0,702	-1,257854 ,846892
selo_gov	-1,021587	,6047496	-1,69	0,091	-2,206874 ,1637008
tam_dir_1	-,0355802	,0251989	-1,41	0,158	-,084969 ,0138087
desp_pcld	8,47e-07	3,25e-07	2,61	0,009	2,11e-07 1,48e-06
ln_ativo_to	,2885615	,1197751	2,41	0,016	,0538067 ,5233163
tip_bco	,2489192	,372903	0,67	0,504	-,4819574 ,9797957
converg	-,6091003	,456439	-1,33	0,182	-1,503704 ,2855036
estat	-,2041783	,3764241	-0,54	0,588	-,9419559 ,5335993
crise	-,1974649	,3984776	-0,50	0,620	-,9784667 ,583537
_cons	-5,649369	1,902474	-2,97	0,003	-9,37815 -1,920588

Note: 8 failures and 0 successes completely determined,

Warning: regressor matrix for \_mp\_cmp\_y3 equation appears ill-conditioned,  
(Condition number = 231,95463,)  
This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
you may need to remove near

> ly

collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
nrtolerance(#) or nonrtolerance option

> to the command line,

See cmp tips,

Fitting full model,

Random effects/coefficients simulated,

Sequence type = halton

Number of draws per observation = 4

Include antithetic draws = no

Scramble = no

Prime bases = 2 3

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the  
data set would change th

> e results,

```
Iteration 0: log likelihood = -162,44968 (not concave)
Iteration 1: log likelihood = -151,10351 (not concave)
Iteration 2: log likelihood = -150,5308 (not concave)
Iteration 3: log likelihood = -141,37266
Iteration 4: log likelihood = -138,64592
Iteration 5: log likelihood = -135,59093
Iteration 6: log likelihood = -135,5476
Iteration 7: log likelihood = -135,40581
Iteration 8: log likelihood = -135,3446
Iteration 9: log likelihood = -135,32561
Iteration 10: log likelihood = -135,32505
Iteration 11: log likelihood = -135,32496
Iteration 12: log likelihood = -135,32494
Iteration 13: log likelihood = -135,32493
```

Mixed-process multilevel regression

Number of obs = 746

Wald chi2(26) = 45,19

Log likelihood = -135,32493

Prob > chi2 = 0,0112

( 1) [\_outcome\_1\_1]\_cons = 0

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
_outcome_1_1					
_cons	0 (omitted)				
_outcome_1_2					
mci2	,0787306	,0795066	0,99	0,322	-,0770995 ,2345607
tcf2	,0070455	,0071368	0,99	0,324	-,0069425 ,0210334
tca2	,0015545	,0044187	0,35	0,725	-,0071059 ,0102149
big_five	-1,282443	,7062871	-1,82	0,069	-2,66674 ,1018542
ceo_turn	,9647495	,553921	1,74	0,082	-,1209157 2,050415
selo_gov	-1,162337	,6320541	-1,84	0,066	-2,40114 ,0764663
tam_dir_1	,0067283	,0132317	0,51	0,611	-,0192054 ,0326619
desp_pcld	2,14e-07	3,97e-07	0,54	0,591	-5,65e-07 9,92e-07

ln_ativo_to	,4960977	,2308025	2,15	0,032	,0437332	,9484622
tip_bco	2,247995	1,062835	2,12	0,034	,1648767	4,331114
converg	-1,176753	,6358638	-1,85	0,064	-2,423023	,0695172
estat	,5560877	,5584783	1,00	0,319	-,5385096	1,650685
crise	-,1022138	,4512847	-0,23	0,821	-,9867156	,7822879
_cons	-12,7607	3,994098	-3,19	0,001	-20,58899	-4,93241
-----						
_outcome_1_3						
mci2	-,2514082	,1312495	-1,92	0,055	-,5086525	,005836
tcf2	,0091044	,0095838	0,95	0,342	-,0096794	,0278882
tca2	-,0033816	,0125274	-0,27	0,787	-,0279348	,0211716
big_five	-2,519606	,9094973	-2,77	0,006	-4,302188	-,7370237
ceo_turn	-,6378451	,9063847	-0,70	0,482	-2,414326	1,138636
selo_gov	-1,125905	,9261291	-1,22	0,224	-2,941085	,6892745
tam_dir_1	-,0912339	,05212	-1,75	0,080	-,1933872	,0109194
desp_pclD	1,01e-06	5,39e-07	1,88	0,060	-4,20e-08	2,07e-06
ln_ativo_to	,7375032	,3054701	2,41	0,016	,1387927	1,336214
tip_bco	,0063138	,8199831	0,01	0,994	-1,600823	1,613451
converg	-1,389064	,7866935	-1,77	0,077	-2,930955	,1528272
estat	,2788537	,9424931	0,30	0,767	-1,568399	2,126106
crise	-,179949	,6675816	-0,27	0,788	-1,488385	1,128487
_cons	-12,74598	4,734231	-2,69	0,007	-22,0249	-3,467057
-----						
/lnsig_1_2	-13,08392	586,0527	-0,02	0,982	-1161,726	1135,558
/lnsig_1_3	,2276802	,3202961	0,71	0,477	-,4000886	,855449
/atanhrho_~23	-,6818562	,3125989	-2,18	0,029	-1,294539	-,0691736

Random-effects Parameters | Estimate Std, Err, [95% Conf, Interval]

Level: i			
_outcome_1_2			
Standard deviations			
_cons	2,08e-06	,001218	0
' _outcome_1_3			
Standard deviations			
_cons	1,255684	,4021906	,6702607
2,35243			
Cross-eq correlations			
_outcome_1_2	_outcome_1_3		
_cons	_cons	-,5927248	,2027758 - ,8603106 -
,0690635			

Level: Residuals	
Standard deviations	
_outcome_1_1	0 (constrained)
_outcome_1_2	1,414214 (constrained)
_outcome_1_3	1,414214 (constrained)

\*\*\*COMPARAÇÃO DE MODELOS

Likelihood-ratio test LR chi2(2) = 7,05  
 (Assumption: OPORTRAD nested in OPORINTERC) Prob > chi2 = 0,0295

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
OPORTRAD	746	,	-142,9244	28	341,8488	471,0611
OPORINTERC	746	,	-139,3998	30	338,7995	477,2413
OPORPROBIT	746	,	-135,3249	31	332,6499	475,7064

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

\*\*\*TESTE DE MULTICOLINEARIDADE

Collinearity Diagnostics

Variable	VIF	SQRT VIF	Tolerance	R-Squared
----------	-----	----------	-----------	-----------

mci2	1,34	1,16	0,7451	0,2549
tcf2	2,62	1,62	0,3811	0,6189
tca2	1,20	1,10	0,8321	0,1679
big_five	1,79	1,34	0,5586	0,4414
ceo_turn	1,01	1,00	0,9910	0,0090
selo_gov	1,74	1,32	0,5743	0,4257
tam_dir_1	2,42	1,55	0,4140	0,5860
desp_pcld	2,56	1,60	0,3901	0,6099
ln_ativo_to	3,53	1,88	0,2832	0,7168
tip_bco	1,35	1,16	0,7417	0,2583
converg	1,36	1,17	0,7345	0,2655
estat	2,81	1,68	0,3553	0,6447
crise	1,16	1,08	0,8620	0,1380
Mean VIF	1,92			

	Eigenval	Cond Index
1	7,2713	1,0000
2	1,4835	2,2139
3	1,0374	2,6475
4	0,9864	2,7150
5	0,9297	2,7966
6	0,6922	3,2410
7	0,4650	3,9545
8	0,3662	4,4561
9	0,2969	4,9485
10	0,1811	6,3358
11	0,1384	7,2496
12	0,1020	8,4439
13	0,0473	12,3942
14	0,0025	54,1950

Condition Number 54,1950

Eigenvalues & Cond Index computed from scaled raw sscp (w/ intercept)

Det(correlation matrix) 0,0161



_cons	-16,47953	4,048425	-4,07	0,000	-24,41429	-8,544759
-----						
2,proc <-						
idade	,0183969	,0211938	0,87	0,385	-,0231423	,0599361
ln_ativo_to	,0855305	,0945673	0,90	0,366	-,0998181	,270879
tip_bco	-1,471827	,6215215	-2,37	0,018	-2,689987	-,2536674
estat	,6665348	,5303681	1,26	0,209	-,3729676	1,706037
crise	-,4897354	,6336668	-0,77	0,440	-1,731699	,7522287
_cons	-4,693754	2,317835	-2,03	0,043	-9,236627	-,1508813
-----						

\*\*\*MODELO LOGIT COM INTERCEPTO ALEATORIO

Fitting fixed-effects model:

Iteration 0: log likelihood = -189,50805  
 Iteration 1: log likelihood = -174,77898  
 Iteration 2: log likelihood = -171,23973  
 Iteration 3: log likelihood = -171,03587  
 Iteration 4: log likelihood = -171,03553  
 Iteration 5: log likelihood = -171,03553

Refining starting values:

Grid node 0: log likelihood = -173,3788

Fitting full model:

Iteration 0: log likelihood = -173,3788 (not concave)  
 Iteration 1: log likelihood = -171,8118 (not concave)  
 Iteration 2: log likelihood = -170,68135 (not concave)  
 Iteration 3: log likelihood = -165,8842  
 Iteration 4: log likelihood = -162,20419 (not concave)  
 Iteration 5: log likelihood = -161,84182  
 Iteration 6: log likelihood = -161,58384  
 Iteration 7: log likelihood = -161,55925  
 Iteration 8: log likelihood = -161,55735  
 Iteration 9: log likelihood = -161,55775  
 Iteration 10: log likelihood = -161,55776

Generalized structural equation model                      Number of obs       =       766  
 Log likelihood = -161,55776

( 1) [1,proc]M1[i] = 1

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
0,proc	(base outcome)					
-----						
1,proc <-						
idade	,0473113	,0382905	1,24	0,217	-,0277367	,1223593
ln_ativo_to	,3198466	,250759	1,28	0,202	-,1716321	,8113252
tip_bco	-,4749554	1,92054	-0,25	0,805	-4,239144	3,289234
estat	,3520272	1,098183	0,32	0,749	-1,800372	2,504427
crise	-1,091802	1,055557	-1,03	0,301	-3,160656	,9770525
M1[i]	1 (constrained)					
_cons	-12,30688	5,387101	-2,28	0,022	-22,86541	-1,748359
-----						
2,proc <-						
idade	,0457726	,040405	1,13	0,257	-,0334197	,1249648
ln_ativo_to	-,3405279	,3455471	-0,99	0,324	-1,017788	,3367319
tip_bco	-4,500322	2,739504	-1,64	0,100	-9,86965	,8690065
estat	-,3203264	1,357147	-0,24	0,813	-2,980285	2,339632
crise	-,4910823	,6675261	-0,74	0,462	-1,799409	,8172448
M1[i]	2,016194	1,162634	1,73	0,083	-,2625271	4,294915
_cons	2,228534	6,673964	0,33	0,738	-10,85219	15,30926
-----						
var(M1[i])	1,004486	1,347687			,0724292	13,93074
-----						



