



João Gabriel de Moraes Souza

**Estabilidade Bancária e Risco Sistêmico:
Estudos Empíricos no Cenário Internacional
no Período de 2000 a 2016**

Brasília - DF
Fevereiro de 2020

João Gabriel de Moraes Souza

**Estabilidade Bancária e Risco Sistêmico:
Estudos Empíricos no Cenário Internacional
no Período de 2000 a 2016**

Exame de Tese destinado como requisito parcial para obtenção do título de Doutor pelo Programa de Pós-graduação em Administração na linha de pesquisa de Finanças e Métodos Quantitativos.

Universidade de Brasília

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FACE)

Programa de Pós-Graduação em Administração

Finanças e Métodos Quantitativos

Orientador: Professor Dr. Ivan Ricardo Gartner

Brasília - DF

Fevereiro de 2020

João Gabriel de Moraes Souza

Estabilidade Bancária e Risco Sistêmico:
Estudos Empíricos no Cenário Internacional
no Período de 2000 a 2016/ João Gabriel de Moraes Souza. – Brasília - DF, Fevereiro de 2020-

121 p. : il. (algumas color.) ; 30 cm.

Orientador: Professor Dr. Ivan Ricardo Gartner

Tese (Doutorado) – Universidade de Brasília
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FACE)
Programa de Pós-Graduação em Administração
Finanças e Métodos Quantitativos , Fevereiro de 2020.

1. Estabilidade Bancária. 2. Risco Sistêmico. 3. Prêmio de Risco de Bancos. 4. Probabilidade de *Default*. 5. Competição e Concentração. I.Orientador: Professor Dr. Ivan Ricardo GartnerII. Universidade de Brasília. III. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FACE). IV. Estabilidade Bancária e Risco Sistêmico:
Estudos Empíricos no Cenário Internacional
no Período de 2000 a 2016

CDU 02:141:005.7

João Gabriel de Moraes Souza

**Estabilidade Bancária e Risco Sistêmico:
Estudos Empíricos no Cenário Internacional
no Período de 2000 a 2016**

Exame de Tese destinado como requisito parcial para obtenção do título de Doutor pelo Programa de Pós-graduação em Administração na linha de pesquisa de Finanças e Métodos Quantitativos.

Trabalho aprovado. Brasília - DF, Fevereiro de 2020:

Professor Dr. Ivan Ricardo Gartner
Orientador – Universidade de Brasília

Professor Dr. Philipp Ehrl
Examinador Externo – Universidade
Católica de Brasília

**Professor Dr. Osvaldo Candido da
Silva Filho**
Examinador Externo – Universidade
Católica de Brasília

**Professor Dr. Otávio Ribeiro de
Medeiros**
Examinador Interno – Universidade de
Brasília

Brasília - DF
Fevereiro de 2020

Aos meus pais João Carlos e Rosângela por sempre estarem ao meu lado. A minha irmã Carolina pelos exemplos de ousadia e dedicação. A minha esposa e amiga Luciana pelo AMOR. À Gagá pelo eterno apoio. A Tia Franci pelo suporte e incentivo. A Kyra, Pipico, Frida e Spike (in memoriam) pela companhia nos momentos de aflição. A toda minha família pelo alicerce. Aos meus amigos pelo companheirismo. A todos vocês, o meu muito obrigado.

Agradecimentos

Agradeço, em especial, ao meu amigo e orientador, Professor Dr. Ivan Ricardo Gartner, por todas as instruções, conversas e conselhos não só profissionais como também de vida. Aos examinadores, Professores Dr. Philipp Ehrl, Dr. Osvaldo Candido e Dr. Otávio, pelas críticas e sugestões, as quais auxiliaram na elaboração e melhoria deste trabalho.

Aos colegas do grupo de pesquisa de Gestão de Risco sem os quais não seria possível atravessar essa jornada, em especial a Daniel Castro, Monique de Abreu, Paulo Rosa, Jorge Henrique e Giovanni Pacelli. Aos amigos do LAMFO, em especial Alfredo Rosi, Mateus Nagata, Yaohao Peng, Cayan, Lucas Moreira, Alixandro Wernek, Fernanda Amorim e Igor Nascimento que compartilharam essa trajetória.

Aos professores e secretaria do Programa de Pós-graduação em Administração (PPGA), em especial Professor Dr. Pedro Albuquerque e Professor Dr. Herbert Kimura. Aos colegas do (PPGA).

A todos os professores que fizeram parte da minha trajetória acadêmica.

A todos, meus agradecimentos.

"Se você pudesse vender a sua experiência pelo preço que ela lhe custou, ficaria rico"
(John Pierpont Morgan)

Resumo

Esta Tese trata sobre a importância da estabilidade bancária e da avaliação do risco sistêmico na economia. O objetivo é estudar as relações entre instabilidade bancária e prêmio de risco, a interconexão entre os bancos de forma sistêmica e as principais causas da instabilidade bancária, com foco na estrutura do mercado bancário. A peça é composta por dois estudos, cuja metodologia abrange o Modelo de Dados em Painel, o Modelo de Fama e Macbeth, o Modelo Econométrico de Vetor Auto-regressivo (VAR), o Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM) e o Modelo Generalizado dos Momentos (GMM). Um painel com dados trimestrais de 2.325 bancos listados em bolsa em 92 países compõem a base de dados. A contribuição desta pesquisa é acrescentar, aos estudos sobre estabilidade bancária, as relações entre o risco, uma maior exposição ao risco e o efeito contágio oriundo desse mecanismo, bem como as relações de competitividade, concentração e percepção à probabilidade injeção de liquidez e seus impactos na estabilidade dos bancos e do sistema financeiro. Os resultados indicam que a maior probabilidade de default está correlacionada com menor prêmio de risco. O risco de default apresenta uma relação direta e positiva com maior contração de empréstimos de provisão duvidosa. Os resultados apontam ainda um certo efeito de contágio entre as regiões econômicas. Indicam que os mercados competitivos tendem, em parte, à estabilidade bancária, a partir da teoria da Competição e Estabilidade. Como desdobramento, observou-se também que a curva de poder de mercado tem formato em U . Outro resultado revela que, em mercados mais concentrados, as instituições financeiras são mais sólidas, com base na abordagem da Competição e Fragilidade. Como última contribuição, nota-se que a percepção à probabilidade de injeção de liquidez aumenta as instabilidades bancárias em determinadas regiões. Assim, esta tese, ao se somar às pesquisas empíricas ligadas à teoria da competitividade bancária, auxilia os responsáveis pelas políticas públicas em suas tomadas de decisão.

Palavras-chaves: Estabilidade Bancária. Risco Sistêmico. Prêmio de Risco de Bancos. Probabilidade de *Default*. Competição e Concentração.

Abstract

This Thesis deals with the importance of banking stability and the assessment of systemic risk in the economy. The objective is to study the relationship between banking instability and risk premium, the interconnection between banks in a systemic way and the main causes of banking instability, focusing on the structure of the banking market. These work consists of two studies, the methodology of which includes the Panel Data Model, the Fame and Macbeth Model, the Auto-regressive Vector Model (VAR), the Error Correction Vector Model (VECM) and the Generalized Method of Moments (GMM). A panel with quarterly data from 2,325 listed banks in 92 countries makes up the database. The contribution of this research is to add, to studies on bank stability, the relationships between risk, greater exposure to risk and the contagion effect arising from this mechanism, as well as the relationships of competitiveness, concentration and perception of bailout and its impacts the stability of banks and the financial system. The results indicate that the higher probability of default is correlated with lower risk premium. The default risk is directly and positively related to a greater contraction in non performing loan. The results also point to a contagion effect between economic regions. They indicate that competitive markets tend, in part, to banking stability, based on the theory of Competition and Stability. As a result, it was also observed that the market power curve has a U format. Another result reveals that, in more concentrated markets, financial institutions are more solid, based on the Competition and Fragility approach. As a last contribution, it is noted that the perception of bailout increases banking instabilities in certain regions. Thus, this thesis, when added to the empirical research linked to the theory of banking competitiveness, assists those responsible for public policies in their decision making.

Key-words: Banking Stability. Systemic Risk. Bank Risk Premium. Default Probability. and Bank Competition and Concentration.

Lista de tabelas

Tabela 1	– Análise Descritiva dos Insumos de π_{Merton} e π_{kmv}	31
Tabela 2	– Análise Descritiva dos Insumos de $Z - score$	32
Tabela 3	– Análise Descritiva das Variáveis de Risco e Retorno	35
Tabela 4	– Análise Descritiva das Variáveis de Risco	35
Tabela 5	– Análise Descritiva das Variáveis Contábeis e Exposição ao Risco	36
Tabela 6	– Fator de Inflação de Variância - VIF	36
Tabela 7	– Modelos de Efeitos fixos	38
Tabela 8	– Modelos em Primeira Diferença - FD	40
Tabela 9	– Modelo de Fama – Macbeth	41
Tabela 10	– Regressão Quantílica	43
Tabela 11	– Regressão MSW : Variável Dependente: pmr_{it}	45
Tabela 12	– Modelos de Fama – MacBeth	47
Tabela 13	– Teste de <i>Dickey-Fuller Aumentado</i> para raiz Unitária	48
Tabela 14	– Teste de Cointegração de Johansen	49
Tabela 15	– Análise Descritiva das Variáveis de <i>Default</i>	69
Tabela 16	– Análise Descritiva das Variáveis de Risco Sistemico	70
Tabela 17	– Análise Descritiva das Medidas de Competição, Concentração e Probabilidade de Injeção de Liquidez	72
Tabela 18	– Análise Descritiva das Variáveis de Controle	74
Tabela 19	– Análise Descritiva das Variáveis de Controle	75
Tabela 20	– Modelo π_{Merton} por Região	76
Tabela 21	– Modelo π_{KMV} por Região	77
Tabela 22	– Modelo π_{Merton} e $Lerner^2$ por Região	78
Tabela 23	– Modelo <i>Logit</i> R^2 π_{Merton} por Região	80
Tabela 24	– Modelo <i>Logit</i> R^2 π_{KMV} por Região	82
Tabela 25	– Número de Bancos por País, Região e Situação Econômica	106
Tabela 26	– Correlações das Variáveis do Estudo 1	108
Tabela 27	– Correlação da Média de Prob. <i>Default</i> por Região	109
Tabela 28	– Modelos em Painel de Efeito Fixo - Painel Balanceado	110
Tabela 29	– Modelos em Painel de Efeitos Fixos – Country(i) e Trimestre(t)	111
Tabela 30	– Modelos em Painel de Efeitos Fixos – Country (i)	112
Tabela 31	– Modelos de Fama – MacBeth para Modelos de <i>Default</i>	113
Tabela 32	– Modelos de Fama – MacBeth para $expr_{at}$	114
Tabela 33	– Modelo Z-score e MS por região	115
Tabela 34	– Modelo Z-score, $Lerner^2$ e MS por região	116

Tabela 35 – Modelo Z-score por região	117
Tabela 36 – Modelo Z-score e <i>Lerner</i> ² por região	118

Lista de abreviaturas e siglas

KMV	Kealhofer, McQuown, e Vasicek, analistas da Moody's pioneiros na avaliação de risco de <i>default</i> de crédito.
VIF	Fator de Inflação da Variância. Utilizado para mensurar a colineariedade das variáveis do modelo.
FD	<i>First Difference Estimation</i> , estimação em primeira diferença.
MQG	Mínimos Quadrados Generalizados.
MSW	Regime de <i>Markov Switching</i> .
VAR	Vetor Auto-regressivo.
VECM	Vetor de Correção de Erros.
OCDE	Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico.
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários.
GMM	Modelo Generalizado dos Momentos – em inglês – <i>generalized method of moments</i> .

Sumário

Introdução	14
1 Estudo I:	
Prêmio de Risco de <i>Default</i> e Efeito Contágio: Um Estudo no Cenário Mundial.	17
1.1 Modelos de Risco de <i>Default</i>	22
1.1.1 Modelo de Merton	22
1.1.2 Modelo KMV	24
1.1.3 Modelo Z-score	25
1.2 Metodologia de Análise	26
1.2.1 Modelo Econométrico de Dados em Painel	26
1.2.2 Modelos Econométricos de VAR e VECM	28
1.2.3 Modelo Teórico e Descrição das Variáveis	28
1.2.4 Análise Descritiva dos Insumos de Indicadores de <i>Default</i>	31
1.2.5 Análise Descritiva das Variáveis em Estudo	34
1.3 Análise Empírica e Discussão dos resultados	36
1.3.1 Efeito dos Indicadores de <i>Default</i> nos Prêmios de Risco dos Bancos	37
1.3.2 Teste de Robustez para a Relação Prêmio de Risco e Medidas de <i>Default</i>	42
1.3.3 Efeito dos Indicadores de <i>Default</i> na Exposição ao Risco dos Bancos	45
1.3.4 Efeitos de Contágio Bancário	48
Considerações Finais	54
2 Estudo II:	
Competição, Concentração, Probabilidade de Injeção de Liquidez e Estabilidade Bancária.	56
2.1 Competição, Concentração e Estabilidade Bancária	59
2.2 Medidas de <i>Default</i> Bancário e Sistêmico	61
2.2.1 Risco Sistêmico	61
2.3 Medidas de Competição, Concentração Bancária e Percepção à Probabilidade de Injeção de Liquidez	62
2.3.1 Medidas de Competição	62
2.3.2 Medidas de Concentração	64
2.3.3 Medidas de Percepção à Probabilidade de Injeção de Liquidez	65
2.4 Metodologia de Análise	66

2.4.1	Modelo Econométrico do Método Generalizado dos Momentos (GMM)	66
2.4.2	Modelo Teórico e Descrição das Variáveis	67
2.4.3	Análise Descritiva das Variáveis de <i>default</i> e Risco Sistemico	69
2.4.4	Análise Descritiva das Variáveis de Competição, Concentração e Percepção à Probabilidade de Injeção de Liquidez	71
2.4.5	Análise Descritiva das Variáveis de Controle	74
2.5	Análise Empírica e Discussão dos Resultados	75
2.5.1	Efeito das Medidas de Concentração, Competição e Probabilidade de Injeção de Liquidez nas Medidas de <i>Default</i>	75
2.5.2	Efeito das Medidas de Concentração, Competição e Probabilidade de Injeção de Liquidez nas Medidas de Risco Sistemico	79
Considerações Finais		84
Considerações Finais da Tese		85
Referências		87
Elementos Pós-Textuais		92
Apêndices		93
APÊNDICE A	Gráficos de descrição e análise dos dados	94
APÊNDICE B	Tabelas	105
APÊNDICE C	Teste de Raiz Unitária Augmented Dickey-Fuller	119
APÊNDICE D	Estacionariedade de Dados em Painel	121

Introdução

Tema e Problema de Pesquisa

Após a crise financeira de 2008, ficou evidente que a estabilidade bancária é um importante campo de estudo da economia. Segundo [Silva, Kimura e Sobreiro \(2016\)](#), a vulnerabilidade do sistema financeiro foi exposta após a quebra do *Lehman Brothers* em setembro de 2008, que gerou, em sequência, instabilidade financeira na zona do Euro. A estabilidade financeira constitui um ativo para a sociedade, beneficiando o crescimento e o desenvolvimento social de um país, tanto é que existem comitês internacionais para discutir as melhores estratégias a fim de atingi-la. Os comitês de Basileia para Supervisão Bancária e de Estabilidade Financeira são exemplos de instituições que estabelecem recomendações e boas práticas para a adoção da estabilidade e equilíbrio financeiro das instituições bancárias, cada vez mais interconectadas.

Um sistema estável refere-se à capacidade de absorver os choques exógenos inerentes ao processo econômico com pouca variabilidade. Esses choques devem ser independentes do comportamento coletivo dos agentes econômicos, uma vez que, no cerne das instituições bancárias, estão as decisões de financiamento e investimentos, as decisões de consumo das famílias, a alocação e distribuição de recursos dos poupadores e investidores (intermediação financeira), bem como o impacto no setor de crédito e nas políticas monetárias e fiscais dos países ([ALLEN; GALE, 2000](#)).

Paralela à relevância da estabilidade bancária, observa-se um crescimento da instabilidade financeira. De acordo com [Grilli, Tedeschi e Gallegati \(2014\)](#), a partir dos anos 2000, o sistema econômico presenciou a transferência de recursos do segmento produtivo para o segmento financeiro. Tal mudança é um dos fatores responsáveis pelo crescimento da instabilidade financeira, tornando as crises mais intensas.

Conforme [Dungey e Gajurel \(2015\)](#), as crises bancárias possuem altos custos sociais e exigem um esforço excessivo para contorná-las. Como o sistema bancário tornou-se interconectado, especialmente após os avanços da globalização financeira, as crises bancárias, em determinados países, adquiriram grande probabilidade de afetarem outros países ([ALLEN; GALE, 2000](#); [DUNGEY; GAJUREL, 2015](#)).

Desse modo, são fundamentais análises e estudos nas áreas referentes à estabilidade bancária ou financeira. Nesse contexto, a pesquisa trata sobre estabilidade bancária sob dois aspectos: o primeiro investiga como a estabilidade bancária afeta os prêmios de risco e as exposições ao risco, e o conseqüente efeito contágio; e o segundo investiga como a estabilidade é afetada pelas estruturas de mercado.

Objetivos e Relevância da Tese

Os objetivos principais da Tese são estudar as relações entre instabilidade bancária e prêmio de risco, a interconexão entre os bancos de forma sistêmica e as principais causas da instabilidade bancária, com foco na estrutura do mercado bancário.

Os objetivos específicos são avaliar como a instabilidade bancária afeta os riscos e prêmio de riscos dos bancos e, por conseguinte, como esses mecanismos retroalimentam a instabilidade bancária, bem como avaliar as variáveis que determinam a estabilidade das instituições bancárias e do sistema financeiro, em especial as variáveis que representam a estrutura do mercado bancário.

Desse modo, esta Tese debruça-se sobre a importância da estabilidade bancária e da avaliação do risco sistêmico na economia, dada a relevância de estudos nessas áreas.

Hipóteses da Tese

Para alcançar os objetivos expostos, esta Tese apresenta dois estudos teóricos e empíricos sobre estabilidade bancária, Estudo 1 e Estudo 2. O primeiro observa a capacidade informacional dos agentes econômicos sobre a relação de risco e prêmio de risco de bancos, relacionando a falta de capacidade informacional à estabilidade bancária e aos possíveis efeitos de contágio no sistema bancário (DUNGEY; GAJUREL, 2015; CAMPBELL; HILSCHER; SZILAGYI, 2008; ALLEN; GALE, 2000).

O segundo avalia quais os fatores que influenciam a instabilidade bancária e sistêmica, observando a estrutura do mercado – se este é competitivo ou não, concentrado ou não – e se a percepção à probabilidade de injeção de liquidez nos bancos influencia nas tomadas de risco (SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018; CLARK; RADIĆ; SHARIPOVA, 2018; IJTSMA; SPIERDIJK; SHAFFER, 2017; AKINS et al., 2016; CHU, 2015; FU; LIN; MOLYNEUX, 2014; AMIDU; WOLFE, 2013; BECK; De Jonghe; SCHEPENS, 2013; TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012; BECK; DEMIRGÜÇ-KUNT; LEVINE, 2006).

Nesse raciocínio, as hipóteses do Estudo 1 são: H_1 – presume-se uma relação indireta entre prêmios pelo risco estimado dos bancos e seus indicadores de default; H_2 – presume-se uma relação direta entre as medidas de default e as medidas de exposição ao risco e H_3 – presume-se um efeito contágio entre as regiões econômicas que compõem a análise deste estudo. Ademais, as hipóteses do Estudo 2 são: H_1 – presume-se que os bancos em mercados mais competitivos são mais estáveis; H_2 – presume-se que bancos que participam de mercados mais concentrados sejam mais instáveis que bancos de mercados menos concentrados e H_3 – presume-se maior instabilidade financeira quando há maior percepção à probabilidade de injeção de liquidez nos bancos.

Aspectos Metodológicos e Estrutura da Tese

A metodologia de análise do Estudo 1 adotou os seguintes modelos: o Modelo de Dados em Painel, o Modelo de Fama e Macbeth (1973), o Modelo Econométrico de Vetor Auto-regressivo (VAR) e o Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM). Por sua vez, o Estudo 2 adotou o Modelo Generalizado dos Momentos (GMM). Um painel com dados trimestrais de 2.325 bancos listados em bolsa em 92 países compõem a base de dados.

Esta Tese estrutura-se da seguinte maneira: esta Introdução, em que se apresentam o tema e o problema de pesquisa, os objetivos, a metodologia e as contribuições da Tese; no Capítulo 1 consta o primeiro estudo¹; no Capítulo 2, o segundo estudo² e no último capítulo, as considerações finais. Vale acrescentar que também compõem esta peça os apêndices (Capítulo de Elementos Pós-Textuais).

Contribuições

A principal contribuição desta Tese é acrescentar, aos estudos sobre estabilidade bancária, as relações entre o risco, uma maior exposição ao risco e o efeito contágio oriundo desse mecanismo, bem como as relações de competitividade, concentração e percepção à probabilidade injeção de liquidez e seus impactos na estabilidade dos bancos e do sistema financeiro.

¹ Estudo submetido a revista *International Review of Financial Analysis*

² Estudo a ser submetido a revista *Journal of Financial Stability*

1 Estudo I:

Prêmio de Risco de *Default* e Efeito Contágio: Um Estudo no Cenário Mundial.

Resumo

Neste estudo exploram-se as relações de risco e retorno dos bancos no âmbito internacional, fundamentadas nos prêmios pelo risco, na exposição ao risco e no risco de *default*. O risco de *default* dos bancos da amostra foi calculado a partir do modelo de Merton (1974), do modelo KMV da Moody's e do modelo Z-score. Um painel com dados trimestrais de 2.325 bancos listados em bolsa em 92 países compõem a base de dados. Os resultados indicam que a maior probabilidade de *default* está correlacionada com menor prêmio de risco. As análises, em primeira diferença, obtiveram o mesmo resultado das análises em painel e dos modelos de Fama e Macbeth (1973). Percebeu-se que os investidores não possuem informação completa sobre a situação financeira dos bancos, impactando na instabilidade dessas instituições. A análise empírica também apontou que o risco de *default*, nos modelos de estimação Fama e Macbeth (1973) para o modelo de *default* Z-score, apresenta uma relação direta e positiva com maior contração de empréstimos de provisão duvidosa em relação aos empréstimos totais (maior exposição ao risco). Tal resultado sugere que bancos com altas probabilidades de *default* tendem a se expor ainda mais ao risco para melhorar seus desempenhos operacionais. Isso faz com que essas instituições fiquem cada vez mais instáveis. Por fim, os resultados apontam um certo efeito de contágio entre as regiões econômicas, isto é, mudanças na probabilidade de *default* em algumas regiões impactam outras regiões com velocidades de impacto diferentes. Observa-se, pelos resultados, que regiões como América do Norte e Europa apresentam mais interligações bancárias se comparadas à região latino-americana.

Palavras-chaves: Prêmio de Risco de Bancos. Risco de Bancos. Probabilidade de *Default* de Merton. Estabilidade Bancária. Efeito Contágio de Bancos.

Abstract

This study explores the risk and return relationships of banks in the international arena, based on risk premia, exposure to risk, and the contagion effect of banks. The default risk of sample banks is calculated from the Merton Model, Moody's KMV Model and the Z-score Model. Quarterly panel data of 2,325 listed banks around the world are used in the period 2000–2016, yielding 155,775 observations. The results indicate that the highest probability of default is correlated with a lower risk premium. The first-difference analyses yielded the same result as the panel analyses and the models of Fama and Macbeth. We demonstrate that investors do not have complete information on banks' financial situation, making these institutions more unstable. The empirical analysis indicates that the default risk in the estimation model of Fama and Macbeth has a direct and positive relationship with a larger contraction of non-performing loans in relation to total loans (higher exposure to risk). This result demonstrates that banks with high default probabilities tend to expose themselves further to risk to improve their operational performance. This makes these institutions increasingly unstable. Finally, the results show a kind of contagion effect between economic regions, that is, changes in the probability of default in some regions impact other regions at different speeds and impacts. The results show that such regions as North America and Europe have more banking interconnections, while Latin America is more isolated.

Key-words: Bank Risk Premium. Bank Risk. Merton Default Probability. Banking Stability. Bank Contagion Effect.

Introdução

O mercado financeiro internacional tem sido alvo de acentuadas reestruturações e concentrações nas últimas duas décadas, a partir dos anos 1990 (HANKIR; RAUCH; UMBER, 2011). Após a crise financeira de 2008, as autoridades monetárias estimularam uma maior concentração, o que contribuiu para que a regulação e a supervisão do setor se tornassem mais acessíveis e eficientes (MONTES, 2014). Por outro lado, essa concentração gerou maior impacto no sistema financeiro e, portanto, na sociedade, com maiores riscos caso ocorra algum distúrbio financeiro nas instituições bancárias, uma vez que nem sempre a concentração do setor poderá torná-lo imune a crises. Dito de outro modo, a concentração do setor financeiro poderá torná-lo, cada vez mais, susceptível às crises e aos movimentos exógenos (BOYD; NICOLÓ, 2005). Nesse sentido, no setor bancário, em que o efeito contágio é evidente, a variedade de impactos exógenos ocorre rapidamente em mercados mais concentrados (ALLEN; GALE, 2000).

Desse modo, a mensuração da probabilidade de *default* dos bancos torna-se fundamental em mercados financeiros cada vez mais concentrados e com efeitos de contágios evidentes a partir da crise de 2008. Esta crise mostrou que as instituições financeiras mundiais estão extremamente conectadas e a vulnerabilidade de um mercado pode facilmente contaminar outro mercado, afetando diversos lugares no globo (ANGINER; DEMIRGUC-KUNT, 2014). Conforme Chava e Purnanandam (2011), a crise do *subprime* das hipotecas americanas afetou o sistema econômico, especialmente pela função de prestador do sistema bancário. Por isso, é necessário estudar a solvência dos bancos e seus impactos no sistema financeiro.

De acordo com Allen e Gale (2000), as crises bancárias afetam a disponibilidade de crédito, bem como os custos de intermediação financeira, funções primordiais para manutenção do sistema econômico. Ainda nesse contexto, observa-se que a estabilidade bancária adquire relevância no sistema financeiro e, conseqüentemente, na economia (ALLEN; CARLETTI; MARQUEZ, 2015; DUNGEY; GAJUREL, 2015; SCHEPENS et al., 2016).

Nesse raciocínio, a elaboração e utilização de modelos de cálculo de *default* em bancos são relevantes tanto para as autoridades monetárias – que poderão utilizar desses insumos para estabelecer suas políticas de regulação – quanto para os investidores, que poderão deter maiores informações sobre as condições de investimento dos bancos. Relevante também para sociedade, pois o que impacta o sistema financeiro afeta o sistema econômico (ALLEN; GALE, 2000). Assim, a análise da situação do sistema financeiro é valiosa para todos os agentes econômicos.

Com base nessas ideias, esse estudo se propõe a responder as seguintes perguntas de pesquisa: **(i)** Qual é o impacto das medidas de *default* bancário nos prêmios de risco dos seus ativos e na proporção de empréstimos de provisão duvidosa dos bancos? **(ii)** Existe efeito de contágio das medidas de *default* dos bancos em diferentes regiões?

Para investigar essas questões, a pesquisa ampara-se nos fundamentos sobre as relações entre prêmio de risco, risco e efeito contágio de bancos no âmbito internacional. A fim de compreendê-las, retoma-se o contexto de estabilidade financeira e crises bancárias.

Segundo [Allen e Gale \(2000\)](#), as crises bancárias afetam os custos de intermediação financeira e a disponibilidade de crédito. Esses mecanismos impactam o nível da atividade econômica e podem levar a períodos de pouco crescimento econômico e recessão ([ALLEN; GALE, 2000](#)). Exemplo deste argumento são os efeitos oriundos da crise financeira de 2008.

As questões regulatórias de estrutura de capital bancária, como os *buffers* de capital ótimo, são inerentes à regulação para garantir que o sistema financeiro se mantenha estável ([ALLEN; CARLETTI; MARQUEZ, 2015](#)). Desse modo, as estruturas de *buffer* são reservas de capitais regulatórios que servem para salvaguardar o sistema financeiro.

De acordo com [Dungey e Gajurel \(2015\)](#), as crises bancárias são custosas e exigem um excessivo esforço para evitá-las. Além do mais, tais crises poderão afetar, por meio de efeito contágio, outras jurisdições ([ALLEN; GALE, 2000; DUNGEY; GAJUREL, 2015](#)). Essa situação leva as autoridades monetárias a salvaguardar os fundamentos macroeconômicos, bem como uma transparente e crível estrutura legal, além de instrumentos regulatórios fortes ([DUNGEY; GAJUREL, 2015](#)). Nesse âmbito, a crise financeira de 2008 fez com que as autoridades reguladoras e monetárias repensassem as questões referentes ao capital regulatório ([SCHEPENS et al., 2016](#)). Ainda nesse contexto, [Danielsson et al. \(2016\)](#) mostram que os modelos de risco aumentam com a incerteza do mercado, cujos resultados interferem diretamente no processo regulatório das autoridades monetárias.

Na linha sistêmica de risco das instituições financeiras, [Silva, Kimura e Sobreiro \(2016\)](#) afirmam que as pesquisas nessa área intensificaram-se após a crise financeira de 2008. Conforme os autores, a vulnerabilidade do sistema financeiro foi exposta, mais precisamente com a falência do Lehman Brothers em setembro de 2008 e a crise na zona do Euro ([SILVA; KIMURA; SOBREIRO, 2016](#)).

Nesse aspecto, segundo [Grilli, Tedeschi e Gallegati \(2014\)](#), o sistema econômico testemunhou uma substancial transferência de recursos do segmento produtivo para o segmento financeiro. Tal transferência é um dos fatores responsáveis pelo crescimento da instabilidade financeira, fazendo com que as crises sejam mais intensas ([GRILLI; TEDESCHI; GALLEGATI, 2014](#)).

Nesse contexto, enfatiza-se que estudos os quais avaliam o impacto da capacidade

financeira das instituições bancárias em seus retornos (prêmios de risco), bem como na exposição a riscos dessas instituições são imperativos para avaliação de políticas monetárias, de investidores e da sociedade, agentes que sentem diretamente o impacto da instabilidade dessas instituições.

Nesse universo, [Chava e Purnanandam \(2010\)](#) expressam o entendimento comum da área. Segundo eles, os investidores conseguem observar que as instituições estão em falência e, por isso, precificam, imediatamente, o risco em seus ativos, fazendo com que haja maior suavização das crises financeiras. Já [Campbell, Hilscher e Szilagyi \(2008\)](#) trazem uma ideia anômala. De acordo com esses autores, a hipótese de que certas firmas possuem elevada probabilidade de não cumprir com suas obrigações financeiras em mercados de informação assimétrica faz com que o preço de suas ações não acompanhem seus processos de risco. Ainda conforme os autores, os investidores, nesses casos, tendem a não precificar bem as ações das firmas com altas probabilidades de *default* e, com isso, desvalorizar ainda mais os ativos dessas firmas. Os autores alegam também que as firmas que apresentam altas probabilidades de *default* possuem baixos retornos e, conseqüentemente, baixos prêmios de risco e altas volatilidades nos preços das ações.

Os autores explicam esse processo anômalo de três formas. A primeira versa sobre eventos inesperados que possam ter ocorrido no período de análise do estudo; a segunda sobre as predições de probabilidades de *default* correlacionadas com os erros de avaliação – por exemplo, os investidores podem não entender de forma clara a estrutura teórica de previsão dos riscos de *default* futuros –; a terceira forma, por sua vez, trata sobre a avaliação dos erros desproporcional às informações reveladas nos anúncios dos ganhos dos ativos. Essa terceira forma pode ser encontrada também nos estudos de [La Porta \(1996\)](#) e [La Porta et al. \(1997\)](#), os quais sugerem que grandes frações de ganhos de retornos são realizadas em pequenos períodos, próximos aos anúncios informacionais das ações e, por isso, existe uma má precificação dos prêmios de risco.

Nesse sentido, a primeira hipótese deste estudo (H_1) é que existe uma relação indireta entre prêmios de risco estimado dos bancos e seus indicadores de *default*. Dito de outro modo, os investidores não conseguem precificar imediatamente os riscos de *default* dos bancos, pois no mercado há assimetria informacional.

Observa-se que as assimetrias, possivelmente encontradas entre as medidas de *default* e o prêmio de risco ([CAMPBELL; HILSCHER; SZILAGYI, 2008](#); [La Porta et al., 1997](#); [La Porta, 1996](#)), podem gerar cada vez mais alavancagem financeira e desinstabilidade do sistema. Esse mecanismo, segundo [Tirole \(2006\)](#), pode ser observado em movimentos de investimentos extravagantes, nos quais os gestores das firmas se engajam em investimentos arriscados para alavancar seus rendimentos. Esta forma de investimento utiliza o conceito de Risco Moral, em que os gestores buscam se envolver em movimentos arriscados em detrimento dos *shareholders* ([TIROLE, 2006](#)). Em caso de Risco Moral, a

falta de simetria informacional leva os gestores das instituições financeiras a decidir por concessões de créditos mais arriscadas a fim de obter maiores rendimentos e diminuir a possibilidade de *default*. Todavia, como os mecanismos utilizados são mais arriscados, o retorno obtido pode não ser o esperado e, portanto, ao invés de altos retornos, ocorrerem retornos cada vez mais baixos.

Na segunda hipótese deste estudo (H_2), presume-se uma relação direta entre as medidas de *default* e as medidas de exposição ao risco. Nesse cenário, os bancos com altas probabilidades de *default* tendem a se expor mais ao risco, o que aumenta a proporção de empréstimo de provisão duvidosa, alavanca ainda mais suas posições frente ao mercado e acarreta maior instabilidade financeira e maior risco moral. Tal instabilidade – possivelmente encontrada em H_1 e H_2 – pode disseminar um efeito contágio entre as regiões, conforme observam Allen e Gale (2000) e Dungey e Gajurel (2015). Segundo Allen e Gale (2000), pequenos choques exógenos, os quais afetam inicialmente apenas algumas pequenas instituições financeiras em regiões econômicas particulares, espalham-se por contágio no restante do setor financeiro e, posteriormente, afetam a economia como um todo.

Assim, chega-se à terceira hipótese deste estudo (H_3): presume-se um efeito de contágio entre as regiões que compõem a análise. Em outras palavras, pode haver eventos correlacionados de probabilidade de *default* nas diferentes regiões do estudo.

Desse modo, a principal contribuição desta pesquisa é a relação entre o risco, uma maior exposição ao risco e efeito contágio oriundo desse mecanismo. Esse estudo está dividido da seguinte maneira. A seção 1.1 aborda os cálculos de probabilidade de *default* de Merton (1974) – com adaptações de Bharath e Shumway (2008) e Anginer e Demirguc-Kunt (2014) – e outras medidas de *default* bancário como o modelo KMV da Moodys e o modelo Z-score de Tabak, Fazio e Cajueiro (2013). A seção 1.2 apresenta a metodologia que possibilita a estimação das relações entre prêmio de risco e risco de *default*, bem como das relações entre exposição ao risco e risco de *default*. A seção 1.3 apresenta os resultados e as análises. A última seção traz as considerações finais e as sugestões para trabalhos futuros.

1.1 Modelos de Risco de *Default*

Nesta seção, são apresentadas as medidas de cálculo de *default* bancário, como o Modelo de Merton, o Modelo de KMV e o Modelo Z-score.

