

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE CIÊNCIAS ADMINISTRATIVAS
CENTRO DE PÓS-GRADUAÇÃO E PESQUISAS EM ADMINISTRAÇÃO

BERNARDO FRANCO TORMIN

**O PROCESSO EVOLUTIVO DE BASILEIA: UMA ANÁLISE DA ESTABILIDADE DO
SISTEMA FINANCEIRO BANCÁRIO BRASILEIRO EM TERMOS DE LIQUIDEZ**

Belo Horizonte

2017

BERNARDO FRANCO TORMIN

**O PROCESSO EVOLUTIVO DE BASILEIA: UMA ANÁLISE DA ESTABILIDADE DO
SISTEMA FINANCEIRO BANCÁRIO BRASILEIRO EM TERMOS DE LIQUIDEZ**

Dissertação do Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em
Administração da Faculdade de Ciências Econômicas da
Universidade Federal de Minas Gerais como requisito à
obtenção do título de Mestre em Administração.

Área de concentração: Finanças

Orientador: Prof. Dr. Bruno Pérez Ferreira

UFMG
Belo Horizonte
2017



**Universidade Federal de Minas Gerais
Faculdade de Ciências Econômicas
Departamento de Ciências Administrativas
Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração**

ATA DA DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE MESTRADO EM ADMINISTRAÇÃO do Senhor **BERNARDO FRANCO TORMIN**, REGISTRO N° 621/2017. No dia 14 de julho de 2017, às 9:30 horas, reuniu-se na Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais - UFMG, a Comissão Examinadora de Dissertação, indicada pelo Colegiado do Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração do CEPEAD, em 06 de julho de 2017, para julgar o trabalho final intitulado "**O Possesso Evolutivo de Basiléia: Uma Análise da Estabilidade Financeira Bancária Brasileira em Termos de Liquidez.**", requisito para a obtenção do **Grau de Mestre em Administração**, área de concentração: **Administração**. Abrindo a sessão, o Senhor Presidente da Comissão, Prof. Dr. Bruno Pérez Ferreira, após dar conhecimento aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra ao candidato para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores com a respectiva defesa do candidato. Logo após, a Comissão se reuniu sem a presença do candidato e do público, para julgamento e expedição do seguinte resultado final:

APROVAÇÃO;

() APROVAÇÃO CONDICIONADA A SATISFAÇÃO DAS EXIGÊNCIAS CONSTANTES NO VERSO DESTA FOLHA, NO PRAZO FIXADO PELA BANCA EXAMINADORA (NÃO SUPERIOR A 90 NOVENTA DIAS);

() REPROVAÇÃO.

O resultado final foi comunicado publicamente ao candidato pelo Senhor Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar, o Senhor Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 14 de julho de 2017.

NOMES

ASSINATURAS

Prof. Dr. Bruno Pérez Ferreira
ORIENTADOR (CEPEAD/UFMG)

Prof. Dr. Marcos Antônio de Camargos.....
(CEPEAD/UFMG)

Profª.Drª.Eliana Márcia Martins Fittipaldi Torga.....
(FAFICH/UFMG)

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço a Deus, por todas as oportunidades a mim oferecidas.

Agradeço ao apoio incondicional dos meus pais, Paulo Roberto Tormin e Cássia Valéria Franco Tormin, seja por terem aceitado minhas escolhas como por terem me permitido chegar no momento que vivo hoje.

Sou muito grato por ter conhecido e ter tido a orientação do professor Dr. Bruno Pérez, pessoa de conhecimento extraordinário, que sempre me ajudou nos momentos necessários.

Reconheço também o apoio e o suporte oferecidos por Bárbara Pereira Costa, que está comigo em todos os momentos difíceis da minha vida.

Não poderia deixar de agradecer pelos ensinamentos de vários professores do Departamento de Finanças com os quais convivi durante o Mestrado, como o professor Dr. Aureliano Angel Bressan, o professor Dr. Robert Iquiapaza, o professor *Ph.D.* Antônio Artur de Souza e outros. Agradeço também aos funcionários do CEPEAD/UFMG, pela atenção especial e pela ajuda em todos os momentos de necessidade.

Gostaria também de agradecer aos amigos que me ajudaram a chegar ao final deste Mestrado, em especial Daniele Oliveira Xavier, Breno Valente Fontes de Araújo e Liliane Cristina Braga, que me ajudaram durante todo o processo, inclusive também nos últimos momentos, próximo à defesa da Dissertação.

Agradeço também a alguns familiares que estiveram comigo até o final de mais esta etapa da minha vida, em especial aos meus primos Mateus de Matos Tormin e Arthur Tormin Mendonça.

RESUMO

No presente trabalho objetivou-se avaliar se as variações no Índice de Liquidez do Sistema Financeiro Nacional (ILSFN) acompanham o Índice de Basileia (IB), de modo a verificar se o sistema bancário financeiro brasileiro é consolidado, em termos de liquidez, dado o processo evolutivo de Basileia. De maneira mais específica, desejou-se avaliar a liquidez do sistema financeiro bancário a partir de indicadores de estabilidade financeira para estas instituições, destacando-se o ILSFN e o IB. Ambos apresentam relação direta como indicativo da liquidez do sistema financeiro nacional em conformidade com suas fórmulas de cálculo e ambos ainda carregam os efeitos do processo evolutivo de Basileia. Nesse sentido, foi proposto um modelo *Vector Autoregressive with Exogenous Variables* (VARX), para descrever as inter-relações entre as variações dos indicadores de estabilidade financeira dos bancos brasileiros, considerados como variáveis endógenas e consideradas, ainda, variáveis exógenas de mercado que estão associadas à situação financeira dos bancos. Tal modelo foi ajustado para o período em que apenas as diretrizes do Acordo de Basileia II (BII) estavam em vigor e para o período todo, que considerou a transição do BII para a Basileia III (BIII). Como resultado, pode-se dizer que variações do IB Granger causam variações no ILSFN, entretanto, o contrário não se verifica para ambos os períodos. No que se refere à análise da função de impulso resposta, foram encontradas respostas significativas para as variações do IB, quando se dava um choque na variação do ILSFN e o contrário também ocorreu para ambos os períodos de análise. A partir da análise da decomposição da variância dos erros de previsão, notou-se que apenas a variação do IB contribuiu para explicar inovações nas variações do ILSFN, em ambos os horizontes de tempo. Por conseguinte, os resultados apontam que a liquidez do sistema financeiro bancário brasileiro já apresentava ser consolidado, em termos de liquidez, já no BII e, desse modo, questiona-se a necessidade de maiores requerimentos de capitais mínimos, os quais vêm sendo definidos com o processo evolutivo de Basileia, para as instituições bancárias.

Palavras-chave: Índice de Basileia (IB), Índice de Liquidez do Sistema Financeiro Nacional (ILSFN), Acordo de Basileia, Vetor Autorregressivo com Variável Exógena (VARX).

ABSTRACT

The present research aims to evaluate if the National Financial System's Liquidity Index (NFSLI) variation follows the Basel Index (BI) to verify if the Brazilian financial bank system is consolidated in terms of liquidity given the Basel evolution process. More specific, this research evaluates the financial bank system's liquidity based on the stability financial indicators for these institutions, highlighting the NFSLI and the BI. Both NFSLI and BI present a direct relationship as an indicator for the national financial system's liquidity in accordance with its calculation formula carrying also the effects of the Basel evolution process. In this sense, this research proposes a Vector Autoregressive with Exogenous Variables (VARX) model to describe the interrelationship among the variation of the financial stability indicators to the Brazilian banks considered as the endogenous variables and it is also considered market exogenous variables associated with the bank's financial situation. The VARX model was adjusted to fit the data in which only the Basel Accord II (BII) guidelines were considered and another VARX model was adjusted to fit the data in which was considered the BII effects and its transition to the Basel III (BIII). Therefore, this research found that the variations on BI Granger-cause variations on the NFSLI for both models, however the opposite case it is not verified also in both models. According to the results from the impulse-response function (IRF), it is shown that for both adjusted models was identified significant responses for BI given a shock in the NFSLI variation and vice-versa. In analysis of the forecast error variance decomposition (FEVD), this research points out that only the variation of BI contributed to explain the innovations in NFSLI variation for both models. Therefore, the results indicate that the Brazilian banks financial system's liquidity already was consolidated in terms of liquidity on the BII. Consequently, this research questions if the necessity of expanding the minimum capital requirements for the banks institutions is really needed according to the Basel evolution process.