\*\*\*MODELO PROBIT COM INTERCEPTO ALEATORIO

Fitting individual models as starting point for full model fit,  
 Note: For programming reasons, these initial estimates may deviate from your specification,

For exact fits of each equation alone, run cmp separately on each,

Iteration 0: log likelihood = -162,77445  
 Iteration 1: log likelihood = -162,77445

Probit regression Number of obs = 766  
LR chi2(0) = 0,00  
Prob > chi2 = 0,0000  
Pseudo R2 = 0,0000  
 Log likelihood = -162,77445

__mp_cmp_y1	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
_cons	1,599721	,0741214	21,58	0,000	1,454445 1,744996

Iteration 0: log likelihood = -69,901024  
 Iteration 1: log likelihood = -62,500018  
 Iteration 2: log likelihood = -61,579684  
 Iteration 3: log likelihood = -61,570566  
 Iteration 4: log likelihood = -61,570563

Probit regression Number of obs = 766  
LR chi2(5) = 16,66  
Prob > chi2 = 0,0052  
Pseudo R2 = 0,1192  
 Log likelihood = -61,570563

__mp_cmp_y2	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
idade	,018344	,0123492	1,49	0,137	-,00586 ,0425479
ln_ativo_to	,2256545	,0704516	3,20	0,001	,0875719 ,3637371
tip_bco	,3637142	,5124327	0,71	0,478	-,6406353 1,368064
estat	,4181164	,3202204	1,31	0,192	-,2095041 1,045737
crise	-,446855	,4149237	-1,08	0,281	-1,260091 ,3663805
_cons	-7,417364	1,699795	-4,36	0,000	-10,7489 -4,085827

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y2 equation appears ill-conditioned,  
 (Condition number = 130,12029,)  
 This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
 you may need to remove near  
 > ly  
 collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
 nrtolerance(#) or nonrtolerance option  
 > to the command line,  
 See cmp tips,

Iteration 0: log likelihood = -120,13327  
 Iteration 1: log likelihood = -111,00122  
 Iteration 2: log likelihood = -110,08499  
 Iteration 3: log likelihood = -110,08208  
 Iteration 4: log likelihood = -110,08208

Probit regression Number of obs = 766  
LR chi2(5) = 20,10  
Prob > chi2 = 0,0012  
Pseudo R2 = 0,0837  
 Log likelihood = -110,08208

__mp_cmp_y3	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
idade	,006168	,0095561	0,65	0,519	-,0125616 ,0248975
ln_ativo_to	,0234407	,0439186	0,53	0,594	-,0626382 ,1095196
tip_bco	-,7721015	,306154	-2,52	0,012	-1,372152 -,1720507
estat	,2447743	,2287957	1,07	0,285	-,203657 ,6932057
crise	-,2960628	,2974793	-1,00	0,320	-,8791115 ,286986
_cons	-1,934719	1,028289	-1,88	0,060	-3,950128 ,0806897

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y3 equation appears ill-conditioned,  
 (Condition number = 130,12029,)

This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already, you may need to remove near

```
> ly
collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a
nrtolerance(#) or nonrntolerance option
> to the command line,
See cmp tips,
```

Fitting full model,

Random effects/coefficients simulated,

```
Sequence type = halton
Number of draws per observation = 2
Include antithetic draws = yes
Scramble = no
Prime bases = 2 3
```

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the data set would change th

> e results,

```
Iteration 0: log likelihood = -199,799 (not concave)
Iteration 1: log likelihood = -196,63155 (not concave)
Iteration 2: log likelihood = -181,36875 (not concave)
Iteration 3: log likelihood = -176,46465
Iteration 4: log likelihood = -170,3799 (not concave)
Iteration 5: log likelihood = -169,34847
Iteration 6: log likelihood = -168,89614
Iteration 7: log likelihood = -168,8925
Iteration 8: log likelihood = -168,89117
Iteration 9: log likelihood = -168,89116
```

```
Mixed-process multilevel regression                               Number of obs   =       766
Log likelihood = -168,89116                                     Wald chi2(10)   =       25,04
                                                                Prob > chi2     =       0,0053
```

( 1) [\_outcome\_1\_1]\_cons = 0

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
_____	_____	_____	_____	_____	_____	_____
_outcome_1_1						
_cons	0	(omitted)				
_____	_____	_____	_____	_____	_____	_____
_outcome_1_2						
idade	,02616	,0177584	1,47	0,141	-,0086457	,0609658
ln_ativo_to	,292266	,1023451	2,86	0,004	,0916734	,4928586
tip_bco	,5420538	,7840688	0,69	0,489	-,9946927	2,0788
estat	,7787262	,4888282	1,59	0,111	-,1793596	1,736812
crise	-,6342367	,6127178	-1,04	0,301	-1,835141	,566668
_cons	-9,90976	2,468993	-4,01	0,000	-14,7489	-5,070623
_____	_____	_____	_____	_____	_____	_____
_outcome_1_3						
idade	,0118528	,015438	0,77	0,443	-,0184052	,0421108
ln_ativo_to	-,0217522	,0883035	-0,25	0,805	-,1948239	,1513195
tip_bco	-1,098955	,5494311	-2,00	0,045	-2,17582	-,0220898
estat	,4892185	,4019897	1,22	0,224	-,2986669	1,277104
crise	-,3921041	,5544819	-0,71	0,479	-1,478869	,6946606
_cons	-1,862914	1,92692	-0,97	0,334	-5,639607	1,913779
_____	_____	_____	_____	_____	_____	_____
/lnsig_1_2	-,8671414	,5542756	-1,56	0,118	-1,953502	,2192187
/lnsig_1_3	-,3458059	,3314706	-1,04	0,297	-,9954764	,3038646
/atanhrho_~23	18,63908	2518,177	0,01	0,994	-4916,896	4954,174

Random-effects Parameters | Estimate Std, Err, [95% Conf, Interval]

Level: i			
_outcome_1_2			
Standard deviations			
_cons	,4201509	,2328794	,1417768
1,245104			
_outcome_1_3			
Standard deviations			
_cons	,7076498	,2345651	,3695473
1,355086			

Cross-eq correlations				
_outcome_1_2	_outcome_1_3			
_cons	_cons	1	6,51e-13	-1

---

Level: Residuals			
Standard deviations			
_outcome_1_1		0	(constrained)
_outcome_1_2		1,414214	(constrained)
_outcome_1_3		1,414214	(constrained)

**\*\*\*COMPARAÇÃO DE MODELOS**

Likelihood-ratio test (Assumption: H7TRAD nested in H7INTERC) LR chi2(2) = 18,96  
 Prob > chi2 = 0,0001

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
H7TRAD	766	,	-171,0355	12	366,0711	421,7652
H7INTERC	766	,	-161,5578	14	351,1155	416,0921
H7PROBIT	766	,	-168,8912	15	367,7823	437,4001

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

**\*\*\*TESTE DE MULTICOLINEARIDADE**  
 Collinearity Diagnostics

variable	VIF	SQRT VIF	Tolerance	R-Squared
idade	1,04	1,02	0,9651	0,0349
ln_ativo_to	1,14	1,07	0,8736	0,1264
tip_bco	1,48	1,21	0,6779	0,3221
estat	1,38	1,18	0,7235	0,2765
crise	1,01	1,00	0,9921	0,0079
Mean VIF	1,21			

	Eigenval	Cond Index
1	4,3892	1,0000
2	0,8428	2,2820
3	0,6794	2,5417
4	0,0558	8,8676
5	0,0274	12,6499
6	0,0053	28,6663

Condition Number 28,6663  
 Eigenvalues & Cond Index computed from scaled raw sscp (w/ intercept)  
 Det(correlation matrix) 0,6550

**\*\*\*HIPÓTESE Nº 08 – RACIONALIZAÇÃO**

**\*\*\*TESTE DE CRAMER E RIDDER (1991)**

Iteration 0: log likelihood = -271,32033  
 Iteration 1: log likelihood = -244,37977  
 Iteration 2: log likelihood = -235,649  
 Iteration 3: log likelihood = -235,07676  
 Iteration 4: log likelihood = -235,07162  
 Iteration 5: log likelihood = -235,07162

Multinomial logistic regression Number of obs = 1076  
 LR chi2(14) = 72,50







collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a nrtolerance(#) or nonrntolerance option  
 > to the command line,  
 See cmp tips,

Fitting full model,

Random effects/coefficients simulated,  
 Sequence type = halton  
 Number of draws per observation = 2  
 Include antithetic draws = yes  
 Scramble = no  
 Prime bases = 2 3

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the data set would change th  
 > e results,

```
Iteration 0: log likelihood = -278,49017 (not concave)
Iteration 1: log likelihood = -237,43227 (not concave)
Iteration 2: log likelihood = -226,51341
Iteration 3: log likelihood = -225,97904 (not concave)
Iteration 4: log likelihood = -223,30047 (not concave)
Iteration 5: log likelihood = -223,17567 (not concave)
Iteration 6: log likelihood = -219,45224 (not concave)
Iteration 7: log likelihood = -218,83148
Iteration 8: log likelihood = -218,2195 (not concave)
Iteration 9: log likelihood = -217,86908 (not concave)
Iteration 10: log likelihood = -217,74114
Iteration 11: log likelihood = -217,68795
Iteration 12: log likelihood = -217,61776
Iteration 13: log likelihood = -217,61638
Iteration 14: log likelihood = -217,61634
Iteration 15: log likelihood = -217,61632
```

```
Mixed-process multilevel regression                               Number of obs   =       1076
                                                                wald chi2(14)  =        69,49
Log likelihood = -217,61632                                     Prob > chi2     =         0,0000
```