1.1.1 Modelo de Merton

O Modelo de Merton (1974) – também conhecido como Probabilidade de *Default* de Merton (1974) – tem como objetivo encontrar os valores dos ativos, bem como a

volatilidades destes em um processo dinâmico de [Black e Scholes \(1973\)](#). O Modelo de [Merton \(1974\)](#) assume que o valor total da firma segue um processo geométrico Browniano.

$$dV = \mu V dt + \sigma_V V dW \quad (1.1)$$

Em que V é o valor total dos ativos da firma (variável aleatória), μ é o retorno esperado contínuo de V , σ_V é a volatilidade do valor da firma e dW é o processo padrão de Gauss-Wiener.

O modelo de Merton utiliza-se do modelo de [Black e Scholes \(1973\)](#) de opções em que o valor do Patrimônio Líquido da firma segue o processo estipulado de [Black e Scholes \(1973\)](#) para opções de compra (*call*). Uma opção *call* sobre os ativos subjacentes tem as mesmas propriedades que um detentor de uma *call*, que é uma demanda sobre os ativos após alcançar o preço de exercício da opção, o qual é igual ao valor contábil das obrigações da firma. Se o valor dos ativos é insuficiente para cobrir as obrigações da firma, então os acionistas portadores de uma opção *call* não irão exercer sua opção e deixarão a firma aos seus credores.

$$E = V \mathcal{N}(d_1) - e^{-rT} F \mathcal{N}(d_2) \quad (1.2)$$

no qual E é o valor de mercado do Patrimônio Líquido da firma (ou Fluxo de Caixa Livre do Acionista), F é o valor de face dos títulos de dívida, r é a taxa de juros livre de risco e $\mathcal{N}(\cdot)$ é a distribuição normal padronizada acumulada. d_1 é dado por:

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{V}{F}\right) + (r + 0.5\sigma_V^2)T}{\sigma_V \sqrt{T}} \quad (1.3)$$

e d_2 é simplesmente $d_1 - \sigma_V \sqrt{T}$.

Aplicando o Lema de Itô no processo dinâmico de V e manipulando os termos tem-se a seguinte equação da variabilidade dos fluxos de caixa livres dos acionistas (σ_E) ([BHARATH; SHUMWAY, 2008](#)).

$$\sigma_E = \left(\frac{V}{E}\right) \frac{\partial E}{\partial V} \sigma_V \quad (1.4)$$

Sabendo que, segundo [Merton \(1974\)](#), pode-se demonstrar que $\frac{\partial E}{\partial V} = \mathcal{N}(d_1)$, então a Equação 1.4 poderá ser escrita da seguinte maneira ([BHARATH; SHUMWAY, 2008](#)):

$$\sigma_E = \left(\frac{V}{E}\right) \mathcal{N}(d_1) \sigma_V \quad (1.5)$$

Basicamente, o algoritmo trabalha com as equações 1.2 e 1.5 para encontrar os termos de valor do ativo V e volatilidade do valor do ativo σ_V . Neste trabalho, utilizou-

se o método de Newton para solução das equações 1.2 e 1.5. Esse mesmo algoritmo foi utilizado por Anginer e Demircug-Kunt (2014).

As Equações 1.2 e 1.5 terão somente solução numérica para os valores de V e σ_V . Uma vez encontrada a solução numérica, a distância de *default* é calculada da seguinte maneira:

$$DD = \frac{\ln\left(\frac{V}{F}\right) + \left(\mu - \frac{1}{2}\sigma_V^2\right)T}{\sigma_V\sqrt{T}} \quad (1.6)$$

Segundo Bharath e Shumway (2008), o modelo de distância de Merton (1974) possui acurácia na mensuração da probabilidade de *default* de firmas.

$$\pi_{Merton} = \mathcal{N}(-DD) \quad (1.7)$$

A medida de probabilidade de *default* de Merton (1974) é simplesmente a função de probabilidade da normal de menos a distância de *default*, Equação 1.6. Segundo Bharath e Shumway (2008), essa probabilidade de *default* (Equação 1.7) deverá ser estatística suficiente para o prognóstico de *default*.

O ponto de iniciação do algoritmo seguiu uma adaptação àquela proposta por Bharath e Shumway (2008) e Anginer e Demircug-Kunt (2014), em que os pontos iniciais de V assumem $V = \text{capitalização de mercado} + \text{passivo total}$ e de σ_V assumem $\sigma_V = \sigma_{\text{retorno do preço do ativo}} \cdot (\text{capitalização de mercado} + \text{passivo total})$.

1.1.2 Modelo KMV

O modelo KMV é calculado a partir dos dados de valor do ativo V e da volatilidade do valor do ativo σ_V oriundos da iteração entre as equações 1.2 e 1.5.

A distância do *default* proveniente do modelo KMV é dada pela seguinte relação:

$$DD_{KMV it} = \frac{(V_{it} - PT_{it})}{(V_{it} \cdot \sigma_{V it})} \quad (1.8)$$

Em que V_{it} representa o valor de mercado do ativo i no período t , $\sigma_{V it}$ a volatilidade do valor do ativo i no período t , e PT_{it} é o passivo total do ativo i no período t . Conforme a Equação 1.8, quanto maior for o DD_{kmvit} maior será a distância para o *default* do banco i no período t .

A fim de normalizar a variável para efeito de comparação e análise de correlação com as variáveis de prêmio de risco e de exposição ao risco, realiza-se normalização

semelhante à elaborada pela probabilidade de *default* de [Merton \(1974\)](#). Ou seja, a probabilidade de *default* do modelo KMV será:

$$\pi_{kmv} = \mathcal{N}(-DD_{KMV}) \quad (1.9)$$

A medida de *default* do KMV será a função de probabilidade da normal de menos a distância de *default*, assim como no modelo de [Merton \(1974\)](#).

1.1.3 Modelo Z-score

Outra medida de dimensionamento de *default* é o indicador Z-score similar ao de [Lown et al. \(2000\)](#) e [Tabak, Fazio e Cajueiro \(2013\)](#), que é uma adaptação do modelo de [Altman \(1968\)](#). Conforme [Lown et al. \(2000\)](#) e [Tabak, Fazio e Cajueiro \(2013\)](#), esse indicador representa a probabilidade de falência de um banco. O Z-score segue a seguinte formulação:

$$Z - score_{it} = \frac{ROA_{it} + EQUAS_{it}}{\sigma_{ROA_i}} \quad (1.10)$$

Em que $EQUAS = \left(\frac{PL_{it} - PL_{it-1}}{AT_{it} - AT_{it-1}} \right)$. Nesse modelo, PL_{it} representa o Patrimônio Líquido do banco i no período t , PL_{it-1} representa o Patrimônio Líquido do banco i no período $t - 1$, A_{it} representa o Ativo Total para o banco i no período t e A_{it-1} representa o Ativo Total para o banco i no período $t - 1$.

O parâmetro ROA_{it} é expresso pela seguinte relação:

$$ROA_{it} = \frac{2\pi_{it}}{(AT_{it} - AT_{it-1})} \quad (1.11)$$

ROA_{it} é o retorno sobre os ativos no período t para o banco i e $\sigma_{ROA_{it}}$ é o desvio-padrão do ROA do banco i no período t . Conforme a fórmula, quanto maior for o valor de Z-score menor será a probabilidade de falência do banco i . Para [Tabak, Fazio e Cajueiro \(2013\)](#), o indicador Z-score é uma medida de risco aceita pela literatura. A medida do Z-score afere o número de desvios-padrão do ROA que deve decrescer para que o banco se torne insolvente, o que pode ser interpretado como o inverso da probabilidade de insolvência ([TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2013](#)).

Para trabalhar com a variável de forma normalizada, utilizou-se a transformação monotônica do logaritmo da variável $Z - score$ ($\log(Z - score)$)¹.

Tanto o indicador de probabilidade de *default* de [Merton \(1974\)](#) quanto a probabilidade de *default* do modelo KMV apresentam relações diretas com a insolvência bancária,

¹ Logaritmo Natural, ou seja, na base do número de Euler

ou seja, quanto maior seus valores, maior será a probabilidade de quebra da instituição financeira. Já o indicador de *default* Z-score apresenta relação inversa com o *default*, ou seja, quanto maior seus valores mais distante o banco está da insolvência. Essa relação inversa entre os Modelos de Merton, Modelo KMV e Modelo Z-score ocorre porque as duas primeiras representam uma normalização das distâncias do *default*, tornando-as diretamente ligadas ao *default*. Já no modelo Z-score, a relação é inversa porque mede a distância do default, ou seja, a chance do bancos estar mais distante do *default* e não a probabilidade direta de *default*.

O modelo de Merton (1974) e o modelo KMV são *proxies* de *default* que não calculam diretamente a probabilidade de *default*, mas sim a mensuram de forma implícita, ao observar os passivos dos bancos e como o mercado precifica esse passivos (MILNE, 2014). De acordo com Wang, Chiu e Peña (2017), para mensurar o risco de *default* não se deve usar uma *proxy* comum, mas sim uma medida flexível o suficiente para quantificar a maioria das firmas do mercado.

O modelo Z-Score, apesar de ser uma medida aceita na literatura de mensuração de risco, em especial de risco de bancos, não expressa a relação de mercado, mas sim a relação contábil dos bancos.

1.2 Metodologia de Análise

Nesta seção é abordado o modelo econométrico de regressão em painel, o modelo de Fama e Macbeth (1973) e o Modelo VAR e VECM, utilizados para determinação das relações das medidas de *default* e das variáveis dependentes de prêmio de risco e de exposição ao risco. Os modelos de séries temporais VAR e VECM são utilizados para elaboração de identificação de possíveis efeitos de contágio e seus impactos. Apresentam-se ainda, nesta seção, os modelos teóricos e descrição das variáveis, e as estatísticas descritivas dos dados.

1.2.1 Modelo Econométrico de Dados em Painel

Segundo Brooks (2008), os modelos de painel podem ser particionados em modelos de efeitos fixos e os modelos de efeitos aleatórios.

Neste trabalho são utilizados os modelos de efeitos fixos, que seguem a seguinte estrutura:

$$y_{it} = \beta x_{it} + u_{it} \quad (1.12)$$

No qual o termo de erro u_{it} da Equação 1.12 é decomposto por dois termos, em que $u_{it} = \mu_i + v_{it}$. O termo μ_i é o distúrbio das unidades de observação i , e o termo v_{it}

é o termo que varia ao longo do tempo e das unidades de observação, capturando tudo aquilo que deixou de ser explicado sobre y_{it} .

É possível obter uma variação dos modelos de efeitos fixos – conhecida como *two-way* – quando se estima que a média dos valores de y_{it} alternam-se conforme o tempo e as medidas de unidades observacionais. Esse modelo contém *dummies* de unidades observacionais e *dummies* de tempo.

$$y_{it} = \beta x_{it} + \mu_1 D1_i + \mu_2 D2_i + \mu_3 D3_i + \cdots + \mu_n DN_i \\ + \lambda_1 D1_t + \lambda_2 D2_t + \lambda_3 D3_t + \cdots + \lambda_T DT_t + v_{it} \quad (1.13)$$

A Equação 1.13 é estimada utilizando o método mínimos quadrados generalizados (MQG). Outra forma utilizada é 'em primeira diferença', *first difference* (FD). Na estimação do FD, a componente invariante individual do tempo é removida, isto é, coloca-se o modelo em primeira diferença e remove-se a componente invariante, bem como o intercepto. Essa estimação é consistente e eficiente quando u_{it} da Equação 1.12 é fortemente persistente ao longo do tempo.

Em todos modelos são utilizadas as correções dos possíveis problemas de heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos. Com isso, a estimação da matriz de variância segue as propostas de White (1980) e Arellano (1987), que sugerem correções para esses problemas através de:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{N(T-1)} \sum_{i=1}^N \hat{v}_i^{+'} \hat{v}_i^+ \quad (1.14)$$

Onde σ^2 da Equação 1.14 é consistente sob condições de heterocedasticidade e correlação serial para obtenção dos erros padrões em modelos de estimação de efeitos fixos. Além disso, como robustez para as análises utilizou-se a proposta de estimação de Fama e Macbeth (1973). Essa proposta assume que a estimação dos erros-padrões dos β_i estimados segue a seguinte equação:

$$\sigma(\hat{\beta}_{ai}) = \frac{\sigma(\bar{\varepsilon}_i)}{\sqrt{t\sigma(\bar{X}_i)}} \quad (1.15)$$

Em que, na Equação 1.15, o termo t representa o tempo em trimestres. A variável $\bar{\varepsilon}_i$ representa o erro do modelo e \bar{X}_i os regressores. Uma abordagem de estimação do erro-padrão similar a de Fama e Macbeth (1973) pode ser encontrada em Pesaran (2006). Neste caso as estimações utilizam filtros individuais específicos dos regressores por médias em *cross-section*, dado que sua dimensão assintótica tende ao infinito.

1.2.2 Modelos Econométricos de VAR e VECM

Os modelos VAR e VECM são utilizados para mensuração dos efeitos de contágios por região econômica, determinadas pelo Banco Mundial.

O modelo VAR basicamente consiste de n variáveis endógenas. Denota-se y um vetor ($n \times 1$) contendo n variáveis que assumem certos valores na data t (HAMILTON, 1994). As variáveis y seguem o processo em que $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{nt})$, onde $n = 1, \dots, n$. Assim, o processo VAR(p) é definido como:

$$y_t = \Phi_1 \cdot y_{t-1} + \dots + \Phi_p \cdot y_{t-p} + u_t \quad (1.16)$$

Onde Φ_i é uma matriz quadrada ($n \times n$), em que $i = 1, \dots, p$. u_t é uma matriz $n - dimensional$ e com esperança $\mathbb{E}(u_t)$ e é invariante no tempo, a matriz de covariância $\mathbb{E}(u_t u_t^T) = \Sigma_u$ é positiva definida e representa um ruído branco.

Uma característica importante do modelo VAR(p) é a estabilidade da série histórica. Isso significa que as séries analisadas no modelo VAR devem ser estacionárias, cujas médias sejam invariantes ao tempo, e os estimadores de variância e covariância possuam estrutura suficiente para estimação. Isso pode ser observado nas características do polinômio abaixo:

$$\det(I_n - \Phi_1 z - \dots - \Phi_p z^p) \neq 0 \text{ para } |z| \leq 1. \quad (1.17)$$

Se a solução da Equação 1.17 obtiver raiz unitária, $z = 1$, então algumas das variáveis, ou todas, do problema serão integradas de ordem um, i.e, $I(1)$. Caso exista cointegração entre essas variáveis, deverá ser feita estimação pelo modelo VECM.

A correção feita pelo modelo VECM terá a Equação 1.16 alterada pela Equação 1.18 da seguinte forma:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \alpha \beta^T y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} y_{t-p+1} + u_t \\ \text{com } \Gamma_i &= -(\Phi_{i+1} + \dots + \Phi_p) \quad i = 1, \dots, p-1. \end{aligned} \quad (1.18)$$

Onde a matriz Γ_i representa os efeitos transitórios de mensuração. E o termo $\alpha \beta^T y_{t-1}$ representa o vetor de relação de longo prazo, dada entre as coordenadas do vetor de variáveis endógenas.

1.2.3 Modelo Teórico e Descrição das Variáveis

Os dados do estudo foram trabalhados em três etapas. Em primeiro plano, foram usados os valores extraídos dos Balanços Patrimoniais; em segundo, os Demonstrativos de

Resultado de Exercício, e, por fim, o histórico de preços dos ativos dos bancos mundiais listados em bolsa. Todos os dados extraídos foram da base da *Bloomberg*. O período de análise contemplou o primeiro trimestre de 2000 ao terceiro trimestre de 2016 com período amostral de 67 trimestres em 2.325 bancos e 92 países, ressaltando que o painel montado é desbalanceado, contendo 155.775 observações.

Os insumos do modelo de Merton incluem σ_E volatilidade dos retornos trimestrais das ações dos bancos, F o valor de face da dívida, r a taxa livre de risco e T o período de maturação da dívida. Os parâmetros do modelo de Merton seguiram a aplicação de [Bharath e Shumway \(2008\)](#) e [Anginer e Demirguc-Kunt \(2014\)](#). Para os autores, σ_E é a volatilidade anualizada dos retornos dos ativos dos bancos. Este estudo utilizou a volatilidade dos retornos contínuos diários em trimestres. A taxa livre de risco r é a variação trimestral da taxa constante do T - Bill no período de 2000 a 2016. A mesma *proxy* para r foi proposta por [Bharath e Shumway \(2008\)](#). Porém, os autores utilizaram a taxa anual. E é o valor de mercado de cada banco e utilizou-se, para construção dessa variável, o preço de fechamento das ações e a quantidade de ações daquele banco. Para F utilizou-se dos Passivos Totais (*current liabilities e long term liabilities*). Por fim para T , considerou-se o período como unitário, 1 trimestre, assim como em [Anginer e Demirguc-Kunt \(2014\)](#).

Este estudo, com base na proposta de [Chava e Purnanandam \(2010\)](#), como variáveis de controle usou a variável *Book to Market*, que foi calculada empregando a relação entre ativo total e passivo total sobre a capitalização de mercado de cada instituição bancária por trimestre. Essa variável representa a relação do valor contábil e de mercado da firma. Ainda com base nos autores, a pesquisa usou também o logaritmo dos ativos totais – que representa o tamanho das instituições –; a razão de liquidez dos bancos, mensurada pela razão passivo total e patrimônio líquido, e o retorno defasado em um período.

Com base na proposta de [Campbell, Hilscher e Szilagyi \(2008\)](#), este estudo empregou o desvio-padrão trimestral das ações de cada banco. Por fim, para trabalhar com análise entre países foi necessário operar com variáveis referentes ao mercado de cada país. Para isso, empregou-se a diferença do retorno do índice de mercado do determinado país menos a taxa livre de risco do T - Bill (prêmio de risco de mercado).²

Para composição das variáveis endógenas, O estudo utilizou estimação de prêmio de risco de cada banco por trimestre, como o retorno trimestral menos a taxa T - Bill do período. Na análise de exposição ao risco, observou-se a relação entre empréstimos de provisão duvidosa sobre empréstimos totais e empréstimos de provisão duvidosa sobre ativo total. Estas medidas representam a exposição ao risco do banco.

Portanto, os modelos teóricos são:

² O índice escolhido por país foi o que possui o maior *market cap* e a equação do prêmio de risco de mercado é $pmr_{market} = r_m - r_f$.

$$\begin{aligned}
pmr_{it} = & \alpha + \beta_1 \log(at)_{it} + \beta_2 mtb_{it} + \\
& \beta_3 default_measure_{it} + \beta_4 lev_ratio_{it} + \\
& \beta_5 sd_{it} + \beta_6 r_{it-1} + \beta_7 pmr_{market,jt}
\end{aligned} \tag{1.19}$$

No qual utilizou-se como variável dependente o prêmio de risco $pmr_{it} = r_{it} - r_f$, que representa o retorno do banco i no período t menos o retorno livre de risco. Para a variável $default_measure_{it}$ empregam-se as três medidas de *default* apresentadas no capítulo 1 (Modelo de Merton, Modelo KMV e o Modelo *Z-score*).

No caso de mensuração da influência das variáveis de *default*, na exposição ao risco dos bancos ($expr_{it}$), utilizou-se o seguinte modelo:

$$\begin{aligned}
expr_{it} = & \alpha + \beta_1 \log(at)_{it} + \beta_2 mtb_{it} \\
& + \beta_3 default_measure_{it} + \beta_4 lev_ratio_{it}
\end{aligned} \tag{1.20}$$

A Equação 1.20 utiliza os mesmos modelos de *default* para o indicador de probabilidade de $default_measure_{it}$ que a Equação 1.19. Todavia, a variável dependente neste caso é $expr_{it} = \frac{\text{Empréstimos de Provisão Duvidosa}}{\text{Empréstimos Totais}}$, que representa a contração de empréstimos de alto risco sobre os totais de empréstimos. Empregou-se também essa mesma análise da Equação 1.20 para o indicador de empréstimos de provisão duvidosa sobre ativos totais. Os resultados foram semelhantes ao indicador de exposição ao risco $expr_{it}$.

Nos modelos estimados em painel buscou-se corrigir, quando necessário, os problemas encontrados de heterocedasticidade e autocorrelação via matriz de White (1980) e correção de Arellano (1987). Além disso, como robustez para as análises a pesquisa utilizou a proposta de estimação de Fama e Macbeth (1973), além dos modelos em painel e em primeira diferença.

Para os modelos de mensuração de impactos nos efeitos de contágio utilizou-se a Equação 1.18 na qual as n variáveis endógenas são as probabilidades de *default* de Merton (1974) das seguintes regiões: América do Norte, América Latina e Caribe, Oriente Médio e Norte da África, Sul da Ásia, África Subsariana, Europa e Ásia Central, e Ásia Leste e Pacífico. Essas regiões são classificadas conforme metodologia do Banco Mundial. A fim de transformar as variáveis em painel para variáveis em séries de tempo foi feita uma estimação da média da probabilidade de *default* de Merton (1974) por região. Essa abordagem não exclui a heterogeneidade inerente ao mercado global de bancos. Todavia, por se tratar de eventos de *stress* financeiro, os valores extremos são de suma importância para a análise. Com isso, pode-se estimar as variáveis de forma temporal.

$$\Delta y_t = \Phi y_{t-1} + \Gamma_i \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} y_{t-p+1} + u_t$$

com $\Gamma_i = -(\Phi_{i+1} + \dots + \Phi_p)$ $i = 1, \dots, p-1$. (1.21)

Em que na Equação 1.21, Δy_t será a média da probabilidade de *default* de Merton (1974) por região. O termo $\Phi = \alpha \beta^T y_{t-1}$ representa a relação de longo prazo do modelo e a matriz Γ_i representa os efeitos transitórios (curto prazo) de mensuração do modelo VECM de efeito de contágio entre os bancos das diferentes regiões estudadas.

1.2.4 Análise Descritiva dos Insumos de Indicadores de *Default*

Nessa seção, abordam-se as análises descritivas dos insumos que compõem o cálculo da variáveis de *Default*. Em primeiro plano, estão os insumos que compõem a variável de probabilidade de *default* de Merton (1974) e do modelo KMV. Os parâmetros estão elencados na Tabela 1. Os insumos, como mencionado anteriormente, seguiram a proposta de Bharath e Shumway (2008) e Anginer e Demirguc-Kunt (2014).

Tabela 1: Análise Descritiva dos Insumos de π_{Merton} e π_{kmv}

	$r_{i,t}$	$E_{i,t}$	$F_{i,t}$	$T_{bill,i,t}$	$sd_{i,t}$
<i>Min</i>	-4,3820	0,0000	0,0000	0,0056	0,00
1º <i>Quartil</i>	-0,081587	64,5	649	0,0074	0,01
<i>Mediana</i>	0,0042	300,2	2.243	0,0101	0,02
<i>Média</i>	-0,0067	4.332	43.255	0,0098	0,02
3º <i>Quartil</i>	0,0878	1.588	10.683	0,0116	0,03
<i>Max</i>	2,5451	338.916	3.538.000	0,0159	0,14

Nota. Todos os retornos foram mensurados de forma contínua, ou seja, foram calculados pela expressão $\log(P_{i,t}) - \log(P_{i,t-1})$. Os valores monetários estão em milhões de dólares americanos (*USD*).

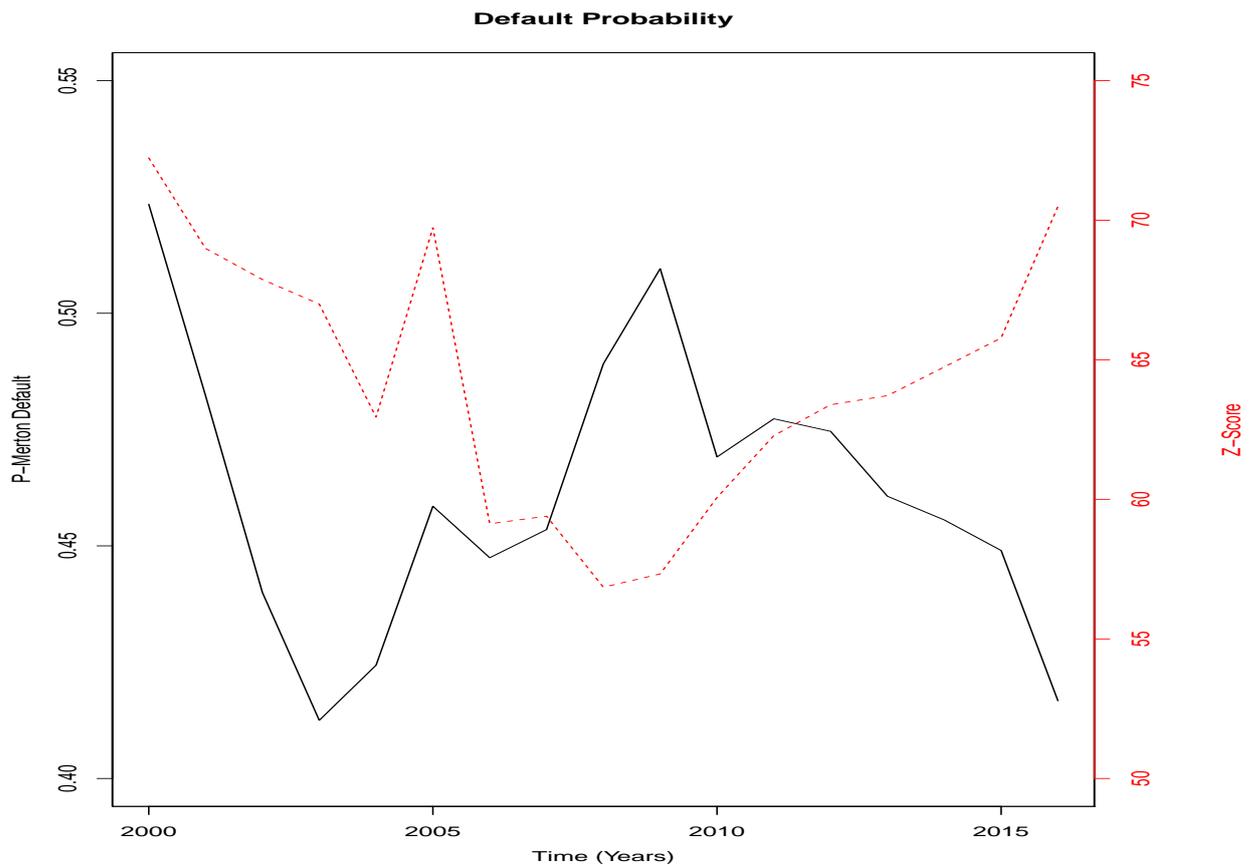
Em segundo plano, estão os insumos que compõem a variável Z-score de Lown et al. (2000) e de Tabak, Fazio e Cajueiro (2013). Os parâmetros estão elencados na Tabela 2.

Tabela 2: Análise Descritiva dos Insumos de $Z - score$

	ROA_{it}	$sd_{ROA_{it}}$	ROE_{it}	$EQAS_{it}$
<i>Min</i>	-136,80	-230,53	-230,50	-19,90
1° <i>Quartil</i>	0,0009	0,01141	0,01	0,07
<i>Mediana</i>	0,002	0,02321	0,02	0,09
<i>Média</i>	0,0005	0,017	0,02	0,10
3° <i>Quartil</i>	0,003	0,03662	0,04	0,12
<i>Max</i>	70,61	21,09	148,21	1,00

Nota. Os valores monetários estão em milhões de dólares americanos (*USD*).

A título de ilustração, elaborou-se a Figura 1 que demonstra a evolução temporal dos indicadores de *default*. É possível perceber que, próximo ao período da crise financeira de 2008, os indicadores apresentaram maiores probabilidades de *default*. Lembrando que quanto maior o indicador π_{Merton} maior a probabilidade de o banco vir a *default*. Já o indicador $Z - score$ é o inverso, quanto maior o indicador menor a probabilidade de o banco vir a *default*. Todavia, observa-se pela Figura 1 que em alguns pontos temporais os indicadores caminham na mesma direção. O indicador $Z - score$ pode trazer uma resposta mais lenta que o indicador π_{Merton} , dado que aquele apresenta apenas insumos de dados contábeis. Já o indicador π_{Merton} utiliza dados de mercado, que apresentam respostas mais rápidas para as medidas de *default*.

Figura 1: Evolução Temporal dos Indicadores de *Default***Fonte:** Elaboração do Autor.

Uma outra análise foi feita dos indicadores de *default* por região econômica. A Figura 2 apresenta a evolução da probabilidade de *default* média de Merton (1974) anual nas regiões econômicas. Observa-se que, em geral, os bancos da América do Norte, Sul da Ásia e África Subsaariana possuem maiores índices de *default* relativo as demais regiões, como América Latina, Caribe, Norte da África e Oriente Médio, Europa e Ásia Central. Esse efeito pode ser observado porque, em geral, as regiões que possuem maiores indicadores médios de *default* concentram números maiores de instituições financeiras se comparadas as demais regiões. A Figura da Seção Apêndice A demonstra a mesma relação da Figura 2, porém com gráfico separado por região.

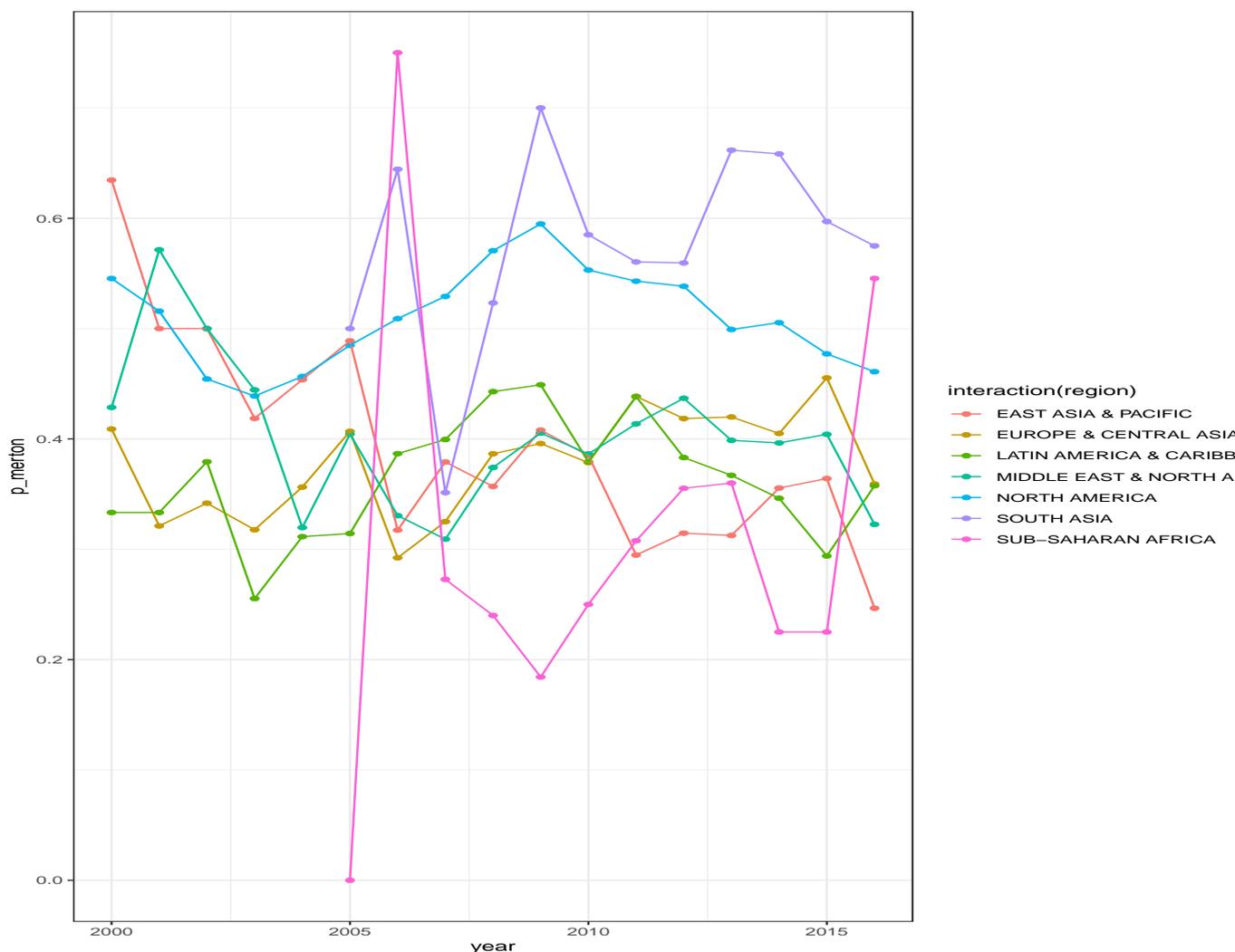


Figura 2: Evolução Temporal dos Indicadores de *Default* por Região
Fonte: Elaboração do Autor.

1.2.5 Análise Descritiva das Variáveis em Estudo

Observa-se, pela Tabela 3, que as probabilidades de *default* $\pi_{Mertonit}$, calculadas pelo modelo de Merton (1974), o modelo Z-score de Lown et al. (2000) e de Tabak, Fazio e Cajueiro (2013) e o modelo KMV da Moody's possuem altas variações. Pelas Tabelas 3 e 4, constata-se que as variáveis possuem bastante discrepância, o que pode ser justificado pela grande variabilidade do porte das instituições bancárias mundiais.

Tabela 3: Análise Descritiva das Variáveis de Risco e Retorno

	$pmr_{i,t}$	$\log(at)_{i,t}$	$mtb_{i,t}$	$\pi_{Merton_{i,t}}$	$\log(Z - score)_{i,t}$	$lev_ratio_{i,t}$	$sd_{i,t}$	$r_{i,t-1}$
<i>Min</i>	-11,12	-4,98	0,00	0,00	-10,16	-8.696	0,00	-11,10
1° <i>Quartil</i>	-0,09	6,45	0,00	0,00	3,20	7,43	0,01	-0,08
<i>Mediana</i>	-0,01	7,83	0,00	0,00	3,90	9,74	0,02	0,00
<i>Média</i>	-0,02	8,12	0,05	0,46	3,74	10,82	0,02	-0,01
3° <i>Quartil</i>	0,07	9,62	0,02	1,00	4,44	12,87	0,03	0,08
<i>Max</i>	11,13	15,14	375	1,00	9,73	7.419	0,14	11,14

Nota. Todos os retornos foram mensurados de forma contínua, ou seja, foram calculados pela expressão $\log(P_{i,t}) - \log(P_{i,t-1})$. Os valores monetários estão em milhões de dólares americanos. Os valores do modelo Merton (1974) estão em variação entre [0,1] de probabilidades de *default*.

A variável $pmr_{i,t}$ representa o prêmio de risco estimado do banco i no trimestre t . O $\log(at)_{i,t}$ representa o logaritmo do ativo total do banco i no trimestre t . A variável $mtb_{i,t}$ representa o *book to market* do banco i no período t . $\pi_{Merton_{i,t}}$ é a probabilidade de *default* de Merton (1974) do banco i no período t . O indicador $\log(Z - score)_{i,t}$ representa o logaritmo natural do indicador Z-score de *default* de Lown et al. (2000) e de Tabak, Fazio e Cajueiro (2013). O índice $lev\ ratio_{it}$ é o índice de endividamento do banco i no trimestre t . A variável sd_{it} representa o desvio-padrão do retorno diário do banco i no trimestre t . E a variável r_{it-1} representa o retorno do banco i no período $t - 1$.