Key-words: Basel Index (BI), National Financial System's Liquidity Index (NFSLI), Basel Accord, Vector Autoregressive Model with Exogenous Variables (VARX)

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – PRE conforme Resolução nº 4.193 de 2013	34
Figura 2 – Painel (a): Teste OLS-CUSUM para a equação do IBL pelo ajuste do Modelo 3B. Painel (b): Teste OLS-CUSUM para a equação do ILSFNL pelo ajuste do Modelo 3B.....	59
Figura 3 - Função de impulso resposta da variável IBL do Modelo 3B dado um intervalo de confiança de 95%.....	61
Figura 4 - Função de impulso resposta da variável ILSFNL do Modelo 3B dado um intervalo de confiança de 95%.....	62
Figura 5 – Painel (a): Teste OLS-CUSUM para a equação do IBL pelo ajuste do Modelo II – 3B. Painel (b): Teste OLS-CUSUM para a equação do ILSFNL pelo ajuste do Modelo II – 3B.	69
Figura 6 - Função de impulso resposta da variável IBL do Modelo II – 3B dado um intervalo de confiança de 95%.....	71
Figura 7 - Função de impulso resposta da variável ILSFNL do Modelo II – 3B dado um intervalo de confiança de 95%.....	72

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Síntese do processo evolutivo de Basileia.....	19
---	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Critérios de informação para ordem de até 6 defasagens para ajuste do Modelo 1.	54
Tabela 2 - Critérios de informação para ordem de até 6 defasagens para ajuste do Modelo 2.	55
Tabela 3 - Critérios de informação para ordem de até 6 defasagens para ajuste do Modelo 3.	55
Tabela 4 - Resultado do teste do tipo multiplicador de Lagrange multivariado para o Modelo 3B.	57
Tabela 5 - Resultado do teste Jarque-Bera multivariado para o Modelo 3B.	57
Tabela 6 - Resultado dos testes de correlação serial para o Modelo 3B.	58
Tabela 7 - Estatística referente aos testes de causalidade para as variáveis do Modelo 3B.	60
Tabela 8 - Decomposição da variância dos erros de previsão para o IBL do Modelo 3B.	63
Tabela 9 - Decomposição da variância dos erros de previsão para o ILSFNL do Modelo 3B.	63
Tabela 10 - Critérios de informação para ordem de até 6 defasagens para ajuste do Modelo II - 1.	64
Tabela 11 - Critérios de informação para ordem de até 6 defasagens para ajuste do Modelo II - 2.	65
Tabela 12 - Critérios de informação para ordem de até 6 defasagens para ajuste do Modelo II - 3.	66
Tabela 13 - Resultado do teste tipo multiplicador de Lagrange multivariado para o Modelo II - 3B.	67
Tabela 14 - Resultado do teste de Jarque-Bera multivariado para o Modelo II - 3B.	68
Tabela 15 - Resultado dos testes de correlação serial para o Modelo II - 3B.	68
Tabela 16 - Estatística referente aos testes de causalidade para as variáveis do Modelo II - 3B.	70
Tabela 17 - Decomposição da variância dos erros de previsão para o IBL do Modelo II - 3B.	73
Tabela 18 - Decomposição da variância dos erros de previsão para o ILSFNL do Modelo II - 3B.	73
Tabela 19 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do IBL.	81
Tabela 20 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do ILSFNL.	82
Tabela 21 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do CSAL.	83
Tabela 22 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do ROEL.	84
Tabela 23 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do ROAL.	85
Tabela 24 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do ATAL.	86
Tabela 25 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do PLAL.	87
Tabela 26 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do PRNIL.	88
Tabela 27 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do PRNIL.	89
Tabela 28 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 2A para a equação do IBL.	90
Tabela 29 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 2A para a equação do ILSFNL.	91
Tabela 30 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 2B para a equação do IBL.	91
Tabela 31 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 2B para a equação do ILSFNL.	92
Tabela 32 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 3A para a equação do IBL.	93
Tabela 33 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 3A para a equação do ILSFNL.	94
Tabela 34 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 3B para a equação do IBL.	94
Tabela 35 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 3B para a equação do ILSFNL.	95
Tabela 36 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do IBL.	96
Tabela 37 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do ILSFNL.	98
Tabela 38 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do CSAL.	100
Tabela 39 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do ROEL.	102
Tabela 40 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do ROAL.	104

Tabela 41 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do ATAL.	106
Tabela 42 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do PLAL.	108
Tabela 43 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do PRNIL.....	110
Tabela 44 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do PRNIL.	112
Tabela 45 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do IBL.	114
Tabela 46 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do ILSFN.....	115
Tabela 47 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do CSAL.	116
Tabela 48 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do ROEL.	117
Tabela 49 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do ROAL.....	118
Tabela 50 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do ATAL.	119
Tabela 51 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do PLAL.....	120
Tabela 52 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do PRNIL.	121
Tabela 53 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do PRNIL....	122
Tabela 54 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 2A para a equação do IBL.	123
Tabela 55 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 2A para a equação do ILSFNL...	124
Tabela 56 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 2B para a equação do IBL.	124
Tabela 57 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 2B para a equação do ILSFNL. ..	125
Tabela 58 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 3A para a equação do IBL.	126
Tabela 59 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 3A para a equação do ILSFNL. ..	126
Tabela 60 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 3B para a equação do IBL.	127
Tabela 61 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 3B para a equação do ILSFNL. ..	128

LISTA DE EQUAÇÕES

Equação 1 - Cálculo do Patrimônio Líquido Exigido (PLE).....	31
Equação 2 – PLE de acordo com a Resolução nº 2.262	31
Equação 3 – PLE por meio da Resolução nº 2.399	32
Equação 4 – PLE a partir da Resolução de nº 2.891	32
Equação 5 – PRE conforme Resolução nº 3.490.....	33
Equação 6 - VAR de ordem 1.....	40
Equação 7 - Condição de estabilidade para um processo VAR(p).....	40
Equação 8 - VAR de ordem p.....	41
Equação 9 - Exemplo das equações de um modelo VAR bivariado de ordem 1	41
Equação 10 - Equação geral de um modelo VARX	42
Equação 11 - Definição formal dos critérios de informação	43
Equação 12 - Regressão para estimação do teste ARCH-LM.....	44
Equação 13 - Estatística de teste para o ARCH-LM	44
Equação 14 - Estatística de teste Jarque-Bera para o caso multivariado.....	44
Equação 15 - Estatística de teste para a assimetria.....	45
Equação 16 - Estatística de teste para a curtose	45
Equação 17 - Estimador OLS baseado nas primeiras observações τ	45
Equação 18 - Fórmula matemática dos resíduos recursivos.....	46
Equação 19 - Soma cumulativa recursiva dos resíduos (CUSUM).....	46
Equação 20 - Estatística do teste de Portmanteau (assintótico).....	46
Equação 21 - Estatística do teste de Portmanteau ajustado	47
Equação 22 - Regressões auxiliares para determinação da estatística do teste de Breusch-Godfrey.....	47
Equação 23 - Estatística do teste de Breusch-Godfrey.....	47
Equação 24 - Causalidade de Granger.....	48
Equação 25 - Fórmula matemática do VARX reescrita algebricamente.....	49
Equação 26 - Estatística do teste de Wald de correlação instantânea	49
Equação 27 - Fórmula matemática da matriz de covariância dos erros de previsão	50
Equação 28 - Representação do processo VARX(p,s) por meio da média móvel de Wold.....	50
Equação 29 - Fórmula recursiva para se determinar os coeficientes matriciais de uma média móvel de Wold	50
Equação 30 - Fórmula da IRF ortogonalizada.....	51
Equação 31 - Fórmula do FEVD em percentual.....	52
Equação 32 – IBL conforme Modelo 3B.....	56
Equação 33 – ILSFNL conforme Modelo 3B	56
Equação 34 – IBL conforme Modelo II – 3B.....	66
Equação 35 – ILSFNL conforme Modelo II – 3B.....	66

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AIC – *Akaike information criterion* (critério de informação de Akaike)

Apr – Ativos ponderados pelo risco

ATA – Ativo Total Ajustado

ATAL – Variação Logarítmica do Ativo Total Ajustado

BI – Acordo de Basileia I

BII – Acordo de Basileia II

B&MFBovespa – Bolsa de Mercadoria e Futuros e Bolsa de Valores de São Paulo

BACEN – Banco Central do Brasil

BCBS – *Basel Comitee on Banking Supervision* (Comitê de Supervisão Bancária de Basileia)

CMN – Conselho Monetário Nacional

CDO – *Credit default obligation*

CDS – *Credit default swap*

CFG – Crise financeira global

COSIF – Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional

CSA – Capital Sobre Ativos

CSAL – Variação Logarítmica do Capital Sobre Ativos

CVM – Comissão de Valores Mobiliários

ES – *Expected shortfall*

FPE – *Final prediction error* (erro final de predição)

FVED – *Forecast variance error decomposition* (Decomposição da variância dos erros de previsão)

G10 – Grupo dos 10

HQ – *Hannan-Quinn information criterion* (critério de informação de Hannan-Quinn)