( 1) [\_outcome\_1\_1]\_cons = 0

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
-----	-----	-----	-----	-----	-----
_outcome_1_1					
_cons	0 (omitted)				
-----	-----	-----	-----	-----	-----
_outcome_1_2					
grad_ger	-,0739136	,560271	-0,13	0,895	-1,172025 1,024197
esp_ger	-,0879049	,5636364	-0,16	0,876	-1,192612 1,016802
strictu_ger	,8150743	,813068	1,00	0,316	-,7785098 2,408658
ln_ativo_to	,2494079	,0781878	3,19	0,001	,0961627 ,4026531
tip_bco	,6421669	,5328625	1,21	0,228	-,4022243 1,686558
estat	,4632061	,3112105	1,49	0,137	-,1467553 1,073167
crise	-,0287995	,3673135	-0,08	0,938	-,7487207 ,6911216
_cons	-7,791713	1,64677	-4,73	0,000	-11,01932 -4,564104
-----	-----	-----	-----	-----	-----
_outcome_1_3					
grad_ger	-1,195437	,57393	-2,08	0,037	-2,320319 -,0705544
esp_ger	-1,816744	,6436016	-2,82	0,005	-3,07818 -,5553082
strictu_ger	,5412446	,7701024	0,70	0,482	-,9681283 2,050617
ln_ativo_to	,0994137	,0830365	1,20	0,231	-,0633347 ,2621622
tip_bco	-1,409772	,5342533	-2,64	0,008	-2,456889 -,3626548
estat	,5471583	,3374167	1,62	0,105	-,1141663 1,208483
crise	-,5475055	,4592629	-1,19	0,233	-1,447644 ,3526332
_cons	-3,206335	1,786888	-1,79	0,073	-6,70857 ,2959011
-----	-----	-----	-----	-----	-----
/lnsig_1_2	-15,1776	562,9825	-0,03	0,978	-1118,603 1088,248
/lnsig_1_3	,5477459	,1802109	3,04	0,002	,194539 ,9009527
/atanrho_~23	-,6941236	,1335728	-5,20	0,000	-,9559215 -,4323257
-----	-----	-----	-----	-----	-----

-----  
 Random-effects Parameters | Estimate Std, Err, [95% Conf, Interval]  
 -----

Level: i  
 \_outcome\_1\_2 |

















```
Iteration 2: log likelihood = -262,49311
Iteration 3: log likelihood = -262,21286
Iteration 4: log likelihood = -262,21184
Iteration 5: log likelihood = -262,21184
```

Generalized structural equation model                      Number of obs    =        1037  
 Log likelihood = -262,21184

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
0,proc	(base outcome)					
1,proc <-						
pren_mul_cf	1,344167	1,869535	0,72	0,472	-2,320054	5,008388
pren_mul_ca	1,02832	2,409601	0,43	0,670	-3,694411	5,751051
pren_mul_dir	-,6951855	2,384733	-0,29	0,771	-5,369177	3,978806
tip_bco	,3295375	,800015	0,41	0,680	-1,238463	1,897538
estat	-,3060528	,5333493	-0,57	0,566	-1,351398	,7392925
crise	-,1839028	,6251433	-0,29	0,769	-1,409161	1,041355
_cons	-3,987601	,833851	-4,78	0,000	-5,621919	-2,353283

--Break--  
 r(1);

```
, gsem (proc <- pren_mul_cf pren_mul_ca pren_mul_dir ln_ativo_to tip_bco estat
crise), mlogit
```

```
Iteration 0: log likelihood = -282,57625
Iteration 1: log likelihood = -272,32536
Iteration 2: log likelihood = -247,54058
Iteration 3: log likelihood = -246,66337
Iteration 4: log likelihood = -246,65771
Iteration 5: log likelihood = -246,6577
```

Generalized structural equation model                      Number of obs    =        1037  
 Log likelihood = -246,6577

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
0,proc	(base outcome)					
1,proc <-						
pren_mul_cf	2,945793	2,104615	1,40	0,162	-1,179175	7,070762
pren_mul_ca	,4774754	2,672267	0,18	0,858	-4,760072	5,715023
pren_mul_dir	-1,411442	2,889368	-0,49	0,625	-7,0745	4,251616
ln_ativo_to	,4972235	,1300368	3,82	0,000	,2423561	,7520909
tip_bco	1,419519	,9313359	1,52	0,127	-,4058658	3,244904
estat	,0730926	,5703733	0,13	0,898	-1,044819	1,191004
crise	-,2317108	,6309807	-0,37	0,713	-1,46841	1,004989
_cons	-13,52257	2,849224	-4,75	0,000	-19,10695	-7,938194
2,proc <-						
pren_mul_cf	-3,55872	2,002945	-1,78	0,076	-7,48442	,3669794
pren_mul_ca	-2,122727	2,258075	-0,94	0,347	-6,548473	2,30302
pren_mul_dir	-5,130539	3,185681	-1,61	0,107	-11,37436	1,11328
ln_ativo_to	,3425625	,0920187	3,72	0,000	,1622092	,5229157
tip_bco	-1,003439	,4645869	-2,16	0,031	-1,914012	-,0928653
estat	1,202041	,4556502	2,64	0,008	,3089831	2,095099
crise	-1,220208	,7449431	-1,64	0,101	-2,68027	,2398538
_cons	-8,1218	1,783631	-4,55	0,000	-11,61765	-4,625948

**\*\*\*MODELO LOGIT COM INTERCEPTO ALEATORIO**

Fitting fixed-effects model:

```
Iteration 0: log likelihood = -282,57625
Iteration 1: log likelihood = -272,32536
Iteration 2: log likelihood = -247,54058
Iteration 3: log likelihood = -246,66337
Iteration 4: log likelihood = -246,65771
Iteration 5: log likelihood = -246,6577
```





Iteration 2: log likelihood = -105,04288  
 Iteration 3: log likelihood = -105,04034  
 Iteration 4: log likelihood = -105,04034

Probit regression Number of obs = 1037  
LR chi2(7) = 18,13  
Prob > chi2 = 0,0114  
Pseudo R2 = 0,0794  
 Log likelihood = -105,04034

__mp_cmp_y2	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
pren_mul_cf	1,29144	,8716243	1,48	0,138	-,4169124 2,999792
pren_mul_ca	,3278298	1,11338	0,29	0,768	-1,854354 2,510014
pren_mul_dir	-,7206668	1,214001	-0,59	0,553	-3,100066 1,658732
ln_ativo_to	,2086242	,0559725	3,73	0,000	,0989201 ,3183283
tip_bco	,6758194	,3975212	1,70	0,089	-,1033079 1,454947
estat	-,0056847	,2456694	-0,02	0,982	-,487188 ,4758186
crise	-,0942443	,2728586	-0,35	0,730	-,6290373 ,4405487
_cons	-6,165756	1,204063	-5,12	0,000	-8,525676 -3,805836

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y2 equation appears ill-conditioned,  
 (Condition number = 56,966777,)  
 This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
 you may need to remove near  
 > ly  
 collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
 nrtolerance(#) or nonrtolerance option  
 > to the command line,  
 See cmp tips,

Iteration 0: log likelihood = -169,42674  
 Iteration 1: log likelihood = -146,01059  
 Iteration 2: log likelihood = -143,82338  
 Iteration 3: log likelihood = -143,78292  
 Iteration 4: log likelihood = -143,78291

Probit regression Number of obs = 1037  
LR chi2(7) = 51,29  
Prob > chi2 = 0,0000  
Pseudo R2 = 0,1514  
 Log likelihood = -143,78291

__mp_cmp_y3	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
pren_mul_cf	-1,44741	,9451645	-1,53	0,126	-3,299898 ,4050788
pren_mul_ca	-,9306662	1,010428	-0,92	0,357	-2,911068 1,049736
pren_mul_dir	-2,569259	1,480499	-1,74	0,083	-5,470984 ,3324659
ln_ativo_to	,1447324	,0435009	3,33	0,001	,0594723 ,2299926
tip_bco	-,5064923	,224454	-2,26	0,024	-,946414 -,0665706
estat	,5194433	,205118	2,53	0,011	,1174193 ,9214672
crise	-,6411934	,3391358	-1,89	0,059	-1,305887 ,0235006
_cons	-3,729114	,8261826	-4,51	0,000	-5,348403 -2,109826

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y3 equation appears ill-conditioned,  
 (Condition number = 56,966777,)  
 This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
 you may need to remove near  
 > ly  
 collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
 nrtolerance(#) or nonrtolerance option  
 > to the command line,  
 See cmp tips,

Fitting full model,

Random effects/coefficients simulated,  
 Sequence type = halton  
 Number of draws per observation = 3  
 Include antithetic draws = yes  
 Scramble = no  
 Prime bases = 2 3

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the  
 data set would change th  
 > e results,

```

Iteration 0: log likelihood = -285,72 (not concave)
Iteration 1: log likelihood = -258,83947 (not concave)
Iteration 2: log likelihood = -248,04819 (not concave)
Iteration 3: log likelihood = -240,43226 (not concave)
Iteration 4: log likelihood = -231,33417
Iteration 5: log likelihood = -228,73571
Iteration 6: log likelihood = -228,01025
Iteration 7: log likelihood = -227,74897
Iteration 8: log likelihood = -227,66919
Iteration 9: log likelihood = -227,64208
Iteration 10: log likelihood = -227,63422
Iteration 11: log likelihood = -227,63001
Iteration 12: log likelihood = -227,6282
Iteration 13: log likelihood = -227,62726
Iteration 14: log likelihood = -227,6268
Iteration 15: log likelihood = -227,62656
Iteration 16: log likelihood = -227,62645
Iteration 17: log likelihood = -227,62639
Iteration 18: log likelihood = -227,62636
Iteration 19: log likelihood = -227,62634
Iteration 20: log likelihood = -227,62634
Iteration 21: log likelihood = -227,62633
Iteration 22: log likelihood = -227,62633

```

```

Mixed-process multilevel regression      Number of obs =      1037
Log likelihood = -227,62633              Wald chi2(14) =      39,75
                                          Prob > chi2 =      0,0003