Tabela 4: Análise Descritiva das Variáveis de Risco

	$pmr_{market,j,t}$	$\pi_kmv_model_{i,t}$
<i>Min</i>	-0,672	0,00
1° <i>Quartil</i>	-0,043	0,00
<i>Mediana</i>	0,015	0,00
<i>Média</i>	0,011	0,49
3° <i>Quartil</i>	0,078	1,00
<i>Max</i>	1,288	1,00

Nota. Os valores de retorno dos índices foram contabilizados continuamente $\log(I_{M_{i,t}}) - \log(I_{M_{i,t-1}})$. Já os valores do modelo KMV estão em variação entre [0,1] de probabilidades de *default*.

A variável $pmr_{market,j,t}$ representa o prêmio de risco do mercado do país j no período t , em que o prêmio de risco do mercado é a diferença do índice de mercado do país j menos a taxa livre de risco r . E a variável $\pi_kmv_model_{i,t}$ representa a probabilidade que o banco i tem de *default* no período t .

A Tabela 5 apresenta os indicadores de exposição ao risco. As variáveis contábeis estão em milhões de dólares e os indicadores de risco apresentam uma razão entre empréstimos de provisão duvidosa e empréstimos totais, e empréstimos de provisão duvidosa sobre o ativo total.

Tabela 5: Análise Descritiva das Variáveis Contábeis e Exposição ao Risco

	$expr_{it}$	$expra_{it}$
<i>Min</i>	0,00	0,00
1º <i>Quartil</i>	0,01	0,00
<i>Mediana</i>	0,02	0,01
<i>Média</i>	15,67	9,57
3º <i>Quartil</i>	0,08	0,05
<i>Max</i>	15.283,22	7.644

Nota. Os valores monetários estão em milhões de dólares americanos.

Assim como nas Tabelas 3 e 4, na Tabela 5 é constatado que as variáveis possuem bastante discrepância. Isso pode acontecer devido à grande variação das instituições bancárias mundiais.

Por fim, apresenta-se a tabela de mensurações dos VIF. Observa-se, pela Tabela 6, que as variáveis possuem baixos valores de VIF. Isso demonstra que a colineariedade das variáveis exógenas são baixas, possibilitando o uso destas no mesmo modelo. Na tabela de correlação localizada na Seção Apêndice B pode-se observar que a correlação entre as variáveis explicativas não apresenta valores preocupantes de multicolineariedade.

Tabela 6: Fator de Inflação de Variância - VIF

<i>Variáveis</i>	$VIF_{\pi_{Mertonit}}$	$VIF_{\log(z_score)}$	$VIF_{\pi_kmv_model}$
$\log(at)_{i,t}$	1,0881	1,00567	1,0980
$mtb_{i,t}$	1,0032	1,0040	1,0059
$\pi_{Mertonit}$	1,0842		
$lev_ratio_{i,t}$	1,0013	1,0061	1,0043
$sd_{i,t}$	1,0066	1,0025	1,0587
$r_{i,t-1}$	1,0011	1,010	1,0050
$pmr_{market,j,t}$	1,0011	1,0008	1,0011
$\log(z_score)_{i,t}$		1,016	
$\pi_kmv_model_{i,t}$			1,0413

Nota. Apresenta o VIF para cada variável dos modelos teóricos da seção 1.2.3. O VIF foi executado de forma separada para cada variável de *default*. O VIF é definido como $VIF_j = \frac{1}{1-R_j^2}$, em que R_j^2 equivale ao coeficiente de determinação da regressão da variável explicativa j nas demais variáveis explicativas sem considerar a constante.

1.3 Análise Empírica e Discussão dos resultados

Esta seção apresenta a análise dos dados à luz do referencial teórico, com auxílio das ferramentas metodológicas. Nesse caminho, chega-se aos resultados.

Análise em Painel dos Impactos dos Indicadores de *Default* nos Prêmios de Risco e nas Exposições ao Risco

1.3.1 Efeito dos Indicadores de *Default* nos Prêmios de Risco dos Bancos

Esta etapa do trabalho objetiva mensurar o impacto das medidas de *default* dos bancos em *proxies* que versam sobre a exposição ao risco do banco, bem como em relação aos retornos via prêmio de risco, dos bancos (CHAVA; PURNANANDAM, 2010), com auxílio de variáveis de controle extraídas de Chava e Purnanandam (2010).

Tabela 7: Modelos de Efeitos fixos

	<i>Variável Dependente: pmr_{it}</i>		
	(1)	(2)	(3)
log_at	0,0002 (0,006)	0,004 (0,005)	-0,002 (0,007)
mtb	-0,001 (0,001)	-0,003* (0,001)	-0,001 (0,001)
π_{Merton}	-0,008*** (0,002)		
$\log(z_score)$		0,052*** (0,008)	
π_kmv_model			-0,009*** (0,003)
lev_ratio	-0,0001* (0,00004)	-0,0001*** (0,00001)	-0,00001 (0,0001)
sd	1,167*** (0,217)	0,664*** (0,131)	0,535*** (0,199)
retorno_def	-0,031*** (0,011)	-0,044*** (0,011)	-0,059*** (0,015)
pmr_{market}	0,686*** (0,015)	0,654*** (0,014)	0,652*** (0,018)
<i>Teste Mult Lagrange</i>	$\chi^2 = 42.965$ (0,0000***)	$\chi^2 = 82.104$ (0,0000***)	$\chi^2 = 37.440$ (0,0000***)
<i>Teste Breusch – Pagan</i>	$BP = 272,08$ (0,0000***)	$BP = 1.563,4$ (0,0000***)	$BP = 324,38$ (0,0000***)
<i>Teste Wooldridge</i>	$F = 0,2613$ (0,6092)	$F = 1,7425$ (0,1868)	$F = 1,492$ (0,2219)
<i>Teste Hausman</i>	$\chi^2 = 1.309,8$ (0,0000***)	$\chi^2 = 84,714$ (0,0000***)	$\chi^2 = 1360,7$ (0,0000***)
<i>Teste de Chow</i>	$F = 4,4716$ (0,0000***)	$F = 4,5979$ (0,0000***)	$F = 3,9464$ (0,0000***)
<i>Teste Levin, Lin, Chu</i>	$Z = -98,169$	$Z = -44,96$	$Z = -102,12$
<i>Raiz Unitária</i>	(0,0000***)	(0,0000***)	(0,0000***)
<i>Teste Maddala, Wu</i>	$\chi^2 = 177,45$	$\chi^2 = 217,27$	$\chi^2 = 144,04$
<i>Raiz Unitária</i>	(0,0000***)	(0,0000***)	(0,0000***)

Nota. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. A variável dependente é a variável prêmio de risco estimado de Chava e Purnanandam (2010). Para estimação dos modelos em painel foram elaborados os testes de estacionariedade de Levin, Lin e Chu (2002) e Maddala e Wu (1999). Tais testes possuem como hipótese alternativa a estacionariedade do painel, portanto os resultados indicam paines estáveis. Além dos testes de estacionariedade foram propostos teste de heterocedasticidade (Teste de Breusch-Pagan) e teste de correlação serial para paineis de efeito fixo (Teste Wooldridge). Os resultados apontaram para presença de heterocedasticidade então foi realizado a estimação dos modelos em painel de efeitos fixos conforme a correção de White (1980). Os modelos foram estimados com efeitos fixos de $i = \text{bancos}$ e $t = \text{trimestres}$ conforme indica o Teste de Multiplicador de Lagrange (*two-ways effects*).

As Tabelas 7 e 8 ilustram a influência das medidas de *default* no prêmio de risco dos bancos mundiais. Pode-se observar que – pelos métodos de estimação em painel de efeitos fixos e de estimação em primeira diferença das variáveis independentes – a probabilidade de *default* impacta negativamente os prêmios de risco. Isso implica que quanto maior for a probabilidade de *default*, menor será o retorno do banco porque os investidores premiam mais os bancos que estão mais sólidos, pois em geral, conforme observado por Campbell, Hilscher e Szilagyi (2008), altas probabilidades de *default* possuem baixos retornos e, conseqüentemente, baixos prêmios de risco e altas volatilidades nos preços das ações. Esse mecanismo sugere que os investidores possuem assimetria de informação em relação ao prêmio de risco e as medidas de *default* bancário.

As variáveis de tamanho de banco mostram-se significativas apenas nos modelos em primeira diferença. Neste caso, o tamanho da instituição apresenta relação direta com o retorno defasado dos ativos bancários, isto é, grandes bancos tendem a ter maior prêmio de risco futuro, pois quando os bancos grandes se aproximam da falência o impacto desse resultado é bem maior que o impacto do resultado negativo em bancos pequenos. Com isso, os investidores exigem maiores prêmios para se envolver com maiores bancos, mesmo porque bancos grandes se expõem mais a atividades arriscadas, pois se lastreiam no risco moral do *Too Big to Fail*. A relação $mtb_{i,t-1}$ mostrou-se significativa no modelos em primeira diferença da variável de *default* de π_{Merton} , com sinal positivo nos prêmios de risco, indicando que bancos com maior valor contábil influenciam mais no prêmio de risco do que bancos com maior relação de mercado. Tal resultado mostra a influência dos dados contábeis passados no retorno dos bancos. As variáveis de desvio-padrão do retorno apresentaram significância, no qual quanto maior o risco, maior é o prêmio de risco do banco. A variável de alavancagem *lev_ratio* obteve o resultado negativo, no modelo de efeito fixo para as variáveis π_{Merton} e $\log(z_score)$ de *default*, em relação ao prêmio de risco pmr_{it} . Tal resultado indica que os investidores, ao observarem o nível de alavancagem, tendem a diminuir a precificação dos ativos dos bancos com maior alavancagem. O retorno passado mostrou-se significativo nos modelos em primeira diferença e de efeito fixo, possuindo relação indireta com prêmio de risco corrente.

A variável que representa o prêmio de risco de mercado pmr_{market} mostrou relação positiva quando observada em nível e em primeira diferença. Ou seja, quanto maior for o prêmio de risco do mercado, maior será o prêmio de risco atual exigido para investir no ativo bancário que seja daquele mercado.

Tabela 8: Modelos em Primeira Diferença - FD

	<i>Variável Dependente: pmr_{it}</i>		
	(1)	(2)	(3)
\log_at	0,094*** (0,011)	0,107*** (0,011)	0,060*** (0,011)
mtb	0,002*** (0,001)	0,001 (0,001)	0,0003 (0,001)
π_{Merton}	-0,012*** (0,002)		
$\log(z_score)$		0,036*** (0,008)	
π_kmv_model			-0,013*** (0,003)
lev_ratio	-0,00004** (0,00002)	-0,0001* (0,00003)	0,00000 (0,00002)
sd	0,951*** (0,250)	0,352** (0,172)	1,000*** (0,253)
$retorno_def$	-0,303*** (0,005)	-0,385*** (0,004)	-0,355*** (0,006)
pmr_{market}	0,564*** (0,008)	0,500*** (0,007)	0,530*** (0,009)
Observações	27.991	38.209	24.174
R ² Ajustado	0,280	0,309	0,270
F Statistic	1.809.322***	2.845.269***	1.490.013***

Nota. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. A variável dependente é a variável prêmio de risco estimado de Chava e Purnanandam (2010).

Com intuito de trazer robustez aos dados analisados, utiliza-se da técnica de estimação de [Fama e Macbeth \(1973\)](#). Os resultados dos modelos aplicados na Tabelas 7 e 8 com a nova estimação seguem na Tabela 9 abaixo.

Tabela 9: Modelo de Fama – Macbeth

	<i>Variável Dependente: pmr_{it}</i>		
	(1)	(2)	(3)
\log_at	−0,004** (0,002)	−0,002 (0,002)	−0,006** (0,003)
mtb	−0,305*** (0,072)	−0,122*** (0,038)	−0,225*** (0,063)
π_{Merton}	−0,010*** (0,003)		
$\log(z_score)$		0,014*** (0,003)	
π_kmv_model			−0,010*** (0,003)
lev_ratio	−0,0003 (0,0004)	−0,001** (0,0004)	−0,0003 (0,001)
sd	0,003 (0,165)	0,025 (0,129)	−0,220 (0,168)
$retorno_def$	0,008 (0,016)	−0,012 (0,016)	0,002 (0,018)
pmr_{market}	0,669*** (0,039)	0,652*** (0,041)	0,672*** (0,044)
Constante	0,029* (0,015)	−0,044** (0,018)	0,040* (0,022)
Observações	29.109	39.403	25.255
R^2	0,380	0,368	0,357

Nota. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. A variável dependente é a variável prêmio de risco estimado de [Chava e Purnanandam \(2010\)](#). A inclusão do intercepto α na estimação de pmr_{it} ocorre por ser um modelo

estimado de prêmio de risco, esse mesmo modelo metodológico foi usado por [Chava e Purnanandam \(2010\)](#).

Os resultados da Tabela 9 para avaliação de risco de *default* e prêmio de risco convergem para os resultados apresentados nas Tabelas 7 e 8, observando que as variáveis que representam indicativos de *default* bancário se relacionam negativamente com a variável dependente, que é o prêmio de risco pmr_{it} . Em mercados assimétricos, os investidores não conseguem precificar instantaneamente os riscos envolvidos de seus ativos, intensificando ainda mais o *distress* financeiro, conforme identificado por [Campbell, Hilscher e Szilagyi \(2008\)](#), [La Porta et al. \(1997\)](#) e [La Porta \(1996\)](#).

Todavia, na variável de tamanho dos bancos e na variável relação valor contábil e valor de mercado, os modelos de [Fama e Macbeth \(1973\)](#) apresentaram relação negativa com o prêmio de risco, pois observados em nível, sem defasagem, os investidores acreditam que grandes bancos tendem a ser mais sólidos e apenas valores consistentes de *default* podem gerar relação direta de tamanho e prêmio de risco. A relação da variável $mtb_{i,t}$ mostra que quando se analisa de forma presente os bancos, os investidores observam mais os valores de mercado que os contábeis, pois o mercado responde de forma mais rápida às variações da instituição financeira. Esses resultados são condizentes com aqueles encontrados por [Chava e Purnanandam \(2010\)](#).

1.3.2 Teste de Robustez para a Relação Prêmio de Risco e Medidas de *Default*

Para se ter uma visão mais completa sobre os resultados encontrados na Seção 1.3.1 – de possíveis assimetrias de informação advindas dos resultados de relação negativa entre prêmio de risco e medidas de *default* – esta seção traz análises extras de robustez.

Em primeiro plano, utilizou-se uma análise de regressão quantílica nos quantis 25%, 50% (no qual representa a mediana das observações) e no quantil 75% a fim de analisar se maiores observações da variável prêmio de risco apresentam mais informações e, com isso, diferentes relações com as medidas de *default*. Essas diferentes relações podem ocorrer quando os investidores não conseguem precificar bem os riscos dos ativos dos bancos, não entendem de forma clara a estrutura teórica dos modelos de previsão de prêmio de risco e não observam eventos inesperados no período de análise ([CAMPBELL; HILSCHER; SZILAGYI, 2008](#); [La Porta et al., 1997](#); [La Porta, 1996](#)).

A forma funcional da regressão quantílica segue a sugestão de [Koutsomanoli-Filippaki, Mamatzakis e Pasiouras \(2013\)](#), sendo que, nesta etapa do trabalho, a variável dependente é o prêmio de risco e a variável explicativa é a medida de *default* de [Merton](#)

(1974):

$$pmr_{it} = \beta_{\phi} \cdot default_measure_{it} + \varepsilon_{\phi it} \quad (1.22)$$

Na equação 1.22 ϕ representa os quantis analisados na equação (0,25; 0,5 e 0,75). Observar as reversões aos quantis supracitados pode apresentar maiores tendências a ganhos informacionais com acúmulo de observações, isto é, ao observar as interações dos investidores em três quantis de informações sobre o risco e o prêmio de risco pode-se obter mais informações sobre a interpretação dos investidores de risco e prêmio de risco.

Tabela 10: Regressão Quantílica

<i>Variável Dependente: pmr_{it}</i>						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\phi = 0,25$	$\phi = 0,25$	$\phi = 0,5$	$\phi = 0,5$	$\phi = 0,75$	$\phi = 0,75$
log_at	0,0003 (0,001)		0,0001 (0,0004)		-0,002*** (0,001)	
mtb	0,0001 (0,004)		-0,00004 (0,006)		-0,0003 (0,011)	
π_{Merton}	-0,008*** (0,002)	-0,095*** (0,002)	-0,007*** (0,002)	-0,010*** (0,001)	-0,010*** (0,002)	0,070*** (0,002)
lev_ratio	-0,0004 (0,001)		-0,0001 (0,0001)		-0,0001 (0,0001)	
sd	0,471*** (0,084)		0,333*** (0,060)		-0,011 (0,074)	
retorno_def	0,097*** (0,005)		0,044*** (0,003)		0,015*** (0,005)	
pmr_{market}	0,669*** (0,007)		0,612*** (0,005)		0,618*** (0,008)	
Constante	-0,098*** (0,005)		-0,017*** (0,004)		0,082*** (0,005)	
Observações	29.109	30.883	29.109	30.883	29.109	30.883

Nota. *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01.

Observa-se, pela Tabela 10, que levando-se em conta o modelo de prêmio de risco e risco de *default* completo, independente do quantil (ϕ) analisado, a relação entre a variável prêmio de risco e a variável π_{Merton} é negativa, deixando evidências de que possa existir relação de informação assimétrica, assim como em Campbell, Hilscher e Szilagyi (2008), La Porta et al. (1997) e La Porta (1996). Portanto, com aumento do risco, decai o prêmio de risco.

No entanto, ao se observar a relação entre a probabilidade de *default* de Merton (1974) e o prêmio de risco diretamente, sem influência de nenhuma outra variável de controle, observa-se que a partir do quantil 50% a relação entre essas duas variáveis ficam positivas (Figura 3), indicando que quando se tem mais informação sobre o prêmio de risco, a relação entre risco e prêmio de risco torna-se positiva. Esse resultado sugere que, a partir de mais informações sobre as variáveis, a relação entre risco e prêmio de risco fica direta, com assimetria de informação.

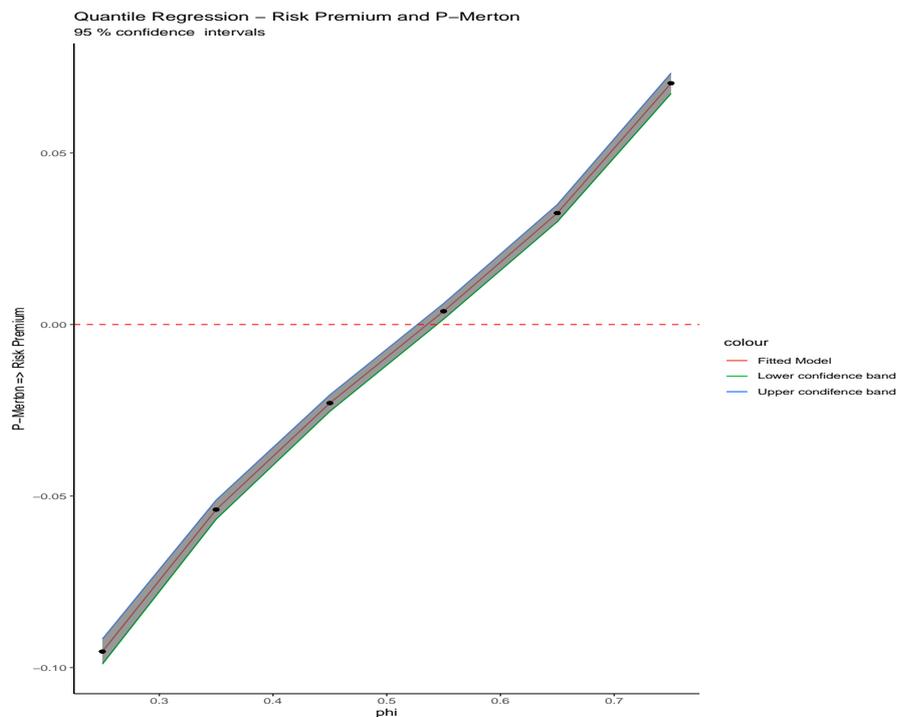


Figura 3: Relação entre Probabilidade de *Default* e Prêmio de risco por Quantil (ϕ).

Fonte: Elaboração do Autor.

O estudo traz ainda a análise por *Markov - Switching Regime (MSW)* para identificar se mudanças de regimes estruturais de baixa e alta, respectivamente, afetavam as relações entre probabilidade de *default* de Merton (1974) e prêmio de risco. Nesse contexto, espera-se observar a relação dos investidores entre risco e prêmio de risco em regimes de alta e baixa.

Seguindo a proposta de Hamilton (1989) e Gqldfeld e Quandt (1973) para *Markov - Switching Regime*, este trabalho avaliou dois regimes estruturais, de baixa e alta.

Na Tabela 11, observa-se que em regimes de alta, ou seja, em alta de prêmio de risco e medidas de *default*, os investidores não observam o prêmio de risco passado (no trimestre anterior) e nem a probabilidade de *default* como variantes do prêmio de risco atual. Já em regimes de baixo prêmio de risco e baixas medidas de *default*, os investidores observam a relação prêmio de risco e risco de forma inversa, demonstrando que os investidores não possuem informação completa sobre a relação risco e prêmio de risco de bancos em regimes de baixa. Há de se salientar que o prêmio de risco passado tem variação positiva com o prêmio de risco atual.

Tabela 11: Regressão MSW: Variável Dependente: pmr_{it}

	<i>Modelo MSW</i> <i>Regime Alta</i>	<i>Modelo MSW</i> <i>Regime Baixa</i>
$\pi_{Mertonit}$	-0,0016 (0,0012)	-0,0726*** (0,0060)
pmr_{it-1}	0,0067 (0,0077)	0,0787*** (0,0119)
	<i>Regime Alta</i>	<i>Regime Baixa</i>
<i>Regime Alta</i>	0,8343	0,06416
<i>Regime Baixa</i>	0,1657	0,9358

Nota. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Na Tabela 11 observa-se que, se o investidor estiver em um regime de alta, a probabilidade de ele se manter nesse regime é de quase 84%. Com isso, nenhuma das variáveis testadas são levadas em conta pelo investidor como variáveis determinantes em sua análise de prêmio de risco, enquanto que a probabilidade de alterar para o regime de baixa é de um pouco mais que 16%. Se o investidor se mantiver em um regime de baixa e avaliar o risco de *default* de forma negativa em relação ao prêmio de risco, a probabilidade é de um pouco mais que 93% e a chance de ele ir para um regime de alta – no qual não irá observar nenhuma das variáveis testadas de prêmio de risco e risco – é de um pouco mais de 6,4%.

Esses resultados indicam que os investidores possuem pouca informação sobre a capacidade financeira das instituições e, por isso, buscam outras maneiras de prever o risco e o prêmio de risco atual. Assim, existe uma distorção de simetria nas informações obtidas pelos investidores dos bancos, acarretando em mecanismo de mais instabilidade financeira, conforme também indentificou Campbell, Hilscher e Szilagyi (2008), La Porta et al. (1997) e La Porta (1996).

1.3.3 Efeito dos Indicadores de *Default* na Exposição ao Risco dos Bancos

Os resultados encontrados na Tabela 12 mostram que os bancos ficam mais expostos ao risco quanto mais próximos estão do *default*, segundo o índice de *default* z_score_{it} .

O tamanho dos bancos $\log(at)_{it}$ não apresentou impacto relevante na exposição ao risco. Os bancos com baixos índices de alavancagem se expuseram mais, ou seja, tendem a se envolverem em maiores índices de empréstimos de provisão duvidosa em relação aos empréstimos totais. As demais variáveis do modelo não apresentaram significância estatística, ou seja, o modelo aponta que bancos com maiores índices de probabilidade de *default* e bancos que possuem baixos índices de alavancagem se expõem mais ao risco, desestabilizando o sistema financeiro por meio do risco moral e do efeito contágio (DUNGEY; GAJUREL, 2015; TIROLE, 2006; ALLEN; GALE, 2000).

Esse resultado revela que os bancos que possuem menores níveis contábeis de alavancagem tendem a se expor mais ao risco, buscando maiores retornos ao se expor mais ao risco de calote dos empréstimos. A variável de *default* $\log(Z - score)$ demonstra que quanto maior a probabilidade de *default* do banco, maior será a exposição ao risco. Esse mecanismo ocorre porque o banco com maior probabilidade de *default* se arrisca mais para buscar maior retorno e cobrir seus prejuízos financeiros, o que pode gerar maior instabilidade ao setor financeiro.

Tabela 12: Modelos de Fama – MacBeth

	Variável Dependente: $expr_{it}$		
	(1)	(2)	(3)
\log_at	-1,143* (0,693)	0,048 (0,480)	4,877** (2,066)
mtb	-57,568 (61,553)	-33,992 (38,127)	356,603*** (119,643)
π_{Merton}	-6,016*** (1,938)		
$\log(z_score)$		-7,140*** (0,903)	
π_kmv_model			-3,701 (2,853)
lev_ratio	-0,592*** (0,155)	-0,770*** (0,110)	-1,023*** (0,268)
Constant	29,945*** (6,690)	47,751*** (7,514)	-15,363 (15,346)
Observações	18.720	33.717	15.769
R^2	0,007	0,008	0,013

Nota. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. A variável dependente é a variável de exposição ao risco $expr_{it}$, tal variável representa a relação entre empréstimos de provisão duvidosa e empréstimos totais. Nota-se que os resultados oriundos para variável $expr_{it}$, empréstimos de provisão duvidosa sobre ativos totais, obtiveram resultados semelhantes.

Com relação aos modelos elaborados na Tabela 12, observa-se que a variável de probabilidade de *default* de Merton (1974) apresenta relação inversa entre exposição ao risco, o que indica que bancos com problemas financeiros buscam alocação de créditos mais sólidas e com menores riscos.

Os modelos elaborados em painel e em primeira diferença não apresentaram valores significativos dos indicadores de *default*, já os demais valores convergiram para os resultados nos modelos apresentados na Tabela 12.

Análise em Séries de Tempo dos Efeitos de Contágio

1.3.4 Efeitos de Contágio Bancário

O objetivo deste estágio é identificar possíveis efeitos de contágio. Para tanto, optou-se por mensurar os modelos em VAR e VECM a fim de estimar os possíveis impactos entre as probabilidades de *default* de Merton (1974) entre as regiões econômicas definidas pelo Banco Mundial, bem como a velocidade com que esses eventos se alteram.

Para estimar modelos de séries temporais, como os modelos VAR e VECM, é necessário determinar a estabilidade das séries financeiras. A Tabela 13 demonstra o resultado dos testes de raiz unitária de *Dickey-Fuller Aumentado*, proposto por Dickey e Fuller (1979) e Dickey e Fuller (1981), que tem como hipótese nula a presença de raiz unitária na série estudada.

Tabela 13: Teste de *Dickey-Fuller Aumentado* para raiz Unitária

Variável	Lags	t-valor	Valor - P
EAST ASIA & PACIFIC	1	-4,741	0,0000 ***
EUROPE & CENTRAL ASIA	1	-3,899	0,0002 ***
LATIN AMERICA & CARIBBEAN	1	-5,835	0,0000 ***
MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	1	-6,862	0,0000 ***
NORTH AMERICA	1	-3,669	0,0005 ***
SOUTH ASIA	1	-3,766	0,0005 ***
SUB-SAHARAN AFRICA	1	-4,137	0,0002 ***

Nota. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979) para as regiões que compõem o estudo.

A Tabela 13 indica que as séries de *default* das regiões são não estacionárias de ordem um. Ou seja, existe pelo menos uma integração de ordem um em cada uma das séries $I(1)$. Com isso, é necessário a utilização dos testes de cointegração de séries históricas, como, por exemplo, o teste de Johansen, proposto em Johansen (1995).

A Tabela 14 apresenta os testes de cointegração dos indicadores da tendência das médias das probabilidades de *default* das regiões compostas no estudo.

Tabela 14: Teste de Cointegração de Johansen

Rank	Teste do Traço	Valor Crítico 10%	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%
6	5,51	10,49	12,25	16,26
5	23,24*	22,76	25,32	30,45
4	47,32**	39,06	42,44	48,45
3	74,05***	59,14	62,99	70,05
2	130,96 ***	83,20	87,31	96,58
1	219,71***	110,42	114,90	124,75
0	417,20***	141,01	146,76	158,49

Nota. P-valor: * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. Teste de raiz de cointegração de Johansen para estimação da cointegração entre as séries. Se $|\Phi(Z)| = 0$ implica que $Z \geq I$ e $0 < posto(\Phi) = r < n$, então existem matrizes α e β de dimensão $n \times r$ tal que: $\Phi = \alpha \cdot \beta^T$. O teste de Johansen se propõe a definir o posto da matriz Φ e assim, estimar os vetores de cointegração contidos na matriz β . Essa estimação permite a estimação do VECM simultaneamente aos vetores de cointegração. O modelo de defasagem de VAR foi escolhido pelos critérios de informação AIC e HQ (Akaike e Hannan and Quinn).

O teste de Johansen da Tabela 14 indica a cointegração de ordem três nas séries de *default* das regiões ($CI(3)$) a valor crítico de 1%, ou seja, existem três vetores de cointegração. Esse resultado demonstra que o modelo indicado para essa análise é o modelo VECM, pois existe ao menos três dinâmicas comuns entre as médias das probabilidades de *default* de Merton (1974)³. Essa dependência temporal, ao menos em 3 *lags* de diferença, indica que as probabilidades de *default* são interconectadas ao menos em três trimestres passados, o que sugere a interdependência entre as probabilidades de *default* bancários em diferentes regiões. Esses resultados apresentam um possível efeito contágio entre as instabilidades financeiras nas diferentes regiões deste estudo.

O modelo VECM permite a utilização das Funções Impulso Resposta para analisar as trajetórias das variáveis endógenas ante a um choque estrutural, levando-se em conta as possíveis dinâmicas comuns entre as variáveis estudadas. Nesse caso, tais dinâmicas representam um componente de curto prazo e outro de longo prazo, como demonstrado na Equação 1.21. A motivação para uso deste modelo é a presença de um VAR não estacionário, com presença de cointegração. A presença desses vetores de cointegração garantem estruturas econômicas de longo prazo e de curto prazo nas equações, possibilitando observar impactos simulados de choques estruturais.

Nas figuras abaixo são apresentadas as simulações das funções impulso resposta de um choque percentual em uma das variáveis de probabilidade média de *default* de uma determinada região nas demais. Tal função impulso resposta é simulada mil vezes com processo de reamostragem via *bootstrap* e com intervalo de confiança de 95%.

Pode-se observar, pela Figura 4, que a variação das probabilidades médias de

³ vide seção 1.1

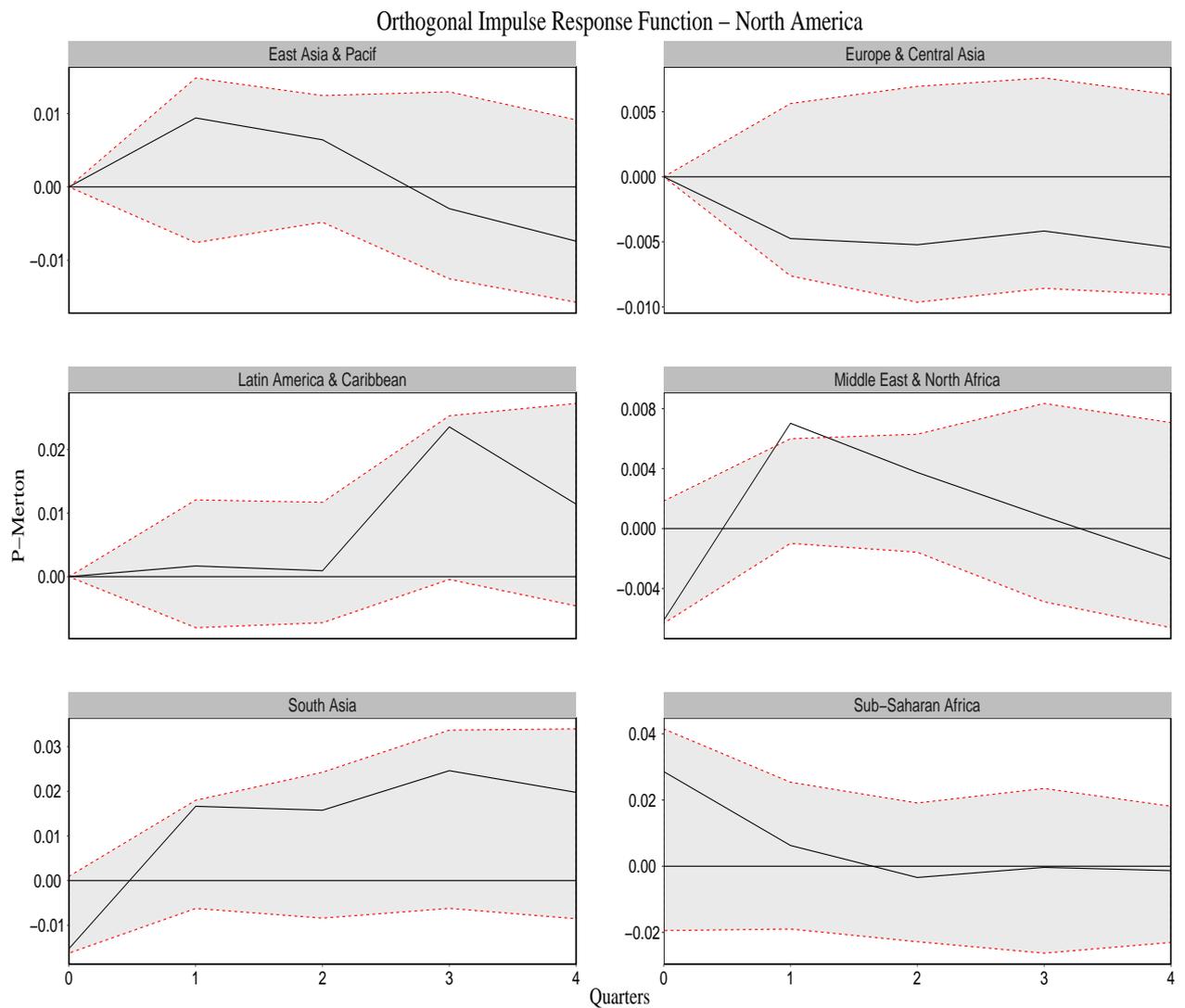


Figura 4: Impacto das Probabilidades de *Default* da Região Norte Americana nas demais Regiões
Fonte: Elaboração do Autor.

default da região Norte Americana influenciam de forma positiva a região Sul da Ásia a partir da primeira metade do primeiro trimestre após o choque na região Norte Americana. Isto é, um choque de 1% na probabilidade de *default* na região Norte Americana fará com que exista um choque de aproximadamente 2% na probabilidade de *default* na região Sul da Ásia. Observa-se que um choque na probabilidade de *default* na Região Norte Americana tende a impactar negativamente as regiões da Europa e Ásia Central, com variações de até 0,05% negativas. Esse fator pode ocorrer porque desvios no mercado bancário norte americano poderá deslocar os financiamentos para mercados tão sólidos quanto o próprio mercado norte-americano, como, por exemplo, o mercado alemão. Já na região América Latina e Caribe, o choque de 1% na probabilidade de *default* norte americana gera um choque de 2% positivo na probabilidade de *default* média da região

América Latina e Caribe após o segundo trimestre. A região Oriente Médio e Norte da África sofre um leve choque momentâneo e, após o terceiro semestre, normaliza-se. A região Leste Asiático e Pacífico apresenta resultado similar à região Oriente Médio e Pacífico. No caso das variações no mercado da África Subsariana, o efeito é instantâneo e momentâneo, convergindo para zero no segundo trimestre. Esse movimento é de se esperar porque o mercado norte americano é muito interligado a outras partes do mundo. Todavia, algumas regiões, como a América Latina, são menos interligadas e os impactos da região norte americana são menos percebidos e demoram mais para acontecer.