IB – Índice de Basileia

IBL – Variação logarítmica do índice de Basileia

IFNC – Índice financeiro

ILSFN – Índice de Liquidez do Sistema Financeiro Nacional

ILSFNL – Variação Logarítmica do Índice de Liquidez do Sistema Financeiro Nacional

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

IRF – *Impulse response function* (Função de impulso-resposta)

OLS – *Ordinary least-squares* (Método dos mínimos quadrados)

OPAEP – Organização dos Países Árabes Exportadores de Petróleo

PLA – Patrimônio Líquido Ajustado

PLAL – Variação Logarítmica do Patrimônio Líquido Ajustado

PLE – Patrimônio Líquido Exigido

PR – Patrimônio de referência

PRE – Patrimônio de referência exigido

PRNI – Patrimônio de referência nível I

PRNI – Variação Logarítmica do Patrimônio de Referência Nível I

PRNII – Patrimônio de referência Nível II

PRNII – Variação Logarítmica do Patrimônio de Referência Nível II

ROA – *Return on assets* (retorno sobre ativos)

ROAL – Variação Logarítmica do Retorno Sobre Ativos

ROE – *Return on equity* (Retorno Sobre Patrimônio Líquido)

ROEL – Variação Logarítmica do Retorno Sobre Patrimônio Líquido

S&P500 – *Standard and poor's 500*

SC – *Schwarz information criterion* (critério de informação de Schwarz)

SFN – Sistema Financeiro Nacional

sVaR – *Stressed value-at-risk* (valor em risco estressado)

VaR – *Value-at-risk* (valor em risco)

VAR – *Vector autoregressive* (vetor autorregressivo)

VARX – *Vector autoregressive with exogenous variable* (Vetor autorregressivo com variáveis exógenas)

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	16
1.1	Objetivo geral	20
1.2	Objetivos específicos	20
1.3	Justificativa	21
2	REFERENCIAL TEÓRICO	23
2.1	Acordo de Basileia I	23
2.2	Tipologias de risco.....	24
2.3	Acordo de Basileia II	27
2.4	Acordo de Basileia III e desdobramentos	28
2.5	Sistema Financeiro Nacional	29
2.6	Basileia no contexto brasileiro.....	30
2.7	Estudos relacionados à evolução de Basileia.....	34
3	METODOLOGIA.....	37
3.1	Coleta e tratamento de dados	37
3.2	Vetor autorregressivo.....	40
3.3	Vetor Autorregressivo com Variável(is) Exógena(s)	41
3.4	Crítérios de informação	42
3.5	Testes de diagnóstico	43
3.5.1	Heterocedasticidade	43
3.5.2	Normalidade	44
3.5.3	Estabilidade estrutural	45
3.5.4	Autocorrelação.....	46
3.5.5	Causalidade.....	48
3.5.6	Funções de impulso resposta	50
3.5.7	Decomposição dos erros de previsão da variância (FEVD)	51
4	ANÁLISE DOS RESULTADOS	53
4.1	Ajuste do modelo VARX para o período de fevereiro de 2006 a setembro de 2016 ...	53
4.2	Ajuste do modelo VARX para o período de fevereiro de 2006 a setembro de 2013 (BII)	64
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	74
	REFERÊNCIAS	76
	APÊNDICE A	81
	APÊNDICE B.....	96
	APÊNDICE C	129

1 INTRODUÇÃO

As externalidades oriundas do processo de falência das instituições financeiras podem ser consideradas um dos fatores precursores de uma crise no sistema financeiro mundial (JORION, 2007). Ao se considerar que a falência de uma instituição pode afetar negativamente o desempenho e, conseqüentemente, a permanência de outras empresas no mercado, urge-se a necessidade do estabelecimento de métricas capazes de se mensurar o risco, de maneira precisa e eficiente, ao qual os agentes de mercado estão expostos. Assim, de modo a estabelecer regras e padrões para a quantificação do risco envolvido em operações financeiras por bancos, em 1988 foi instituído o Acordo de Basileia I, para prover o fortalecimento do sistema bancário internacional.

O primeiro risco a ser considerado e contemplado com maior ênfase pelas diretrizes definidas no Acordo de Basileia I foi o risco de crédito. Assim, estabeleceu-se que as instituições financeiras deveriam constituir um capital regulatório (ou regulador) – valor mínimo calculado segundo um conjunto de normas estipuladas por um agente regulador para a cobertura de eventuais perdas não esperadas – como proteção contra problemas associados a crédito (BCBS, 1988). Ainda neste documento acordado em 1988, embora não fossem o escopo, identificam-se a existência de outros riscos inerentes às atividades financeiras desempenhadas por bancos comerciais, tais como o risco de investimento e o risco da taxa de juros. Todavia, estes outros tipos de risco aos quais as instituições financeiras estão expostas não são considerados no cálculo do capital regulatório pela Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) (1988). Nesse sentido, definiu-se que caberia à própria instituição financeira incorporá-los nos cálculos, não estabelecendo regras ou obrigatoriedade. Assim, atribuiu-se a estes outros riscos pouca relevância, se comparados ao risco de crédito.

Em conformidade com a perspectiva simplista do cálculo do capital regulatório considerando apenas o risco de crédito, foi feita uma emenda ao Acordo de Basileia I, em 1996 (BCBS, 1996). Neste novo conjunto de regras, definiu-se a exposição ao risco de mercado e como ela deveria ser incorporada no cálculo do capital regulatório. O risco de mercado, de acordo com BCBS (1996), pode ser compreendido como o risco relacionado às perdas em ativos financeiros, ocasionadas por oscilações de seus preços no mercado. Definiu-se, ainda, que, para a mensuração da exposição de risco sublinhada, tal valor seria determinado a partir do Valor em risco (VaR).

O risco de mercado é comumente mensurado em conformidade com as oscilações do preço de um determinado ativo ou uma carteira de ativos. Desse modo, em um contexto mais simples, considerando a modelagem por meio de uma série temporal para um único ativo, o retorno para um instante de tempo t definido será dado como $y_t = \log(P_t/P_{t-1})$, em que P é o preço de fechamento da ação. Adicionalmente, destaca-se que a preferência por uma série de retornos, diferentemente de uma de preços, se deve ao fato de ela apresentar propriedades estatísticas mais atrativas, tais como a estacionariedade e a ergodicidade (MORETTIN; TOLLOI, 2006; TSAY, 2010).

Diante da incapacidade de precisão e de escopo para se definir o capital regulatório dos bancos por meio do Acordo de Basileia I (não sensibilidade ao risco), foi necessária a revisão do acordo estabelecido em 1988. Nesse sentido, em 2004, os bancos comerciais ficaram sujeitos às diretrizes propostas pelo Acordo de Basileia II. As principais contribuições do novo acordo estariam associadas a três pilares essenciais, quais sejam, (i) capital regulatório mínimo para operações que envolvam risco de crédito, de mercado e operacional (risco inerente às perdas relacionadas às falhas ou inadequação de processos internos, erro humano ou de sistemas); (ii) supervisionamento da exposição ao risco das instituições financeiras e (iii) transparência dos bancos comerciais com os agentes do mercado, no que tange à sua exposição ao risco (BSBC, 2004).

A consistência das diretrizes definidas pelo Acordo de Basileia II foi verificada na prática mediante os efeitos da crise financeira global (CFG), ocorrida no período de 2008 a 2009. A constituição do capital regulatório baseada nas exposições de risco de crédito, de mercado e de risco operacional apresentava comportamento pró-cíclico – termo utilizado para fenômenos que apresentam comportamento relacionado com o movimento da economia – como fator agravante das crises no sistema financeiro global. Em outras palavras, em uma economia com perspectiva de crescimento, instituições financeiras estariam emprestando maior quantidade monetária a um agente deficitário ou utilizando maiores recursos para investimentos de maior risco. Entretanto, se um evento não esperado ocorre, as instituições podem não dispor do capital necessário para dirimir suas obrigações. Eventualmente, em períodos de economia instável, as instituições financeiras tendem a reter maior capital regulatório, tornando o sistema financeiro menos líquido.

Nesse sentido, de maneira a mitigar os problemas relacionados ao cálculo do capital regulatório mínimo para instituições financeiras, particularmente no que diz respeito ao risco de mercado,

foi realizada uma revisão do Acordo de Basileia II, para este tipo de exposição, em 2009 (BCBS, 2009). Nesta configuração, de modo a capturar mais precisamente o risco de mercado, acrescentou-se ao cálculo do capital regulatório o VaR estressado. A nova métrica apresenta o mesmo conceito do VaR, todavia, a nova medida de risco difere ao incorporar, em sua estimativa, uma amostra em que se considera um período de estresse financeiro. Desse modo, a nova regulamentação aumentaria a constituição do capital regulatório que, se não calculado de maneira precisa e coerente, estaria retendo capital desnecessário, incorrendo em custo de oportunidade em relação a investimentos mais rentáveis.