```

( 1) [\_outcome\_1\_1]\_cons = 0

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
-----+-----						
_outcome_1_1						
_cons	0	(omitted)				
-----+-----						
_outcome_1_2						
pren_mul_cf	1,257346	1,624234	0,77	0,439	-1,926094	4,440786
pren_mul_ca	-,6915751	1,968299	-0,35	0,725	-4,549369	3,166219
pren_mul_dir	-2,405192	2,338601	-1,03	0,304	-6,988764	2,178381
ln_ativo_to	,3066596	,0949052	3,23	0,001	,1206487	,4926705
tip_bco	,5957192	,6193863	0,96	0,336	-,6182555	1,809694
estat	,0688474	,4204542	0,16	0,870	-,7552276	,8929225
crise	-,1703149	,4646229	-0,37	0,714	-1,080959	,7403292
_cons	-8,675102	2,069392	-4,19	0,000	-12,73104	-4,619169
-----+-----						
_outcome_1_3						
pren_mul_cf	-1,920402	1,684849	-1,14	0,254	-5,222646	1,381841
pren_mul_ca	-2,449398	2,035723	-1,20	0,229	-6,439342	1,540545
pren_mul_dir	-5,869587	2,826358	-2,08	0,038	-11,40915	-,3300261
ln_ativo_to	,2077909	,0916674	2,27	0,023	,028126	,3874557
tip_bco	-1,203797	,5161968	-2,33	0,020	-2,215524	-,1920695
estat	,9967211	,4519698	2,21	0,027	,1108767	1,882566
crise	-,9161508	,5975567	-1,53	0,125	-2,08734	,2550388
_cons	-5,724413	1,894225	-3,02	0,003	-9,437025	-2,011801
-----+-----						
/lnsig_1_2	-,2326123	,3201109	-0,73	0,467	-,8600182	,3947936
/lnsig_1_3	,4017952	,2046964	1,96	0,050	,0005976	,8029928
/atanhrho_~23	2,766184	1,299385	2,13	0,033	,2194358	5,312933
-----+-----						

Random-effects Parameters	Estimate	Std, Err,	[95% Conf, Interval]
-----+-----			
Level: i			
_outcome_1_2			
Standard deviations			
_cons	,7924607	,2536754	,4231544
1,484078			
_outcome_1_3			
Standard deviations			
_cons	1,494505	,3059199	1,000598
2,232212			
Cross-eq correlations			
_outcome_1_2   _outcome_1_3			



```

Iteration 10: log likelihood = -365,51656
Iteration 11: log likelihood = -365,51639
Iteration 12: log likelihood = -365,51632
Iteration 13: log likelihood = -365,5163
Iteration 14: log likelihood = -365,51629
Iteration 15: log likelihood = -365,51628
Iteration 16: log likelihood = -365,51628
Iteration 17: log likelihood = -365,51628
Iteration 18: log likelihood = -365,51628
Iteration 19: log likelihood = -365,51628
Iteration 20: log likelihood = -365,51628
Iteration 21: log likelihood = -365,51628
Iteration 22: log likelihood = -365,51628
Iteration 23: log likelihood = -365,51628
Iteration 24: log likelihood = -365,51628
Iteration 25: log likelihood = -365,51628
Iteration 26: log likelihood = -365,51628
Iteration 27: log likelihood = -365,51628
Iteration 28: log likelihood = -365,51628
Iteration 29: log likelihood = -365,51628
Iteration 30: log likelihood = -365,51628
Iteration 31: log likelihood = -365,51628
Iteration 32: log likelihood = -365,51628
Iteration 33: log likelihood = -365,51628
    
```

```

Multinomial logistic regression          Number of obs   =      1903
                                         LR chi2(10)    =       87,73
                                         Prob > chi2    =       0,0000
Log likelihood = -365,51628             Pseudo R2      =       0,1072
    
```

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
-----					
1					
puni	-32,84031	9936929	-0,00	1,000	-1,95e+07 1,95e+07
ln_ativo_to	,2468515	,0874873	2,82	0,005	,0753795 ,4183235
tip_bco	,5731651	,8186737	0,70	0,484	-1,031406 2,177736
estat	,0525551	,4440071	0,12	0,906	-,8176828 ,922793
crise	-,4162975	,486586	-0,86	0,392	-1,369989 ,5373936
_cons	-8,345923	1,810158	-4,61	0,000	-11,89377 -4,798078
-----					
2					
puni	-32,71339	7310259	-0,00	1,000	-1,43e+07 1,43e+07
ln_ativo_to	,3261221	,077807	4,19	0,000	,1736231 ,478621
tip_bco	-1,189547	,4282392	-2,78	0,005	-2,028881 -,3502139
estat	1,022348	,3942037	2,59	0,010	,2497233 1,794973
crise	-1,314146	,6125497	-2,15	0,032	-2,514722 -,1135706
_cons	-8,31958	1,526619	-5,45	0,000	-11,3117 -5,327461
-----					

(proc==0 is the base outcome)

\*\*\*\* Cramer-Ridder test for combining outcome categories

H0: Candidates for pooling have the same regressor coefficients apart from the intercept

	ln L	ln Lr	LR	P>chi2
1:2	-365,516	-371,127	11,221	0,047
1:0	-365,516	-404,037	77,041	0,000
2:0	-365,516	-376,182	21,331	0,001

degrees of freedom for chi-square distribution: 5

\*\*\*MODELO LOGIT TRADICIONAL COM GSEM

```

Iteration 0: log likelihood = -409,38295
Iteration 1: log likelihood = -376,43439
Iteration 2: log likelihood = -366,39335
Iteration 3: log likelihood = -365,6905
Iteration 4: log likelihood = -365,55733
Iteration 5: log likelihood = -365,52494
Iteration 6: log likelihood = -365,51815
Iteration 7: log likelihood = -365,5167
Iteration 8: log likelihood = -365,51638
Iteration 9: log likelihood = -365,5163
Iteration 10: log likelihood = -365,51629
    
```



```

-----
2,proc <-
  puni      -20,79396   18773,48   -0,00   0,999   -36816,14   36774,55
ln_ativo_to  ,0076654   ,1879538    0,04   0,967    -,3607172    ,376048
  tip_bco   -1,658512   1,216838   -1,36   0,173    -4,04347    ,7264467
  estat     ,7064208   ,8146355    0,87   0,386    -,8902356    2,303077
  crise     -1,333404   ,6335931   -2,10   0,035    -2,575224   -,0915845

  M1[i]     2,278039    ,872011     2,61   0,009    ,568929     3,987149
  _cons     -3,676574    3,398254   -1,08   0,279   -10,33703    2,983882
-----
var(M1[i]) | ,5383912   ,4046696                ,123399   2,349008
-----

```

\*\*\*MODELO PROBIT COM INTERCEPTO ALEATORIO

Fitting individual models as starting point for full model fit,  
 Note: For programming reasons, these initial estimates may deviate from your specification,  
 For exact fits of each equation alone, run cmp separately on each,

Iteration 0: log likelihood = -350,355  
 Iteration 1: log likelihood = -350,355

```

Probit regression                                Number of obs   =      1903
                                                LR chi2(0)      =          0,00
                                                Prob > chi2     =
                                                Pseudo R2      =      0,0000
Log likelihood = -350,355

```

```

-----
  _mp_cmp_y1 |      Coef,   Std, Err,      z   P>|z|   [95% Conf, Interval]
-----+-----
  _cons      |  1,693378   ,050065   33,82  0,000   1,595252   1,791503
-----

```

note: puni != 0 predicts failure perfectly  
 puni dropped and 65 obs not used

Iteration 0: log likelihood = -185,00064  
 Iteration 1: log likelihood = -181,03856  
 Iteration 2: log likelihood = -180,95769  
 Iteration 3: log likelihood = -180,95759  
 Iteration 4: log likelihood = -180,95759

```

Probit regression                                Number of obs   =      1838
                                                LR chi2(4)      =          8,09
                                                Prob > chi2     =      0,0885
                                                Pseudo R2      =      0,0219
Log likelihood = -180,95759

```

```

-----
  _mp_cmp_y2 |      Coef,   Std, Err,      z   P>|z|   [95% Conf, Interval]
-----+-----
      puni    |           0 (omitted)
ln_ativo_to  | ,0981001   ,0366282    2,68  0,007    ,0263102    ,1698899
  tip_bco    | ,3348939   ,3356323    1,00  0,318    -,3229332    ,992721
  estat      | ,0143697   ,1806677    0,08  0,937    -,3397324    ,3684718
  crise      | -,1451869   ,193268    -0,75  0,453    -,5239853    ,2336115
  _cons      | -3,932475   ,7602416   -5,17  0,000   -5,422521   -2,442429
-----

```

Warning: regressor matrix for \_mp\_cmp\_y2 equation appears ill-conditioned,  
 (Condition number = 59,892635,)  
 This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
 you may need to remove near  
 > ly  
 collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
 nrtolerance(#) or nonrtolerance option  
 > to the command line,  
 See cmp tips,

note: puni != 0 predicts failure perfectly  
 puni dropped and 65 obs not used

Iteration 0: log likelihood = -222,33885  
 Iteration 1: log likelihood = -190,16683

Iteration 2: log likelihood = -186,89431  
 Iteration 3: log likelihood = -186,86706  
 Iteration 4: log likelihood = -186,86702  
 Iteration 5: log likelihood = -186,86702

Probit regression Number of obs = 1838  
LR chi2(4) = 70,94  
Prob > chi2 = 0,0000  
 Log likelihood = -186,86702 Pseudo R2 = 0,1595

__mp_cmp_y3	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
puni	0 (omitted)				
ln_ativo_to	,1359478	,0360511	3,77	0,000	,0652888 ,2066067
tip_bco	-,6152672	,2030763	-3,03	0,002	-1,013289 -,2172451
estat	,4204394	,1662841	2,53	0,011	,0945286 ,7463502
crise	-,674068	,2771842	-2,43	0,015	-1,217339 -,1307969
_cons	-3,759206	,6903308	-5,45	0,000	-5,11223 -2,406183

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y3 equation appears ill-conditioned,  
 (Condition number = 59,892635,)  
 This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
 you may need to remove near  
 > ly  
 collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
 nrtolerance(#) or nonrtolerance option  
 > to the command line,  
 See cmp tips,

Fitting full model,

Random effects/coefficients simulated,  
 Sequence type = halton  
 Number of draws per observation = 2  
 Include antithetic draws = yes  
 Scramble = no  
 Prime bases = 2 3

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the  
 data set would change th  
 > e results,

Iteration 0: log likelihood = -439,83014 (not concave)  
 Iteration 1: log likelihood = -407,24658 (not concave)  
 Iteration 2: log likelihood = -387,33681 (not concave)  
 Iteration 3: log likelihood = -357,69022 (not concave)  
 Iteration 4: log likelihood = -357,19957  
 Iteration 5: log likelihood = -352,97406 (backed up)  
 Iteration 6: log likelihood = -346,73696  
 Iteration 7: log likelihood = -345,98683 (not concave)  
 Iteration 8: log likelihood = -345,93606  
 Iteration 9: log likelihood = -345,90957  
 Iteration 10: log likelihood = -345,90318  
 Iteration 11: log likelihood = -345,90315

Mixed-process multilevel regression Number of obs = 1838  
wald chi2(8) = 65,29  
 Log likelihood = -345,90315 Prob > chi2 = 0,0000