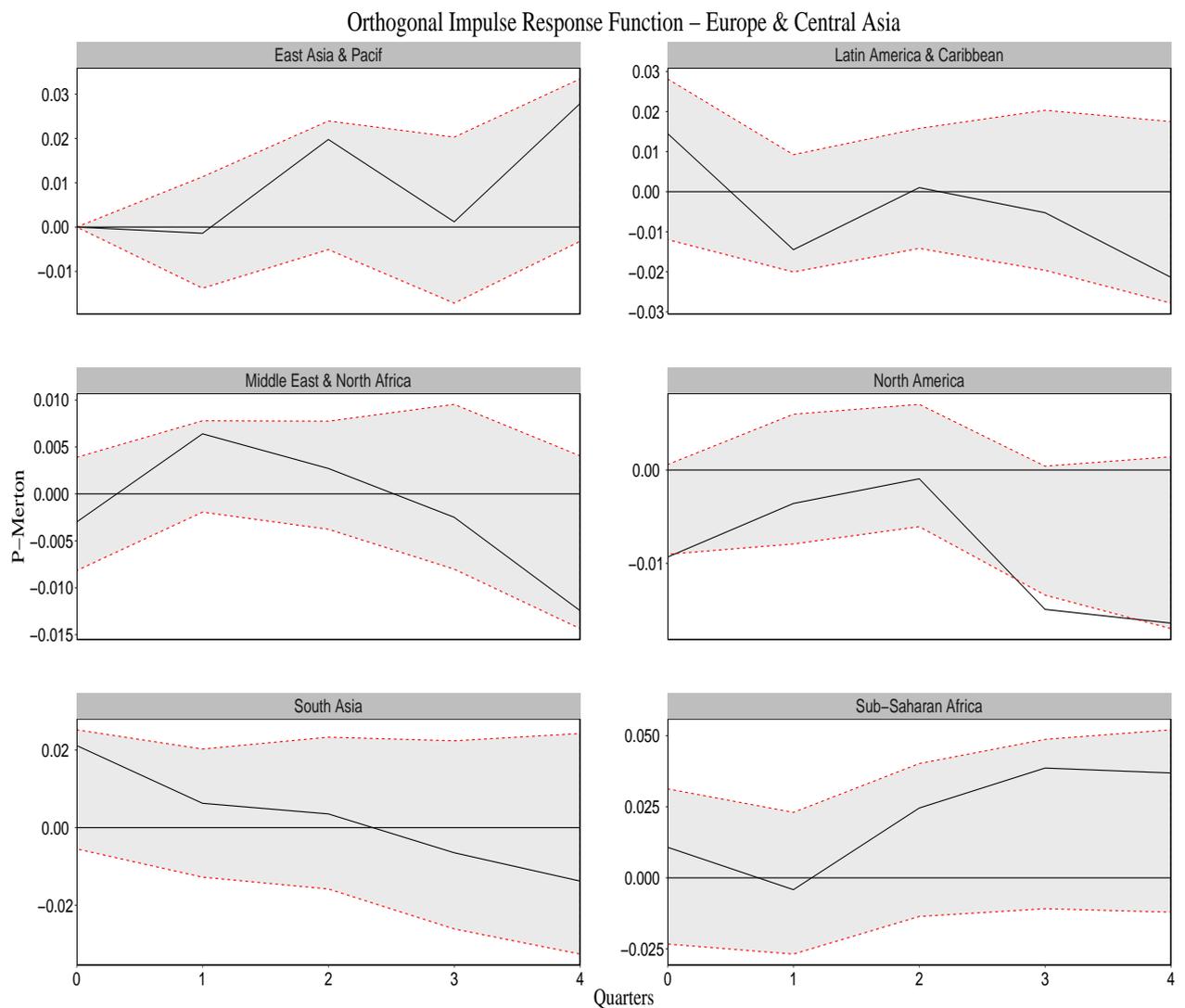


Figura 5: Impacto das Probabilidades de *Default* da Região Europeia e Ásia Central nas demais Regiões
Fonte: Elaboração do Autor.

Observa-se, pela Figura 5, que a variação das probabilidades médias de *default* da região Europeia e Ásia Central possuem impactos mais expressivos nas regiões Leste da Ásia e Pacífico e África Subsariana. Tais impactos chegam a 5% de variação de probabili-

dade de *default*. Esse choque na Região Europeia e Ásia Central causa uma leve mudança negativa nas regiões América do Norte e América Latina e Caribe, gerando impactos nessas regiões. As regiões Oriente Médio e Norte da África e Sul da Ásia apresentam impactos momentâneos de 0,5% a 2%. Isso indica que os bancos das regiões Leste da Ásia e Pacífico e África Subariana possuem mais ligação com os bancos europeus e poucas ligações com as demais regiões, uma vez que as regiões latino-americana e norte-americana possuem menos ligações inter-bancárias com os bancos europeus.

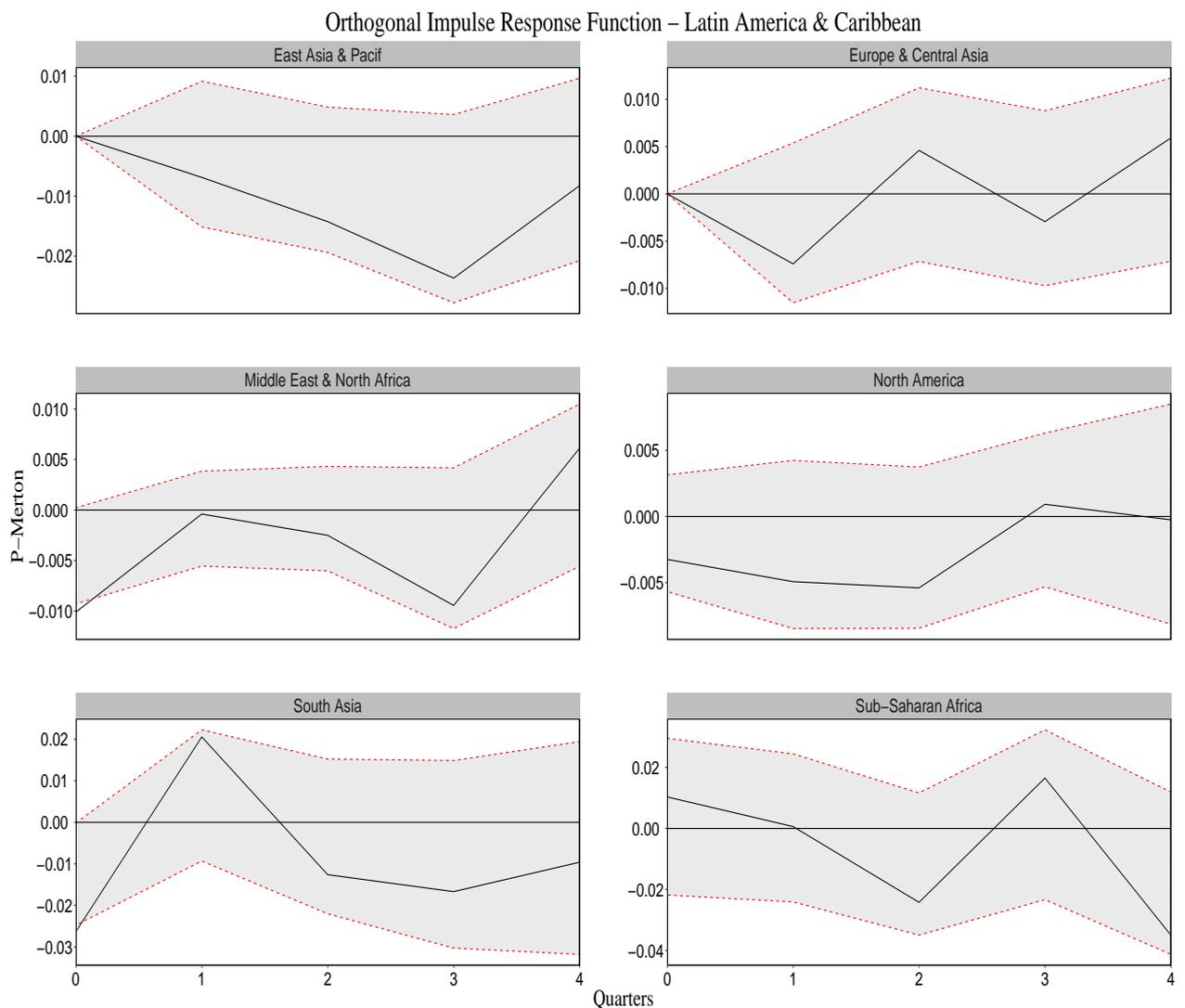


Figura 6: Impacto das Probabilidades de *Default* da Região América Latina e Caribe nas demais Regiões
Fonte: Elaboração do Autor.

Na Figura 6 pode-se observar que as regiões mais afetadas pela variação da média de probabilidade de *default* da região da América Latina são as regiões do Sul da Ásia e da África Subariana. As regiões África Subariana e Sul da Ásia possuem variação inversa à variação da região da América Latina e Caribe na maior parte do período analisado.

Isso pode ser explicado pelo deslocamento dos investimentos para essas outras regiões, as quais também representam investimentos de capital mais especulativo e aceitam mais riscos para gerar maiores retornos. A região do Sul da Ásia apresentou variação positiva de probabilidade de *default* de até 2% em relação a um choque na probabilidade de *default* na América Latina e Caribe instantaneamente no primeiro trimestre. Observa-se que a região da América Latina e Caribe é um região com menores interligações, o que indica que é uma região com bancos mais fechados a investir e sofrer investimentos estrangeiros. As demais regiões apresentaram pequenas variações, com velocidades de ajustes ao equilíbrio mais rápidas.

O impacto na probabilidade de *default* de Merton (1974) das demais regiões podem ser analisados no Apêndice A. Pode-se observar que os impactos são geralmente mais acentuados nas regiões da Leste da Ásia e Pacífico, Europa e Ásia Central, Sul da Ásia e África Subsariana. Nas demais regiões os impactos foram mais suaves, atentando-se para os impulsos gerados pela região Leste da Ásia e Pacífico na região Sul da Ásia. Esses impulsos ocorreram entre o segundo e o terceiro trimestre, sendo que após esse período o choque foi estabilizado.

Esses resultados de cointegração e da função impulso resposta indicam uma possível aparição de um efeito contágio entre os bancos compostos nessas diversas regiões, como os estudos de interconectividade do sistema financeiro de Allen e Gale (2000), Dungey e Gajurel (2015), Kreis e Leisen (2017). Observa-se que em praticamente todos os choques ocorreram impactos em pelo menos cinco das sete regiões estudadas, indicando que existe efeito contágio entre a probabilidade média dessas regiões. Choques na probabilidade de *default* em determinados bancos podem afetar diversos outros bancos no mundo (ANGINER; DEMIRGUC-KUNT, 2014).

Considerações Finais

Após a crise de 2008, a estabilidade dos bancos adquiriu relevância no sistema financeiro e, conseqüentemente, na economia (ALLEN; CARLETTI; MARQUEZ, 2015; DUNGEY; GAJUREL, 2015; SCHEPENS et al., 2016). Nesse cenário, o objetivo deste trabalho foi observar as medidas de *default* e seus impactos no setor bancário. Além disso, investigou-se o impacto das instabilidades dos bancos nos prêmios de risco, na exposição ao risco e um possível efeito contágio entre as variações de probabilidades de *default* dos bancos. Este estudo utilizou o Modelo de *default* de Merton (1974), o Modelo de *default* Z-score de Lown et al. (2000) e de Tabak, Fazio e Cajueiro (2013) e o Modelo KMV.

Desse modo, a pesquisa revelou que quanto maior a probabilidade de default dos bancos, menor o retorno exigido pelos investidores dos bancos, por meio de seus prêmios de risco. Essa percepção foi observada também por Campbell, Hilscher e Szilagyi (2008), cujo trabalho apontou que, em firmas que possuem elevada probabilidade de *default* em mercados de informação assimétrica, o preço de suas ações não acompanharam seus processos de risco. Nesses casos, os investidores tendem a não precificar bem as ações das firmas com altas probabilidades de *default* e, por isso, desvalorizar ainda mais seus ativos (CAMPBELL; HILSCHER; SZILAGYI, 2008; La Porta et al., 1997; La Porta, 1996). Confirma-se, portanto, a hipótese H_1 do estudo, convergindo os resultados com Campbell, Hilscher e Szilagyi (2008).

Quanto à hipótese H_2 , observou-se que as medidas de probabilidades de *default*, nos modelos em Painel e em Primeira Diferença, não afetaram a exposição ao risco do banco. Uma possível explicação para esse fenômeno é a concentração do sistema monetário e, por isso, maior facilidade das autoridades monetárias em controlar os bancos instáveis (ALLEN; CARLETTI; MARQUEZ, 2015; DUNGEY; GAJUREL, 2015; SCHEPENS et al., 2016; DANIELSSON et al., 2016). Já pelo modelo de estimação de Fama e Macbeth (1973), os resultados foram divergentes, mostrando que bancos com maior probabilidade de *default* tendem a se expor mais ao risco, gerando maior alavancagem e instabilidade sistêmica (GRILLI; TEDESCHI; GALLEGATI, 2014). Portanto, a hipótese H_2 ficou indefinida.

Com relação à hipótese H_3 , notou-se que há um efeito contágio entre as variações das probabilidades de *default* de Merton (1974). Em outras palavras, confirmou-se a hipótese H_3 , uma vez que variações de probabilidades de *default* de um banco afetam as demais instituições financeiras, acarretando risco para todo o sistema, via contágio financeiro (ALLEN; GALE, 2000; DUNGEY; GAJUREL, 2015; KREIS; LEISEN, 2017).

Esse estudo pode contribuir para auxiliar a avaliação de políticas de regulação do

setor financeiro, bem como a avaliação dos investidores dos bancos. Por extensão, pode contribuir com a sociedade, devido ao papel central dos bancos como fornecedor de crédito e intermediação financeira.

Para trabalhos futuros, sugere-se: o uso de mecanismos de filtragem de dados discrepantes como, por exemplo, a Winsorização; o uso de outras métricas de medidas de *default*, que poderão trazer maior robustez aos resultados encontrados e uma discussão mais ampla sobre endogenia e sua correção via variáveis instrumentais. E, por fim, sugere-se a estimação via VAR em Painel a fim de observar as variações mais desagregadas, como, por exemplo, por países ou por instituições bancárias.

2 Estudo II:

Competição, Concentração, Probabilidade de Injeção de Liquidez e Estabilidade Bancária.

Resumo

Este estudo analisa as causas das instabilidades das instituições bancárias e da instabilidade sistêmica, levando-se em conta medidas de concentração e competição bancárias. Essa abordagem, utilizada com frequência na literatura, não apresenta consenso quanto aos impactos dessas medidas na estabilidade das instituições bancárias e sistêmica. Outro aspecto deste estudo é a mensuração da percepção à probabilidade de injeção de liquidez. Um painel com dados trimestrais de 2.325 bancos listados em bolsa em 92 países compõem a base de dados. Os resultados apontam que os mercados competitivos tendem, em parte, à estabilidade bancária, a partir da teoria da Competição e Estabilidade. Isso significa que, em um universo muito competitivo, a probabilidade de um banco quebrar é menor, pois o próprio processo de seleção das firmas mais eficientes elege os melhores bancos. Como desdobramento, observou-se também que a curva de poder de mercado tem formato em U . Em contrapartida, uma das revelações da pesquisa observa que existe um ponto mínimo de poder de mercado que reduz a instabilidade dos bancos. Outro resultado deste estudo indica que, em mercados mais concentrados, as instituições financeiras são mais sólidas, com base na abordagem da Competição e Fragilidade. Como última contribuição, nota-se que a percepção à probabilidade de injeção de liquidez aumenta as instabilidades bancárias em determinadas regiões.

Palavras-chaves: Risco de Bancos. Probabilidade de *Default* de Merton. Estabilidade Bancária. Risco Sistêmico. Competição e Concentração. Índice de Lerner e Boone.

Abstract

This study analyzes the causes of instability in banking institutions and systemic instability, taking into account measures of banking concentration and banking competition. This approach, frequently used in the literature, does not have a consensus regarding the impacts of these measures on the stability of banking and systemic risk. Another aspect of this study is the measurement of the perception of the bailout. The data includes a panel with quarterly data from 2,325 banks listed on exchanges around the world. The results show that competitive markets tend, in part, to banking stability, based on the theory of Competition and Stability. This means that, in a very competitive market, the probability of a bank failing is less, since that these process selecting the most efficient firms, remain the best banks. As a result, it was also observed that the market power curve has a U shape. In contrast, one of the research findings reveals that there is a minimum point of market power that reduces bank instability. Another result of this study indicates that, in more concentrated markets, financial institutions are more solid, based on the Competition and Fragility approach. As a last contribution, it is noted that the perception of bailout increases banking instabilities in certain regions.

Key-words: Bank Risk. Merton Default Probability. Banking Stability. Systemic Risk. Competition and Concentration. Lerner and Boone Index.

Introdução

Os impactos da competição e da concentração bancária tem sido alvo da atenção acadêmica e autoridades públicas particularmente após a crise financeira de 2007–2008. (ANGINER; DEMIRGUC-KUNT; ZHU, 2014; AKINS et al., 2016; TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012; CLARK; RADIĆ; SHARIPOVA, 2018; FU; LIN; MOLYNEUX, 2014)

De acordo com Anginer, Demirguc-Kunt e Zhu (2014), a discussão sobre competitividade, concorrência e estabilidade bancária tomou grande proporção e interesse no cenário com questionamentos sobre os aspectos negativos da competitividade e das inovações tecnológicas do setor bancário.

A literatura sobre competitividade, concorrência e estabilidade financeira não apresenta consenso sobre as relações de dependência entre essas variáveis (ANGINER; DEMIRGUC-KUNT; ZHU, 2014). Teoricamente, uma maior competitividade e um mercado bancário mais pulverizado estabelecem um ambiente favorável a inovações tecnológicas e maior eficiência. Todavia, algumas pesquisas empíricas não coadunam com esse entendimento teórico, ao apontar relações negativas entre competitividade e estabilidade bancária (BECK; DEMIRGÜÇ-KUNT; LEVINE, 2006; BECK; De Jonghe; SCHEPENS, 2013; CHU, 2015; SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018).

Além disso, há também pesquisas empíricas que endossam a premissa de que a competição leva a maior eficiência, e com isso maior a uma estabilidade bancária (ANGINER; DEMIRGUC-KUNT; ZHU, 2014; AKINS et al., 2016; AMIDU; WOLFE, 2013; CLARK; RADIĆ; SHARIPOVA, 2018; FU; LIN; MOLYNEUX, 2014; IJTSMA; SPIERDIJK; SHAFFER, 2017; TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012; SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018).

Nesse cenário, observa-se uma lacuna sobre a relação entre competitividade, concentração e estabilidade bancária. Motivo pelo qual este estudo se propõem a responder as seguintes perguntas de pesquisa: **(i)** Qual a relação entre competitividade e estabilidade bancária e estabilidade sistêmica? **(ii)** Qual a relação entre concentração e estabilidade bancária e estabilidade sistêmica? **(iii)** Qual o impacto da injeção de liquidez – isto é, o impacto da intervenção governamental na estabilidade das instituições financeiras e estabilidade sistêmica?

Desse modo, o objetivo deste estudo é compreender como as relações de competitividade, concentração e injeção de liquidez impactam na estabilidade dos bancos e do sistema financeiro em geral.

Assim, este estudo, além de contribuir com a literatura, ao se somar às pesquisas

empíricas ligadas à teoria da competitividade bancária, auxilia os responsáveis pelas políticas públicas, especificamente no âmbito da avaliação dos mercados competitivos, bem como os agentes econômicos em geral em suas tomadas de decisão.

Para tanto, este estudo divide-se em cinco capítulos. A seção 2.1 aborda a relação entre competição, concentração e estabilidade bancária. A seção 2.2 expõe o risco sistêmico de Anginer, Demirguc-Kunt e Zhu (2014)¹. A seção 2.3 traz a metodologia para obtenção dos insumos e as técnicas utilizadas para os cálculos das medidas de concentração e competição. Assim como os parâmetros utilizados para o cálculo das medidas de *default*. A seção 2.4 apresenta as descrições das variáveis e o modelo teórico-metodológico adotado neste estudo. A seção 2.5 expõe os resultados e as análises. Por fim, são apresentadas as considerações finais e sugestões às sugestões para trabalhos futuros.

2.1 Competição, Concentração e Estabilidade Bancária

A literatura sobre as relações de competição, concentração e estabilidade bancária apresenta fértil campo de pesquisa. De acordo com Amidu e Wolfe (2013), pesquisas sugerem que mercados mais competitivos aperfeiçoam a estabilidade dos bancos e a estabilidade sistêmica, sendo que outras observam que a competitividade e a pulverização do mercado bancário afetam negativamente a estabilidade bancária (*competition-fragility view*). Essas visões são apresentadas neste estudo do seguinte modo: a primeira, como competição e estabilidade (AKINS et al., 2016; AMIDU; WOLFE, 2013; CLARK; RADIC; SHARIPOVA, 2018; FU; LIN; MOLYNEUX, 2014; IJTSMA; SPIERDIJK; SHAFFER, 2017; TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012); e a segunda, como competição e fragilidade (BECK; DEMIRGÜÇ-KUNT; LEVINE, 2006; BECK; De Jonghe; SCHEPENS, 2013; CHU, 2015; SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018).

Na primeira abordagem, Akins et al. (2016) entendem que, além dos modelos formais de competição bancária, a concorrência pode ter efeitos benéficos na estabilidade financeira, estimulando a inovação e encorajando a eficiência dos bancos. Em complemento, Boyd e Nicoló (2005) explicam que a falta de concorrência também pode afetar a fragilidade dos bancos. Os bancos com maior poder de mercado tendem a cobrar taxas de juros mais altas às empresas, induzindo-as a assumir maiores riscos e, portanto, aumentando a fragilidade do sistema financeiro.

De acordo com Anginer, Demirguc-Kunt e Zhu (2014), o sistema bancário é mais frágil em países com baixa supervisão e baixo monitoramento privado, grandes controles governamentais de bancos e políticas públicas que incentivam a restrição de competi-

¹ Os modelos de probabilidade de *default* de Merton (1974), modelo KMV e modelo Z-score de Tabak, Fazio e Cajueiro (2013), os quais também compõem a metodologia de estabilidade bancária, apresentam-se na seção 1.1.

vidade. Os autores ainda afirmam que grandes bancos recebem incentivos, na forma de subsídios, que os encorajam a assumir maiores riscos (*Too Big to fail*²).

Os estudos empíricos mais recentes, na linha de competição e estabilidade, reportam dois argumentos a favor dessa abordagem. O primeiro deles entende que os mecanismos *Too Big to fail* não ocorrem em mercados competitivos. Em outras palavras, isso significa que uma estrutura de mercado, na qual há um grande número de bancos, favorece a relutância das autoridades monetárias na intervenção e na possível injeção de liquidez. O segundo argumento parte do pressuposto que uma maior competição facilita a troca de tomadores de risco. Em mercados mais competitivos são observadas menores taxas de juros para os credores, o que gera menores problemas de informação assimétrica, como o risco moral. Esse processo diminui o risco de *default* dos clientes dos bancos. Com isso, reduz-se o risco de *default* dos próprios bancos (CLARK; RADIĆ; SHARIPOVA, 2018).

Segundo Fu, Lin e Molyneux (2014), uma maior concentração bancária promove maior fragilidade financeira. Esse maior poder de mercado também induz a exposição ao risco bancário. Ainda de acordo com o autores, restrições mais rígidas à entrada podem beneficiar a estabilidade dos bancos, enquanto que a regulação em seguros de depósitos mais fortes está associada a uma maior fragilidade bancária.

Neste ponto, expõem-se a visão sobre competição e fragilidade. Segundo Saif-Alyousfi, Saha e Md-Rus (2018), mercados bancários competitivos e com baixos poderes de mercado contribuem para a fragilidade do sistema financeiro. Os autores alegam que, durante a crise financeira global de 2008 um maior poder de mercado, uma maior concentração do mercado bancário e uma baixa competitividade no mercado bancário contribuíram para uma maior queda do risco moral dos bancos e conseqüente maior estabilidade financeira.

Ao examinar a experiência de consolidação bancária no período de 1867–1935, Chu (2015) encontrou evidências de que a consolidação bancária gerou maior estabilidade dos bancos. A estabilidade bancária, em parte, ocorreu por redução do risco associada à diversificação geográfica da estrutura do mercado bancário. Além disso, outros fatores implicaram nessa estabilidade financeira. Ainda de acordo com Chu (2015), o processo regulatório mais ostensivo fez com que o sistema permanecesse mais estável.

Em suas pesquisas, Beck, Demirgüç-Kunt e Levine (2006) apontaram que as crises financeiras são menos intensas quando a concentração é mais alta, uma vez que um mercado mais concentrado reduz a possibilidade de fragilidade do sistema bancário. Em outro estudo, Beck, De Jonghe e Schepens (2013) revelaram que a competição gera fra-

² Os mecanismos *Too Big to fail* são comuns devido ao processo de risco moral. Oriundo da assimetria de informação, este processo se vale da certeza dos que os gestores dos bancos têm em receber socorro das autoridades governamentais, as quais temem a quebra de grandes instituições e as conseqüentes crises econômicas.

gibilidade. Esse processo, contudo, irá depender das atividades restritivas propostas pelos entes reguladores, bem como da fragilidade sistêmica da região.

Além das visões expostas, observa-se a relação entre a percepção do mercado e a possibilidade de injeção de liquidez. Nesse sentido, [Gropp, Hakenes e Schnabel \(2011\)](#) investigaram, empiricamente, os efeitos da percepção à provável injeção de liquidez nas tomadas de decisão dos bancos. Os autores mensuraram como a percepção à probabilidade de injeção de liquidez pode afetar a tomada de risco dos bancos. A investigação revelou que há uma relação positiva entre maiores percepções à probabilidade de injeção de liquidez com maiores tomadas de risco por parte dos bancos da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE).

Com base nesse arcabouço teórico este estudo trabalha com as seguintes hipóteses: (H_1) os bancos e o sistema bancário em mercados mais competitivos são mais estáveis; (H_2) os bancos e o sistema bancário em mercados mais concentrados são mais instáveis e (H_3) os bancos com maior probabilidade de injeção de liquidez apresentam maiores exposições ao risco.

2.2 Medidas de *Default* Bancário e Sistêmico

Esta seção apresenta as medidas de cálculo de *default* bancário ([TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2013](#); [MERTON, 1974](#))³ e risco sistêmico ([ANGINER; DEMIRGUC-KUNT; ZHU, 2014](#)).

2.2.1 Risco Sistêmico

Afim de mensurar a estabilidade sistêmica, adota-se abordagem desenvolvida por [Anginer, Demirguc-Kunt e Zhu \(2014\)](#). Como medida de risco sistêmico utiliza-se o R^2 obtido ao regressir as variações de risco de *default* dos bancos em relação ao risco médio de *default* para cada um dos 92 países da amostra.

No cálculo do risco sistêmico, para cada banco i no país j no ano t , primeiramente, computa-se as probabilidades de *default* trimestrais (Capítulo 1). Desse modo, para cada banco i no país j geram-se regressões temporais, observando a relação entre a variação do banco i e a média do país j no período t , que neste caso é anual.

$$\pi_{measure, i,j,t} = \alpha_{i,j,t} + \beta_{i,j,t} \frac{1}{n} \sum_{k=1, k \neq i}^n \pi_{measure, i,j,t} + \varepsilon_{i,j,t} \quad (2.1)$$

³ Os modelos de probabilidade de *default* de [Merton \(1974\)](#), modelo KMV e modelo Z-score de [Tabak, Fazio e Cajueiro \(2013\)](#), os quais também compõem a metodologia de estabilidade bancária, apresentam-se na seção 1.1.

Computa-se a transformação logística do R^2 da regressão da Equação 2.1, que é igual ao $\log\left(\frac{R_{i,j,t}^2}{(1-R_{i,j,t}^2)}\right)$. Essa medida expressa o risco sistêmico que o banco i enfrenta no país j .

Como os dados foram computados em frequência anual, para utilizá-los no modelo trimestral aplicou-se a interpolação por *splines* cúbicos ⁴.

Segundo Anginer, Demirguc-Kunt e Zhu (2014), valores altos de R^2 da Equação 2.1 sugerem que o banco i é exposto a riscos similares aos riscos de outros bancos do país j . Em outras palavras, esses valores sugerem que existe uma canal de interdependência dos bancos em cada país j . Esse mecanismo comum de risco dos bancos em cada país j torna o setor bancário mais exposto aos riscos individuais de cada banco i .

Vale acrescentar que de acordo com Acharya (2009), bancos que possuem incentivos para conectar seus riscos mediante garantias provenientes do Estado – mesmo que implícitas – acabam por prolongar e afetar o risco sistêmico.

2.3 Medidas de Competição, Concentração Bancária e Percepção à Probabilidade de Injeção de Liquidez

Nesta seção desenvolve-se duas medidas de competição: o índice de Lerner, de Amidu e Wolfe (2013), Fu, Lin e Molyneux (2014), Anginer, Demirguc-Kunt e Zhu (2014) e o índice de Boone (2008), de Tabak, Fazio e Cajueiro (2012), Clark, Radić e Sharipova (2018). Abordam-se também três medidas de concentração: o índice *HHI*, o índice de *Market-Share* e o índice *CR5* de Akins et al. (2016). Por fim, desenvolve-se a medida de percepção à probabilidade de injeção de liquidez de Gropp, Hakenes e Schnabel (2011).

2.3.1 Medidas de Competição

Para mensurar tanto o Índice de Lerner quanto o Índice de Boone (2008) é necessário encontrar as funções de Custos Marginais. Como as estimações dos custos marginais não são diretas, este estudo utiliza as funções de *translog* dos custos de cada banco i no período t (trimestre) para cada país j , abordagem similar àquela usada por Tabak, Fazio e Cajueiro (2012).

A função *translog* dos custos é dada por:

⁴ Por meio de simulações esse método foi o que mais se ajustou a distribuição dos dados.

$$\log\left(\frac{C}{w_2}\right)_{i,t} = \delta_0 + \sum_p \log y_{p,i,t} + \frac{1}{2} \sum_p \sum_k \delta_{p,k} \log y_{p,i,t} \log y_{k,i,t} + \beta_1 \log\left(\frac{w_1}{w_2}\right)_{i,t} \quad (2.2)$$

$$+ \frac{1}{2} \beta_{1,1} \log\left(\frac{w_1}{w_2}\right)_{i,t} \log\left(\frac{w_1}{w_2}\right)_{i,t} + \sum_p \theta_p \log y_{p,i,t} \log\left(\frac{w_1}{w_2}\right)_{i,t}$$

$$+ \text{Dummies}_t + \varepsilon_{i,t}$$

Em que C representa os custos totais dos bancos e y representa três *outputs*: empréstimos totais; total de depósitos e receita não financeira (*non interest income*). Este output é uma medida que, segundo Tabak, Fazio e Cajueiro (2012), representa uma atividade não tradicional dos bancos. Esses *outputs*, conforme termo $\frac{1}{2} \sum_p \sum_k \delta_{p,k} \log y_{p,i,t} \log y_{k,i,t}$, fazem interação um com outro para mensurar a *translog* de custos. w consiste em dois *inputs* dos preços: gastos financeiros em relação aos depósitos totais (preço dos fundos) e gastos não financeiros sobre os ativos totais (preço de capital).⁵

Ao estimar a Equação 2.2 de *translog* dos custos, este estudo procedeu a estimação de modelos de efeitos fixos corrigidos pela matriz de variância de Newey e West (1987). Também foram utilizados os testes de endogenia de Sargan e de Hausman afim de encontrar possíveis endogenias na estimação da Equação 2.2. Todavia, o processo endógeno não foi encontrado, o que levou a estimação por efeitos fixos com correção de autocorrelação e heterocedasticidade via Newey e West (1987).

Para obter os custos marginais (MC), deriva-se em primeira ordem a variável dependente da Equação 2.2 em relação ao *output* $y_{i,l,t}$ (empréstimos):

$$MC_{i,l,t} = \left(\frac{C_{i,t}/w_2}{y_{i,l,t}}\right) \left(\delta_{j=l} + 2\delta_{l,l} \log y_{i,l,t} + \sum_{k=1, \dots, K; k \neq l} \delta_{l,k} \log y_{i,k,t} + \theta_l \log\left(\frac{w_1}{w_2}\right)\right) \quad (2.3)$$

Após o cálculo do MC pela Equação 2.3, mensuraram-se os indicadores de Lerner e Boone (2008).

O índice de Lerner de Amidu e Wolfe (2013), Fu, Lin e Molyneux (2014) e Anginer, Demircuc-Kunt e Zhu (2014) é dado por:

$$Lerner_{i,t} = \frac{Price_{i,t} - MC_{i,l,t}}{Price_{i,t}} \quad (2.4)$$

Em que o termo $Price_{i,t}$ representa o preço do ativo total em relação às receitas totais (receitas financeiras e não financeiras) do banco i no período t (trimestre). O $MC_{i,l,t}$ representa o custo marginal dado pela Equação 2.3.

⁵ Tabak, Fazio e Cajueiro (2012), Hasan e Marton (2003) utilizam os gastos não financeiros como *proxy* para gastos com pessoal, devido à restrição de obtenção dessa variável.

O índice de Lerner fornece uma relação direta com o nível de poder de mercado, pois este representa uma variação marginal dos preços em relação ao custo marginal (AMIDU; WOLFE, 2013; FU; LIN; MOLYNEUX, 2014; ANGINER; DEMIRGUC-KUNT; ZHU, 2014).

O indicador de Boone (2008) é mensurado seguindo a abordagem de Tabak, Fazio e Cajueiro (2012) e Clark, Radić e Sharipova (2018), em que se avalia a competição para cada banco i no período t no país j .

$$\log(MS_{i,t}) = \alpha + \beta \log(MC_{i,t}) + Dummies_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2.5)$$

Em que $MS_{i,t}$ representa o *market-share* do banco i no período t . Insere-se na proposta as *dummies* de tempo que controlam a evolução do *market-share* no tempo t e no país j . Esse *market-share* é mensurado em termos de empréstimos totais como *output*, como na Equação 2.2. E o β representa o indicador de Boone (2008).

O indicador de Boone (2008), (β) da Equação 2.5, considera que a competição melhora as performances de eficiência dos bancos e enfraquece a performance dos bancos pouco eficientes (TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012). Esse indicador se baseia na hipótese de estrutura da eficiência, a qual considera os impactos da eficiência na performance dos bancos analisados em termos de *market-share* e lucros. Quanto maior for o efeito do impacto da eficiência no *market-share*, mais negativo deverá ser este indicador de competitividade de Boone (2008) (β).