Ainda verificadas inconsistências nas métricas estipuladas no Acordo de Basileia II, mais precisamente na crise financeira global, ele foi revisado e deu origem ao Basileia III, em 2011. O conjunto de novas diretrizes acrescenta ao cálculo do capital regulatório a constituição de um colchão anticíclico para que a instituição financeira se resguarde, caso ocorra um movimento inesperado no sistema econômico (BCBS, 2011). Assim, a constituição do novo capital regulatório tentaria minimizar o efeito pró-cíclico inerente às formas de cálculo das possíveis exposições ao risco, o que, de certo modo, reduziria o efeito cascata de falência, caso ocorra uma crise financeira. Ainda de acordo com o BCBS (2011), introduziu-se o conceito de risco de liquidez que diz respeito à capacidade do banco de gerenciar o aumento de seus ativos financeiros e dirimir suas obrigações, à medida que forem vencendo, sem incorrer em perdas financeiras inaceitáveis. Não obstante, deve-se observar com ceticismo a adoção de novas reservas e outras medidas de risco para se agregar ao cálculo do capital regulatório, pois, se o aumento for desnecessário, incorrerá em custos de oportunidade ao credor, por reter capital e não poder investi-lo. Ademais, se o aumento das reservas não conseguir capturar maior exposição ao risco, se comparado às formas de cálculo dos acordos anteriores, o efeito da retenção de maior capital, a longo prazo, pode resultar em perdas significativas para as instituições financeiras bancárias.

Diante do exposto, em essência, o processo evolutivo de Basileia pode ser resumido conforme o Quadro 1.

Quadro 1 – Síntese do processo evolutivo de Basileia

Eventos históricos	Acordos, emendas e revisões
Crise financeira nos anos de 1973 e 1974	Basileia I (1988)
Crise financeira da década de 1990	Emenda ao Basileia I (1996)
	Basileia II (2004)
Crise financeira global (2007-2009) e Crise de dívidas na Zona do Euro (2010-2013)	Revisão do risco de mercado (2009)
	Basileia III (2011)
	Capital mínimo para o risco de mercado (2016)

Fonte: Elaborado pelo autor.

No que se relaciona à aplicação das diretrizes definidas por meio dos acordos no Brasil, tais regulamentações foram introduzidas por meio de resoluções, circulares e comunicados definidos pelo Banco Central do Brasil (BACEN) e o Conselho Monetário Nacional (CMN). A adequação às normas internacionais se faz necessária para tornar o sistema financeiro nacional mais líquido, para evitar os efeitos de uma potencial crise financeira na economia do país. Para tanto, como salientado anteriormente, as instituições bancárias brasileiras também devem manter um capital regulatório mínimo, em meio aos riscos associados às suas atividades operacionais. Esta última relação é descrita por meio do Índice de Basileia (IB), havendo a exigência de que os bancos mantenham tal indicador no patamar mínimo de 11% ou 13%, dependendo do tipo da instituição, e.g. bancos cooperativos (BACEN, 2001).

No que se refere à determinação da situação de liquidez das instituições bancárias, o Índice de Liquidez do Sistema Financeiro Nacional (ILSFN) ou, simplificada, Índice de Liquidez (IL) é outro indicador relevante a ser considerado. O ILSFN avalia a capacidade de pagamento das instituições bancárias sob um severo cenário de estresse financeiro para o horizonte de 30 dias. O valor do indicador destacado deve ser superior a 1,0 (ou 100%) para que a instituição bancária consiga dirimir suas obrigações em meio a um cenário de estresse financeiro com base na quantidade monetária de ativos líquidos.

De acordo com os conceitos definidos de IB e ILSFN, se torna possível observar que ambos devem caminhar em direções iguais. Desse modo, caso sejam verificadas variações positivas

no IB, o ILSFN também deve variar positivamente. Caso esta relação não seja verificada, isto implica em dizer que, possivelmente, caso venha a ocorrer uma crise financeira, o sistema financeiro nacional não terá recursos para se manter líquido, prejudicando a economia do país como um todo. Adicionalmente, no sentido contrário (IB reduzindo), o ILSFN deve acompanhar também a redução, pois, caso contrário, os bancos estariam deixando de utilizar recursos financeiros possíveis para obter maiores retornos no mercado.

Diante do exposto, formula-se a seguinte pergunta de pesquisa: conforme a incorporação das diretrizes de Basileia nas determinações normativas do BACEN, pode-se dizer que as variações do ILSFN conseguem acompanhar as variações no IB que levam em consideração os ativos ponderados pelo risco?

1.1 Objetivo geral

Conforme a pergunta de pesquisa delineada, o objetivo geral, nesta pesquisa, foi verificar se o sistema financeiro bancário brasileiro se apresenta consolidado, em termos de liquidez.

1.2 Objetivos específicos

Consoante o objetivo geral exposto, definem-se os seguintes objetivos específicos:

- I. mensurar uma eventual inter-relação mensal entre as variações do IB, do ILSFN e de outras variáveis referentes à estabilidade financeira do sistema bancário brasileiro. Adicionalmente, como variáveis exógenas ao sistema sublinhado, foram utilizados o log-retorno do S&P500, o log-retorno do Índice Financeiro (IFNC) e as variações do Risco Brasil (RB);
- II. identificar a magnitude do efeito de um choque aleatório na variação do IB sobre a variação do ILSFN e vice-versa, por meio da função de impulso resposta. Avaliar as relações de causalidade entre as variáveis endógenas do modelo ajustado e a decomposição dos erros de variância das variáveis do modelo ajustado;
- III. replicar o procedimento adotado na pesquisa para o período em que vigorava apenas o BII, de modo a verificar se o sistema financeiro bancário já se apresentava consolidado, em termos de liquidez.

1.3 Justificativa

Os sistemas econômicos de países, tanto desenvolvidos como em desenvolvimento, devido à evolução dos meios de comunicação e à expansão das economias em âmbito global, estão intrinsecamente integrados. Desse modo, em meio a uma crise financeira, a falência ou a não solvência de um banco comercial, de uma seguradora ou, ainda, de um fundo de pensão, poderiam criar um efeito cascata em que várias instituições financeiras teriam o mesmo fim, conhecido também como risco sistêmico (JORION, 2007). Portanto, devem-se estabelecer métricas coerentes e precisas para a determinação de um capital regulatório mínimo para que, em caso de movimento inesperado da economia, as instituições financeiras sejam capazes de arcar com os prejuízos financeiros, suavizando os efeitos de uma crise na economia. Adicionalmente, questiona-se se a regulamentação bancária estaria corroborando para a melhoria e o fortalecimento do sistema bancário e econômico mundial.

Segundo Louzis, Xanthopoulos-Sisinis e Refenes (2014), embora existam medidas de risco, tal como o VaR, se o método utilizado para estimá-lo não for eficiente, empresas e investidores podem obter prejuízos persistentemente. Ainda de acordo com a visão destes autores, os contínuos resultados negativos obtidos por instituições financeiras durante a crise financeira global podem ser atribuídos aos métodos utilizados para se prever o VaR. Semelhantemente, na perspectiva de Jarrow (2013), devido à incoerência e à insuficiência dos métodos quantitativos determinados pelos reguladores do sistema bancário para se determinar o capital mínimo requerido, a arbitragem regulatória se expandiu. A oportunidade de se poder arbitrar foi observada, com consequências severas para a economia mundial, a partir das operações que envolviam o *Credit default swap* (CDS) e o *Credit default obligation* (CDO), realizadas pelas grandes instituições financeiras que culminaram na CFG (JARROW, 2013).

Na concepção de Kroszner e Strahan (2011), a arbitrariedade regulatória promovida pela própria regulamentação e o supervisionamento bancário, cada vez mais rigoroso, compactuam diretamente para o surgimento de instituições menos reguladas, que desempenham atividades semelhantes às de um banco comum, reconhecido como *shadow banking*. Milcheva (2013) argumenta que, em conformidade com a integração entre os mercados financeiros e de crédito, a regulamentação do setor bancário promove o seu enfraquecimento. Segundo o mesmo autor, a maior regulamentação e o supervisionamento, em alguns países, criam a possibilidade de uma arbitragem regulatória entre países, na qual há uma realocação de capital nos mercados financeiros menos regulados.