( 1) [\_outcome\_1\_1]\_cons = 0

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
__outcome_1_1					
__cons	0 (omitted)				
__outcome_1_2					
puni	0 (omitted)				
ln_ativo_to	,1212906	,056251	2,16	0,031	,0110406 ,2315405
tip_bco	-,1437021	,481576	-0,30	0,765	-1,087574 ,8001695
estat	,0752128	,2646508	0,28	0,776	-,4434932 ,5939188
crise	-,2708951	,2919152	-0,93	0,353	-,8430384 ,3012482
_cons	-4,907559	1,170185	-4,19	0,000	-7,201079 -2,614039
__outcome_1_3					
puni	0 (omitted)				

ln_ativo_to	,0856036	,075139	1,14	0,255	-,0616661	,2328732
tip_bco	-2,010193	,5665934	-3,55	0,000	-3,120696	-,8996903
estat	,5414462	,2954317	1,83	0,067	-,0375894	1,120482
crise	-1,003295	,4526252	-2,22	0,027	-1,890424	-,1161661
_cons	-3,254181	1,544636	-2,11	0,035	-6,281611	-,2267508
-----						
/lnsig_1_2	-,6378331	,2493971	-2,56	0,011	-1,126642	-,1490238
/lnsig_1_3	,1300275	,2267451	0,57	0,566	-,3143847	,5744397
/atanhrho_~23	2,320658	,8325543	2,79	0,005	,6888819	3,952435

Random-effects Parameters Interval]	Estimate	Std, Err,	[95% Conf,
-----			
Level: i			
_outcome_1_2 Standard deviations			
_cons	,5284362	,1317905	,3241197
,8615486			
_outcome_1_3 Standard deviations			
_cons	1,13886	,2582308	,730238
1,776135			
Cross-eq correlations			
_outcome_1_2 _outcome_1_3			
_cons _cons	,9808943	,0315092	,5972632
,9992624			
-----			
Level: Residuals			
Standard deviations			
_outcome_1_1	0	(constrained)	
_outcome_1_2	1,414214	(constrained)	
_outcome_1_3	1,414214	(constrained)	

\*\*\*COMPARAÇÃO DE MODELOS

Likelihood-ratio test LR chi2(2) = 35,68  
 (Assumption: H11TRAD nested in H11INTERC) Prob > chi2 = 0,0000

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
H11TRAD	1903	,	-365,5163	12	755,0326	821,6468
H11INTERC	1903	,	-347,6772	14	723,3544	801,071
H11PROBIT	1838	,	-345,9032	13	717,8063	789,5199

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

\*\*\*TESTE DE MULTICOLINEARIDADE  
 Collinearity Diagnostics

variable	VIF	SQRT VIF	Tolerance	R-Squared
puni	1,02	1,01	0,9852	0,0148
ln_ativo_to	1,04	1,02	0,9579	0,0421
tip_bco	1,25	1,12	0,8018	0,1982
estat	1,22	1,10	0,8221	0,1779
crise	1,02	1,01	0,9847	0,0153

Mean VIF 1,11

Eigenval	Cond Index
1	3,4578
2	1,0003
3	0,7916
4	0,6972
5	0,0473
6	0,0057







tip_bco	-,6322829	,774924	-0,82	0,415	-2,151106	,8865402
estat	,5463166	,7315582	0,75	0,455	-,8875111	1,980144
crise	-,0627325	,8240544	-0,08	0,939	-1,67785	1,552384
_cons	-5,875815	3,138493	-1,87	0,061	-12,02715	,2755183

\*\*\*MODELO LOGIT COM INTERCEPTO ALEATÓRIO

Fitting fixed-effects model:

Iteration 0: log likelihood = -175,85143  
 Iteration 1: log likelihood = -154,15378  
 Iteration 2: log likelihood = -142,81035  
 Iteration 3: log likelihood = -138,78431  
 Iteration 4: log likelihood = -137,90122  
 Iteration 5: log likelihood = -137,77486  
 Iteration 6: log likelihood = -137,74513  
 Iteration 7: log likelihood = -137,73905  
 Iteration 8: log likelihood = -137,73805  
 Iteration 9: log likelihood = -137,73781  
 Iteration 10: log likelihood = -137,73776  
 Iteration 11: log likelihood = -137,73775

Refining starting values:

Grid node 0: log likelihood = -138,66681

Fitting full model:

Iteration 0: log likelihood = -138,66681 (not concave)  
 Iteration 1: log likelihood = -132,85224 (not concave)  
 Iteration 2: log likelihood = -131,73956  
 Iteration 3: log likelihood = -129,64866  
 Iteration 4: log likelihood = -129,42975  
 Iteration 5: log likelihood = -129,42369  
 Iteration 6: log likelihood = -129,42366  
 Iteration 7: log likelihood = -129,42366

Generalized structural equation model Number of obs = 698  
 Log likelihood = -129,42366

( 1) [1,proc]M1[i] = 1

	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
-----					
0,proc	(base outcome)				
-----					
1,proc <-					
idade	,0674748	,0465486	1,45	0,147	-,0237589 ,1587084
grad_ger	,9446531	1,146502	0,82	0,410	-1,302449 3,191756
cgan	-21,28825	28632,62	-0,00	0,999	-56140,19 56097,61
cp1san	1,033843	1,055015	0,98	0,327	-1,03395 3,101635
cpssan	3,073669	1,75756	1,75	0,080	-,3710858 6,518423
pren_mul_cf	-1,420878	4,667585	-0,30	0,761	-10,56918 7,727421
pren_mul_ca	-2,319579	5,556181	-0,42	0,676	-13,20949 8,570336
pren_mul_dir	1,205591	5,760297	0,21	0,834	-10,08438 12,49557
puni	-22,02004	62234,59	-0,00	1,000	-121999,6 121955,5
ln_ativo_to	,3608521	,2313297	1,56	0,119	-,0925458 ,81425
tip_bco	1,005286	1,76231	0,57	0,568	-2,448779 4,459351
estat	1,807456	1,200964	1,51	0,132	-,54639 4,161303
crise	-,9539812	1,078319	-0,88	0,376	-3,067449 1,159486
M1[i]	1 (constrained)				
_cons	-16,03628	5,493792	-2,92	0,004	-26,80391 -5,26864
-----					
2,proc <-					
idade	,0517578	,0493754	1,05	0,295	-,0450162 ,1485318
grad_ger	1,246334	1,693843	0,74	0,462	-2,073537 4,566205
cgan	-22,44689	14610,1	-0,00	0,999	-28657,71 28612,81
cp1san	1,589847	1,549267	1,03	0,305	-1,44666 4,626354
cpssan	4,019209	1,951015	2,06	0,039	,1952891 7,843129
pren_mul_cf	,482219	3,322941	0,15	0,885	-6,030625 6,995063
pren_mul_ca	-,5327725	3,606644	-0,15	0,883	-7,601664 6,536119
pren_mul_dir	-29,07118	13,75566	-2,11	0,035	-56,03177 -2,110585
puni	-20,82526	40159,19	-0,00	1,000	-78731,4 78689,75

ln_ativo_to	-,1741601	,3090164	-0,56	0,573	-,779821	,4315008
tip_bco	-1,081841	1,961353	-0,55	0,581	-4,926022	2,762341
estat	1,441305	1,467781	0,98	0,326	-1,435494	4,318103
crise	,2444024	,9203336	0,27	0,791	-1,559418	2,048223
M1[i]	2,3257	1,525776	1,52	0,127	-,6647653	5,316165
_cons	-4,480864	6,126907	-0,73	0,465	-16,48938	7,527654
var(M1[i])	,4821436	,6492554			,0344308	6,751586

**\*\*\*MODELO PROBIT COM INTERCEPTO ALEATÓRIO**

Fitting individual models as starting point for full model fit,  
 Note: For programming reasons, these initial estimates may deviate from your specification,

For exact fits of each equation alone, run cmp separately on each,

Iteration 0: log likelihood = -150,39122  
 Iteration 1: log likelihood = -150,39122

Probit regression Number of obs = 698  
LR chi2(0) = -0,00  
Prob > chi2 = ,  
Pseudo R2 = -0,0000

Log likelihood = -150,39122

_mp_cmp_y1	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
_cons	1,590386	,0771824	20,61	0,000	1,439111 1,741661

Iteration 0: log likelihood = -68,586915  
 Iteration 1: log likelihood = -59,849714  
 Iteration 2: log likelihood = -58,795981  
 Iteration 3: log likelihood = -58,780585  
 Iteration 4: log likelihood = -58,780582

Probit regression Number of obs = 698  
LR chi2(11) = 19,61  
Prob > chi2 = 0,0509  
Pseudo R2 = 0,1430

Log likelihood = -58,780582

_mp_cmp_y2	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
idade	,0303023	,0176926	1,71	0,087	-,0043745 ,0649791
grad_ger	,3402741	,3793048	0,90	0,370	-,4031496 1,083698
cplsan	,4742038	,4095051	1,16	0,247	-,3284114 1,276819
cpssan	,8355276	,7918261	1,06	0,291	-,716423 2,387478
pren_mul_cf	-1,294115	1,699936	-0,76	0,446	-4,625928 2,037697
pren_mul_ca	-,6433091	2,207633	-0,29	0,771	-4,970191 3,683573
pren_mul_dir	,291577	1,945358	0,15	0,881	-3,521254 4,104408
ln_ativo_to	,2033931	,0775087	2,62	0,009	,0514788 ,3553074
tip_bco	,3144618	,6262639	0,50	0,616	-,9129929 1,541917
estat	,4622102	,436238	1,06	0,289	-,3928005 1,317221
crise	-,3878946	,4453358	-0,87	0,384	-1,260737 ,4849475
_cons	-7,88213	1,995733	-3,95	0,000	-11,79369 -3,970565

Warning: regressor matrix for \_mp\_cmp\_y2 equation appears ill-conditioned,  
 (Condition number = 276,67677,)  
 This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
 you may need to remove near

> ly  
 collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
 nrtolerance(#) or nonrtolerance option  
 > to the command line,  
 See cmp tips,

Iteration 0: log likelihood = -107,78043  
 Iteration 1: log likelihood = -90,280799  
 Iteration 2: log likelihood = -86,168523  
 Iteration 3: log likelihood = -85,187315  
 Iteration 4: log likelihood = -85,12505

Iteration 5: log likelihood = -85,124898  
 Iteration 6: log likelihood = -85,124898

Probit regression Number of obs = 698  
LR chi2(11) = 45,31  
Prob > chi2 = 0,0000  
 Log likelihood = -85,124898 Pseudo R2 = 0,2102