2.3.2 Medidas de Concentração

A primeira medida de concentração utilizada neste trabalho é o índice de Herfindahl (HHI), baseado nos depósitos totais dos bancos. Essa mesma abordagem foi utilizada por Akins et al. (2016).

Para cada banco i no trimestre t , agrega-se a soma total dos depósitos no país j , então o HHI será:

$$HHI_{i,j,t} = \sum_{i=1}^I \left(\frac{\text{Depósitos Totais}_{i,j,t}}{\text{Depósitos Totais}_{j,t}} \right)^2 \quad (2.6)$$

Em que $\text{Depósitos Totais}_{i,j}$ é o total de depósitos de cada banco i no país j no período t , $\text{Depósito Totais}_{j,t}$ é a soma do total de depósitos dos bancos i no país j e I é o número total de bancos i no país j .

Outra medida utilizada por Akins et al. (2016), adotada neste estudo, é a razão de concentração dos cinco maiores bancos no país j , em termos de depósitos. Para cada país j tem-se o $CR5$ por período t .

$$CR5_{i,j,t} = \sum_{i=1}^5 \frac{\text{Depósitos Totais}_{i,j,t}}{\text{Depósitos Totais}_{j,t}} \quad (2.7)$$

A última medida elaborada neste estudo é o *market-share* de cada banco i no período t no país j .

$$MS_{i,j,t} = \sum_{i=1}^I \frac{\text{Depósitos Totais}_{i,j,t}}{\text{Depósitos Totais}_{j,t}} \quad (2.8)$$

Esta medida é a relação em termos de depósitos do banco i no período t no país j com os depósitos totais dos bancos no país j no período t . Nesse caso, leva-se em conta o número total de bancos I em cada país j , assim como no indicador de concentração anterior $HHI_{i,j,t}$.

Essas medidas de concentração buscam apresentar a relação dos mercados mais ou menos concentrados com as medidas de *default* e estabilidade sistêmica, apresentadas anteriormente (Seção 1.1 e 2.2).

2.3.3 Medidas de Percepção à Probabilidade de Injeção de Liquidez

Segundo Gropp, Hakenes e Schnabel (2011), uma das análises mais importantes e difíceis é a mensuração das garantias públicas que o Estado pode dar aos bancos. O objetivo desta seção é, portanto, utilizar abordagem similar a de Gropp, Hakenes e Schnabel (2011) a fim de construir uma variável que meça a percepção à probabilidade de injeção de liquidez nos bancos. Essa medida, chamada na literatura de *market-share of insured competitor banks*, constrói-se da seguinte forma:

$$MSI_{-k,j} = \sum_{i \neq k}^{N_j} \pi_{i,j} \frac{a_{i,j}}{A_j} \quad (2.9)$$

Em que N_j representa o número total de bancos no país j , $a_{i,j}$ é ativo total do banco i no país j , e A_j é a soma dos ativos totais dos bancos no país j ($A_j = \sum_i^{N_j} a_{i,j}$). Conforme observam Gropp, Hakenes e Schnabel (2011), se todos os bancos tiverem a probabilidade de se envolver em injeção de liquidez zero ou um, então essa variável apresentará apenas o *market-share* em termos de ativos do banco i no país j . Observa-se que a variável MSI não apenas varia entre os países, mas também entre os bancos em cada país.

Com uma simples transformação, a variável MSI pode ser escrita como o produto das médias dos competidores de probabilidade de injeção de liquidez no *market-share* total.

$$MSI_{-k,j} = \pi_{-k,j} \frac{A_{-k,j}}{A_j} \quad (2.10)$$

Onde $\pi_{-k,j} = \sum_{i \neq k}^{N_j} \pi_{i,j} \frac{a_{i,j}}{A_j}$ é a média das probabilidades de injeção de liquidez dos competidores, ponderada pelos *market-shares*, e $A_{-k,j} = A_j - a_{k,j}$ são os ativos totais dos competidores no país j . Nesse sentido, quanto maior for a média de probabilidade de injeção de liquidez e quanto maior for *market-share* total, maior será a distorção de competição no mercado bancário (GROPP; HAKENES; SCHNABEL, 2011).

Ainda segundo Gropp, Hakenes e Schnabel (2011), um grande desafio é estimar a probabilidade de injeção de liquidez. Nesse contexto, os autores utilizam as probabilidades de *default* calculadas pelas agências de risco. Já neste estudo adota-se as medidas de *default* modelo de (MERTON, 1974), modelo KMV e o modelo Z-score (Seção 1.1).

2.4 Metodologia de Análise

Aborda-se nesta seção o modelo econométrico utilizado para determinação das variáveis de competição, concentração, percepção à probabilidade de injeção de liquidez e as demais variáveis de controle nas relações das medidas de *default* e risco sistêmico. Apresentam-se ainda a descrição das variáveis, por fim, apresentam-se as estatísticas descritivas dos dados.

2.4.1 Modelo Econométrico do Método Generalizado dos Momentos (GMM)

Uma visão geral do GMM de Hansen (1982) é apresentada nesta seção. Objetiva-se neste modelo estimar o vetor de parâmetros $\theta_0 \in \mathbb{R}^p$ do modelo que possui $q \times 1$ vetores com momentos incondicionais:

$$\mathbb{E}[g(\theta_0, x_i)] = 0 \quad (2.11)$$

Em que x_i poderá ser um vetor em formato de *cross-sectional*, de séries de tempo ou de painel. Para que o GMM produza estimadores consistentes, θ_0 tem que ser solução única da Equação 2.11. Outras restrições são impostas sobre os maiores momentos de $g(\theta_0, x_i)$, no entanto, não há nenhuma imposição da distribuição de x_i , exceto quando a variável é um série temporal. Neste caso a restrição seria a distribuição do grau de dependência temporal dessa variável. O GMM é o caso mais geral para modelos com condições dos momentos.

O estimador do GMM $\hat{\theta}$ é definido da seguinte maneira.

$$\arg \min_{\theta} \bar{g}(\theta)' \hat{\Omega}(\theta^*)^{-1} \bar{g}(\theta) \quad (2.12)$$

A versão aplicada neste trabalho é a versão original do GMM de Hansen (1982), denominada de GMM em dois estágios (2SGMM). Esse algoritmo computa o θ^* minimizando $\bar{g}(\theta)' \bar{g}(\theta)$. O algoritmo trabalha da seguinte forma:

1. Computa $\theta^* = \arg \min_{\theta} \bar{g}(\theta)' \bar{g}(\theta)$.
2. Computa a matriz *HAC* de $\hat{\Omega}(\theta^*)$.
3. Computa então o 2SGMM do $\arg \min_{\theta} \bar{g}(\theta)' \hat{\Omega}(\theta^*)^{-1} \bar{g}(\theta)$.

2.4.2 Modelo Teórico e Descrição das Variáveis

Os dados do estudo foram trabalhados em quatro etapas. Em primeiro plano, foram usados os valores extraídos dos Balanços Patrimoniais; em segundo, os Demonstrativos de Resultado de Exercício; em terceiro, o histórico de preços dos ativos dos bancos mundiais listados em bolsa. Todos os dados extraídos foram da base da *Bloomberg*; e, por fim, os dados de crescimento econômico de cada um dos países da amostra, que foram extraídos do Banco Mundial e da OCDE (Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico). O período de análise contemplou o primeiro trimestre de 2000 ao terceiro trimestre de 2016 com período amostral de 67 trimestres em 2.325 bancos e 92 países, ressaltando que o painel montado é desbalanceado, contendo 155.775 observações.

Os insumos do modelo de Merton incluem σ_E volatilidade dos retornos trimestrais das ações dos bancos, F o valor de face da dívida, r a taxa livre de risco e T o período de maturação da dívida. Os parâmetros do modelo de Merton seguiram a aplicação de Bharath e Shumway (2008) e Anginer e Demirguc-Kunt (2014). Para os autores, σ_E é a volatilidade anualizada dos retornos dos ativos dos bancos. Este estudo utilizou a volatilidade dos retornos contínuos diários em trimestres. A taxa livre de risco r é a variação trimestral da taxa constante do T - Bill no período de 2000 a 2016. A mesma *proxy* para r foi proposta por Bharath e Shumway (2008). Porém, os autores utilizaram a taxa anual. E é o valor de mercado de cada banco e utilizou-se, para construção dessa variável, o preço de fechamento das ações e a quantidade de ações daquele banco. Para F utilizou-se dos Passivos Totais (*current liabilities e long term liabilities*). Por fim para T , considerou-se o período como unitário, 1 trimestre, assim como em Anginer e Demirguc-Kunt (2014).

Seguindo a proposta de Anginer, Demirguc-Kunt e Zhu (2014) e de Amidu e Wolfe (2013), foi utilizado como variáveis de controle: o logaritmo dos ativos ao quadrado, pois

pode existir um ponto ótimo de tamanho de bancos que impactam na estabilidade bancária; O *ROA*, retorno sobre os ativos, para identificar como as medidas de eficiência impactam a estabilidade dos bancos; O *ROE* retorno sobre o patrimônio líquido, no qual busca-se medir a eficiência do banco em relação ao patrimônio líquido. Ainda conforme os autores, essa pesquisa utilizou também o *market-to-book-ratio* que foi calculado empregando a relação entre ativo total e passivo total sobre a capitalização de mercado de cada instituição bancária por trimestre durante o período estudado. Essa variável representa uma relação do valor contábil e de mercado da firma. Outra variável de controle usada foi a relação entre receita não financeira sobre a receita financeira líquida, aqui o objetivo é avaliar como a relação entre receitas não operacionais com receita operacionais do banco impactam na estabilidade bancária ($SNII = \frac{Non_ii}{Net_ii}$). A variável $expr_{i,j,t} = \frac{Empréstimos\ de\ Provisão\ Duvidosa}{Empréstimos\ Totais}$, que representa a contração de empréstimos de alto risco sobre os totais de empréstimos, também foi usada como variável de controle. Ainda com base nos autores, utiliza-se a relação total de empréstimo sobre ativo total, a relação depósito total sobre ativo total, a taxa de crescimento trimestral do Produto Interno Bruto (PIB) em termos percentuais de cada um dos 92 países da amostra⁶ e o logaritmo do número de bancos por país j ($log(nb)_{j,t}$). Por fim, utiliza-se a variável proposta por Gropp, Hakenes e Schnabel (2011) de percepção à probabilidade de injeção de liquidez $MSI_{-k,j}$ ⁷. Com isso, aplicam-se duas relações funcionais; a primeira aborda a relação entre competitividade, concentração e percepção à probabilidade de injeção de liquidez e risco sistêmico; a segunda observa a relação entre competitividade, concentração e percepção à probabilidade de injeção de liquidez e estabilidade bancária.

$$\begin{aligned} default\ measure_{i,j,t} = & \beta_1 \text{Índice de Competitividade}_{i,j,t} \\ & + \beta_2 (\text{Índice de Competitividade})^2_{i,j,t} + \beta_3 log(at)^2_{i,j,t} \\ & + \beta_4 \text{Índice de Concentração}_{j,t} + \beta_5 expr_{i,j,t} + \beta_6 gdp_{j,t} \\ & + \beta_7 log(nb)_{j,t} + \beta_8 MSI_{-k,j} \end{aligned} \quad (2.13)$$

Em que o *Índice de Competitividade* são os índices de Lerner e Boone⁸, para mensuração dos indicadores de concentração utilizam-se os indicadores *HHI*, *CR5*, e *MS*, para o banco i no país j no trimestre t .

Para medidas de *default* utilizam-se as medidas elencadas na Seção 1.1. Quais sejam, o modelo de probabilidade de *default* de Merton (1974), o modelo de *default* KMV e o modelo Z-Score.

⁶ A taxa de crescimento com frequência trimestral foi encontrada para países membros da OCDE, já no caso dos demais foi utilizada a taxa com frequência anual e depois para encontrar a frequência trimestral foi feita interpolação linear. Por fim transformou-se a taxa anualizada em trimestrializada.

⁷ Vide Seção 2.3.

⁸ Para mais informações vide Seção 2.3.

$$\begin{aligned}
sistemic\ risk_{j,t} = & \beta_1 \text{Índice de Competitividade}_{i,j,t} \\
& + \beta_2 (\text{Índice de Competitividade})_{i,j,t}^2 + \beta_3 \text{Índice de Concentração}_{j,t} \\
& + \beta_4 ROA_{i,j,t} + \beta_5 ROE_{i,j,t} + \beta_6 mtb_{i,j,t} \\
& + \beta_7 SNII_{i,j,t} + \beta_8 expr_{i,j,t} + \beta_9 gdp_{j,t} \\
& \beta_{10} \log(nb)_{j,t} + \beta_{11} MSI_{-k,j} + \beta_{12} \log(at)_{i,j,t}^2
\end{aligned} \tag{2.14}$$

Onde $sistemic\ risk_{i,j,t}$ é a variável que representa o risco sistêmico no banco i , no país j e no período t . Essa variável é a transformação logística da Equação 2.1 ⁹.

As Equações 2.13 e 2.14 são estimadas utilizando o método GMM em dois estágios de Hansen (1982). Como as variáveis instrumentais testadas não apresentaram relevância estatística segundo os testes de Sargan e Hausman, utilizou-se das variáveis explicativas também como variáveis instrumentais. Esse mecanismo, assintoticamente, tende a resultados similares a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com correção de autocorrelação e heterocedasticidade proposta por Newey e West (1987).

2.4.3 Análise Descritiva das Variáveis de *default* e Risco Sistêmico

Nesta seção busca-se apresentar a estatísticas descritivas das variáveis de *default* e risco sistêmico. Observa-se pela Tabela 15 que as probabilidades de *default* $\pi_{Mertonit}$, calculadas pelo modelo de Merton (1974), o indicador Z-score de Lown et al. (2000) e de Tabak, Fazio e Cajueiro (2013) e a probabilidade do modelo KMV da Moody's possuem variações altas, o que pode ser, justificado pela variação das instituições bancárias mundiais.

Tabela 15: Análise Descritiva das Variáveis de *Default*

	$\pi_{Merton_{i,t,j}}$	$\log(z - score)_{i,t,j}$	$\pi_{kmv_{i,t,j}}$
<i>Min</i>	0,00	-10,16	0,00
1º <i>Quartil</i>	0,00	3,20	0,00
<i>Mediana</i>	0,00	3,90	0,00
<i>Média</i>	0,46	3,74	0,49
3º <i>Quartil</i>	1,00	4,44	1,00
<i>Max</i>	1,00	9,73	1,00

Nota. Os valores do modelo Merton (1974) e KMV estão em variação entre [0,1] de probabilidades de *default*. Já os valores do modelo $\log(Z - score)$ se apresenta em valores de desvios do *default*.

⁹ Para mais informações veja a Seção 2.2.

Tabela 16: Análise Descritiva das Variáveis de Risco Sistêmico

	Logit R^2 de π_{Merton}	Logit R^2 de $Z - score$	Logit R^2 de π_{kmv}
<i>Min</i>	-10,222	-7,720	-8,085
<i>1° Quartil</i>	-6,631	-5,480	-6,757
<i>Mediana</i>	-5,105	-4,446	-5,529
<i>Média</i>	-4,790	-3,876	-4,937
<i>3° Quartil</i>	-2,935	-3,197	-2,347
<i>Max</i>	1,791	8,761	1,986

Nota. A variável risco sistêmico representa a transformação logística do R^2 da Equação 2.1.

Atenta-se pela Tabela 16 que as variáveis que representam o risco sistêmico do país j no período t apresentam variação alta, para qualquer modelo de *default* utilizado neste estudo. Esse resultado pode ser observado pelas diferentes exposições ao risco dos bancos de cada um dos 92 países.

A título de ilustração, elaborou-se a Figura 7 que demonstra a evolução temporal dos indicadores de risco sistêmico por região. É possível notar que o risco sistêmico é maior nas regiões América Latina e Caribe e Europa e Ásia Central, enquanto a região América do Norte apresenta os menores níveis de risco sistêmico. A causa dessa observação pode ser constatada pela grande interconexão entre os bancos domésticos das regiões América Latina e Europa e Ásia Central e baixa interconectividade dos bancos domésticos da região América do Norte.

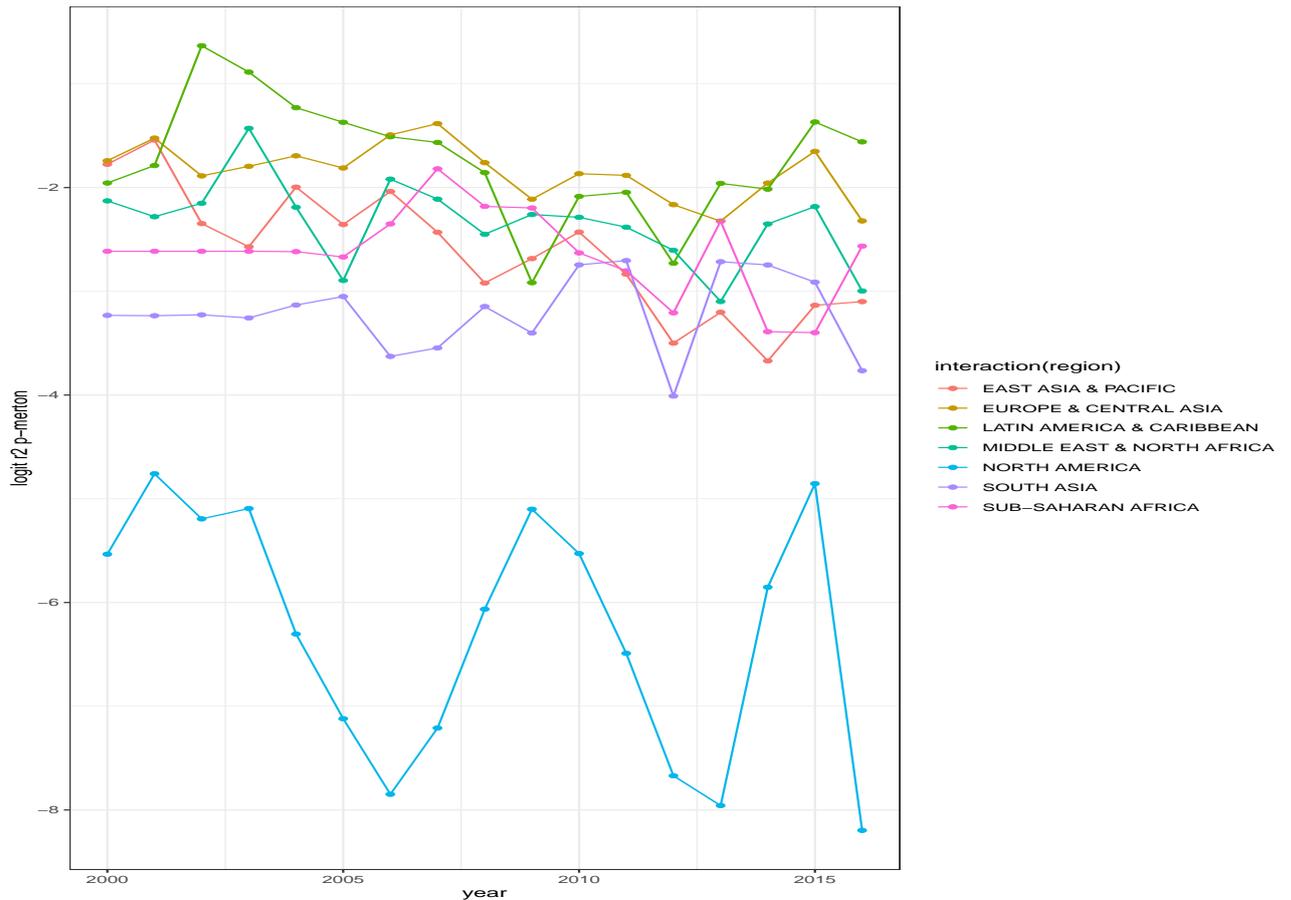


Figura 7: Evolução Temporal do Risco Sistemico por Região

Fonte: Elaboração do Autor.

2.4.4 Análise Descritiva das Variáveis de Competição, Concentração e Percepção à Probabilidade de Injeção de Liquidez

A Tabela 17 apresenta a descrição das variáveis de competição e concentração bancária abordadas na Seção 2.3, além de apresentar a descrição da variável $MSI_{k,j}$ de Gropp, Hakenes e Schnabel (2011).

Tabela 17: Análise Descritiva das Medidas de Competição, Concentração e Probabilidade de Injeção de Liquidez

	$Lerner_{i,t,j}$	$Boone_{i,t,j}$	$HHI_{j,t}$	$CR5_{j,t}$	$MS_{j,t}$	$MSI_{-k,j,t}$
<i>Min</i>	-1,00	-0,241	0,05	0,32	0,00	0,00
<i>1º Quartil</i>	0,70	-0,007	0,09	0,61	0,00	0,00
<i>Mediana</i>	0,79	0,000	0,66	0,10	0,00	0,00
<i>Média</i>	0,74	-0,005	0,71	0,18	0,06	0,01
<i>3º Quartil</i>	0,85	0,010	0,16	0,82	0,04	0,00
<i>Max</i>	1,0	0,104	1,00	1,00	1,00	0,25

Nota. Os indicadores Lerner e Boone de competição são a nível de banco i , país j e trimestre t . Observa-se que os indicadores MSI de percepção à probabilidade de injeção de liquidez são a nível de banco $k \neq i$ que são todos os bancos menos o banco i . Já os indicadores de concentração são a nível de país j e trimestre t .

A Figura 8 ilustra a evolução temporal dos indicadores de competição de Lerner por região. Atenta-se que quanto mais próximo de 1 for o indicador de Lerner maior é poder de mercado do banco, mais próximo este está do monopólio. É possível notar que o poder de mercado é maior nas regiões América do Norte, Sul da Ásia e Europa e Ásia Central, enquanto as regiões América Latina e Caribe e África Subsariana apresentam os menores níveis de poder de mercado dos bancos. Observa-se também pela figura que um pouco antes da crise de 2008 os níveis de poder de mercado eram mais baixos, isto é, os índices de competição eram maiores. Todavia, após a crise observa-se que existe uma tendência ao aumento do poder de mercado dos bancos.

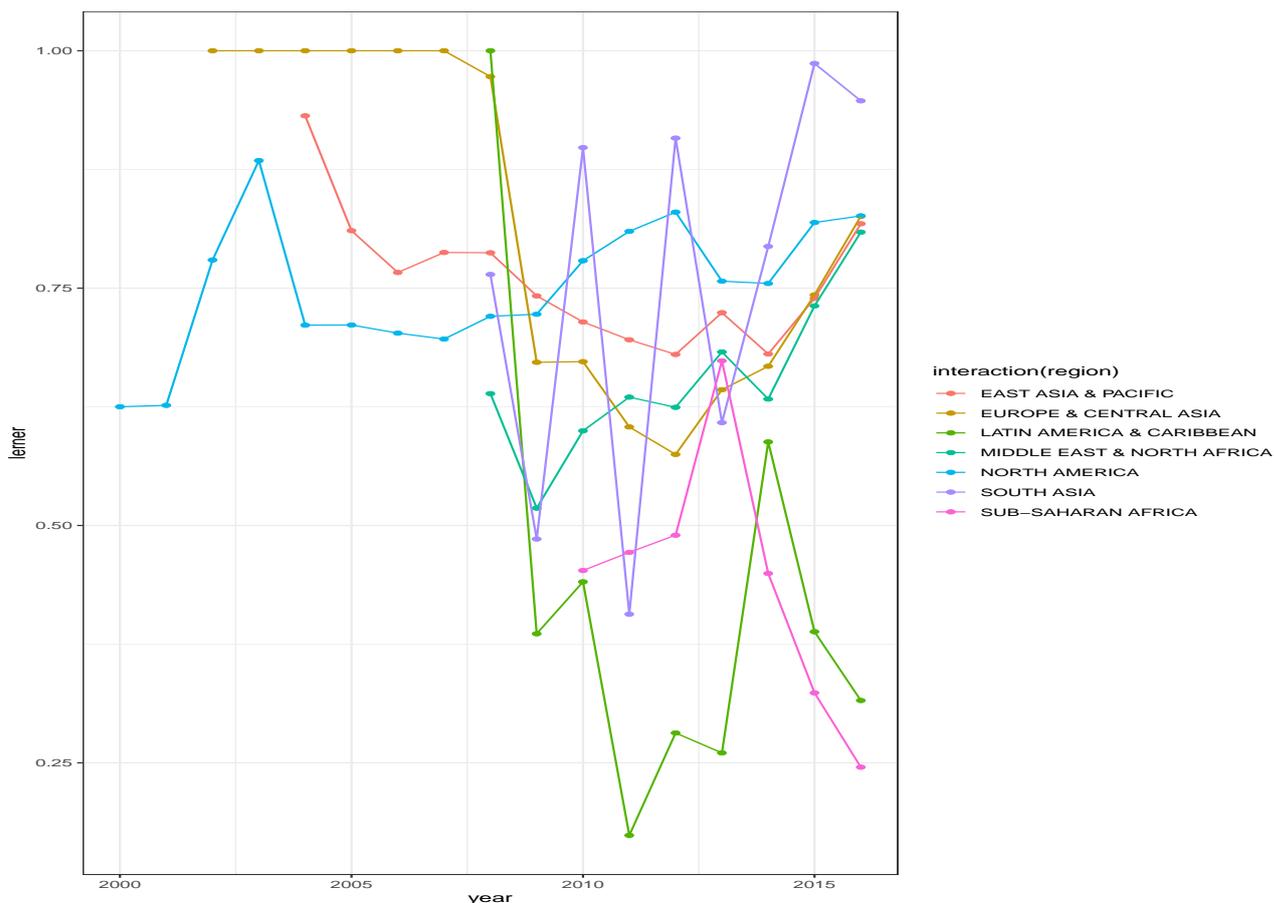


Figura 8: Evolução Temporal do Indicador de Competição de Lerner por Região

Fonte: Elaboração do Autor.

Para observar a evolução da concentração no setor bancário elabora-se a Figura 9. Observa-se que o indicador $CR5$ apresenta, em termos de depósito total, os 5 maiores bancos de cada país da amostra. Nota-se que as regiões América Latina e Caribe e Europa e Ásia Central apresentam maiores concentrações dos bancos, enquanto a região América do Norte apresenta menor concentração no mercado bancário. Neste caso, atenta-se para alta concentração do setor bancário no mercado da região América Latina e Caribe, mesmo possuindo um mercado mais competitivo. Já a região América do Norte possui um mercado mais pulverizado, todavia com mercado bancário em oligopólio.

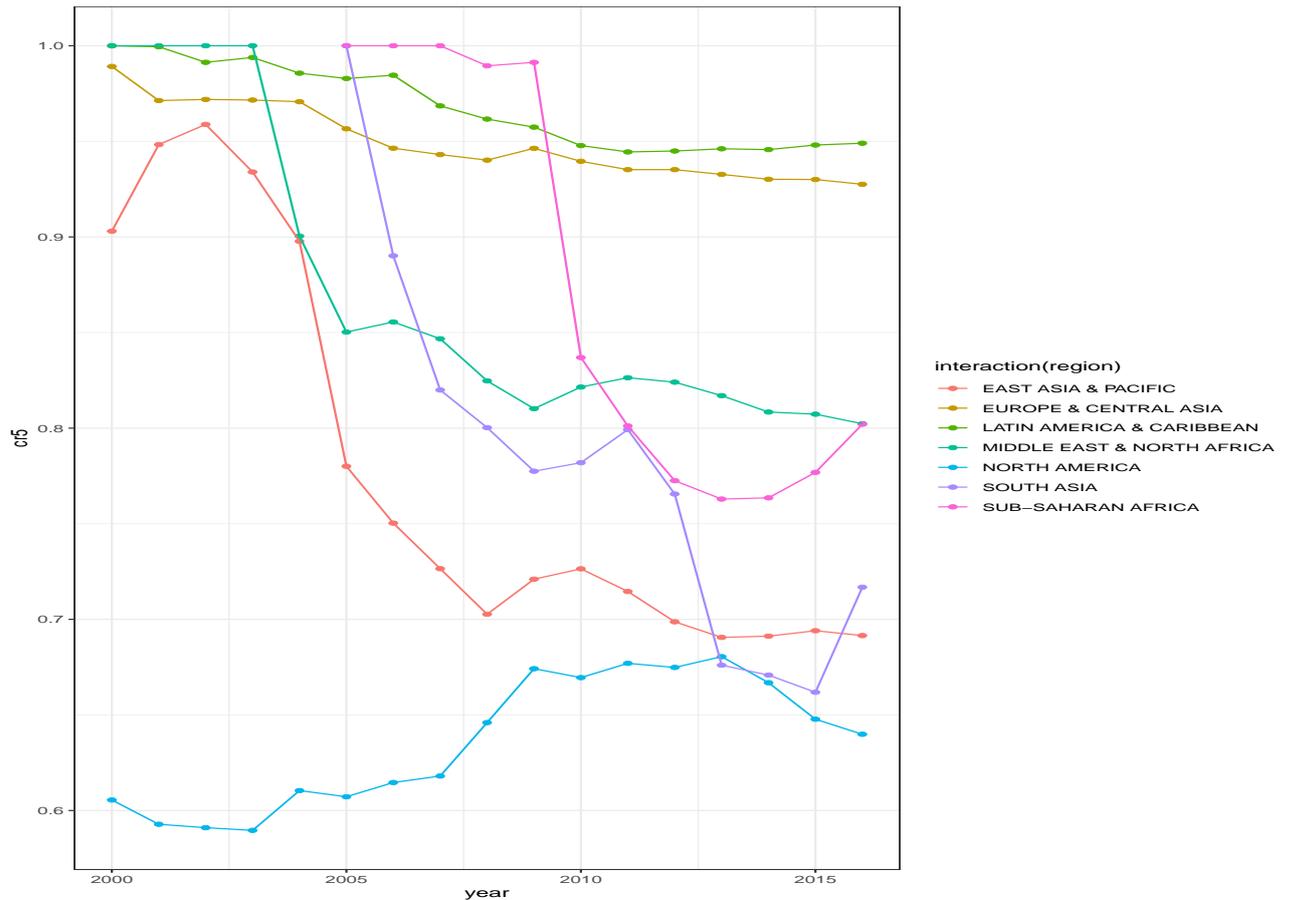


Figura 9: Evolução Temporal do Indicador de Concentração CR5 por Região
Fonte: Elaboração do Autor.

2.4.5 Análise Descritiva das Variáveis de Controle

Nesta etapa apresenta-se a descrição das variáveis de controle propostas por Anginer, Demirguc-Kunt e Zhu (2014) e Amidu e Wolfe (2013). As Tabelas 18 e 20 evidenciam as variáveis de controle ao longo da amostra.

Tabela 18: Análise Descritiva das Variáveis de Controle

	$ROA_{i,j,t}$	$ROE_{i,j,t}$	$\log(at)_{i,j,t}$	$SNII_{i,j,t}$
<i>Min</i>	-136,75	-230,53	-4,98	-4.614
<i>1° Quartil</i>	0,00	0,01	6,45	0,21
<i>Mediana</i>	0,00	0,02	7,83	0,36
<i>Média</i>	0,00	0,02	8,12	0,27
<i>3° Quartil</i>	0,00	0,04	9,62	0,59
<i>Max</i>	70,61	148,21	15,14	1.424

Nota. Os valores monetários estão em milhões de dólares americanos.

Observa-se que nas Tabelas 18 e 20 apresentam-se grande variabilidade das variáveis de controle, o que pode ser ocasionado pela grande heterogeneidade dos bancos nos

92 países.

Tabela 19: Análise Descritiva das Variáveis de Controle

	$gdp_{j,t}$	$expr_{i,j,t}$	$\log(nb)_{j,t}$	$mtb_{i,j,t}$
<i>Min</i>	-0,029	0,00	0,00	0,00
1° <i>Quartil</i>	0,004	0,01	2,99	0,00
<i>Mediana</i>	0,006	0,02	7,16	0,00
<i>Média</i>	0,006	15,67	5,29	0,05
3° <i>Quartil</i>	0,009	0,08	7,17	0,02
<i>Max</i>	0,061	15.283	7,17	375

Nota. Os valores monetários estão em milhões de dólares americanos. As variáveis $expr$ e mtb estão a nível de banco i , país t , trimestre t . Já as variáveis gdp_growth e $\log(nb)$ estão em nível de país j e trimestre t .

2.5 Análise Empírica e Discussão dos Resultados

Nesta etapa do trabalho objetivou-se mensurar o impacto das medidas de competição, concentração e percepção de injeção de liquidez no *default* dos bancos e no risco sistêmico de cada país, com auxílio de variáveis de controle extraídas dos artigos de [Anginer, Demirguc-Kunt e Zhu \(2014\)](#) e [Amidu e Wolfe \(2013\)](#).

2.5.1 Efeito das Medidas de Concentração, Competição e Probabilidade de Injeção de Liquidez nas Medidas de *Default*

Nesta seção analisa-se o impacto das medidas de competição, concentração e probabilidade de injeção de liquidez na medida de *default* de [Merton \(1974\)](#) e modelo KMV. A Tabela 20 apresenta os resultados para os modelos estimados por GMM em dois estágios (2SGMM). Nesta etapa foi gerado um modelo para cada região, Leste da Ásia e Pacífico, Europa e Ásia Central, América Latina e Caribe, Oriente Médio e Norte da África, América do Norte, Sul da Ásia e África Subsariana.

Tabela 20: Modelo π_{Merton} por Região

<i>Variável Dependente: π_{Merton}</i>							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Lerner	-0,031 (0,054)	-0,023 (0,087)	-0,032 (0,063)	0,043 (0,071)	0,102 (0,102)	0,088* (0,048)	0,012 (0,016)
$\log(at)^2$	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,009** (0,004)	-0,004*** (0,001)	-0,018*** (0,001)	-0,003* (0,002)	0,001 (0,001)
cr5	0,118 (0,503)	0,093 (0,305)	-1,704 (1,759)	0,145 (0,318)	0,376 (0,405)	0,984 (1,013)	-0,214 (0,179)
expr	-0,0002** (0,0001)	0,086 (0,207)	0,008 (0,007)	0,145 (0,092)	1,335** (0,535)	-0,006** (0,003)	0,005* (0,003)
gdp	0,046* (0,028)	-0,027 (0,033)	-0,109** (0,044)	0,010 (0,020)	-0,081*** (0,028)	-0,052 (0,063)	-0,015 (0,010)
$\log(nb)$	-0,031 (0,049)	0,137** (0,057)	0,261 (0,197)	0,236 (0,218)	0,039 (0,049)		
MSI	11,262*** (1,050)	7,723*** (0,940)	8,677*** (1,135)	7,816*** (0,921)	1.027,301*** (316,107)	9,579*** (0,394)	9,469*** (0,396)
α	0,586 (0,461)	0,182 (0,355)	1,762 (1,373)	-0,303 (0,751)	0,871* (0,526)	-0,220 (0,626)	0,059 (0,071)

Nota. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. A variável dependente é a probabilidade de *default* mensurada pelo modelo de Merton (1974). A coluna (1) representa o modelo referente a região Leste da Ásia e Pacífico, a (2) a região Europa e Ásia Central, a (3) a região América Latina e Caribe, a (4) a região Oriente Médio e Norte da África, a (5) a região América do Norte, a (6) a região Sul da Ásia e a (7) a região África Subsariana.