Diferentemente da questão da arbitragem regulatória, mas não menos importante, estabelecidas as medidas para a determinação do capital regulatório, mais especificamente em relação aos fatores de risco determinados pelo processo evolutivo de Basileia, tal capital deve ser mensurado de maneira acurada. Ao se utilizar modelos seguindo as normas estabelecidas no processo evolutivo de Basileia, se houver subestimação do capital regulatório, caso haja uma crise global no sistema econômico, as instituições financeiras não conseguirão dirimir suas obrigações e, conseqüentemente, declararão falência. Por sua vez, se o capital regulatório for sobrestimado, as instituições financeiras irão reter maior capital em investimentos de baixo risco, que irão prover retornos menores e, se houvesse maior capital para investimentos em ativos de maior risco, o retorno auferido por tais organizações seria bem maior. Assim, torna-se fundamental questionar se há a necessidade de se estipularem novas diretrizes para o aumento capital regulatório para os bancos, dado que o sistema financeiro bancário já seja consolidado em termos de liquidez.

A presente dissertação está segmentada em cinco capítulos, além desta introdução. No capítulo 2 discorre-se sobre o processo evolutivo dos Acordos de Basileia; no capítulo 3 descrevem-se os modelos matemáticos utilizados para a estimação das métricas de risco sublinhadas, os testes estatísticos para validação dos resultados e, ainda, descrevem-se os dados aplicados no trabalho. Na sequência, no capítulo 4, disponibilizam-se os resultados obtidos por meio da metodologia delineada com as respectivas análises. Por fim, no capítulo 5, tecem-se as considerações finais acerca dos resultados obtidos, conjuntamente com a sugestão para trabalhos posteriores.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Acordo de Basileia I

O mercado acionário, durante os anos de 1973 e 1974, se consolidou como um intenso período de crise e de instabilidade financeira (DAVIS, 2003). A crise se confirmou após a ruptura do sistema de *Bretton Woods*, que estabelecia regras comerciais e relações financeiras entre Estados Unidos, Canadá, Europa Ocidental, Austrália e Japão. Aquele período ainda foi intensificado pela crise do petróleo, que começou em outubro de 1973, quando os países membros da Organização dos Países Árabes Exportadores de Petróleo (OPAEP) proclamaram um embargo de distribuição de petróleo. Nesse sentido, grandes bancos, tal como o *Franklin National Bank of New York*, foram à falência, devido a grandes exposições de seus capitais no mercado de câmbio (BCBS, 2015).

O Comitê de Supervisão Bancária de Basileia (BCBS, do inglês *Basel Comitee on Banking Supervision*) foi originalmente fundado em 1974, pelos presidentes dos bancos centrais dos países pertencentes ao Grupo dos 10 (G10). Especificamente Alemanha, Bélgica, Canadá, Estados Unidos, França, Holanda, Itália, Japão, Reino Unido, Suécia e Suíça (BCBS, 2015). O objetivo do BCBS é o de promover fóruns, entre os países membros, em relação à supervisão bancária, de modo a fortalecer a estabilidade financeira internacional para que efeitos como aqueles provocados pela crise financeira de 1973-1974 não ocorram novamente ou, ainda, que sejam mitigados (BCBS, 2015). Assim, em 1987, os membros do BCBS aprovaram o Acordo de Basileia I (ou *Basel Capital Accord*), que viria a ser implementado pelos bancos em 1988 (BCBS, 2015).

O Acordo de Basileia I (denominado de BI, a partir deste ponto do texto) constituiu a primeira proposta que definia um conjunto de diretrizes para uma convergência internacional da regulamentação bancária, em termos de requerimento de capital (BCBS, 1988). A essência desta nova proposta acordada entre os governos dos países membros do BCBS estaria associada a dois objetivos fundamentais, quais sejam, (i) tornar o sistema bancário internacional mais rígido e estável e (ii) o modelo delineado deveria ser não somente justo, mas também consistente, em termos de aplicabilidade para bancos de diferentes países, promovendo, ainda, a redução da desigualdade competitiva entre eles.

O modelo proposto pelo documento, segundo o BI (1988, pág. 2),

se direciona principalmente na avaliação da constituição de capital em relação ao risco de crédito (risco da contraparte falir), mas outros riscos, notavelmente o risco da taxa de juros e o risco de investimentos em títulos, precisam ser levados em consideração pelos supervisores na avaliação completa do capital adequado.

Não obstante a negligência de métricas para a determinação do cálculo de outros riscos, diferentes dos de crédito, na avaliação do capital regulatório no BI, o BCBS se propôs a examinar a possibilidade de incluí-los futuramente (BCBS, 1988). Desse modo, de acordo com Jones (2000), este foi um dos motivos que colaboraram para a existência da arbitragem do capital regulatório, na qual o requerimento mínimo de capital não refletia o risco econômico completo ao qual a instituição bancária internacional estava exposta.

As limitações do BI foram observadas a partir de eventos históricos marcados pela falência de grandes instituições financeiras, durante a década de 1990, tal como o *Baring Bank*, o *Daiwa*, o *Allied Irish Bank* e outros (JORION, 2007). Rapidamente, em meio a grande exposição dos bancos internacionais em relação ao mercado de capitais, os reguladores observaram que o capital regulatório definido no BI não seria suficiente para que as perdas financeiras de tais instituições fossem absorvidas (CHANG *et al.*, 2011).

Em meio à necessidade de aperfeiçoar a regulamentação dos bancos internacionais, o documento desenvolvido pelo BCBS (1996) seria uma ementa ao BI que define as diretrizes para que as referidas instituições determinem sua exposição ao risco de mercado. De acordo com o BCBS (1996), o risco de mercado estaria associado aos ativos contidos dentro e fora do balanço patrimonial da instituição financeira que tivesse relação direta com os movimentos do mercado. Assim, conjuntamente com o risco de crédito, o risco de mercado foi incorporado ao cálculo do capital regulatório. Não obstante, ainda era necessário serem implementadas outras mudanças e a definição de outro tipo de risco, o qual também esteve presente nos episódios de falência, neste caso, o risco operacional.

2.2 Tipologias de risco

Os riscos financeiros aos quais as instituições financeiras bancárias estão expostas podem ser divididos em tipologias. Segundo Jorion (2007, p. 22), “os riscos financeiros geralmente são classificados nas categorias de risco de mercado, risco de liquidez, risco de mercado e risco operacional”.

De acordo com Jorion (2007), em conformidade com os eventos nos quais grandes instituições financeiras declararam falência, na década de 1990, entidades privadas começaram a

desenvolver métodos para mensurar os riscos nas operações financeiras. Nesse sentido, a J. P. Morgan, em 1994, definiu o que seria a exposição ao risco de mercado e ainda determinou quais seriam as métricas para determiná-lo, na primeira versão de seu documento técnico, conhecido como *RiskMetrics*®. O referido documento continuou sendo aprimorado com a reformulação dos modelos matemáticos e expandido, nos anos subsequentes à sua primeira edição, resultando na versão clássica de 1996, reconhecida como *RiskMetrics Technical Document* (RISKMETRICS, 2001).

Conforme J.P. Morgan (1996), o risco de mercado pode ser definido como a variação potencial da posição do portfólio de uma instituição financeira quando variáveis de mercado se alteram, tal como a taxa de juros e o preço de ativos. Ainda segundo este mesmo documento, definiu-se a metodologia do VaR, método capaz de estimar a perda financeira envolvida ao se segurar uma posição durante um horizonte de tempo definido e com um nível de confiança pré-determinado, como o *benchmark* para a mensuração do risco de mercado. De acordo com RiskMetrics (2001), a metodologia passou a ser utilizada na prática financeira por instituições passíveis de exposição ao risco de mercado e, ainda, é amplamente estudada no âmbito acadêmico.

A necessidade da incorporação do risco de mercado também foi observada pelos agentes reguladores bancários, culminando na elaboração de uma emenda ao BI, definindo o conceito de risco de mercado e delineando as diretrizes para o seu cálculo (BCBS, 1996). De acordo com a nova proposição, o risco de mercado seria determinado por meio da metodologia do VaR e passaria a integrar o cálculo do capital regulatório conjuntamente com o risco de crédito. Adicionalmente, o BCBS (1996) determinou métodos quantitativos padrões para o cálculo do risco envolvido em operações do mercado financeiro, tais como investimentos que envolvam exposição à variação das taxas de juros e de câmbio, e ainda permitiu a abordagem de modelos internos pelas instituições financeiras.

Os bancos internacionais poderiam desenvolver sua própria métrica para a mensuração de sua exposição diante do risco de mercado, contudo, ainda era exigido um conjunto de regras, quando utilizados estes modelos. Particularmente, o BCBS (1996) definiu que a estimação do VaR pela abordagem interna deveria considerar um horizonte de tempo amostral de, no mínimo, um ano, o nível de confiança deveria ser de 99%, o VaR deveria ser computado na base de 10 dias úteis e, ainda, outras imposições foram consideradas.