__mp_cmp_y3	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
idade	,0221706	,0144911	1,53	0,126	-,0062314	,0505726
grad_ger	-,3078896	,3313956	-0,93	0,353	-,957413	,3416338
cp1san	,5086676	,3126057	1,63	0,104	-,1040283	1,121363
cpssan	1,076103	,4904247	2,19	0,028	,1148885	2,037318
pren_mul_cf	-1,070413	1,21833	-0,88	0,380	-3,458297	1,31747
pren_mul_ca	-,9504267	1,550189	-0,61	0,540	-3,988742	2,087889
pren_mul_dir	-13,99556	5,866017	-2,39	0,017	-25,49275	-2,498381
ln_ativo_to	,0618903	,0609639	1,02	0,310	-,0575968	,1813774
tip_bco	-,3178805	,3900247	-0,82	0,415	-1,082315	,4465539
estat	,1847715	,3204564	0,58	0,564	-,4433115	,8128545
crise	-,0809354	,3738945	-0,22	0,829	-,8137553	,6518844
_cons	-3,643553	1,466476	-2,48	0,013	-6,517792	-,7693135

Note: 32 failures and 0 successes completely determined,

Warning: regressor matrix for \_\_mp\_cmp\_y3 equation appears ill-conditioned,  
 (Condition number = 276,67677,)  
 This might prevent convergence, If it does, and if you have not done so already,  
 you may need to remove near

> |y  
 collinear regressors to achieve convergence, Or you may need to add a  
 nrtolerance(#) or nonrtolerance option  
 > to the command line,  
 See cmp tips,

Fitting full model,

Random effects/coefficients simulated,  
 Sequence type = halton  
 Number of draws per observation = 2  
 Include antithetic draws = yes  
 Scramble = no  
 Prime bases = 2 3

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the  
 data set would change th  
 > e results,

Iteration 0: log likelihood = -165,54171 (not concave)  
 Iteration 1: log likelihood = -143,26274 (not concave)  
 Iteration 2: log likelihood = -141,57635 (not concave)  
 Iteration 3: log likelihood = -140,46763 (not concave)  
 Iteration 4: log likelihood = -137,24808 (not concave)  
 Iteration 5: log likelihood = -136,4232  
 Iteration 6: log likelihood = -134,7401  
 Iteration 7: log likelihood = -134,09757  
 Iteration 8: log likelihood = -133,56954  
 Iteration 9: log likelihood = -133,4846  
 Iteration 10: log likelihood = -133,48148  
 Iteration 11: log likelihood = -133,48046  
 Iteration 12: log likelihood = -133,48036  
 Iteration 13: log likelihood = -133,48034  
 Iteration 14: log likelihood = -133,48033

Mixed-process multilevel regression Number of obs = 698  
wald chi2(22) = 40,65  
 Log likelihood = -133,48033 Prob > chi2 = 0,0091

( 1) [\_outcome\_1\_1]\_cons = 0

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
__outcome_1_1	0 (omitted)					
__outcome_1_2						
idade	,047196	,0245685	1,92	0,055	-,0009574	,0953495

grad_ger	,4494517	,5288976	0,85	0,395	-,5871685	1,486072
cp1san	,6296697	,5759317	1,09	0,274	-,4991356	1,758475
cpssan	1,89995	1,068465	1,78	0,075	-,1942022	3,994102
pren_mul_cf	-2,035129	2,369655	-0,86	0,390	-6,679568	2,60931
pren_mul_ca	-1,100474	3,090218	-0,36	0,722	-7,157191	4,956243
pren_mul_dir	,0195492	2,892973	0,01	0,995	-5,650573	5,689671
ln_ativo_to	,2982319	,1077677	2,77	0,006	,0870111	,5094527
tip_bco	,2204501	,8367087	0,26	0,792	-1,419469	1,860369
estat	,7870127	,6061925	1,30	0,194	-,4011027	1,975128
crise	-,5564493	,6181308	-0,90	0,368	-1,767963	,6550648
_cons	-11,2795	2,791793	-4,04	0,000	-16,75132	-5,807688
-----						
_outcome_1_3						
idade	,0481726	,0390247	1,23	0,217	-,0283144	,1246595
grad_ger	,1411661	,8347429	0,17	0,866	-1,4949	1,777232
cp1san	1,640151	,913866	1,79	0,073	-,150993	3,431296
cpssan	3,10439	1,689013	1,84	0,066	-,2060137	6,414794
pren_mul_cf	-,9094957	2,287465	-0,40	0,691	-5,392845	3,573853
pren_mul_ca	-1,118088	2,866561	-0,39	0,697	-6,736445	4,500269
pren_mul_dir	-22,74695	9,785923	-2,32	0,020	-41,92701	-3,566893
ln_ativo_to	,0960667	,1178152	0,82	0,415	-,1348467	,3269802
tip_bco	-,0467613	,8776763	-0,05	0,958	-1,766975	1,673453
estat	1,025489	,8594785	1,19	0,233	-,6590576	2,710036
crise	,1954795	,6505806	0,30	0,764	-1,079635	1,470594
_cons	-8,302302	3,834382	-2,17	0,030	-15,81755	-,7870506
-----						
/lnsig_1_2	-14,57096	690,4614	-0,02	0,983	-1367,85	1338,709
/lnsig_1_3	,2087857	,3332872	0,63	0,531	-,4444451	,8620165
/atanhrho_~23	-,219478	,3108954	-0,71	0,480	-,8288218	,3898658

-----  
 Random-effects Parameters | Estimate Std, Err, [95% Conf, Interval]

Level: i			
_outcome_1_2			
Standard deviations			
_cons	4,70e-07	,0003244	0
'			
_outcome_1_3			
Standard deviations			
_cons	1,232181	,4106701	,6411799
2,367931			
Cross-eq correlations			
_outcome_1_2 _outcome_1_3			
_cons _cons	-,2160205	,2963875	-,6798428
,3712445			

Level: Residuals	
Standard deviations	
_outcome_1_1	0 (constrained)
_outcome_1_2	1,414214 (constrained)
_outcome_1_3	1,414214 (constrained)

\*\*\*COMPARAÇÃO DE MODELOS

Likelihood-ratio test LR chi2(2) = 16,63  
 (Assumption: RACTRAD nested in RACINTERC) Prob > chi2 = 0,0002

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(nu11)	ll(model)	df	AIC	BIC
RACTRAD	698	,	-137,7377	28	331,4755	458,8256
RACINTERC	698	,	-129,4237	30	318,8473	455,2939
RACIPROBIT	698	,	-133,4803	27	320,9607	443,7626

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note

\*\*\*TESTE DE MULTICOLINEARIDADE  
Collinearity Diagnostics

Variable	VIF	SQRT VIF	Tolerance	R- Squared
idade	1,43	1,20	0,6988	0,3012
grad_ger	2,44	1,56	0,4099	0,5901
cgan	2,75	1,66	0,3639	0,6361
cp1san	2,02	1,42	0,4956	0,5044
cpssan	1,12	1,06	0,8899	0,1101
pren_mul_cf	1,45	1,20	0,6912	0,3088
pren_mul_ca	1,46	1,21	0,6848	0,3152
pren_mul_dir	1,21	1,10	0,8278	0,1722
puni	1,06	1,03	0,9436	0,0564
ln_ativo_to	1,78	1,34	0,5609	0,4391
tip_bco	1,71	1,31	0,5852	0,4148
estat	2,00	1,41	0,4996	0,5004
crise	1,02	1,01	0,9763	0,0237
Mean VIF	1,65			

	Eigenval	Cond Index
1	6,5517	1,0000
2	1,3872	2,1732
3	1,1109	2,4285
4	1,0231	2,5306
5	0,9899	2,5727
6	0,8071	2,8491
7	0,7527	2,9502
8	0,4906	3,6543
9	0,3892	4,1029
10	0,2721	4,9073
11	0,1609	6,3815
12	0,0426	12,3951
13	0,0183	18,9393
14	0,0037	42,1933

Condition Number 42,1933  
Eigenvalues & Cond Index computed from scaled raw sscp (w/ intercept)  
Det(correlation matrix) 0,0427

APENDICE F – Outputs Stata da Hipótese nº 12: Triângulo de Fraude de Cressey  
**\*\*\*MATRIZ DE CORRELAÇÃO**

	rif_at	var_ll	roe1	roa	part_m~c	d_desv~n	desv_r~n	part_ll	rem_trim	mci2
rif_at	1,0000									
var_ll	-0,1083	1,0000								
roe1	-0,0104	0,0128	1,0000							
roa	-0,2736	0,2143	0,4815	1,0000						
part_merc	-0,2498	-0,0205	0,0829	-0,1241	1,0000					
d_desvio_r~n	0,5053	-0,0767	-0,0660	-0,2506	-0,3816	1,0000				
desv_remun	-0,3520	0,0360	0,0475	0,0595	0,5816	-0,7990	1,0000			
part_ll	-0,4411	0,0328	0,1125	0,1341	0,2018	-0,3061	0,2603	1,0000		
rem_trim	-0,3701	0,0292	0,0410	0,0474	0,5846	-0,7949	0,9946	0,2727	1,0000	
mci2	-0,0813	-0,0175	-0,0538	-0,1776	0,1145	0,0398	-0,0636	0,2427	-0,0282	1,0000
tcf2	-0,0615	0,0019	-0,0167	-0,1100	0,1214	0,2725	-0,2471	0,0023	-0,2508	-0,0595
tca2	-0,3294	0,1000	0,0014	0,3432	-0,0658	-0,2473	0,1329	0,1911	0,1508	0,0834
ceo_turn	-0,0762	-0,0079	-0,1688	-0,1186	0,0322	-0,0121	0,0147	0,0175	0,0115	0,0154
big_five	-0,3915	0,0402	-0,0024	0,0244	0,2500	-0,2723	0,2224	0,4182	0,2482	0,1880
selo_gov	-0,4161	0,0595	-0,0291	0,1556	0,4312	-0,5861	0,5664	0,4346	0,5833	0,2418
tam_dir_1	-0,2690	-0,0191	0,0443	-0,1027	0,7141	-0,6135	0,8159	0,2456	0,8149	0,0007
ativo_to	-0,3044	-0,0136	0,0602	-0,1007	0,9170	-0,3508	0,5267	0,1578	0,5439	0,1181
desp_pclD	-0,2579	-0,0168	0,0033	-0,1551	0,8963	-0,3348	0,5385	0,1887	0,5537	0,2219
idade	0,1306	-0,0307	-0,0937	-0,1428	-0,1193	0,0797	0,0400	0,0620	0,0395	-0,1493
grad_ger	0,2558	-0,0289	0,0180	-0,0311	-0,0125	-0,1350	0,0729	-0,2623	0,0855	-0,1552
esp_ger	-0,3561	0,0398	0,0994	0,1293	0,1559	-0,0422	0,0603	0,1771	0,0440	0,0941
strictu_ger	-0,0114	-0,0018	-0,5965	-0,2513	-0,0327	0,0392	-0,0342	-0,0796	-0,0290	0,0820
cgan	0,3552	-0,0172	-0,0159	0,0205	-0,2652	0,1936	-0,2286	-0,3259	-0,2174	-0,0219
cplsan	-0,1166	-0,0413	0,0781	-0,1690	0,1985	0,1610	-0,1005	0,0957	-0,1165	0,1715
cpssan	-0,0114	-0,0018	-0,5965	-0,2513	-0,0327	0,0392	-0,0342	-0,0796	-0,0290	0,0820
pren_mul_cf	0,1386	-0,0285	-0,0924	-0,1802	-0,0813	0,3347	-0,3381	-0,2478	-0,3222	0,1170
pren_mul_ca	-0,0462	0,0470	-0,0178	0,0191	0,0716	0,0784	-0,0142	0,0823	-0,0159	-0,1764
pren_mul_dir	-0,0254	-0,0239	0,1439	0,0288	-0,0213	0,0002	0,0045	0,1522	0,0304	0,1446
puni	-0,1021	-0,0112	-0,0118	-0,0536	0,0278	-0,0179	0,0086	0,0405	0,0514	0,1803
tip_bco	0,1311	0,0155	-0,0222	0,1152	-0,4459	-0,1403	0,1157	0,0169	0,1166	-0,1395
converg	-0,1372	-0,0199	-0,0992	-0,1608	0,0433	-0,0273	0,0134	0,1229	0,0938	0,3352
estat	0,0586	-0,0264	0,0281	-0,0905	0,0995	0,3403	-0,2952	-0,2168	-0,2985	-0,1069
crise	-0,0368	-0,0139	0,0354	0,0078	0,0286	-0,0952	0,0212	0,1997	-0,0176	0,0012