Observa-se pela Tabela 20 que a variável de poder de mercado de Lerner não apresenta significância na maioria das regiões analisadas. Apenas a região Sul da Ásia apresenta relação positiva entre poder de mercado e instabilidade bancária. Esse resultado converge para teoria da competição e estabilidade (AKINS et al., 2016; AMIDU; WOLFE, 2013; CLARK; RADIĆ; SHARIPOVA, 2018; FU; LIN; MOLYNEUX, 2014; IJTSMA; SPIERDIJK; SHAFFER, 2017; TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012).

Ainda conforme a Tabela 20, a variável de concentração nessa configuração não apresenta resultados com significância. A variável tamanho do banco indica que existe um tamanho máximo para o banco contribuir com a estabilidade bancária. Na região Europa e Ásia Central a relação número de bancos e instabilidade financeira apresenta variação

positiva, indicando que um maior número de bancos pode aumentar o risco de *default* de cada banco.

Segundo a Tabela 20, a variável de percepção à probabilidade de injeção de liquidez (*MSI*) sugere que uma maior percepção a injeção de liquidez pode aumentar o risco de *default* de cada banco. Ou seja, neste caso pode-se observar que países que possuem maior percepção à probabilidade de intervenção facilitam a instabilidade dos bancos, porque estes acabam por se envolverem em atividades mais arriscadas, sabendo que podem contar com a injeção de liquidez caso tenham problema. Percebe-se que esta atitude condiz com o problema de risco moral observado no caso *Too big to fail*, algo similar ao levantado por Clark, Radić e Sharipova (2018). Como esperado, na maioria das regiões, quanto maior a taxa de crescimento do *PIB* menor é o risco de *default* dos bancos.

Tabela 21: Modelo π_{KMV} por Região

		Variável Dependente: π_{KMV}						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
Boone	-42,439 (50,323)	-0,403 (1,085)	-421,312** (206,953)	-0,476** (0,202)	0,140 (0,265)	-57,615 (83,318)	2,396 (15,809)	
$\log(at)^2$	-0,005*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,009** (0,004)	-0,004*** (0,001)	-0,018*** (0,001)	-0,003** (0,002)	0,001 (0,001)	
HHI	2,224 (2,419)	-0,223 (0,195)	-1,620 (2,269)	0,615 (0,394)	-0,110 (2,656)	2,843 (4,309)	-0,829 (0,585)	
expr	-0,0002** (0,0001)	-0,045 (0,202)	0,007 (0,006)	0,132 (0,086)	1,337** (0,543)	-0,006** (0,002)	0,005* (0,003)	
gdp	0,029 (0,033)	-0,049 (0,030)	-0,076** (0,035)	0,016 (0,021)	-0,079** (0,032)	-0,055 (0,084)	-0,008 (0,010)	
$\log(nb)$	0,045 (0,082)	0,154*** (0,057)	0,278 (0,212)	0,349* (0,195)	0,014 (0,042)			
MSI	11,216*** (1,037)	7,873*** (0,944)	8,806*** (1,164)	7,848*** (0,919)	1.024,429*** (323,302)	9,498*** (0,454)	9,470*** (0,424)	
α	0,142 (0,528)	0,296 (0,215)	0,529* (0,281)	-0,575 (0,507)	1,405*** (0,501)	0,169 (0,406)	0,001 (0,026)	

Nota. *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01. A variável dependente é a probabilidade de *default* mensurada pelo modelo KMV. A coluna (1) representa o modelo referente a região Leste da Ásia e Pacífico, a (2) a região Europa e Ásia Central, a (3) a região América Latina e Caribe, a (4) a região Oriente Médio e Norte da África, a (5) a região América do Norte, a (6) a região Sul da Ásia e a (7) a região África Subsariana.

Observa-se pela Tabela 21 que ao utilizar a variável de *default* do modelo KMV o impacto do indicador de competição de Boone apresenta relação negativa para as regiões América Latina e Caribe e Oriente Médio e Norte da África. Quanto maior é o indicador de Boone maior é o nível de poder de mercado, então como a relação é negativa com a instabilidade dos bancos, um maior nível de competitividade, neste caso, gera uma menor estabilidade dos bancos. Este resultado converge com a teoria de competição e fragilidade (BECK; DEMIRGÜÇ-KUNT; LEVINE, 2006; BECK; De Jonghe; SCHEPENS, 2013; CHU, 2015; SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018). Os demais resultados foram similares aos resultados da Tabela 20.

Tabela 22: Modelo π_{Merton} e $Lerner^2$ por Região

<i>Variável Dependente: π_{Merton}</i>							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Lerner ²	-0,184** (0,091)	-0,018 (0,085)	0,179** (0,090)	-0,056 (0,050)	0,063 (0,074)	0,055 (0,037)	0,010 (0,014)
$\log(at)^2$	-0,006*** (0,001)	-0,005*** (0,001)	-0,008** (0,004)	-0,004*** (0,001)	-0,018*** (0,001)	-0,003* (0,002)	0,001 (0,0005)
MS	0,674 (0,507)	-0,458 (0,319)	-0,557 (1,941)	-0,565*** (0,316)	24,627*** (0,406)	0,386 (1,066)	-0,025 (0,194)
expr	-0,0002** (0,0001)	0,097 (0,200)	0,002 (0,007)	0,146 (0,091)	1,332** (0,536)	-0,006** (0,003)	0,005* (0,003)
gdp	0,041 (0,028)	-0,027 (0,033)	-0,090** (0,041)	0,010 (0,020)	-0,083*** (0,029)	-0,045 (0,062)	-0,011 (0,009)
$\log(nb)$	-0,060 (0,048)	0,142** (0,058)	0,093 (0,183)	0,251 (0,220)	0,040 (0,049)		
MSI	11,213*** (1,030)	7,704*** (0,938)	8,344*** (1,128)	7,822*** (0,909)	1027,423*** (316,627)	9,559*** (0,407)	9,510*** (0,405)
α	0,667 (0,458)	0,124 (0,357)	0,605 (1,551)	-0,350 (0,746)	0,882* (0,517)	-0,161 (0,634)	0,088 (0,082)

Nota. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. A variável dependente é a probabilidade de *default* mensurada pelo modelo de Merton (1974). A coluna (1) representa o modelo referente a região Leste da Ásia e Pacífico, a (2) a região Europa e Ásia Central, a (3) a região América Latina e Caribe, a (4) a região Oriente Médio e Norte da África, a (5) a região América do Norte, a (6) a região Sul da Ásia e a (7) a região África Subsariana.

Na Tabela 22 a variável de competição Lerner apresenta relação quadrática com

a probabilidade de *default* dos bancos. Na região Leste da Ásia e Pacífico a relação é inversa o que determina um ponto máximo de poder de mercado que gera maior instabilidade bancária, a curva possui formato de U invertido. Já no caso da região América Latina e Caribe esta variável apresentou relação quadrática positiva, indicando que para essa região existe um ponto de mínimo de poder de mercado que gera menor instabilidade bancária, a curva possui formato em U (SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018; IJTSMA; SPIERDIJK; SHAFFER, 2017).

Ainda conforme a Tabela 22, a variável de exposição ao risco *expr* apresenta relação direta com o *default* na região América do Norte, o que indica que bancos desta região que se envolvem em maior relação empréstimo de provisão duvidosa e empréstimos totais aumentam o risco de *default*. Seguindo a análise da Tabela 22, a variável de concentração *Market-Share* (*MS*) apresenta relação inversa com a probabilidade de *default* do modelo de Merton (1974) na região Oriente Médio e Norte da África, isso significa que quanto maior for a concentração menor será a probabilidade de *default* (competição e fragilidade) (BECK; DEMIRGÜÇ-KUNT; LEVINE, 2006; BECK; De Jonghe; SCHEPENS, 2013; CHU, 2015; SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018). Já na região América do Norte a relação foi direta, quanto maior for o nível de concentração dos bancos, nessa região, maior será a probabilidade de *default* dessas instituições (competição e estabilidade) (AKINS et al., 2016; AMIDU; WOLFE, 2013; CLARK; RADIĆ; SHARIPOVA, 2018; FU; LIN; MOLYNEUX, 2014; IJTSMA; SPIERDIJK; SHAFFER, 2017; TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012). As demais variáveis tiveram comportamento similar aos encontrados nas Tabelas 20 e 21.

2.5.2 Efeito das Medidas de Concentração, Competição e Probabilidade de Injeção de Liquidez nas Medidas de Risco Sistêmico

Nesta seção analisa-se o impacto das medidas de competição, concentração e probabilidade de injeção de liquidez na medida de *default* de Merton (1974) e modelo KMV. A Tabela 23 apresenta os resultados para os modelos estimados por GMM em dois estágios (2SGMM). Nesta etapa foi gerado um modelo para cada região, Leste da Ásia e Pacífico, Europa e Ásia Central, América Latina e Caribe, Oriente Médio e Norte da África, América do Norte, Sul da Ásia e África Subsariana.

Tabela 23: Modelo *Logit* R^2 π_{Merton} por Região

Variável Dependente: <i>Logit</i> R^2 π_{Merton}							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Lerner	0,837** (0,355)	0,396 (0,317)	1,400*** (0,228)	0,166 (0,280)	-3,363*** (0,427)	-3,059*** (0,997)	0,771 (0,475)
$\log(at)^2$	-0,011** (0,005)	0,007*** (0,002)	0,003 (0,018)	-0,002 (0,003)	-0,007*** (0,001)	0,052* (0,030)	-0,013** (0,006)
cr5	-5,387* (2,984)	-1,583 (1,088)	6,506 (8,704)	-5,478*** (1,558)	-24,877*** (2,239)	16,218 (21,627)	2,537 (2,248)
ROA	-10,949 (88,078)	-22,362 (16,195)		88,976* (45,427)	-25,986*** (4,893)		
ROE	5,055 (7,449)	0,120 (0,556)		-5,263 (5,615)	-0,013*** (0,002)	0,520 (16,402)	
mtb	-531,152*** (134,497)	7,022* (3,609)	44,402 (109,991)	72,896** (31,050)	-0,095*** (0,033)	-1,665,200 (1,087,216)	-619,944*** (138,167)
SNII	0,458* (0,272)	-0,431*** (0,157)	0,056 (0,077)	-0,015 (0,018)	-0,381*** (0,072)	1,190 (3,505)	0,204*** (0,070)
expr	0,003*** (0,001)	0,323 (0,763)	-0,081*** (0,022)	-0,049 (0,315)	3,940*** (0,888)	-0,001 (0,082)	0,021 (0,027)
gdp	-0,720*** (0,183)	-0,383*** (0,069)	0,094 (0,133)	-0,157*** (0,055)	-0,733*** (0,055)	0,142 (1,658)	1,390*** (0,141)
$\log(nb)$	-1,424*** (0,455)	-1,395*** (0,202)	-2,467*** (0,679)	-4,161*** (0,905)	-2,260*** (0,139)		
MSI	-0,314 (2,015)	1,602 (2,406)	-2,466 (3,256)	0,220 (1,239)	-21,846 (74,773)	5,365 (6,488)	3,014 (3,350)
α	6,362* (3,441)	1,669 (1,213)	-2,354 (6,796)	12,377*** (3,464)	29,914*** (2,718)	-14,355 (13,518)	-6,198*** (1,468)

Nota. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. A variável dependente é a transformação logística do R^2 da regressão da Equação 2.1 da probabilidade de *default* de Merton. A coluna (1) representa o modelo referente a região Leste da Ásia e Pacífico, a (2) a região Europa e Ásia Central, a (3) a região América Latina e Caribe, a (4) a região Oriente Médio e Norte da África, a (5) a região América do Norte, a (6) a região Sul da Ásia e a (7) a região África Subariana.

A Tabela 23 apresenta para as regiões América Latina e Caribe e Leste da Ásia e Pacífico relação positiva entre poder de mercado e risco sistêmico, ou seja, quanto maior for o poder de mercado dessas regiões maior é o risco sistêmico de *default* bancário. Esse resul-

tado converge para teoria de competição e estabilidade (ANGINER; DEMIRGUC-KUNT; ZHU, 2014; AKINS et al., 2016; AMIDU; WOLFE, 2013; CLARK; RADIĆ; SHARIPOVA, 2018; FU; LIN; MOLYNEUX, 2014; IJTSMA; SPIERDIJK; SHAFFER, 2017; TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012; SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018). Já para as regiões América do Norte e Sul da Ásia a relação de poder de mercado é inversa com a medida de risco sistêmico. Estes resultados convergem para teoria da competição e fragilidade, pois um maior poder de mercado reduz o risco sistêmico (BECK; DEMIRGÜÇ-KUNT; LEVINE, 2006; BECK; De Jonghe; SCHEPENS, 2013; CHU, 2015; SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018).

Os resultados, na Tabela 23 para o tamanho dos bancos ($\log(at)^2$) indicam que há um ponto máximo entre o tamanho dos bancos com o risco sistêmico, isto é, mercados com bancos grandes têm maiores riscos sistêmicos. Ainda conforme a tabela, os resultados para os indicadores de concentração apresentam relação negativa com o risco sistêmico, ou seja, quanto maior a concentração do mercado maior o risco sistêmico da região. Este resultado converge para teoria da competição e estabilidade (ANGINER; DEMIRGUC-KUNT; ZHU, 2014; AKINS et al., 2016; AMIDU; WOLFE, 2013; CLARK; RADIĆ; SHARIPOVA, 2018; FU; LIN; MOLYNEUX, 2014; IJTSMA; SPIERDIJK; SHAFFER, 2017; TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012; SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018).

Os resultados para os indicadores de eficiência *ROA* e *ROE* apresentam, na maioria dos modelos, relação negativa entre eficiência dos bancos e risco sistêmico na Tabela 23. Ainda na tabela, o indicador *mtb* sugere relação negativa entre bancos com maior especulação – maior valor de mercado em relação ao contábil – e risco sistêmico. Na Tabela 23 o indicador *SNII*, que representa a relação entre receita não operacional e receita líquida operacional, indica relação negativa entre essa variável e o risco sistêmico nas regiões Europa e Ásia Central e América do Norte. Esse resultado versa sobre a capacidade dos bancos de gerarem outros tipos de receita além das operacionais. Já para as regiões Leste da Ásia e Pacífico e África Subsariana o resultado é inverso.

Para o número de bancos, na maioria dos modelos, os resultados indicam que a maior quantidade de bancos aumenta o risco sistêmico. Quanto a variável *exprt*, observa-se que esta possui relação positiva nas regiões Leste da Ásia e América do Norte, mostrando que quanto maior é a exposição dos riscos dos bancos maior é o risco sistêmico. Já na região América Latina o resultado é inverso. A variável *MSI* de percepção à probabilidade de injeção de liquidez não apresenta significância.

Tabela 24: Modelo $\text{Logit } R^2 \pi_{KMV}$ por Região

Variável Dependente: $\text{Logit } R^2 \pi_{KMV}$							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Lerner ²	0,483 (0,465)	1,151*** (0,259)	0,308 (0,269)	0,883** (0,448)	-2,704*** (0,228)	-0,213 (0,255)	2,596*** (0,618)
$\log(at)^2$	0,035*** (0,009)	0,017*** (0,006)	-0,029* (0,018)	-0,004 (0,004)	-0,008*** (0,001)	0,081*** (0,028)	0,008 (0,014)
MS	-5,733** (2,268)	-5,072** (2,058)	10,218** (4,135)	-0,865 (0,830)	5,953* (3,103)	-12,444*** (3,840)	0,163 (0,579)
ROA	310,668*** (74,619)	19,671 (18,780)		247,974*** (63,830)	-19,470*** (5,385)		
ROE	-26,955*** (8,621)	-0,356 (0,653)	-3,293 (3,670)	-22,761*** (6,678)	0,001 (0,004)	-3,875 (3,367)	
mtb	377,160** (163,887)	-0,715 (3,996)	-110,480 (80,855)	-5,580 (36,897)	0,214*** (0,036)	299,475 (330,297)	-1,616 (263,167)
SNII	-0,066 (0,279)	-0,280 (0,232)	-0,038 (0,051)	-0,079* (0,044)	-0,332*** (0,066)	0,611 (1,174)	0,440*** (0,128)
expr	-0,001 (0,001)	3,087*** (0,726)	0,0004 (0,024)	0,102 (0,067)	-11,943*** (1,449)	0,039** (0,018)	-0,080* (0,045)
gdp	0,152 (0,151)	0,101 (0,068)	0,151 (0,169)	0,062 (0,061)	1,792*** (0,066)	-0,012 (0,686)	0,154 (0,290)
$\log(nb)$	-1,590*** (0,322)	-2,761*** (0,496)	0,403 (0,425)	0,255 (0,189)	-1,105*** (0,052)		
MSI	1,177 (2,782)	-2,223 (1,532)	0,997 (3,850)	2,241* (1,327)	-43,818 (106,610)	-1,133 (1,939)	-1,585 (4,616)
α	-1,353 (1,508)	3,315** (1,474)	-1,047 (0,996)	-2,855*** (0,517)	3,431*** (0,420)	-9,482*** (1,622)	-4,966*** (1,498)

Nota. * $p < 0,1$; ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$. A variável dependente é a transformação logística do R^2 da regressão da Equação 2.1 da probabilidade de *default* do modelo KMV. A coluna (1) representa o modelo referente a região Leste da Ásia e Pacífico, a (2) a região Europa e Ásia Central, a (3) a região América Latina e Caribe, a (4) a região Oriente Médio e Norte da África, a (5) a região América do Norte, a (6) a região Sul da Ásia e a (7) a região África Subsariana.

A Tabela 24 apresenta a relação quadrática entre a variável de poder de mercado e a variável de risco sistêmico. Observa-se pela tabela que a relação é direta nas regiões Europa e Ásia Central, Oriente Médio e Norte da África e África Subsariana. Nesses casos

há uma relação em que existe um ponto de mínimo de poder de mercado que minimiza o risco sistêmico. Esse resultado converge para os de [Saif-Alyousfi, Saha e Md-Rus \(2018\)](#) e [Ijtsma, Spierdijk e Shaffer \(2017\)](#), em que existe uma curva com formato em U . Já na região norte-americana essa relação é negativa, apresentando uma curva em U inversa. Esse resultado mostra que há um ponto máximo de poder de mercado que aumenta o risco sistêmico.

Conforme a Tabela 24, a variável MS – que representa o *Market-Share* – apresenta na maioria das regiões relações negativas com o risco sistêmico. Este resultado converge para teoria da competição e fragilidade, em que quanto maior for a concentração do mercado menor é o risco sistêmico ([BECK; DEMIRGÜÇ-KUNT; LEVINE, 2006](#); [BECK; De Jonghe; SCHEPENS, 2013](#); [CHU, 2015](#); [SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018](#)).

Considerações Finais

O objetivo deste estudo foi investigar como a estrutura do mercado bancário impacta a estabilidade bancária e a estabilidade sistêmica. Desse modo, mensurou-se o impacto das medidas de competição e concentração nas estabilidades dos bancos, concentrando as análises na relação entre a percepção à probabilidade de injeção de liquidez e a estabilidade dos bancos a fim de perceber o mecanismo *Too Big to Fail*.

Com relação a hipótese H_1 deste estudo, notou-se que os mercados competitivos tendem, em parte, à estabilidade bancária, a partir da teoria da Competição e Estabilidade (ANGINER; DEMIRGUC-KUNT; ZHU, 2014; AKINS et al., 2016; AMIDU; WOLFE, 2013; CLARK; RADIĆ; SHARIPOVA, 2018; FU; LIN; MOLYNEUX, 2014; IJTSMA; SPIERDIJK; SHAFFER, 2017; TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012; SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018). Essa teoria percebe que, em mercados mais competitivos, os bancos se deparam com menores *spreads* de risco, o que proporciona mais eficiência e estabilidade. Como desdobramento, observou-se também que a curva de poder de mercado tem formato em U (SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018; IJTSMA; SPIERDIJK; SHAFFER, 2017). Nesse sentido, constatou-se que existe um ponto mínimo de poder de mercado que reduz a instabilidade dos bancos.

Quanto à hipótese H_2 , o resultado deste estudo indicou que, em mercados mais concentrados, as instituições financeiras são mais sólidas, com base na abordagem da competição e fragilidade (BECK; DEMIRGÜÇ-KUNT; LEVINE, 2006; BECK; De Jonghe; SCHEPENS, 2013; CHU, 2015; SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018). Nesse contexto, bancos com grande poder de mercado têm baixos riscos em geral, contribuindo para estabilidade dessas instituições. Desse modo, os resultados encontraram relação inversa entre instabilidade bancária e indicadores de concentração.

Por fim, o estudo confirmou a hipótese H_3 , isto é, notou-se que os bancos com maior probabilidade de injeção de liquidez apresentaram maiores exposições ao risco. É nesse cenário que os bancos podem receber subsídios do Estado e, por isso, se expor a riscos (GROPP; HAKENES; SCHNABEL, 2011; MILNE, 2014; CLARK; RADIĆ; SHARIPOVA, 2018).

Para trabalhos futuros sugere-se analisar os impactos em mercados com altos e baixos índice de competição e concentração.

Considerações Finais da Tese

A estabilidade bancária adquiriu, a partir dos anos 2000, destacada relevância no sistema financeiro e, conseqüentemente, na economia (ALLEN; CARLETTI; MARQUEZ, 2015; DUNGEY; GAJUREL, 2015; SCHEPENS et al., 2016). Desse modo, esta Tese recai sobre a estabilidade bancária e a avaliação do risco sistêmico na economia, dada à necessidade de estudos nessas áreas. Nesse âmbito, um dos objetivos desta Tese foi analisar os efeitos dessa estabilidade no mercado. No Estudo 1 (Capítulo 1), mensurou-se o impacto das instabilidades dos bancos nos prêmios de riscos e, posteriormente, se os bancos com maior probabilidade de *default* se envolvem mais em riscos ao tomarem mais empréstimos de provisão duvidosa em relação a empréstimos totais, além do possível efeito contágio dos bancos em diversos países.

No Estudo 1, notou-se que quanto maior a probabilidade de *default* dos bancos, menor o retorno exigido pelos investidores dos bancos, por meio de seus prêmios de risco. Esse mecanismo foi observado também por Campbell, Hilscher e Szilagyi (2008), cuja pesquisa apontou que, em firmas as quais possuem elevada probabilidade de *default* em mercados de informação assimétrica, o preço de suas ações não acompanham seus processos de risco. Nesses casos, os investidores tendem a não precificar bem as ações das firmas com altas probabilidades de *default* e, por isso, desvalorizar ainda mais seus ativos (CAMPBELL; HILSCHER; SZILAGYI, 2008; La Porta et al., 1997; La Porta, 1996). Assim, a hipótese H_1 do Estudo 1 foi confirmada, convergindo os resultados com Campbell, Hilscher e Szilagyi (2008).

Na hipótese H_2 do Estudo 1, observou-se que as medidas de probabilidades de *default*, nos modelos em Painel e em Primeira Diferença, não afetaram a exposição ao risco do banco. Uma possível explicação para esse fenômeno é a concentração do sistema monetário e, por isso, maior facilidade das autoridades monetárias em controlar os bancos instáveis (ALLEN; CARLETTI; MARQUEZ, 2015; DUNGEY; GAJUREL, 2015; SCHEPENS et al., 2016; DANIELSSON et al., 2016). Já pelo modelo de estimação de Fama e Macbeth (1973), os resultados foram divergentes, mostrando que bancos com maior probabilidade de *default* tendem a se expor mais ao risco, gerando maior alavancagem e instabilidade sistêmica (GRILLI; TEDESCHI; GALLEGATI, 2014). Portanto, a hipótese H_2 do Estudo 1 ficou indefinida.

Com relação à hipótese H_3 do Estudo 1, notou-se que há um efeito contágio entre as variações das probabilidades de *default* de Merton (1974). Ou seja, a hipótese H_3 foi confirmada, uma vez que variações de probabilidades de *default* de um banco afetam as demais instituições financeiras, acarretando risco para todo o sistema, via contágio

financeiro (ALLEN; GALE, 2000; DUNGEY; GAJUREL, 2015; KREIS; LEISEN, 2017).

Também objetivo desta Tese foi observar como a estrutura do mercado bancário impacta a estabilidade bancária e a estabilidade sistêmica. Assim, no Estudo 2 (Capítulo 2), buscou-se mensurar o impacto das medidas de competição e concentração nas estabilidades dos bancos e analisar a relação entre percepção à probabilidade de injeção de liquidez na estabilidade dos bancos a fim de perceber o mecanismo *Too Big to Fail*.

Com relação à hipótese H_1 do Estudo 2, notou-se que os mercados competitivos tendem, em parte, à estabilidade bancária, a partir da teoria da Competição e Estabilidade (ANGINER; DEMIRGUC-KUNT; ZHU, 2014; AKINS et al., 2016; AMIDU; WOLFE, 2013; CLARK; RADIĆ; SHARIPOVA, 2018; FU; LIN; MOLYNEUX, 2014; IJTSMA; SPIERDIJK; SHAFFER, 2017; TABAK; FAZIO; CAJUEIRO, 2012; SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018). Essa teoria percebe que, em mercados mais competitivos, os bancos se deparam com menores *spreads* de risco, o que proporciona mais eficiência e estabilidade. Como desdobramento, observou-se também que a curva de poder de mercado tem formato em U (SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018; IJTSMA; SPIERDIJK; SHAFFER, 2017). Nesse sentido, constatou-se que existe um ponto mínimo de poder de mercado que reduz a instabilidade dos bancos.

Quanto à hipótese H_2 do Estudo 2, o resultado indicou que, em mercados mais concentrados, as instituições financeiras são mais sólidas, com base na abordagem da competição e fragilidade (BECK; DEMIRGÜÇ-KUNT; LEVINE, 2006; BECK; De Jonghe; SCHEPENS, 2013; CHU, 2015; SAIF-ALYOUSFI; SAHA; MD-RUS, 2018). Nesse contexto, bancos com grande poder de mercado têm baixos riscos, contribuindo para estabilidade dessas instituições. Desse modo, os resultados encontraram relação inversa entre instabilidade bancária e indicadores de concentração. Na hipótese H_3 do Estudo 2, notou-se que os bancos com maior probabilidade de injeção de liquidez apresentaram maiores exposições ao risco (GROPP; HAKENES; SCHNABEL, 2011; MILNE, 2014; CLARK; RADIĆ; SHARIPOVA, 2018).

O esforço e contribuição desta Tese soma-se aos estudos acadêmicos que apresentam certo grau de ineditismo, ao observar e mensurar análises ainda sem consenso na literatura. Representa também contribuição para as autoridades monetárias e para os investidores, que poderão deter maiores informações sobre as condições de investimento dos bancos. Relevante também para sociedade, pois o que impacta o sistema financeiro afeta o sistema econômico (ALLEN; GALE, 2000). Assim, a análise da situação do sistema financeiro é valiosa para todos os agentes econômicos.

Vale acrescentar que as limitações desta Tese vão desde a quantidade e qualidade dos dados até a forma linear de estimação dos parâmetros. Por fim, sugere-se para estudos futuros avaliar tendências de estimação não-linear em modelos causais que possam explicar fenômenos, a exemplo daqueles estudados nesta Tese.

Referências

- ACHARYA, V. V. A theory of systemic risk and design of prudential bank regulation. *Journal of Financial Stability*, v. 5, n. 3, p. 224–255, 2009. ISSN 15723089. Citado na página 62.
- AKINS, B. et al. Bank Competition and Financial Stability: Evidence from the Financial Crisis. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 51, n. 1, p. 1–28, 2016. ISSN 17566916. Citado 10 vezes nas páginas 15, 58, 59, 62, 64, 76, 79, 81, 84 e 86.
- ALLEN, F.; CARLETTI, E.; MARQUEZ, R. Deposits and bank capital structure. *Journal of Financial Economics*, Elsevier, v. 118, n. 3, p. 601–619, 2015. ISSN 0304405X. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.11.003>>. Citado 4 vezes nas páginas 19, 20, 54 e 85.
- ALLEN, F.; GALE, D. Financial Contagion. *The Journal of Political Economy*, v. 108, n. 1, p. 1–33, 2000. Citado 9 vezes nas páginas 14, 15, 19, 20, 22, 46, 53, 54 e 86.
- ALTMAN, E. I. Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy. *The Journal of Finance*, v. 23, n. 4, p. 589–609, 1968. Citado na página 25.
- AMIDU, M.; WOLFE, S. Does bank competition and diversification lead to greater stability? Evidence from emerging markets. *Review of Development Finance*, University of Cairo., v. 3, n. 3, p. 152–166, 2013. ISSN 18799337. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.rdf.2013.08.002>>. Citado 14 vezes nas páginas 15, 58, 59, 62, 63, 64, 67, 74, 75, 76, 79, 81, 84 e 86.
- ANGINER, D.; DEMIRGUC-KUNT, A. Has the global banking system become more fragile over time? *Journal of Financial Stability*, Elsevier B.V., v. 13, p. 202–213, 2014. ISSN 15723089. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2014.02.003>>. Citado 7 vezes nas páginas 19, 22, 24, 29, 31, 53 e 67.
- ANGINER, D.; DEMIRGUC-KUNT, A.; ZHU, M. How does competition affect bank systemic risk? *Journal of Financial Intermediation*, Elsevier Inc., v. 23, n. 1, p. 1–26, 2014. ISSN 10429573. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfi.2013.11.001>>. Citado 12 vezes nas páginas 58, 59, 61, 62, 63, 64, 67, 74, 75, 81, 84 e 86.
- ARELLANO, M. Computing Robust Standard Errors for Within-groups Estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 4, p. 431–434, 1987. Citado 2 vezes nas páginas 27 e 30.
- BECK, T.; De Jonghe, O.; SCHEPENS, G. Bank competition and stability: Cross-country heterogeneity. *Journal of Financial Intermediation*, v. 22, n. 2, 2013. ISSN 10429573. Citado 10 vezes nas páginas 15, 58, 59, 60, 78, 79, 81, 83, 84 e 86.
- BECK, T.; DEMIRGÜÇ-KUNT, A.; LEVINE, R. Bank concentration, competition, and crises: First results. *Journal of Banking and Finance*, v. 30, n. 5, p. 1581–1603, 2006. ISSN 03784266. Citado 10 vezes nas páginas 15, 58, 59, 60, 78, 79, 81, 83, 84 e 86.

- BHARATH, S. T.; SHUMWAY, T. Forecasting Default with the Merton Distance to Default Model. *The Review of Financial Studies*, v. 21, n. 3, p. 1339–1369, 2008. Citado 6 vezes nas páginas 22, 23, 24, 29, 31 e 67.
- BLACK, F.; SCHOLES, M. The pricing of options and corporate liabilities. *The Journal of Political Economy*, 1973. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1831029>>. Citado na página 23.
- BOONE, J. A new way to measure innovation. *the Economic Journal*, v. 118, n. 118, p. 1245–1261, 2008. ISSN 0036-8075. Citado 3 vezes nas páginas 62, 63 e 64.
- BOYD, J. H.; NICOLÓ, G. D. The Theory of Bank Risk Tacking and Competition Revisited. *The Journal of Finance*, LX, n. 3, p. 1329–1343, 2005. Citado 2 vezes nas páginas 19 e 59.
- BROOKS, C. *Introductory Econometrics for Finance*. 2. ed. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2008. Citado na página 26.
- CAMPBELL, J. Y.; HILSCHER, J.; SZILAGYI, J. In Search of Distress Risk. *The Journal of Finance*, v. 63, n. 6, p. 2899–2939, 2008. ISSN 00221082. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/j.1540-6261.2008.01416.x>>. Citado 9 vezes nas páginas 15, 21, 29, 39, 42, 44, 45, 54 e 85.
- CHAVA, S.; PURNANANDAM, A. Is default risk negatively related to stock returns? *The Review of Financial Studies*, v. 23, n. 6, p. 2523–2559, 2010. ISSN 08939454. Citado 7 vezes nas páginas 21, 29, 37, 39, 40, 41 e 42.
- CHAVA, S.; PURNANANDAM, A. The effect of banking crisis on bank-dependent borrowers. *Journal of Financial Economics*, Elsevier, v. 99, n. 1, p. 116–135, jan 2011. ISSN 0304405X. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0304405X10001820>>. Citado na página 19.
- CHU, K. H. Bank consolidation and stability: The Canadian experience, 1867-1935. *Journal of Financial Stability*, Elsevier B.V., v. 21, p. 46–60, 2015. ISSN 15723089. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2015.08.007>>. Citado 10 vezes nas páginas 15, 58, 59, 60, 78, 79, 81, 83, 84 e 86.
- CLARK, E.; RADIĆ, N.; SHARIPOVA, A. Bank competition and stability in the CIS markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, v. 54, p. 190–203, 2018. ISSN 10424431. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.intfin.2017.12.005>>. Citado 12 vezes nas páginas 15, 58, 59, 60, 62, 64, 76, 77, 79, 81, 84 e 86.
- DANIELSSON, J. et al. Model risk of risk models. *Journal of Financial Stability*, Elsevier B.V., v. 23, p. 79–91, 2016. ISSN 15723089. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2016.02.002>>. Citado 3 vezes nas páginas 20, 54 e 85.
- DICKEY, B. Y. D. A.; FULLER, W. A. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, v. 49, n. 4, p. 1057–1072, 1981. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1912517>>. Citado 2 vezes nas páginas 48 e 119.
- DICKEY, D.; FULLER, W. a. Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, n. 366, p. 427–431, 1979. Citado 3 vezes nas páginas 48, 119 e 120.

- DUNGEY, M.; GAJUREL, D. Contagion and banking crisis – International evidence for 2007–2009. *Journal of Banking & Finance*, Elsevier B.V., v. 60, p. 271–283, 2015. ISSN 03784266. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378426615002186>>. Citado 10 vezes nas páginas 14, 15, 19, 20, 22, 46, 53, 54, 85 e 86.
- FAMA, E.; MACBETH, J. D. Risk , Return , and Equilibrium : Empirical Tests. *The Journal of Political Economy*, v. 81, n. 3, p. 607–636, 1973. Citado 9 vezes nas páginas 16, 17, 26, 27, 30, 41, 42, 54 e 85.
- FU, X. M.; LIN, Y. R.; MOLYNEUX, P. Bank competition and financial stability in Asia Pacific. *Journal of Banking & Finance*, Elsevier B.V., v. 38, p. 64–77, 2014. ISSN 0378-4266. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2013.09.012>>. Citado 12 vezes nas páginas 15, 58, 59, 60, 62, 63, 64, 76, 79, 81, 84 e 86.
- GQLDFELD, S. M.; QUANDT, R. E. A Markov model for switching regressions. *Journal of Econometrics*, v. 1, n. 1, p. 3–15, 1973. Citado na página 44.
- GRILLI, R.; TEDESCHI, G.; GALLEGATI, M. Markets connectivity and financial contagion. *Journal of Economic Interaction and Coordination*, v. 10, n. 2, p. 287–304, 2014. ISSN 18607128. Citado 4 vezes nas páginas 14, 20, 54 e 85.
- GROPP, R.; HAKENES, H.; SCHNABEL, I. Competition, risk-shifting, and public bail-out policies. *Review of Financial Studies*, v. 24, n. 6, p. 2084–2120, 2011. ISSN 08939454. Citado 8 vezes nas páginas 61, 62, 65, 66, 68, 71, 84 e 86.
- HAMILTON, J. D. A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle. *Econometrica*, v. 57, n. 2, p. 357–384, 1989. Citado na página 44.
- HAMILTON, J. D. *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press, 1994. 799 p. Citado na página 28.
- HANKIR, Y.; RAUCH, C.; UMBER, M. P. Bank M&A: A market power story? *Journal of Banking & Finance*, Elsevier B.V., v. 35, n. 9, p. 2341–2354, 2011. ISSN 03784266. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.01.030>>. Citado na página 19.
- HANSEN, L. P. Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 1029, jul 1982. ISSN 00129682. Disponível em: <<https://www.jstor.org/stable/1912775?origin=crossref>>. Citado 3 vezes nas páginas 66, 67 e 69.
- HASAN, I.; MARTON, K. Development and efficiency of the banking sector in a transitional economy: Hungarian experience. *Journal of Banking and Finance*, v. 27, n. 12, p. 2249–2271, 2003. ISSN 03784266. Citado na página 63.
- IJTSMA, P.; SPIERDIJK, L.; SHAFFER, S. The Concentration-Stability Controversy in Banking: New Evidence from the EU-25. *Journal of Financial Stability*, Elsevier B.V., v. 33, p. 273–284, 2017. ISSN 1572-3089. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2017.06.003>>. Citado 9 vezes nas páginas 15, 58, 59, 76, 79, 81, 83, 84 e 86.