Inicialmente, segundo J.P. Morgan (1996), a metodologia do VaR foi desenvolvida pela *J. P. Morgan* como ferramenta para se quantificar o risco de mercado inerente a uma instituição que detém um conjunto de ativos, os quais podem ter seu preço alterado, devido a mudanças no mercado. De acordo com o autor destacado, as motivações para o desenvolvimento do método de cálculo estavam aliadas à expansão, na década de 1990, dos mercados de títulos, das operações financeiras envolvendo derivativos e do mercado de câmbio. Soma-se, ainda, o desenvolvimento de índices de mercado, os quais eram utilizados como forma de avaliação da performance do retorno de investimentos, de alocação de capital por meio de fundos ou para comparar o valor de mercado de uma empresa com outras do mesmo setor (J. P. MORGAN, 1996).

Em conformidade com a expansão do uso da metodologia do VaR como determinante da exposição ao risco de mercado pelas instituições financeiras, a qualidade do modelo foi avaliada. Nesse sentido, Artzner *et al.* (1999) definiram quais seriam as medidas coerentes de risco e verificaram que a coerência do VaR se torna inadequada ao ser adotada como medida de risco de um portfólio, pois a propriedade de subaditividade não é satisfeita sempre. Desse modo, em alguns casos, a soma do VaR de cada componente do portfólio será superior ao próprio VaR da carteira de ativos financeiros. Por conseguinte, o VaR desincentivaria a diversificação do portfólio de um investidor ou de uma empresa, devido ao fato de o acréscimo de novos ativos à carteira não ser capaz de mitigar o risco.

Embora o VaR seja capaz de definir qual seria a perda financeira máxima da posição de um portfólio para um horizonte de tempo e para um nível de confiança estabelecido, a medida não permite identificar qual seria a magnitude da perda. Assim, outra medida de risco, considerada coerente, se comparada ao VaR, como apontam Embrechts *et al.* (2014), o *Expected Shortfall* (ES) se apresenta como outro método capaz de auxiliar na gestão do risco do portfólio de uma empresa ou de um investidor. O ES diz respeito à magnitude esperada da perda financeira em um investimento, condicionada a retornos piores que o VaR. Assim, o interesse do administrador financeiro estaria relacionado não apenas ao percentual das perdas excedidas, mas também à magnitude de tais perdas, caso ocorram (CHRISTOFFERSEN, 2012).

Esta nova métrica mais coerente para determinar a exposição ao risco de mercado pelas instituições financeiras se configura como uma variação do VaR, conhecida como VaR condicional. Embora seja notável a incoerência de se adotar o VaR e, ainda, pela sua limitação em termos de determinar o risco de mercado, a medida ainda continuou a ser adotada pelas

instituições financeiras e pelos agentes reguladores, inclusive foi mantida no Acordo de Basileia II (BCBS, 2004). Contudo, no novo documento proposto pelo BCBS (2016) definiram-se novas diretrizes para o cálculo do risco de mercado, cujo destaque foi a alteração da metodologia do VaR pela do ES, devido ao fato de o último ser uma medida mais prudente para capturar a ocorrência de eventos extremos durante o períodos de estresse financeiro.

De acordo com Christoffersen (2012), o risco de liquidez pode ser definido como o risco de conduzir transações em mercados de baixa liquidez. Ainda segundo este autor, a atenção, no que se relaciona à gestão de risco, iniciou-se a partir dos eventos da crise financeira global de 2008.

Conforme Jorion (2007), o risco de crédito é o risco relativo às potenciais perdas financeiras da contraparte em cumprir completamente as suas obrigações contratuais. Em essência, ele é mensurado pelo custo da cobertura da perda financeira a qual a contraparte não conseguirá pagar.

Por fim, de acordo com Jorion (2007), o risco operacional está relacionado ao risco de perda financeira por meio de falhas no processo interno, de pessoas ou, ainda, por eventos externos. Os processos inadequados e as falhas humanas podem implicar em operações financeiras incorretas que levam a instituição financeira à falência. Adicionalmente, salienta-se que o risco operacional pode provocar riscos de créditos e riscos de mercado.

2.3 Acordo de Basileia II

De acordo com os eventos relacionados à falência de grandes empresas e instituições financeiras na década de 1990, foi necessária a revisão do BI, de modo a definir métricas e conceitos para outros tipos de riscos além do de crédito (BCBS, 2004). O Acordo de Basileia II (o qual será mencionado apenas como BII, a partir deste ponto do texto) introduziu o conceito de risco operacional e o incluiu também ao cálculo do capital regulatório. Neste caso, o capital regulatório estaria associado ao cômputo do risco de mercado conjuntamente com o do risco de crédito e do operacional. Adicionalmente, o BCBS (2004) instituiu que as diretrizes para o fortalecimento e a estabilidade do sistema bancário internacional se dariam na forma de três pilares.

Em conformidade com o BCBS (2004), cada pilar representaria um conjunto de regras relevantes a serem cumpridas com implementações bem distintas, mas que se autocomplementam. O primeiro pilar estaria relacionado à definição de regras e modelos matemáticos para o cálculo do capital regulatório dos quais as instituições financeiras deveriam

dispor para não decretarem falência diante de uma eventual crise econômica. Por sua vez, o segundo pilar diz respeito à supervisão de como os bancos internacionais têm seguido as diretrizes definidas pelo documento, promovendo suporte e acompanhamento preciso, para se reduzir a possibilidade de erros operacionais. Por fim, o terceiro pilar estaria associado à disciplina de mercado pela qual as instituições financeiras deveriam disponibilizar transparência com relação às informações e aos procedimentos internos utilizados para a definição do capital regulatório.

Na perspectiva de Alexander, Baptista e Yan (2013), a crise financeira global foi o fator determinante para que o BCBS revisasse as diretrizes delineadas para a determinação do risco de mercado no BII. De acordo com o BCBS (2009), a maioria das instituições financeiras, durante a crise financeira, não possuía capital regulatório suficiente para dirimir todas as obrigações; as perdas foram significativamente muito superiores ao capital mínimo exigido. Assim, o BCBS (2009) reformulou seu modelo matemático para o cálculo do risco de mercado, todavia, mantendo o VaR. O novo arquétipo define que, conjuntamente com o VaR, deveria ser estimado um segundo VaR, conhecido como Valor em Risco estressado (sVaR), cuja amostra para a sua estimação deveria conter um período de estresse financeiro, obedecendo aos mesmos critérios estipulados para a estimação do primeiro VaR (BCBS, 2009).

2.4 Acordo de Basileia III e desdobramentos

Os efeitos da CFG, iniciados a partir de 2007, demonstraram a fragilidade do sistema bancário internacional. Embora as instituições financeiras tivessem reportado o cumprimento da regulamentação imposta pelo BCBS por meio do BII para o cálculo do capital regulatório, o mesmo não foi suficiente para evitar a falência de grandes instituições financeiras e o risco sistêmico (ROSSIGNOLO; FETHI; SHABAN, 2013). A discussão sobre as possíveis falhas da proposição do BII pelo BCBS estava relacionada ao comportamento pró-cíclico da regulamentação imposta, devido ao fato de amplificar o ciclo econômico (GROSSE; SCHUMMAN, 2014). Nesse sentido, como resposta à ineficiência das diretrizes determinadas pelo BII, fez-se necessária sua revisão, que culminou na criação do Acordo de Basileia III (denominado como BIII a partir deste ponto do texto) (FIGUET; HUMBLLOT; LAHET, 2015).

Nas palavras de Rossignolo, Fethi e Shaban (2013), o BIII reformulou o modelo de cálculo do capital regulatório necessário para as instituições financeiras, acrescentando um colchão de conservação de capital e um outro colchão anticíclico. Segundo estes autores, o primeiro seria

para dar uma maior capacidade de liquidez às instituições financeiras, considerado como uma primeira defesa em caso de estresse financeiro na economia. Por sua vez, o segundo diz respeito à tentativa de se promover a interrupção do efeito de pró-ciclicidade, quando se verifica o crescimento expressivo do mercado de crédito. De acordo com o BCBS (2010), será aplicada às instituições financeiras a criação de um colchão de conservação de capital equivalente a 2,5% dos ativos ponderados pelo risco, enquanto o colchão anticíclico seria definido pelo regulador, podendo variar entre 0 a 2,5% se, no período, fosse identificado o aumento do risco sistêmico.

Não obstante os aprimoramentos realizados com a incorporação dos colchões, os regulamentos que regem a abordagem dos modelos internos para cálculo do capital regulatório eram ainda questionáveis. A utilização do VaR como métrica para se determinar a exposição ao risco de mercado e, conseqüentemente, determinar o capital regulatório apresentava incoerências, tal como o fato de ignorar mudanças na magnitude das perdas abaixo do nível de significância α (JARROW, 2013). Embora tenha sido adotado o sVaR para aperfeiçoar o cálculo do capital regulatório, o mesmo vai de encontro ao encorajamento de se desenvolverem técnicas mais robustas e acuradas para o cálculo do VaR (ROSSIGNOLO; FETHI; SHABAN, 2013).