	tcf2	tca2	ceo_turn	big_five	selo_gov	tam_di~1	ativo_to	desp_p~d	idade	grad_ger
tcf2	1,0000									
tca2	0,1421	1,0000								
ceo_turn	-0,0103	-0,0235	1,0000							
big_five	-0,0122	0,1816	0,0079	1,0000						
selo_gov	-0,2468	0,1727	0,0160	0,3710	1,0000					
tam_dir_1	-0,1588	0,0520	0,0070	0,2723	0,5181	1,0000				
ativo_to	0,1437	-0,0200	0,0066	0,2174	0,4436	0,6324	1,0000			
desp_pclD	0,1372	-0,0237	0,0319	0,2114	0,4176	0,5744	0,9290	1,0000		
idade	0,2299	0,2660	-0,0646	-0,0407	-0,1039	-0,0318	-0,0731	-0,0553	1,0000	
grad_ger	-0,1945	-0,1010	-0,0047	-0,3163	0,1434	0,0484	-0,0107	-0,0506	-0,0174	1,0000
esp_ger	0,0600	-0,0569	0,0415	0,1797	-0,0684	0,0673	0,1389	0,1598	-0,4461	-0,7502
strictu_ger	-0,0237	0,0610	0,1486	0,0283	0,0763	-0,0287	-0,0279	0,0088	-0,0206	-0,0480
cgan	-0,0495	-0,0793	-0,0163	-0,4323	-0,0927	-0,2476	-0,2273	-0,2131	-0,0225	0,6244
cplsan	0,2051	-0,2697	0,0158	0,0616	-0,1775	0,0497	0,1542	0,1623	-0,3770	-0,5676
cpssan	-0,0237	0,0610	0,1486	0,0283	0,0763	-0,0287	-0,0279	0,0088	-0,0206	-0,0480
pren_mul_cf	0,5825	0,1057	0,0132	-0,1498	-0,1991	-0,2547	-0,0068	-0,0039	0,0376	0,0601
pren_mul_ca	0,5637	0,1519	-0,0772	0,0273	-0,0577	-0,0291	0,1245	0,0907	0,4170	-0,0736
pren_mul_dir	-0,3254	0,0277	0,0590	0,2918	0,0978	0,0108	-0,0636	-0,0173	-0,1392	-0,0202
puni	-0,0258	0,0946	-0,0485	0,1046	0,0976	0,0230	0,1008	0,0922	-0,0033	0,0872
tip_bco	-0,5106	0,1155	-0,0365	0,0760	-0,0450	-0,0408	-0,4412	-0,4400	0,2484	0,1899
converg	-0,0823	0,1756	0,0489	0,2543	0,2079	0,0381	0,1979	0,1801	-0,0422	0,1267
estat	0,7160	-0,1785	0,0331	-0,1771	-0,2706	-0,2050	0,1156	0,1215	-0,1297	-0,0421
crise	0,0206	-0,0283	-0,0046	0,1172	0,1229	-0,0008	0,0092	0,0155	0,0347	-0,0019

	esp_ger	strictu~r	cgan	cplsan	cpssan	pren_m~f	pren_m~a	pren_m~r	puni	tip_bco
esp_ger	1,0000									
strictu_ger	-0,0637	1,0000								
cgan	-0,4684	-0,0300	1,0000							
cplsan	0,7566	-0,0482	-0,3544	1,0000						
cpssan	-0,0637	1,0000	-0,0300	-0,0482	1,0000					
pren_mul_cf	-0,0871	0,1144	0,2837	0,0450	0,1144	1,0000				
pren_mul_ca	-0,0649	-0,0483	0,0071	-0,0198	-0,0483	0,1527	1,0000			
pren_mul_dir	-0,0127	-0,0480	0,0206	0,0031	-0,0480	-0,0356	-0,3569	1,0000		
puni	-0,0903	-0,0151	0,0780	-0,1027	-0,0151	0,0850	0,0100	0,0866	1,0000	
tip_bco	-0,2744	0,0210	0,0830	-0,3781	0,0210	-0,3763	-0,0466	0,1359	0,0163	1,0000
converg	-0,1492	0,1113	0,0975	-0,1495	0,1113	0,1216	-0,0044	0,2212	0,4115	0,0456
estat	0,1054	-0,0396	0,1797	0,2849	-0,0396	0,5725	0,3341	-0,1087	-0,0248	-0,5294
crise	-0,0102	-0,0445	-0,0037	-0,0037	-0,0277	-0,1122	-0,0214	0,0407	-0,1023	-0,0076

	converg	estat	crise
converg	1,0000		
estat	-0,0724	1,0000	
crise	-0,2486	-0,0456	1,0000



\*\*\*TESTE DE KMO E ESFERECIDADE DE BARLET

Determinant of the correlation matrix  
 Det = 0,000

Bartlett test of sphericity

Chi-square = 12947,614  
 Degrees of freedom = 435  
 p-value = 0,000  
 H0: variables are not intercorrelated

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy  
 KMO = 0,718

\*\*\*ANALISE FATORIAL COM COMPONENTES PRINCIPAIS  
 (obs=493)

Factor analysis/correlation  
 Method: principal-component factors  
 Rotation: (unrotated)  
 Number of obs = 493  
 Retained factors = 7  
 Number of params = 189

Factor	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumulative
Factor1	6,31945	2,42619	0,2106	0,2106
Factor2	3,89325	0,92147	0,1298	0,3404
Factor3	2,97178	0,68535	0,0991	0,4395
Factor4	2,28643	0,05142	0,0762	0,5157
Factor5	2,23501	0,34158	0,0745	0,5902
Factor6	1,89343	0,51968	0,0631	0,6533
Factor7	1,37375	0,40253	0,0458	0,6991
Factor8	0,97122	0,02718	0,0324	0,7315
Factor9	0,94404	0,03454	0,0315	0,7629
Factor10	0,90949	0,07214	0,0303	0,7933
Factor11	0,83736	0,11184	0,0279	0,8212
Factor12	0,72552	0,11442	0,0242	0,8454
Factor13	0,61110	0,05702	0,0204	0,8657
Factor14	0,55408	0,04109	0,0185	0,8842
Factor15	0,51299	0,09728	0,0171	0,9013
Factor16	0,41571	0,04122	0,0139	0,9152
Factor17	0,37449	0,01914	0,0125	0,9276
Factor18	0,35535	0,05659	0,0118	0,9395
Factor19	0,29876	0,00400	0,0100	0,9494
Factor20	0,29476	0,03982	0,0098	0,9593
Factor21	0,25493	0,02555	0,0085	0,9678
Factor22	0,22938	0,03172	0,0076	0,9754
Factor23	0,19766	0,02918	0,0066	0,9820
Factor24	0,16848	0,04214	0,0056	0,9876
Factor25	0,12634	0,03212	0,0042	0,9918
Factor26	0,09422	0,03501	0,0031	0,9950
Factor27	0,05921	0,00798	0,0020	0,9969
Factor28	0,05123	0,01247	0,0017	0,9986
Factor29	0,03876	0,03694	0,0013	0,9999
Factor30	0,00181	,	0,0001	1,0000

LR test: independent vs, saturated:  $\chi^2(435) = 1,3e+04$  Prob> $\chi^2 = 0,0000$