JOHANSEN, S. *Likelihood Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press, 1995. Citado na página 48.

KOUTSOMANOLI-FILIPPAKI, A.; MAMATZAKIS, E.; PASIOURAS, F. A Quantile Regression Approach to Bank Efficiency Measurement. In: *Efficiency and Productivity Growth: Modelling in the Financial Services Industry*. Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd, 2013. cap. 12, p. 253–266. ISBN 9781118541531. Citado na página 42.

KREIS, Y.; LEISEN, D. P. J. Systemic risk in a structural model of bank default linkages. *Journal of Financial Stability*, Elsevier B.V., In press, p. 1–48, 2017. ISSN 1572-3089. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2017.05.010>>. Citado 3 vezes nas páginas 53, 54 e 86.

La Porta, R. Expectations and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance*, v. 51, n. 5, p. 1715–1742, 1996. ISSN 00221082. Citado 6 vezes nas páginas 21, 42, 44, 45, 54 e 85.

La Porta, R. et al. Good news for value stocks: Further evidence on market efficiency. *Journal of Finance*, v. 52, n. 2, p. 859–874, 1997. ISSN 00221082. Citado 6 vezes nas páginas 21, 42, 44, 45, 54 e 85.

LEVIN, A.; LIN, C.-f.; CHU, C.-s. J. Unit root tests in panel data : asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, v. 108, n. 1, p. 1–24, 2002. Citado 2 vezes nas páginas 39 e 121.

LOWN, C. S. et al. The Changing Landscape of the Financial Services Industry : What Lies Ahead ? *FRBNY Economic Policy Review*, n. October, p. 39–55, 2000. ISSN 19320426. Citado 6 vezes nas páginas 25, 31, 34, 35, 54 e 69.

MADDALA, G. S.; WU, S. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 61, n. Supplement 1, p. 631–652, 1999. Citado 2 vezes nas páginas 39 e 121.

MERTON, R. C. On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. *The Journal of Finance*, v. 29, p. 449–70, 1974. Citado 28 vezes nas páginas 17, 22, 23, 24, 25, 26, 30, 31, 33, 34, 35, 43, 44, 47, 48, 49, 53, 54, 59, 61, 66, 68, 69, 75, 76, 78, 79 e 85.

MILNE, A. Distance to default and the financial crisis. *Journal of Financial Stability*, Elsevier B.V., v. 12, p. 26–36, 2014. ISSN 1572-3089. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfs.2013.05.005>>. Citado 3 vezes nas páginas 26, 84 e 86.

MONTES, C. P. The effect on competition of banking sector consolidation following the financial crisis of 2008. *Journal of Banking & Finance*, v. 43, p. 124–136, 2014. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378426614000879>>. Citado na página 19.

NEWKEY, W. K.; WEST, K. D. A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica*, v. 55, n. 3, p. 703–708, 1987. ISSN 24106445. Citado 2 vezes nas páginas 63 e 69.

PESARAN, M. H. Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a Multifactor Error Structure. *Econometrica*, v. 74, n. 4, p. 967–1012, 2006. Citado na página 27.

SAIF-ALYOUSFI, A. Y.; SAHA, A.; MD-RUS, R. The impact of bank competition and concentration on bank risk-taking behavior and stability: Evidence from GCC countries. *North American Journal of Economics and Finance*, Elsevier, n. June, p. 1–50, 2018. ISSN 10629408. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.10.015>>. Citado 10 vezes nas páginas 15, 58, 59, 60, 78, 79, 81, 83, 84 e 86.

SCHEPENS, G. et al. Taxes and bank capital structure. *Journal of Financial Economics FDIC Bank Research conference FIRS IFABS AFA*, Elsevier B.V., v. 000, p. 1–16, 2016. ISSN 0304405X. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2016.01.015>>. Citado 4 vezes nas páginas 19, 20, 54 e 85.

SILVA, W.; KIMURA, H.; SOBREIRO, V. A. An Analysis of the Literature on Systemic Financial Risk: a Survey. *Journal of Financial Stability*, Elsevier B.V., 2016. ISSN 15723089. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1572308916302285>>. Citado 2 vezes nas páginas 14 e 20.

TABAK, B. M.; FAZIO, D. M.; CAJUEIRO, D. O. The relationship between banking market competition and risk-taking: Do size and capitalization matter? *Journal of Banking & Finance*, Elsevier B.V., v. 36, n. 12, p. 3366–3381, dec 2012. ISSN 03784266. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0378426612002026>>. Citado 11 vezes nas páginas 15, 58, 59, 62, 63, 64, 76, 79, 81, 84 e 86.

TABAK, B. M.; FAZIO, D. M.; CAJUEIRO, D. O. Systemically important banks and financial stability: The case of Latin America. *Journal of Banking & Finance*, v. 37, p. 3855–3866, 2013. ISSN 03784266. Citado 9 vezes nas páginas 22, 25, 31, 34, 35, 54, 59, 61 e 69.

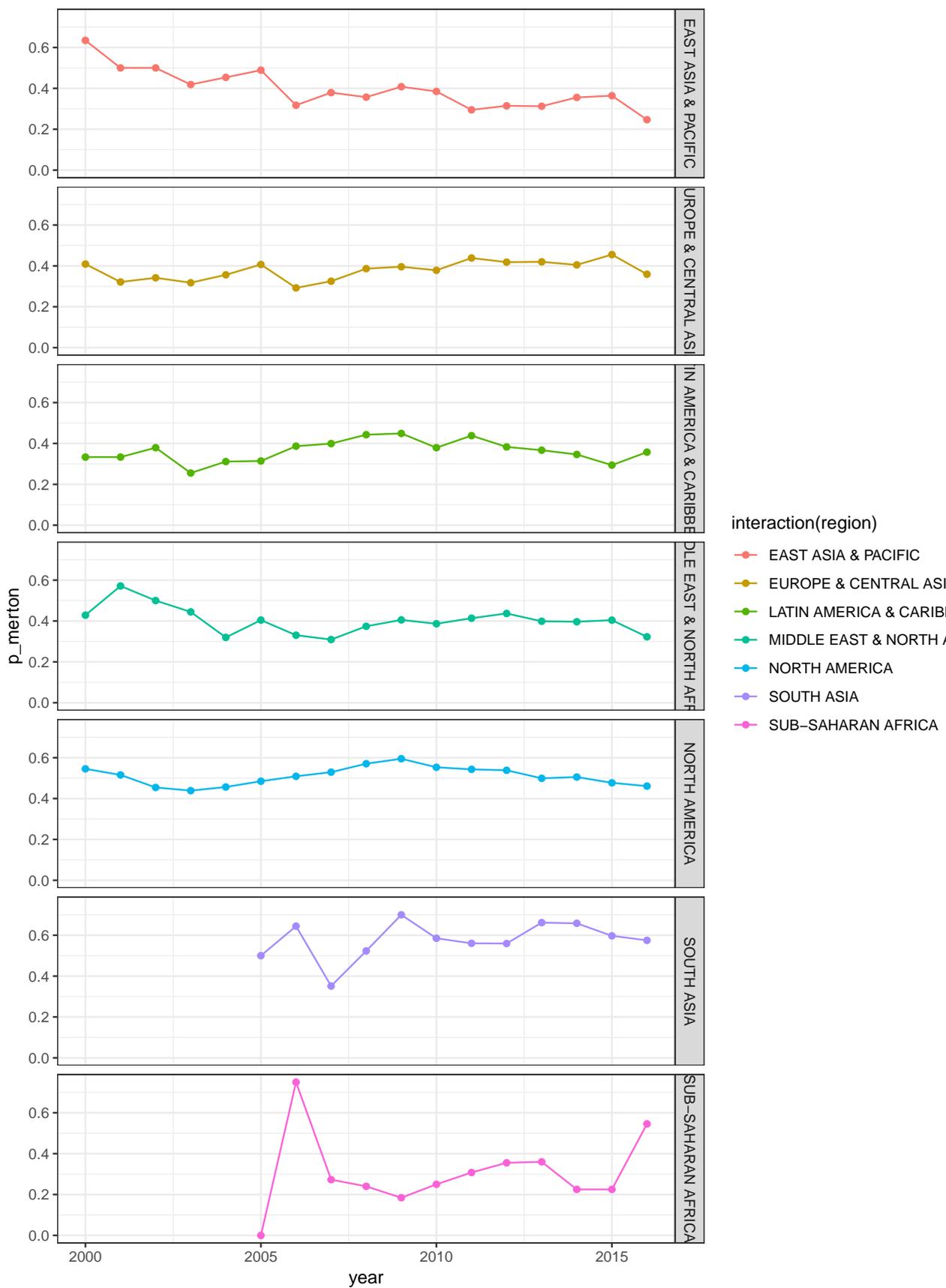
TIROLE, J. *The Theory of Corporate Finance*. New Jersey: Princeton University Press, 2006. 644 p. ISBN 9780691125562. Citado 2 vezes nas páginas 21 e 46.

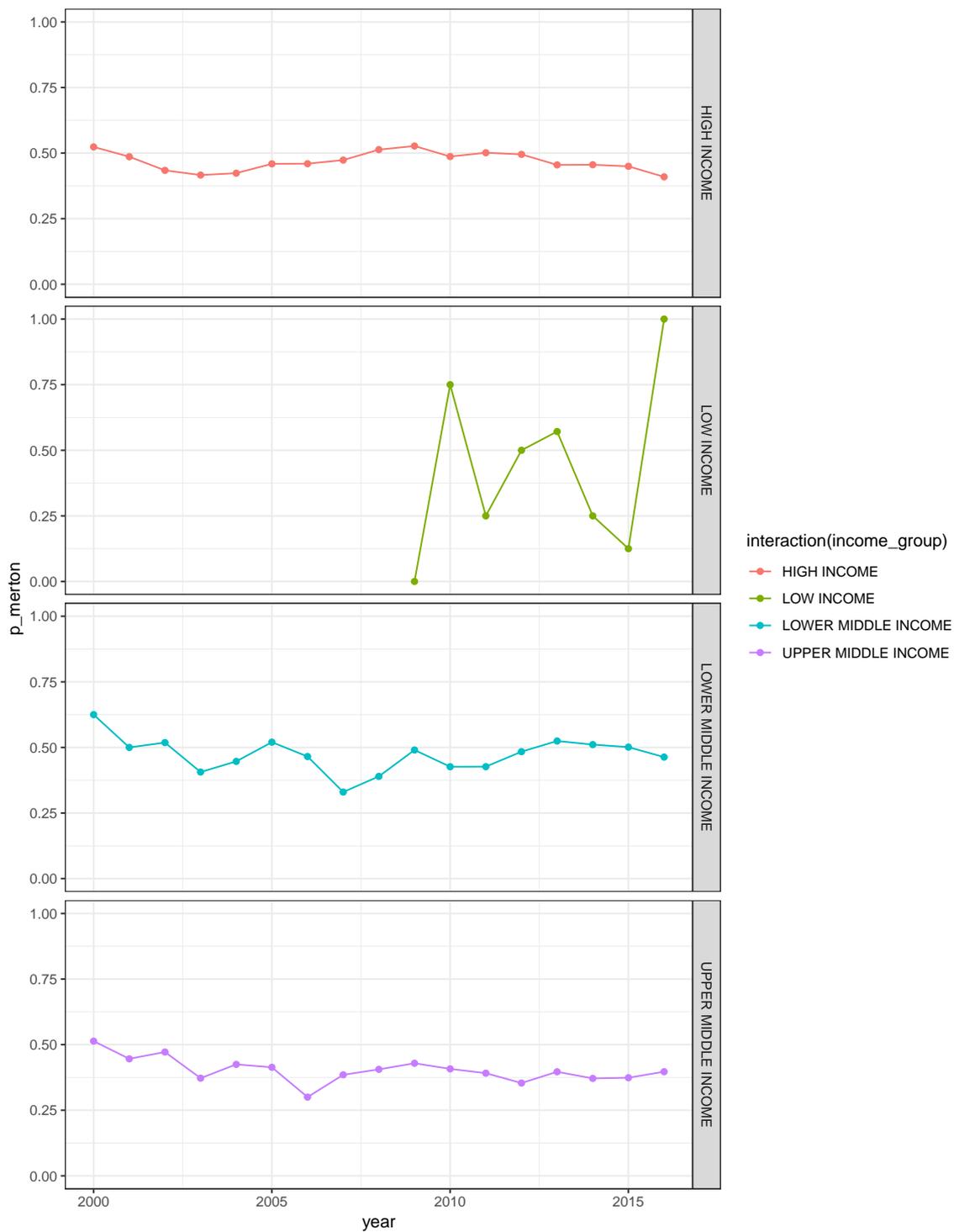
WANG, C. W.; CHIU, W. C.; PEÑA, J. I. Effect of rollover risk on default risk: Evidence from bank financing. *International Review of Financial Analysis*, Elsevier B.V., v. 54, p. 130–143, 2017. ISSN 10575219. Disponível em: <<http://dx.doi.org/10.1016/j.irfa.2016.09.009>>. Citado na página 26.

WHITE, H. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica*, v. 48, n. 4, p. 817–838, 1980. Citado 3 vezes nas páginas 27, 30 e 39.