Em conformidade com as contínuas críticas ao modelo proposto inicialmente, em 2010, o BCBS (2016) definiu novas diretrizes para o cálculo do capital regulatório, no que diz respeito ao risco de mercado. De acordo com o BCBS (2016), uma das mudanças mais significativas para se determinar a exposição ao risco de mercado estava no fato de o ES substituir o VaR. Assim, ainda de acordo com o documento, argumenta-se que o ES aparenta ser uma medida mais coerente, por considerar a magnitude das perdas financeiras em seu cálculo.

2.5 Sistema Financeiro Nacional

Compreende-se como Sistema Financeiro Nacional (SFN) o conjunto de instrumentos monetários e de instituições que visam transferir recursos financeiros entre os agentes econômicos deficitários e superavitários. Nesse sentido, de acordo com o BACEN (2017a), o SFN interage diretamente com quatro tipos de mercados, a saber: (i) mercado monetário; (ii) mercado de crédito; (iii) mercado de capitais; e (iv) mercado de câmbio. Em outras palavras, pode-se dizer que o SFN está associado ao mercado o qual fornece à economia papel-moeda e moeda escritural, ao mercado o qual provém recursos financeiros a pessoas e empresas, ao mercado que permite as sociedades privadas captar dinheiro e, por fim, ao mercado no qual se vende e se compra moeda estrangeira.

As instituições que participam do SFN podem ser classificadas de acordo com o seu papel desempenhado, podendo ele ser normativo ou operativo. No que se relaciona ao primeiro, segundo o BACEN (2017a), são os órgãos os quais se responsabilizam pela formulação e execução da política monetária, além de fiscalizar as instituições que operam no mercado financeiro de modo a garantir o bom funcionamento do SFN. Por sua vez, o segundo diz respeito às entidades que atuam como intermediadores de recursos financeiros entre pessoas e empresas (BACEN, 2017a).

Consoante o sistema normativo, salienta-se que existem duas instituições responsáveis pela fiscalização dos quatro mercados sublinhados. A Comissão de Valores Mobiliários (CVM) é a responsável por zelar o mercado de capitais de modo a manter o equilíbrio entre as iniciativas dos agentes captadores de recursos financeiros e a efetiva proteção daqueles que investem. Por sua vez, o BACEN seria o outro órgão normativo, o qual regulamenta, fiscaliza e supervisiona as instituições financeiras visando a estabilidade econômica do país.

De acordo com BACEN (2017a), o BACEN possui, como instrumento para realização da política monetária, o recolhimento compulsório. Ainda, segundo a instituição mencionada, tal ferramenta serve para influenciar a quantidade de moeda que circula na economia por meio de uma alíquota, a qual se constituiu como uma pequena parcela dos depósitos captados pelos bancos. Dessarte, verifica-se que, ao se aumentar o valor do recolhimento, a consequência será de os bancos emprestarem uma parcela inferior da sua reserva, ou seja, a quantidade total de moeda em circulação na economia será reduzida. Por sua vez, caso haja decréscimo da taxa do compulsório, as instituições bancárias fazem um menor depósito junto ao BACEN, o que leva ao aumento da circulação de moedas no país e, por conseguinte, eleva-se o nível de consumo e a própria economia tende a se expandir. Ademais, salienta-se que essa política monetária foi essencial para a estabilidade do sistema financeiro brasileiro perante a CFG (BACEN, 2017a).

2.6 Basileia no contexto brasileiro

Apesar de o BI ter sido aprovado em 1987 e implementado nos países do G10 a partir de 1988, no Brasil o Acordo teve sua implementação apenas em 1994, a partir da resolução 2099 (BACEN, 1994a). Nesta resolução, definiram-se, para as instituições financeiras bancárias, os valores mínimos de capital e patrimônio líquido ajustado compatível com o grau de risco inerente às suas operações ativas. Assim, foi estipulado que, dependendo do tipo de instituição

bancária, *e.g.* bancos comerciais, bancos de investimento e outros, haveria um valor monetário específico adotado como limite mínimo de capital realizado e patrimônio líquido. Adicionalmente, conforme a Resolução 2.099, foi definido também que as instituições financeiras bancárias deveriam manter um valor de patrimônio líquido ajustado, calculado a partir da Equação 1.

Equação 1 - Cálculo do Patrimônio Líquido Exigido (PLE)

$$PLE = 0,08(Apr),$$

tal que *Apr* representa os ativos ponderados pelo risco. A escolha do valor de 8% do ativo ponderado pelo risco confere com aquele estipulado em BI, conforme BCBS (1988).

No que se refere ao fator de ponderação dos riscos, ainda de acordo com a Resolução 2.099, conjecturaram-se diferentes patamares de riscos, conforme o tipo de ativo financeiro. Assim, estabeleceu-se que determinados ativos financeiros são considerados risco nulo (fator de ponderação igual a 0%), outros como de risco reduzido (fator de ponderação de 20% e 50%) e outros como de risco normal (fator de ponderação de 100%).

Ainda em 1994, foi introduzida a Resolução nº 2.139, que modificou o cálculo do PLE dado pela Equação 1 (BACEN, 1994b). Na fórmula do PLE foi considerada uma parcela que diz respeito ao risco de crédito por meio das operações de swap, de tal modo que $PLE = 0,015 (Sw) + 0,08(Apr)$. Não muito distante, o BACEN (1996), por meio da Resolução nº 2.262, introduziu o conceito de exposições líquidas para mensurar o risco relacionado ao swap, tal que o PLE neste período seria calculado a partir da Equação 2.

Equação 2 – PLE de acordo com a Resolução nº 2.262

$$PLE = \sum_{j=1}^k [SW_j] + F(Apr),$$

em que SW_j será a posição líquida da família *j* de swap, obtida mediante a soma algébrica dos valores de referência das operações de swap dela integrantes e *F* sendo um fator aplicável às operações ativas ponderadas pelo risco relacionados a prazo.

A partir de 1997, o BACEN (1997) introduziu a Resolução nº 2.399, aprimorando a fórmula descrita por meio da Equação 2. Nesse sentido, para se mensurar o PLE, a parcela referente ao risco de crédito das operações de swap (RCD_i) deve ser balizada por meio do fator de risco dos

referenciais objeto e suas correlações, ainda considerando seu prazo. A Equação 3 resume formalmente como ficou a base de cálculo do PLE.

Equação 3 – PLE por meio da Resolução nº 2.399

$$PLE = F' \sum_{i=1}^n RCD_i + F(Apr).$$

Nos anos subsequentes, entre 1999 e 2000, o Brasil se adequou à emenda ao BI publicada em 1996, a qual incorporava ao cálculo do capital regulatório o risco de mercado. Nesse sentido, na Resolução nº 2.606, de 1999, o BACEN (1999) não apenas definiu o conceito de risco de mercado, mas também o acrescentou na fórmula de cálculo do PLE. O risco de mercado era determinado por meio das exposições relativas às operações com ouro e às referenciadas em variação comercial (Aprc e fator F’). No ano seguinte, houve a introdução da Resolução nº 2.692, do Conselho Monetário Nacional (CMN), que acrescentou o risco de mercado relativo às variações das taxas de juros prefixadas no cálculo do PLE (EC_i). A Resolução nº 2.891 foi publicada em 2001, com o objetivo de agregar ao cálculo da parcela referente a câmbio e ouro um fator de decaimento K. Por conseguinte, o cálculo do PLE ficou definido segundo a Equação 4.

Equação 4 – PLE a partir da Resolução nº 2.891

$$PLE = F(Apr) + F' \sum_{i=1}^{n_1} RCD_i + F'' \left(\max \left\{ \left(\sum_{i=1}^{n_2} |Aprc_i| - K PR \right); 0 \right\} + \sum_{i=1}^{n_3} EC_i \right).$$

Em 2001, o CMN (2001), conforme a necessidade das adequações à Basileia, introduziu o conceito de Patrimônio de Referência (PR) e Patrimônio de Referência Exigido (PRE) que estariam substituindo os conceitos de patrimônio líquido (PL) e do patrimônio líquido ajustado (PLA), respectivamente. Nesse sentido, conjuntamente com a introdução do novo conceito, foi definida a fórmula de cálculo do PR, que seria o somatório dos resultados referentes ao Patrimônio de Referência Nível I (PRNI) e ao Patrimônio de Referência Nível II (PRNII).

Em meio à evolução do processo evolutivo de Basileia, a nova metodologia de cálculo do PRE com base nas diretrizes de BII foi definida por meio da Resolução nº 3.490, de agosto de 2007, na qual o PRE foi formalmente descrito de acordo com a Equação 5.