Factor loadings (pattern matrix) and unique variances

Variable	Factor1	Factor2	Factor3	Factor4	Factor5	Factor6	Factor7	Uniqueness
rif_at	-0,5654	-0,1186	0,2733	-0,2233	-0,3048	-0,1265	0,3146	0,3338
var_ll	0,0488	-0,0441	-0,0935	0,2019	0,0623	0,1206	-0,3784	0,7846
roe1	0,0812	-0,0052	-0,2112	0,3036	-0,3365	0,6520	0,3548	0,1924
roa	0,0826	-0,2232	-0,3316	0,5102	-0,0917	0,5148	-0,2887	0,2164
part_merc	0,7692	0,3752	0,3156	-0,0993	-0,1998	0,0215	0,1023	0,1073
d_desvio_r~n	-0,7621	0,3293	-0,0010	-0,1777	0,0808	-0,0193	0,2486	0,2105
desv_remun	0,8575	-0,2295	0,1449	0,1167	-0,1962	-0,1369	-0,0395	0,1185
part_ll	0,4782	0,0006	-0,3152	0,1482	0,3566	0,0755	0,1935	0,4797
rem_trim	0,8691	-0,2357	0,1626	0,0854	-0,1410	-0,1065	-0,0258	0,1235
mci2	0,1546	0,1415	-0,0901	-0,4713	0,4227	0,1906	0,0764	0,5050
tcf2	-0,1830	0,7074	0,3160	0,4386	0,2362	0,0107	0,0097	0,1179
tca2	0,1724	-0,1719	-0,0292	0,4334	0,5486	0,1207	-0,1978	0,3974
big_five	0,4758	0,0349	-0,2987	-0,0291	0,4508	0,0075	0,1884	0,4435
seIo_gov	0,7109	-0,2153	0,1081	-0,0777	0,1770	0,1446	-0,1875	0,3432
tam_dir_1	0,8260	-0,0447	0,1918	-0,0286	-0,2051	-0,1346	0,0734	0,2125





fator5	-,5153735	,4652242	-1,11	0,268	-1,427196	,3964492
fator6	,5571249	,3374506	1,65	0,099	-,1042661	1,218516
fator7	1,10998	,8439608	1,32	0,188	-,544153	2,764112
_cons	-4,448654	,5724513	-7,77	0,000	-5,570638	-3,32667
-----						
2,proc <-						
fator1	,3052168	,501572	0,61	0,543	-,6778463	1,28828
fator2	,986502	,3033664	3,25	0,001	,3919147	1,581089
fator3	-,9424884	,4036119	-2,34	0,020	-1,733553	-,1514235
fator4	-2,990393	,949462	-3,15	0,002	-4,851305	-1,129482
fator5	-1,569191	,6685273	-2,35	0,019	-2,879481	-,2589017
fator6	,5730419	,2972677	1,93	0,054	-,0095921	1,155676
fator7	,446955	,6044014	0,74	0,460	-,73765	1,63156
_cons	-5,763776	,8657389	-6,66	0,000	-7,460593	-4,066959

**\*\*\*MODELO LOGIT COM INTERCEPTO ALEATORIO**

Fitting fixed-effects model:

Iteration 0: log likelihood = -129,96108  
 Iteration 1: log likelihood = -117,42886  
 Iteration 2: log likelihood = -106,98239  
 Iteration 3: log likelihood = -104,98549  
 Iteration 4: log likelihood = -104,88545  
 Iteration 5: log likelihood = -104,88506  
 Iteration 6: log likelihood = -104,88506

Refining starting values:

Grid node 0: log likelihood = -108,16857

Fitting full model:

Iteration 0: log likelihood = -108,16857 (not concave)  
 Iteration 1: log likelihood = -105,37745 (not concave)  
 Iteration 2: log likelihood = -105,11354 (not concave)  
 Iteration 3: log likelihood = -104,91587 (not concave)  
 Iteration 4: log likelihood = -104,89275 (not concave)  
 Iteration 5: log likelihood = -104,88812 (not concave)  
 Iteration 6: log likelihood = -104,88625 (not concave)  
 Iteration 7: log likelihood = -104,88615 (not concave)  
 Iteration 8: log likelihood = -104,88612 (not concave)  
 Iteration 9: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 10: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 11: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 12: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 13: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 14: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 15: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 16: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 17: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 18: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 19: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 20: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 21: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 22: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 23: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 24: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 25: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 26: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 27: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 28: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 29: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 30: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 31: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 32: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 33: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 34: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 35: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 36: log likelihood = -104,88609 (not concave)  
 Iteration 37: log likelihood = -104,88608 (not concave)  
 Iteration 38: log likelihood = -104,88608 (not concave)  
 Iteration 39: log likelihood = -104,88608 (not concave)  
 Iteration 40: log likelihood = -104,88608 (not concave)  
 Iteration 41: log likelihood = -104,88608 (not concave)  
 Iteration 42: log likelihood = -104,88607 (not concave)  
 Iteration 43: log likelihood = -104,88601 (not concave)  
 Iteration 44: log likelihood = -104,886 (not concave)  
 Iteration 45: log likelihood = -104,88598 (not concave)  
 Iteration 46: log likelihood = -104,88539 (not concave)  
 Iteration 47: log likelihood = -104,88516 (not concave)  
 Iteration 48: log likelihood = -104,88511 (not concave)



Log likelihood = -50,439202 Pseudo R2 = 0,1063

_mp_cmp_y2	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
fator1	,2912543	,1227691	2,37	0,018	,0506314 ,5318772
fator2	-,0183568	,1267346	-0,14	0,885	-,266752 ,2300383
fator3	-,283945	,1874682	-1,51	0,130	-,651376 ,0834859
fator4	-,3296412	,3124277	-1,06	0,291	-,9419882 ,2827058
fator5	-,2175701	,200531	-1,08	0,278	-,6106036 ,1754634
fator6	,2341138	,1478623	1,58	0,113	-,055691 ,5239186
fator7	,4799416	,382356	1,26	0,209	-,2694624 1,229346
_cons	-2,28054	,223378	-10,21	0,000	-2,718353 -1,842727

Note: 3 failures and 0 successes completely determined,

Iteration 0: log likelihood = -73,947497  
 Iteration 1: log likelihood = -60,797198  
 Iteration 2: log likelihood = -55,582159  
 Iteration 3: log likelihood = -54,614148  
 Iteration 4: log likelihood = -54,599425  
 Iteration 5: log likelihood = -54,599415  
 Iteration 6: log likelihood = -54,599415

Probit regression Number of obs = 493  
 LR chi2(7) = 38,70  
 Prob > chi2 = 0,0000  
 Log likelihood = -54,599415 Pseudo R2 = 0,2616

_mp_cmp_y3	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]
fator1	,1437993	,2304723	0,62	0,533	-,3079182 ,5955168
fator2	,4856273	,1473452	3,30	0,001	,1968359 ,7744186
fator3	-,4607432	,187977	-2,45	0,014	-,8291712 -,0923151
fator4	-1,377324	,4883679	-2,82	0,005	-2,334508 -,4201408
fator5	-,8161146	,3442368	-2,37	0,018	-1,490806 -,1414229
fator6	,2458251	,147898	1,66	0,096	-,0440496 ,5356998
fator7	-,2235819	,314035	0,71	0,476	-,3919155 ,8390793
_cons	-2,991651	,4206409	-7,11	0,000	-3,816092 -2,16721

Note: 37 failures and 0 successes completely determined,

Fitting full model,

Random effects/coefficients simulated,  
 Sequence type = halton  
 Number of draws per observation = 2  
 Include antithetic draws = no  
 Scramble = no  
 Prime bases = 2 3

Each observation gets different draws, so changing the order of observations in the data set would change the results,

Iteration 0: log likelihood = -118,25189 (not concave)  
 Iteration 1: log likelihood = -117,29777 (not concave)  
 Iteration 2: log likelihood = -112,93709  
 Iteration 3: log likelihood = -101,10802 (not concave)  
 Iteration 4: log likelihood = -100,84105  
 Iteration 5: log likelihood = -99,57947 (not concave)  
 Iteration 6: log likelihood = -98,939413  
 Iteration 7: log likelihood = -97,365148  
 Iteration 8: log likelihood = -97,084339  
 Iteration 9: log likelihood = -97,069558  
 Iteration 10: log likelihood = -97,065723  
 Iteration 11: log likelihood = -97,064898  
 Iteration 12: log likelihood = -97,064693  
 Iteration 13: log likelihood = -97,064648  
 Iteration 14: log likelihood = -97,064638  
 Iteration 15: log likelihood = -97,064637

Mixed-process multilevel regression Number of obs = 493  
 Wald chi2(14) = 23,69  
 Log likelihood = -97,064637 Prob > chi2 = 0,0500

( 1) [\_outcome\_1\_1]\_cons = 0

proc	Coef,	Std, Err,	z	P> z	[95% Conf, Interval]	
-----						
_outcome_1_1	0 (omitted)					
-----						
_outcome_1_2						
fator1	,4823984	,195913	2,46	0,014	,098416	,8663808
fator2	,099291	,1859357	0,53	0,593	-,2651362	,4637182
fator3	-,4891119	,2774359	-1,76	0,078	-1,032876	,0546524
fator4	-,671831	,5433715	-1,24	0,216	-1,73682	,3931576
fator5	-,4231004	,30716	-1,38	0,168	-1,025123	,178922
fator6	,3099131	,2231805	1,39	0,165	-,1275127	,7473389
fator7	,8154211	,5834969	1,40	0,162	-,3282118	1,959054
_cons	-3,214982	,3561837	-9,03	0,000	-3,91309	-2,516875
-----						
_outcome_1_3						
fator1	,8574794	,8124922	1,06	0,291	-,7349761	2,449935
fator2	2,077141	,6159042	3,37	0,001	,8699911	3,284291
fator3	-1,815205	,5503536	-3,30	0,001	-2,893878	-,7365321
fator4	-2,46213	,8994963	-2,74	0,006	-4,22511	-,6991493
fator5	-3,314659	1,255143	-2,64	0,008	-5,774693	-,8546249
fator6	-,3117909	,3333198	-0,94	0,350	-,9650858	,341504
fator7	,0811758	,2844367	0,29	0,775	-,4763099	,6386615
_cons	-6,846357	1,438901	-4,76	0,000	-9,66655	-4,026163
-----						
/lnsig_1_2	-,725509	,7474378	-0,97	0,332	-2,19046	,7394421
/lnsig_1_3	1,03248	,2925497	3,53	0,000	,4590928	1,605866
/atanrho_~23	17,1802	931,981	0,02	0,985	-1809,469	1843,829
-----						

Random-effects Parameters	Estimate	Std, Err,	[95% Conf,
Interval]			
-----			
Level: i			
_outcome_1_2			
Standard deviations			
_cons	,4840781	,3618183	,1118653
2,094767			
_outcome_1_3			
Standard deviations			
_cons	2,80802	,8214854	1,582638
4,982175			
Cross-eq correlations			
_outcome_1_2 _outcome_1_3			
_cons _cons	1	4,46e-12	-1
1			
-----			
Level: Residuals			
Standard deviations			
_outcome_1_1	0	(constrained)	
_outcome_1_2	1,414214	(constrained)	
_outcome_1_3	1,414214	(constrained)	
-----			

\*\*\*\*COMPARAÇÃO DE MODELOS

Likelihood-ratio test LR chi2(1) = 7,33  
 (Assumption: H12TRAD nested in H12INTERC) Prob > chi2 = 0,0068

Akaike's information criterion and Bayesian information criterion

Model	Obs	ll(null)	ll(model)	df	AIC	BIC
H12TRAD	493	,	-104,8851	16	241,7701	308,9783
H12INTERC	493	,	-101,2187	17	236,4374	307,846
H12PROBIT	493	,	-97,06464	19	232,1293	311,9389

Note: N=Obs used in calculating BIC; see [R] BIC note