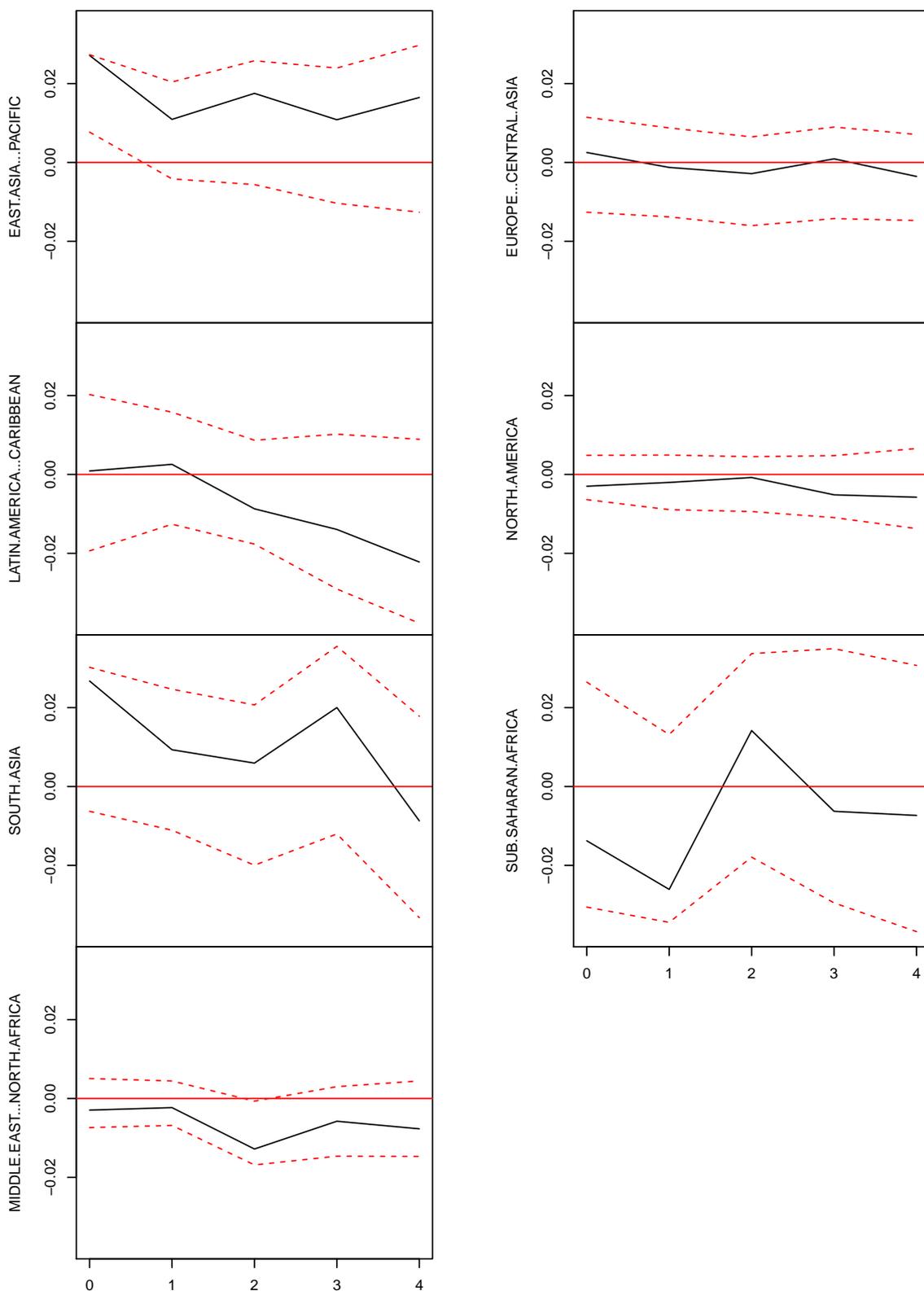
Elementos Pós-Textuais

Apêndices



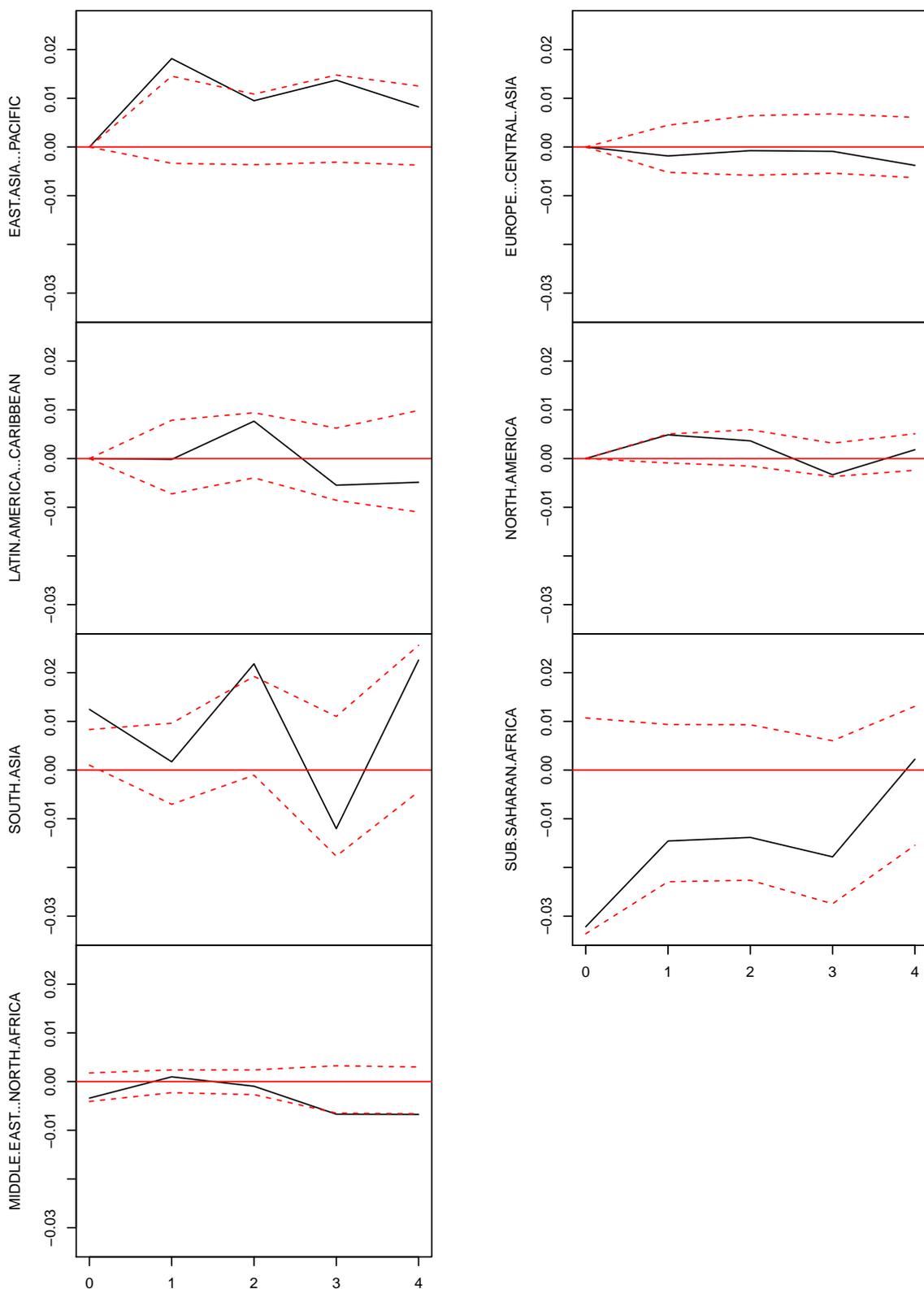


Orthogonal Impulse Response from EAST.ASIA...PACIFIC



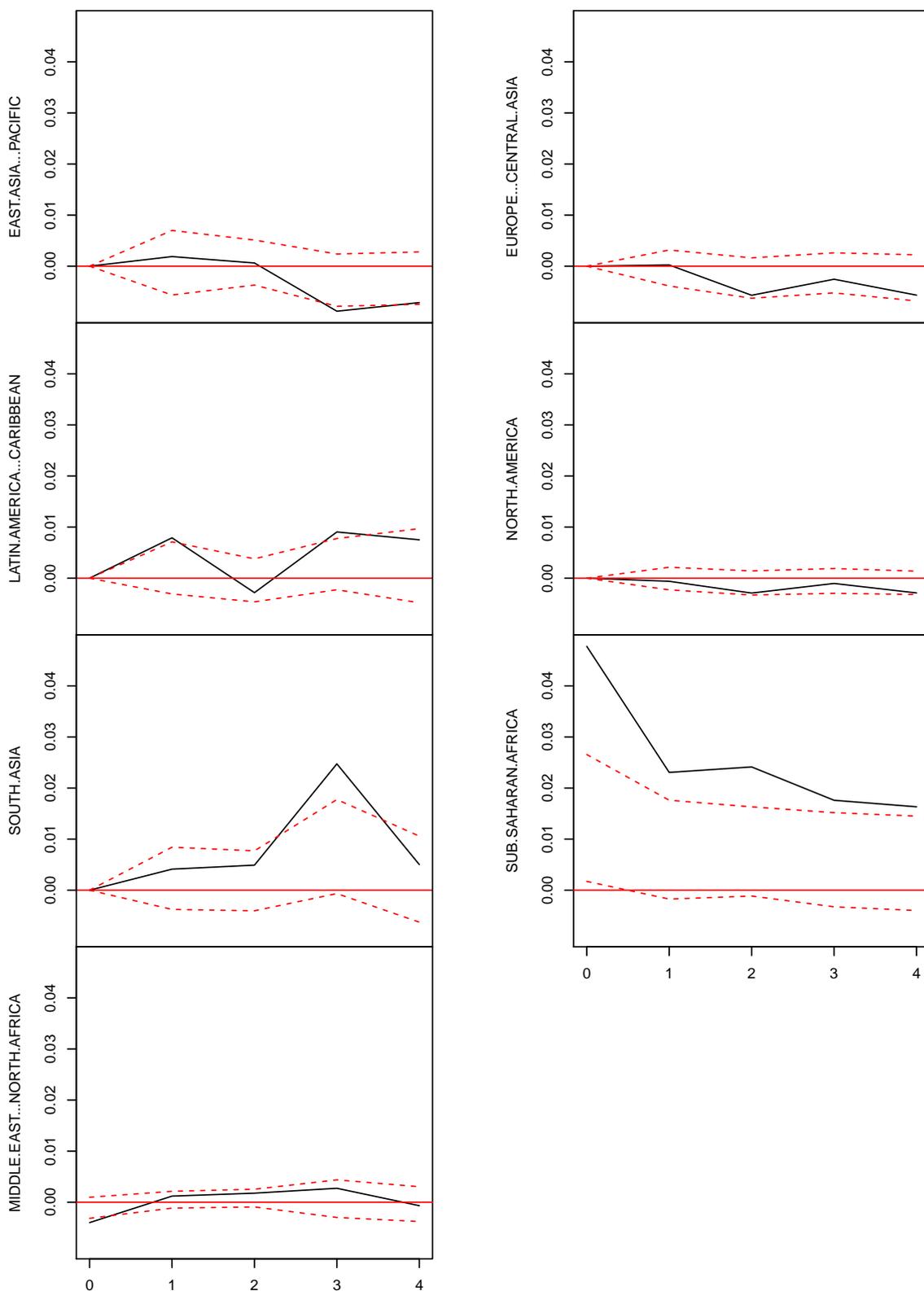
95 % Bootstrap CI, 1000 runs

Orthogonal Impulse Response from SOUTH.ASIA



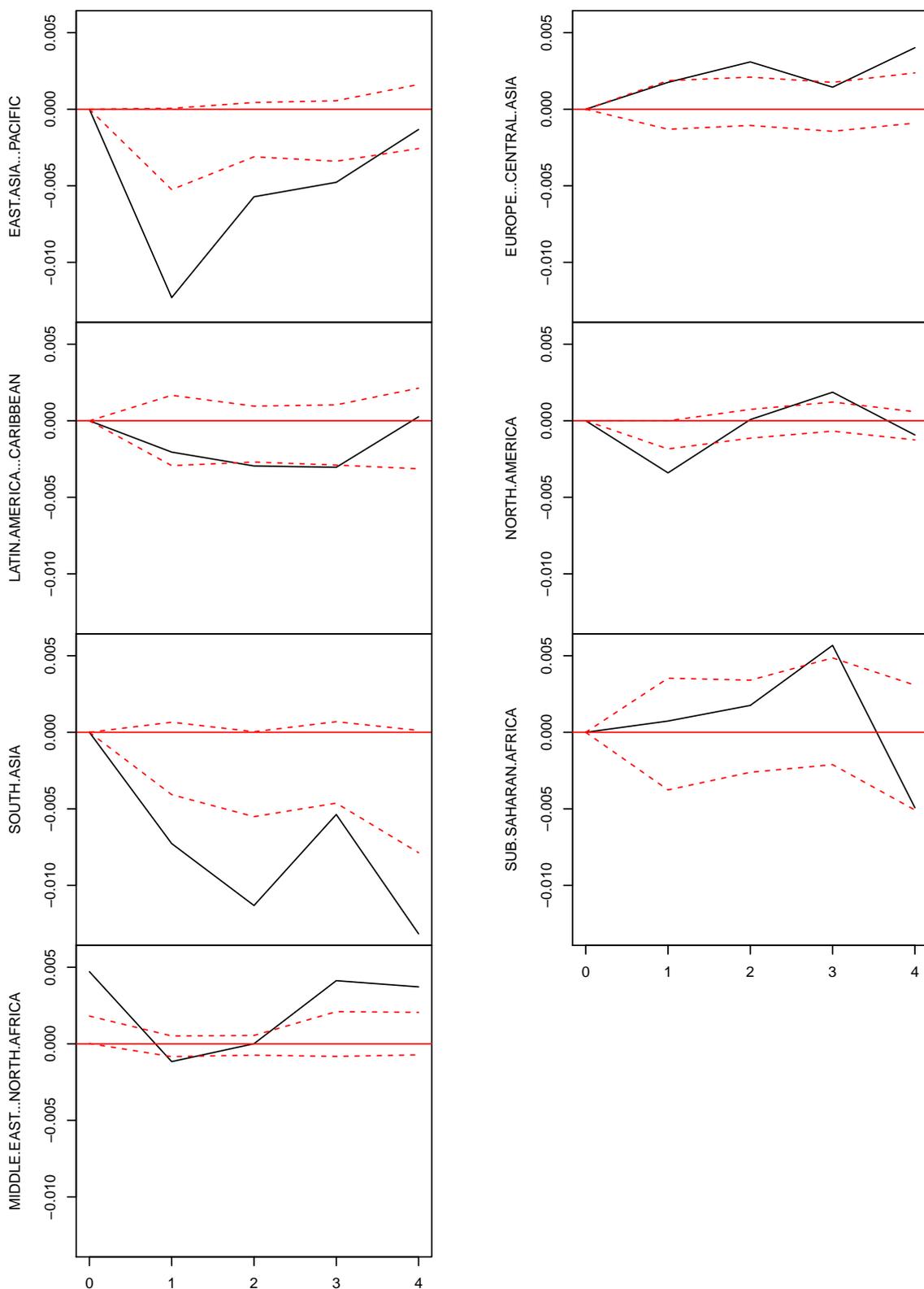
95 % Bootstrap CI, 1000 runs

Orthogonal Impulse Response from SUB.SAHARAN.AFRICA

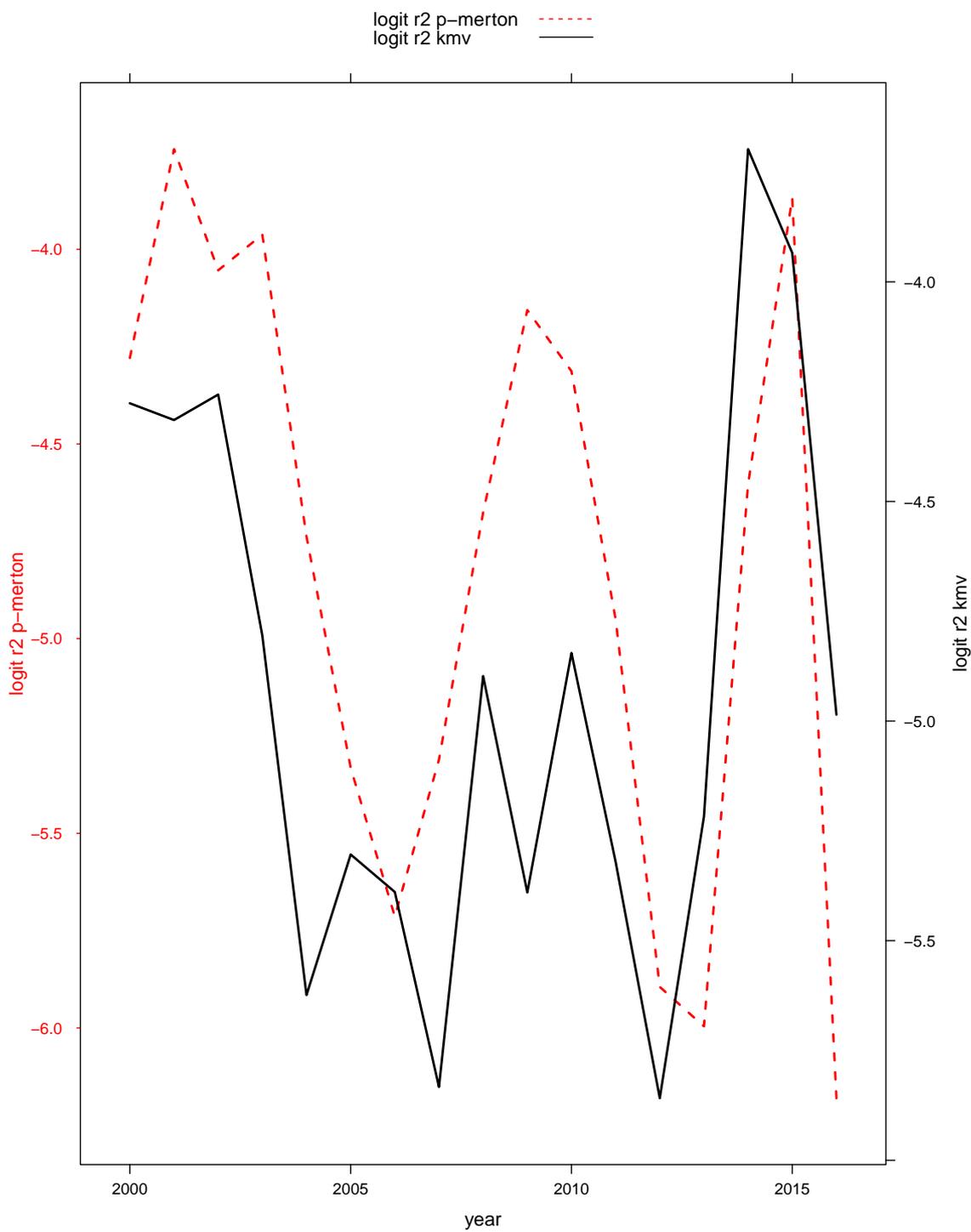


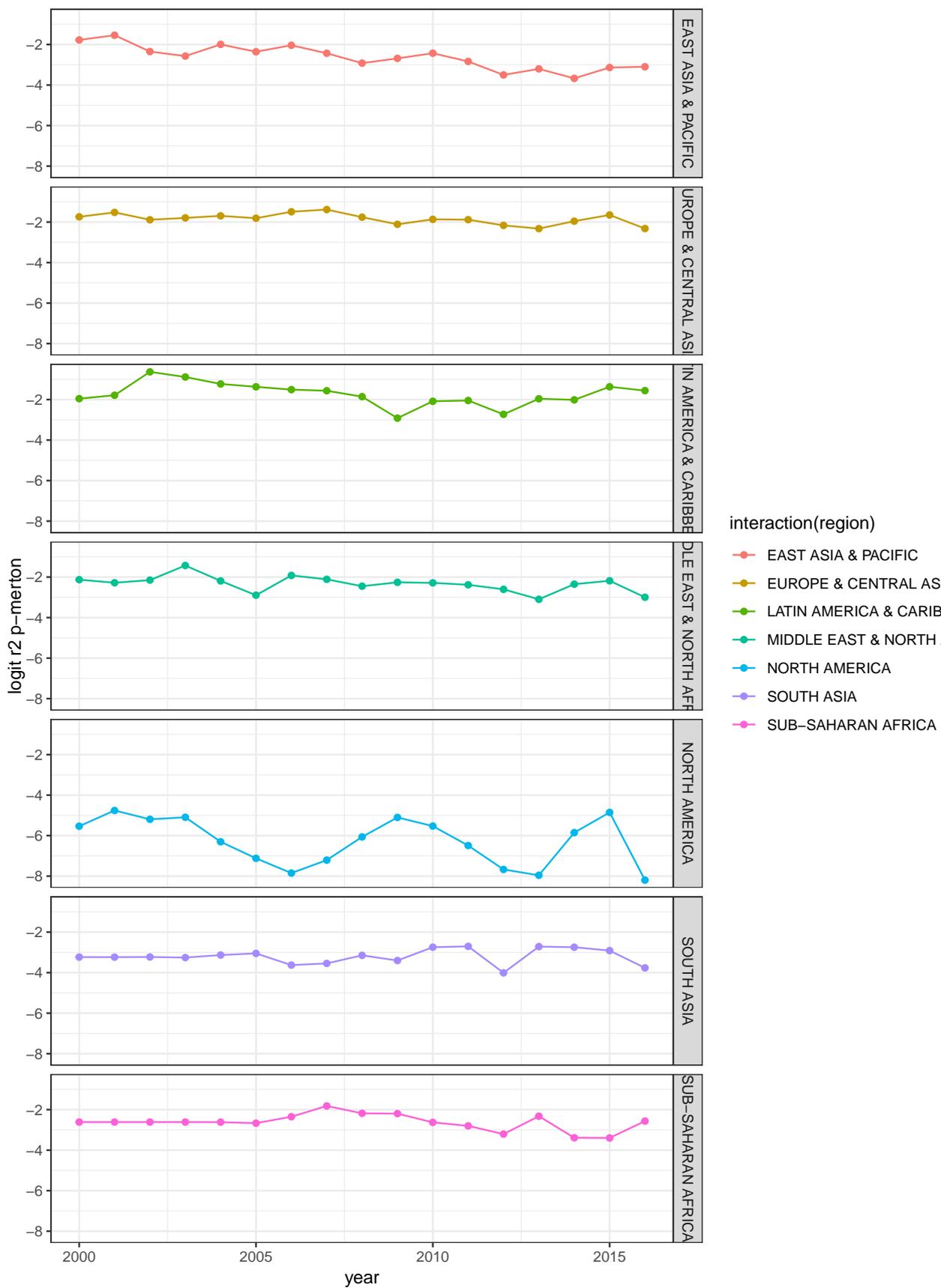
95 % Bootstrap CI, 1000 runs

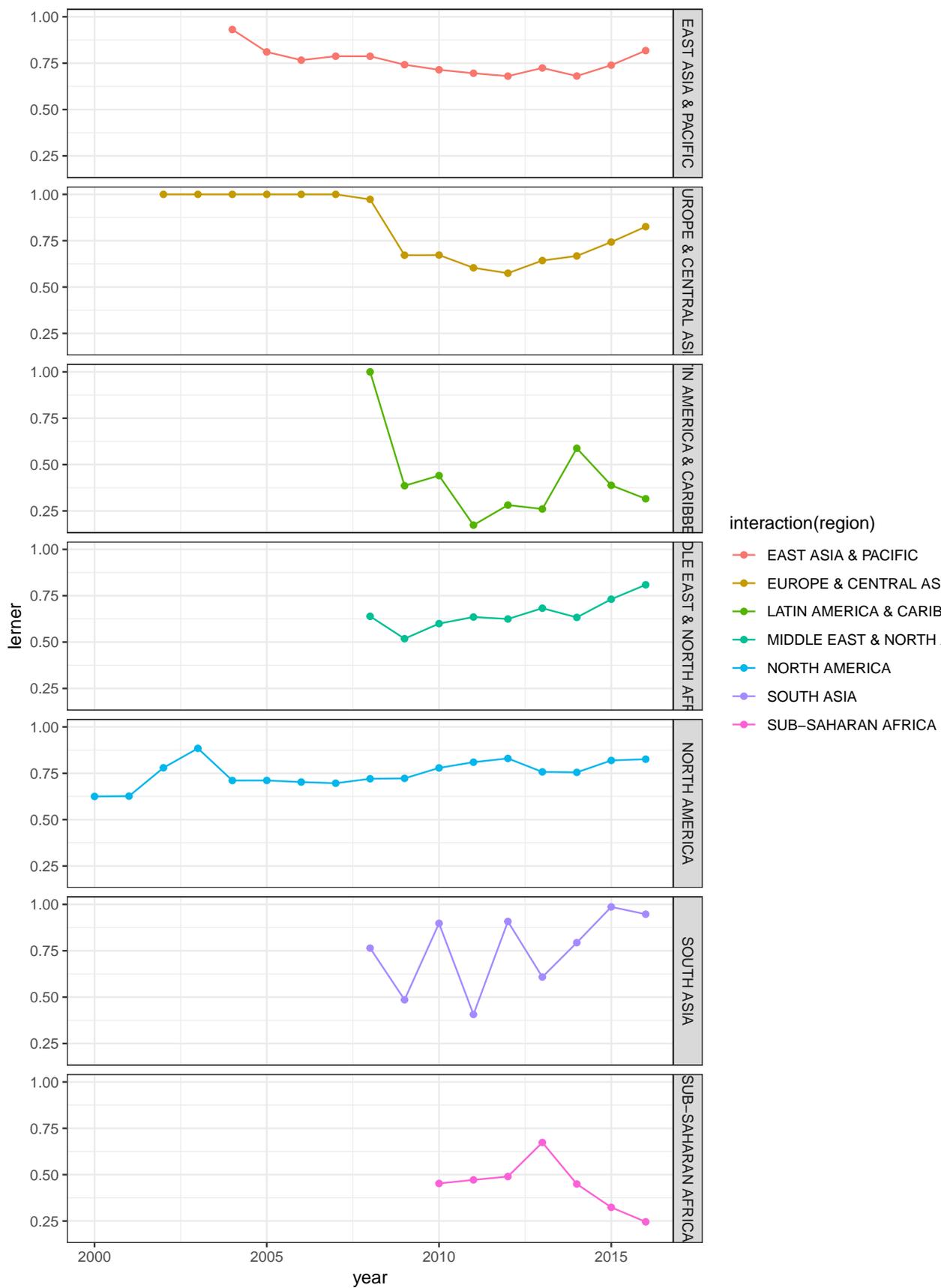
Orthogonal Impulse Response from MIDDLE.EAST...NORTH.AFRICA

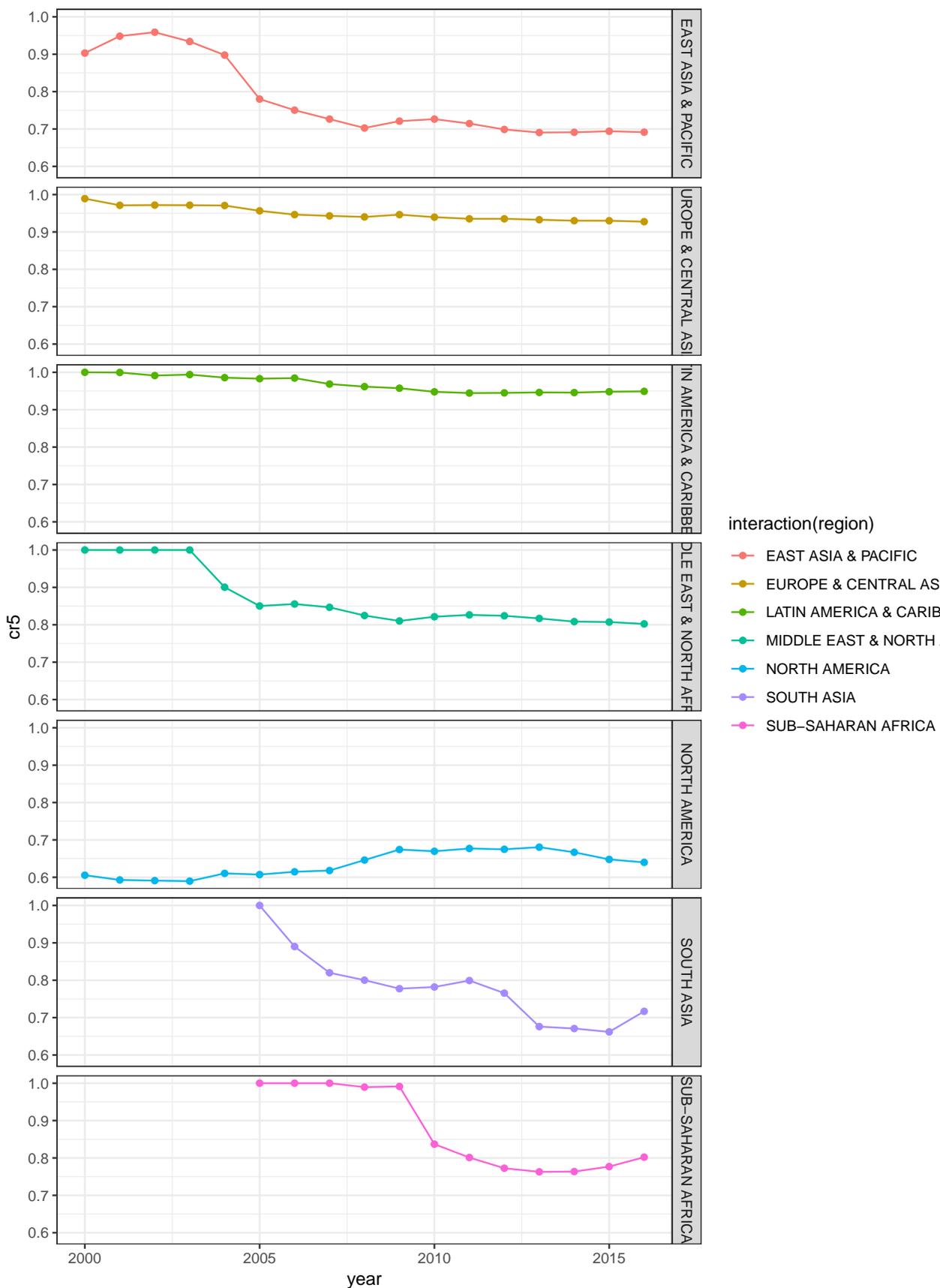


95 % Bootstrap CI, 1000 runs









APÊNDICE B – Tabelas

Tabela 25: Número de Bancos por País, Região e Situação Econômica

Country	Region	Income Group	Fre
ARGENTINA	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	UPPER MIDDLE INCOME	8
AUSTRALIA	EAST ASIA & PACIFIC	HIGH INCOME	10
AUSTRIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	9
BAHRAIN	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	HIGH INCOME	14
BANGLADESH	SOUTH ASIA	LOWER MIDDLE INCOME	30
BELGIUM	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	4
BELIZE	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	UPPER MIDDLE INCOME	1
BERMUDA	NORTH AMERICA	HIGH INCOME	1
BRAZIL	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	UPPER MIDDLE INCOME	23
BRITAIN	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	13
BULGARIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	UPPER MIDDLE INCOME	5
CANADA	NORTH AMERICA	HIGH INCOME	18
CAYMAN ISLANDS	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	HIGH INCOME	1
CHILE	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	HIGH INCOME	7
CHINA	EAST ASIA & PACIFIC	UPPER MIDDLE INCOME	28
COLOMBIA	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	UPPER MIDDLE INCOME	8
CROATIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	16
CYPRUS	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	5
CZECH	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	2
DENMARK	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	25
EGYPT	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	LOWER MIDDLE INCOME	13
FAROE ISLANDS	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	1
FINLAND	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	3
FRANCE	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	19
GEORGIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	UPPER MIDDLE INCOME	4
GERMANY	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	17
GREECE	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	8
GREENLAND	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	1
GUAM	EAST ASIA & PACIFIC	HIGH INCOME	1
GUERNSEY	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	1
HONG KONG	EAST ASIA & PACIFIC	HIGH INCOME	7
HUNGARY	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	1
INDIA	SOUTH ASIA	LOWER MIDDLE INCOME	43
INDONESIA	EAST ASIA & PACIFIC	LOWER MIDDLE INCOME	43
IRELAND	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	4
ISRAEL	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	HIGH INCOME	10
ITALY	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	20
JAMAICA	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	UPPER MIDDLE INCOME	1
JAPAN	EAST ASIA & PACIFIC	HIGH INCOME	99
JORDAN	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	UPPER MIDDLE INCOME	11
KAZAKHSTAN	EUROPE & CENTRAL ASIA	UPPER MIDDLE INCOME	4
KENYA	SUB-SAHARAN AFRICA	LOWER MIDDLE INCOME	7
KUWAIT	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	HIGH INCOME	10
LEBANON	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	UPPER MIDDLE INCOME	5
LIECHTENSTEIN	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	2
LITHUANIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	3
LUXEMBOURG	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	1
MACEDONIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	UPPER MIDDLE INCOME	1

MALAYSIA	EAST ASIA & PACIFIC	UPPER MIDDLE INCOME	11
MALTA	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	HIGH INCOME	4
MAURITIUS	SUB-SAHARAN AFRICA	UPPER MIDDLE INCOME	4
MEXICO	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	UPPER MIDDLE INCOME	7
MONACO	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	1
MOROCCO	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	LOWER MIDDLE INCOME	6
NAMIBIA	SUB-SAHARAN AFRICA	UPPER MIDDLE INCOME	2
NETHERLANDS	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	4
NIGERIA	SUB-SAHARAN AFRICA	LOWER MIDDLE INCOME	17
NORWAY	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	26
OMAN	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	HIGH INCOME	7
PAKISTAN	SOUTH ASIA	LOWER MIDDLE INCOME	23
PANAMA	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	UPPER MIDDLE INCOME	1
PERU	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	UPPER MIDDLE INCOME	18
PHILIPPINES	EAST ASIA & PACIFIC	LOWER MIDDLE INCOME	20
POLAND	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	17
PORTUGAL	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	5
PUERTO RICO	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	HIGH INCOME	8
QATAR	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	HIGH INCOME	8
ROMANIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	UPPER MIDDLE INCOME	3
RUSSIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	UPPER MIDDLE INCOME	46
SAUDI ARABIA	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	HIGH INCOME	12
SERBIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	UPPER MIDDLE INCOME	2
SINGAPORE	EAST ASIA & PACIFIC	HIGH INCOME	4
SLOVAKIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	6
SLOVENIA	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	3
SOUTH AFRICA	SUB-SAHARAN AFRICA	UPPER MIDDLE INCOME	11
SOUTH KOREA	EAST ASIA & PACIFIC	HIGH INCOME	14
SPAIN	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	14
SRI LANKA	SOUTH ASIA	LOWER MIDDLE INCOME	17
SWEDEN	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	7
SWITZERLAND	EUROPE & CENTRAL ASIA	HIGH INCOME	25
TAIWAN	EAST ASIA & PACIFIC	HIGH INCOME	19
TANZANIA	SUB-SAHARAN AFRICA	LOW INCOME	1
THAILAND	EAST ASIA & PACIFIC	UPPER MIDDLE INCOME	12
TOGO	SUB-SAHARAN AFRICA	LOW INCOME	1
TUNISIA	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	LOWER MIDDLE INCOME	11
TURKEY	EUROPE & CENTRAL ASIA	UPPER MIDDLE INCOME	17
UAE	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	HIGH INCOME	19
UKRAINE	EUROPE & CENTRAL ASIA	LOWER MIDDLE INCOME	3
UNITED STATES	NORTH AMERICA	HIGH INCOME	1297
VENEZUELA	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	UPPER MIDDLE INCOME	13
VIETNAM	EAST ASIA & PACIFIC	LOWER MIDDLE INCOME	9
ZAMBIA	SUB-SAHARAN AFRICA	LOWER MIDDLE INCOME	1

Tabela 26: Correlações das Variáveis do Estudo 1

	sd	retorno_tri	retorno_def	t_bill	mtb	log_at	lev_ratio	z_score	π_{Merton}	π_{kmv}	pnr	expr	$expr_{at}$	pnr_{Market}	
sd	1.00														
retorno_tri	-0.13	1.00													
retorno_def	-0.17	1.00	1.00												
t_bill	-0.12	0.07	1.00	1.00											
mtb	0.01	-0.03	1.00	1.00	1.00										
log_at	-0.08	-0.08	-0.28	-0.62	1.00	1.00									
lev_ratio	-0.02	0.09	-0.15	0.11	-0.13	1.00	1.00								
z_score	-0.08	0.21	0.18	-0.28	-0.02	1.00	1.00	1.00							
π_{Merton}	-0.08	-0.11	0.28	-0.12	-0.07	-0.12	-0.12	1.00	1.00						
π_{kmv}	-0.09	-0.10	0.06	-0.10	-0.07	-0.12	-0.13	1.00	1.00	1.00					
pnr	-0.13	0.20	0.08	-0.10	-0.07	-0.13	-0.13	1.00	1.00	1.00	1.00				
expr	-0.03	0.21	0.99	-0.13	0.20	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06
$expr_{at}$	-0.03	0.21	0.99	-0.13	0.21	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06	0.06
pnr_{Market}	-0.14	0.42	0.06	-0.09	0.07	-0.09	-0.05	0.06	0.10	0.11	0.42	0.06	0.06	1.00	1.00

Tabela 27: Correlação da Média de Prob. Default por Região

YEAR	EAST ASIA & PACIFIC	EUROPE & CENTRAL ASIA	LATIN AMERICA & CARIBBEAN	MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	NORTH AMERICA	SOUTH ASIA	SUB -SAHARAN AFRICA
YEAR	1,0000	0,5679	-0,3916	0,3131	-0,5078	0,2425	-0,0196
EAST ASIA & PACIFIC	-0,1609	1,0000	0,1482	-0,0749	0,2455	0,0247	-0,2558
EUROPE & CENTRAL ASIA	-0,0012	1,0000	-0,0623	0,4388	-0,0670	0,2497	-0,2280
CENTRAL ASIA	0,5679	1,0000	-0,0623	0,4388	-0,0670	0,2497	-0,2280
LATIN AMERICA & CARIBBEAN	-0,3916	-0,0623	1,0000	-0,0138	0,3658	0,1068	-0,1070
MIDDLE EAST & NORTH AFRICA	0,3131	0,4388	-0,0138	1,0000	0,1868	0,3587	-0,2636
NORTH AMERICA	-0,5078	-0,0670	0,3658	0,1868	1,0000	-0,0192	-0,1946
SOUTH ASIA	0,2425	0,2497	0,1068	0,3587	-0,0192	1,0000	-0,1001
SUB-SAHARAN AFRICA	-0,0196	-0,2280	-0,1070	-0,2636	-0,1946	-0,1001	1,0000

Tabela 28: Modelos em Painel de Efeito Fixo - Painel Balanceado

<i>Variável Dependente: Prêmio de Risco (pmr)</i>			
	(1)	(2)	(3)
log_at	0,001 (0,008)	0,004 (0,007)	0,001 (0,008)
mtb	-0,001 (0,001)	-0,001* (0,001)	-0,001 (0,001)
π_{Merton}	-0,020*** (0,004)		
log(z_score)		0,045*** (0,010)	
π_{kmv_model}			-0,017*** (0,004)
lev_ratio	-0,0001*** (0,00002)	-0,0001*** (0,00001)	-0,0001*** (0,00002)
sd	0,591** (0,238)	0,641*** (0,225)	0,607** (0,238)
retorno_def	-0,052*** (0,014)	-0,056*** (0,013)	-0,052*** (0,014)
pmr_{Market}	0,690*** (0,022)	0,684*** (0,022)	0,690*** (0,022)

Nota.

*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Tabela 29: Modelos em Paineis de Efeitos Fixos – Country(i) e Trimestre(t)

<i>Variável Dependente: Prêmio de Risco (pmr)</i>			
	(1)	(2)	(3)
log_at	0,002 (0,006)	0,003 (0,005)	0,006 (0,006)
mtb	-0,003 (0,010)	0,001 (0,009)	0,0001 (0,010)
π_{Merton}	-0,008 (0,009)		
log(z_score)		0,012 (0,012)	
π_{kmv_model}			-0,008 (0,008)
lev_ratio	0,0002 (0,0003)	0,0002 (0,0003)	0,0003 (0,0003)
sd	2,161*** (0,708)	1,833*** (0,602)	2,142** (0,841)
retorno_def	0,094*** (0,028)	0,095*** (0,027)	0,091*** (0,030)
pmr_{Market}	0,648*** (0,031)	0,625*** (0,028)	0,672*** (0,032)

Nota:

*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Tabela 30: Modelos em Painel de Efeitos Fixos – Country (i)

<i>Variável Dependente: Prêmio de Risco (pmr)</i>			
	(1)	(2)	(3)
log_at	−0,001 (0,005)	0,003 (0,005)	0,006 (0,006)
mtb	−0,007 (0,009)	0,001 (0,009)	0,0001 (0,010)
π_{Merton}	−0,009 (0,010)		
log(z_score)		0,012 (0,012)	
π_{kmv_model}			−0,008 (0,008)
lev_ratio	0,0002 (0,0003)	0,0002 (0,0003)	0,0003 (0,0003)
sd	2,444*** (0,706)	1,833*** (0,602)	2,142** (0,841)
retorno_def	0,124*** (0,021)	0,095*** (0,027)	0,091*** (0,030)
pmr_{Market}	0,749*** (0,023)	0,625*** (0,028)	0,672*** (0,032)

Nota:

*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Tabela 31: Modelos de Fama – MacBeth para Modelos de *Default*

	<i>Variáveis Dependentes:</i>		
	π_{Merton}	$\log(z_score)$	π_{kmv_model}
	(1)	(2)	(3)
log_at	-0,045*** (0,007)	0,027*** (0,004)	-0,077*** (0,009)
mtb	13,163*** (2,993)	-7,559*** (1,464)	5,137*** (1,817)
exp_risco	0,402 (0,583)	-0,843* (0,441)	0,134 (0,577)
lev_ratio	0,006*** (0,001)	-0,052*** (0,002)	0,009*** (0,002)
Constante	0,703*** (0,068)	4,240*** (0,045)	0,928*** (0,081)
Observações	18,720	33,717	15,769
R ²	0,130	0,135	0,095
<i>Nota:</i>	*p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01		

Tabela 32: Modelos de Fama – MacBeth para $expr_{at}$

	<i>Variável Dependente: $expr_{at}$</i>		
	exp_risco_at		
	(1)	(2)	(3)
log_at	−0,782** (0,335)	−0,119 (0,234)	1,779* (0,940)
mtb	−30,344 (25,824)	−15,538 (20,793)	145,021*** (49,550)
π_{Merton}	−3,085*** (0,955)		
log(z_score)		−4,123*** (0,519)	
π_{kmv_model}			−2,497* (1,461)
lev_ratio	−0,306*** (0,077)	−0,409*** (0,050)	−0,504*** (0,125)
Constante	17,716*** (3,435)	28,356*** (4,247)	−1,227 (7,344)
Observações	19,109	34,358	16,061
R ²	0,008	0,009	0,010

Nota: *p<0,1; **p<0,05; ***p<0,01

Tabela 33: Modelo Z-score e *MS* por região

	<i>Variável Dependente: Z-score</i>						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Lerner	-0.848 (0.745)	1.075*** (0.130)	-0.318** (0.124)	0.045 (0.247)	1.438*** (0.282)	0.029 (0.082)	-0.335 (0.300)
$\log(at)^2$	0.027*** (0.009)	-0.007* (0.004)	-0.022** (0.009)	0.019*** (0.005)	0.004* (0.002)	0.019*** (0.006)	-0.002 (0.005)
MS	-7.070 (4.758)	0.251 (0.424)	5.603** (2.212)	0.383 (0.449)	-7.574 (8.102)	-3.301*** (0.720)	-0.157 (0.230)
expr	0.001 (0.001)	-0.947*** (0.360)	0.100*** (0.015)	-0.551** (0.258)	-15.626*** (1.909)	0.004 (0.011)	0.035** (0.017)
gdp	0.093 (0.174)	-0.217** (0.099)	0.199** (0.088)	0.00000 (0.050)	-0.091 (0.059)	-0.215** (0.105)	0.143* (0.086)
$\log(nb)$	-0.481 (0.726)	0.570*** (0.176)	2.324*** (0.346)	-0.486 (0.405)	-0.159*** (0.028)		
MSI	-0.844 (2.271)	-0.057 (1.020)	-0.054 (0.994)	-0.646 (0.757)	-275.350*** (82.585)	-0.247 (0.540)	-2.510** (1.073)
α	3.409 (2.166)	2.026** (0.860)	-1.631* (0.923)	3.202*** (0.989)	4.200*** (0.357)	2.853*** (0.393)	3.489*** (0.605)

Nota:

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

Tabela 34: Modelo Z-score, $Lerner^2$ e MS por região

<i>Variável Dependente: Z-score</i>							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$Lerner^2$	-0.698 (0.760)	0.803*** (0.131)	0.169 (0.155)	0.048 (0.184)	1.029*** (0.217)	0.016 (0.064)	-0.392 (0.379)
$\log(at)^2$	0.027*** (0.009)	-0.005 (0.004)	-0.016* (0.009)	0.019*** (0.005)	0.004* (0.002)	0.020*** (0.006)	-0.002 (0.005)
MS	-7.404 (4.763)	0.166 (0.437)	3.606 (2.441)	0.391 (0.427)	-7.973 (8.229)	-3.317*** (0.729)	-0.194 (0.225)
$expr$	0.001 (0.002)	-0.827** (0.379)	0.070*** (0.019)	-0.551** (0.259)	-15.649*** (1.911)	0.004 (0.012)	0.036** (0.018)
gdp	0.080 (0.179)	-0.233** (0.100)	0.219** (0.086)	0.0001 (0.051)	-0.099* (0.059)	-0.213** (0.105)	0.151 (0.103)
$\log(nb)$	-0.365 (0.620)	0.631*** (0.183)	1.713*** (0.459)	-0.482 (0.416)	-0.159*** (0.028)		
MSI	-0.992 (2.263)	-0.033 (1.060)	-0.020 (0.924)	-0.644 (0.771)	-277.565*** (82.255)	-0.257 (0.544)	-2.445** (1.176)
α	2.910* (1.587)	2.006** (0.880)	-0.541 (1.289)	3.204*** (0.986)	4.674*** (0.301)	2.854*** (0.400)	3.373*** (0.534)

Nota:

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

Tabela 35: Modelo Z-score por região

<i>Variável Dependente: Z-score</i>							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Lerner	0.126 (0.369)	-0.466 (0.316)	0.815*** (0.101)	-0.747*** (0.246)	-5.203*** (0.448)	0.957*** (0.211)	-0.271 (0.508)
$\log(at)^2$	0.001 (0.007)	-0.0001 (0.002)	-0.011** (0.005)	0.003 (0.004)	-0.007*** (0.001)	-0.003 (0.019)	-0.011 (0.012)
HHI	14.242 (11.644)	-1.022 (0.719)	12.996* (7.477)	1.181 (1.253)	-85.110*** (3.331)	-8.184 (34.970)	20.141*** (6.809)
ROA	179.097* (92.101)	-3.892 (9.152)		-85.605* (49.589)	-17.590*** (4.671)		
ROE	-17.295* (9.492)	-1.858*** (0.502)		7.618 (6.009)	-0.008*** (0.001)	-4.672 (9.327)	
mtb	-72.382 (194.202)	7.924** (3.663)	-170.539** (69.171)	-46.392 (43.240)	-0.083*** (0.032)	615.162* (367.632)	-127.190 (186.869)
SNII	0.506* (0.304)	-0.249 (0.184)	0.054 (0.050)	-0.051*** (0.018)	-0.525*** (0.050)	-0.734 (1.233)	-0.021 (0.078)
expr	0.002** (0.001)	-2.095*** (0.502)	-0.067*** (0.010)	0.240 (0.265)	-0.353 (0.540)	-0.029 (0.041)	0.024 (0.035)
gdp	-0.190 (0.188)	-0.360*** (0.082)	-0.162** (0.070)	0.020 (0.071)	-2.101*** (0.049)	0.108 (0.639)	-0.500 (0.395)
$\log(nb)$	-1.051** (0.518)	-0.788*** (0.194)	-3.475*** (0.672)	-1.747*** (0.562)	-2.196*** (0.076)		
MSI	-1.148 (2.046)	-0.837 (2.597)	-0.762 (2.223)	0.055 (1.136)	-18.875 (81.307)	0.863 (1.966)	0.071 (2.227)
α	-2.252 (3.104)	1.206* (0.687)	5.332*** (0.668)	2.039 (1.546)	24.833*** (1.076)	-2.317 (4.001)	-2.894** (1.445)

Nota:

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

Tabela 36: Modelo Z-score e $Lerner^2$ por região

<i>Variável Dependente: Z-score</i>							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Lerner ²	0.679 (0.481)	1.183*** (0.278)	-0.051 (0.339)	0.956** (0.464)	-3.633*** (0.322)	-0.140 (0.162)	1.561*** (0.498)
$\log(at)^2$	0.015*** (0.006)	0.011* (0.006)	-0.010 (0.007)	-0.006 (0.004)	-0.008*** (0.001)	0.004 (0.007)	0.019** (0.009)
HHI	-19.462 (13.330)	-0.266 (0.882)	-47.852*** (8.538)	-2.152* (1.285)	-95.078*** (8.223)	-98.208*** (23.260)	-48.027*** (11.598)
ROA	322.884*** (71.343)	19.981 (20.083)		268.364*** (65.967)	-16.675*** (4.241)		
ROE	-30.795*** (7.697)	-0.392 (0.772)	2.763 (3.686)	-24.665*** (6.735)	0.0002 (0.003)	0.167 (2.620)	
mtb	332.029* (169.595)	-4.120 (4.132)	-53.147 (43.516)	16.369 (31.084)	0.279*** (0.034)	112.025 (313.695)	-308.067 (209.266)
SNII	0.098 (0.275)	-0.266 (0.251)	0.110** (0.046)	-0.088* (0.046)	-0.471*** (0.070)	0.159 (1.605)	0.458*** (0.071)
expr	-0.001 (0.001)	3.285*** (0.922)	0.041* (0.023)	0.125* (0.074)	-5.658*** (0.923)	-0.034* (0.021)	0.017 (0.037)
gdp	0.372*** (0.135)	0.063 (0.077)	0.221 (0.136)	0.073 (0.062)	1.615*** (0.074)	0.638 (0.535)	1.030*** (0.253)
$\log(nb)$	-2.258*** (0.528)	-1.960*** (0.299)	3.629*** (0.818)	-0.302 (0.493)	-2.904*** (0.156)		
MSI	1.782 (2.800)	-2.439 (2.234)	1.860 (3.455)	1.672 (1.246)	-74.818 (88.331)	1.946 (2.235)	1.198 (3.655)
	4.625 (3.306)	1.306 (1.042)	-1.438* (0.787)	-1.064 (1.465)	26.813*** (2.148)	4.199* (2.164)	-1.808 (1.473)

Note:

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

APÊNDICE C – Teste de Raiz Unitária Augmented Dickey-Fuller

A inspeção visual de uma série temporal raramente produz uma distinção suficiente de tendência estocástica ou tendência determinista. Todavia, o teste da raiz unitária ADF resolve esse problema. O teste de [Dickey e Fuller \(1979\)](#), [Dickey e Fuller \(1981\)](#) pode ser escrito da seguinte forma.

Considere o modelo abaixo:

$$y_t = \Phi y_{t-1} + \varepsilon_t$$

A hipótese nula é $H_0 : \Phi = 1$. Em geral, testamos as hipóteses nulas como zero, para que possamos deduzir y_{t-1} nos dois lados da equação.

$$\Delta y_t = (\Phi - 1)y_{t-1} + \varepsilon_t = \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Onde $\alpha \equiv \Phi - 1$. Portanto, $H_0 : \Phi = 1$ é igual a $H_0 : \alpha = 0$.

Dessa forma, [Dickey e Fuller \(1979\)](#) encontraram a equação abaixo para $\hat{\alpha}$.

$$\hat{\alpha} = \frac{\sum_{t=1}^T y_{t-1} y_t}{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}$$

Outro termo encontrado pelos autores é o desvio padrão para o argumento $\hat{\alpha}$.

$$s(\hat{\alpha}) = \frac{\sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (\Delta y_t - \hat{\alpha} y_{t-1})^2}}{\sqrt{\sum_{t=1}^T y_{t-1}^2}}$$

Finalmente, nós obtemos a estatística τ :

$$\hat{\tau} = \frac{\hat{\alpha}}{s(\hat{\alpha})}$$

O critério de rejeição da hipóteses nula é $\hat{\tau} < \tau$, onde τ é o valor crítico obtido pelos experimentos de Monte Carlo. Assim, podemos rejeitar a hipótese nula e concluir que as séries temporais não obtiveram raiz unitária. Por outro lado, se não rejeitarmos a hipótese nula, podemos admitir que a série tem uma raiz unitária.

O problema do teste [Dickey e Fuller \(1979\)](#) original é que os autores consideram o erro como um ruído branco. No entanto, o erro é um processo estocástico geral, não apenas ruído branco. Esse problema pode causar uma distorção no poder de teste. Usando a equação geral em [Dickey e Fuller \(1979\)](#) e adicionando em ambos os lados da equação o termo $(\Phi_{p-1} + \Phi_p) y_{t-p+n}$ e se repetirmos esse processo p vezes, no final teremos:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \lambda_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Onde,

$$\alpha = - \left(1 - \sum_{i=1}^p \Phi_i \right) ; \lambda_i = - \sum_{j=1}^p \Phi_{j+1}$$

Usando Δy_t e α no mesmo teste τ , representado acima, nos encontramos o teste de raiz unitária ADF.

APÊNDICE D – Estacionariedade de Dados em Painel

Para estimar o modelo correto de elasticidade em dados de painel, aplicamos dois tipos de teste de estacionariedade para painéis. O primeiro é o método de [Levin, Lin e Chu \(2002\)](#).

$$\text{Modelo 1 : } \Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$$

$$\text{Modelo 2 : } \alpha_{0i} + \Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$$

Modelo 3 : $\alpha_{0i} + \alpha_{1i} + \Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \zeta_{it}$, em que $-2 < \delta \leq 0$ para $i = 1, \dots, N$.

No Modelo 1, a hipótese nula é $H_0 : \delta = 0$ e a alternativa é $H_a : \delta < 0$ para testar a estrutura do painel. O $\{y_{it}\}$ tem uma média individual específica no Modelo 2. Neste caso, a hipótese nula é $H_0 : \delta = 0$ e $\alpha_{0i} = 0$ para todos os i e a alternativa é $H_a : \delta < 0$ e $\alpha_{0i} \in \mathbb{R}$. Finalmente, no Modelo 3, o $\{y_{it}\}$, tem uma tendência de tempo e média específicos para cada indivíduo, nestes casos, a hipótese nula é $H_0 : \delta = 0$ e $\alpha_{1i} = 0$, para todos os i , e a alternativa é $H_a : \delta < 0$ e $\alpha_{1i} \in \mathbb{R}$. A principal hipótese para esses autores é que:

$$\Delta y_{it} = \delta y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \theta_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \epsilon_{it}, \quad m = 1, 2, 3.$$

No entanto, como p_i é desconhecido, os autores sugerem um procedimento de três etapas para implementar esse tipo de teste de estacionariedade de painel. Na primeira etapa, o teste separa as regressões do ADF para cada indivíduo no painel e gera dois resíduos ortogonalizados. Na etapa 2, o teste requer estimar a proporção de desvio padrão de inovação de curto prazo para cada indivíduo. Na etapa final, calculamos a regressão OLS agrupada e calculamos a estatística t .

O segundo teste que procedemos é baseado em [Maddala e Wu \(1999\)](#), este teste é um teste não-paramétrico e usa um teste estatístico ADF para cada diferente valor do número de defasagens usadas e diferentes tamanhos de amostra. Para usar isso, testamos uma raiz unitária para cada amostra, e com isso podemos obter o p -valor de π_i e depois $-2 \sum \log_e \pi_i \sim \chi^2$ com $2N$ graus de liberdade, em que N é o número de amostras separadas.