Equação 5 – PRE conforme Resolução nº 3.490

$$PRE = P_{EPR} + P_{CAM} + P_{JUR} + P_{COM} + P_{ACS} + P_{OPR},$$

tal que o P_{EPR} será a parcela referente às exposições ponderadas pelo fator de ponderação de risco; o P_{CAM} referente à parcela de risco associada às exposições em ouro, operações sujeitas à variação cambial e em moeda estrangeira; o P_{JUR} associado ao risco das operações sujeitas à variação de taxas de juros e classificadas na carteira de negociação; o P_{COM} baseado no risco referente às operações sujeitas à variação do preço de commodities; o P_{ACS} referente ao risco das operações sujeitas à variação do preço de ações classificadas na carteira de negociação e o P_{OPR} diz respeito ao risco operacional.

Em conformidade com a CFG, o BII foi questionado quanto à sua eficiência, dada a incapacidade do sistema financeiro internacional de se manter líquido. Assim, como um conjunto de novas emendas ao BII, teve origem o Basileia III (BIII), que modificaria o cálculo do PRE, introduzindo, ainda, novos conceitos de risco.

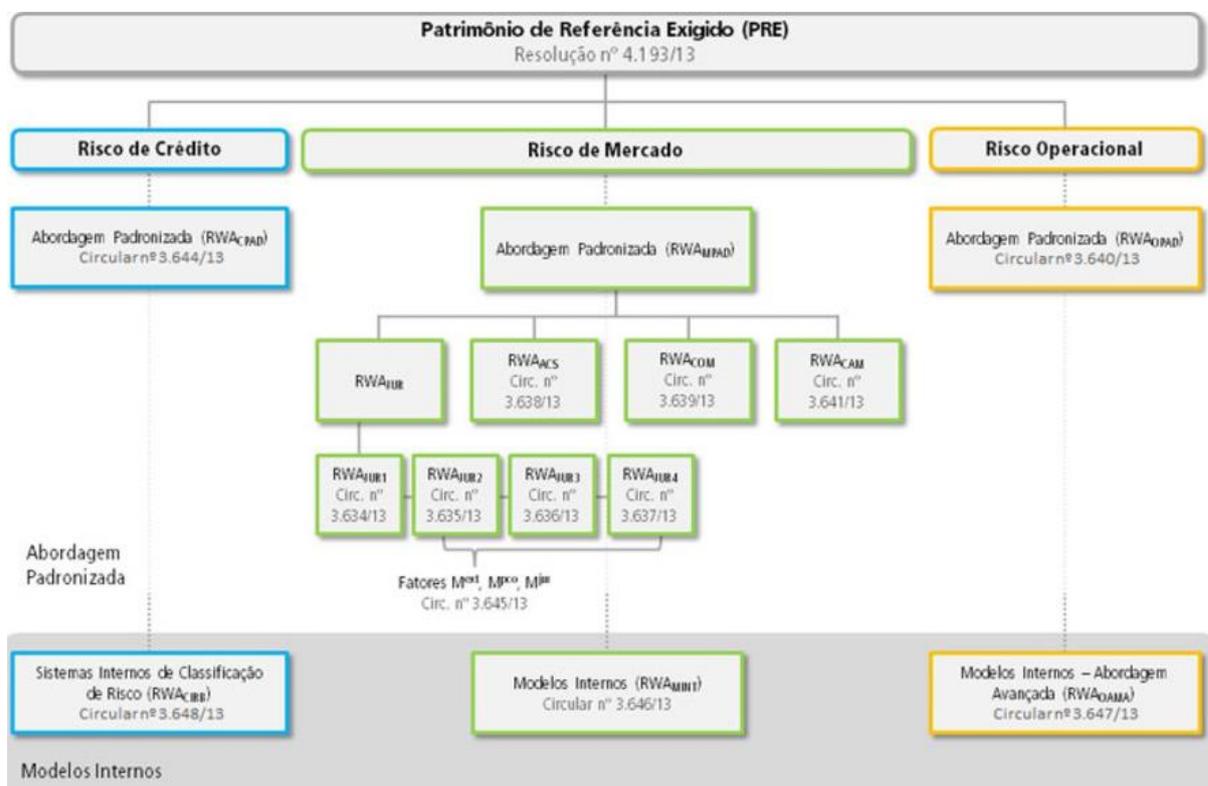
No Brasil, a transição do BII para a BIII teve início a partir das Resoluções nº 4.192 e nº 4.195 do CMN, publicadas no dia 1/3/2013 e complementadas por meio das Circulares nº 3.634 e 3.648 do BACEN, divulgadas em 4/3/2013. Os efeitos destas Resoluções e Circulares para as instituições financeiras nacionais só começaram a ser efetivamente considerados a partir do dia 1º de outubro de 2013, quando a BIII entrou definitivamente em vigor.

As novas mudanças propostas em meio à nova regulamentação bancária de BIII tentaria corrigir os pontos fracos do acordo anterior. Em suma, as modificações mais significativas podem ser enumeradas da seguinte maneira: (i) introdução dos índices de liquidez e do índice de alavancagem; (ii) redefinição do capital regulamentar e seus níveis; (iii) ampliação dos requerimentos de capital, e. g. introdução dos colchões de conservação de capital e (iv) aprimoramento do cálculo do ativo ponderado pelo risco.

Tendo em vista as alterações expostas do BII para a BIII, na

Figura 1 resume-se como será calculado o PRE, conforme a Resolução nº 4.193 de 2013 (BACEN, 2013).

Figura 1 – PRE conforme Resolução nº 4.193 de 2013



Fonte: Adaptado de ANBIMA (2017).

2.7 Estudos relacionados à evolução de Basileia

De acordo com o BCBS (2015), diante da crise financeira do período 1973-1974, a partir deste ponto foi questionada a estabilidade do sistema bancário internacional e houve a necessidade do estabelecimento de uma regulamentação para tais instituições financeiras de modo que, dado uma eventual crise, economia dos países não fossem à falência. O debate, no que se relaciona à redução do risco de falência das instituições financeiras por meio do delineamento de regras, já era recorrente antes mesmo da proposição do BI (KAREKEN; WALLACE, 1978; KOEHN; SANTOMERO, 1980; KIM; SANTOMERO, 1988). A partir da imposição do BI e do começo de sua efetiva implementação no sistema bancário internacional, ainda era debatido se a regulamentação implicaria em redução do número de falência dessas instituições financeiras (FURLOONG; KEELEY, 1989; ROCHET, 1992; BLUM, 1999). De acordo com os trabalhos sublinhados, a possibilidade de a regulamentação conseguir reduzir possíveis

problemas de insolvência estava associada à estrutura de mercado e à função objetiva dos bancos, podendo ser desnecessária ou necessária.

Ao longo da implementação do BI e em meio à evolução dos meios de tecnologia aplicados às finanças, concomitantemente com o desenvolvimento de novos produtos financeiros, observou-se a ocorrência da arbitragem regulatória no cálculo do capital regulatório (JONES, 2000). Embora tenham sido implementadas melhorias com relação ao cálculo do capital regulatório com a introdução do BII pelo BCBS (2004) e com suas posteriores revisões, a arbitragem regulatória se perpetuou (KROSZNER; STAHAN, 2011; MILCHEVA, 2013). Nos trabalhos citados argumenta-se que a imposição de maiores restrições com relação à constituição de capital como reserva estimula os bancos a desenvolverem mecanismos que consigam gerar o capital mínimo segundo os acordos, mas que não refletem risco econômico real da instituição.

Em conformidade com outra ótica da problematização das regras e métodos quantitativos delineados pelos Acordos de Basileia I e II, a regulamentação é considerada falha, por apresentar comportamento pró-cíclico (RABELL; JACKSON; TSOMOCOS, 2005; HEID, 2007; JACQUES, 2007; DRUMOND, 2009). Estes autores exploram a questão da concessão de crédito em relação a ciclos econômicos de alta e baixa, associados à constituição do capital regulatório. Ainda segundo os mesmos autores, os resultados implicam que há um estímulo na redução do capital mínimo regulamentar em períodos de *boom* econômico, provocando falências numa eventual crise. Por sua vez, em períodos de baixa, a concessão de crédito se tornaria mais difícil, limitando as instituições financeiras a recompor seus capitais, estendendo a duração do período de crise. Para minimizar os problemas relativos ao estímulo do comportamento pró-cíclico, Grosse e Schumann (2014) realizaram um trabalho aplicado às instituições financeiras alemãs, concluindo que a imposição dos colchões para conservação de capital e o anticíclico fortalecem o sistema bancário internacional, contribuindo para o cálculo do capital regulatório mais preciso, porém, o autor ainda argumenta que tais medidas devem ser debatidas.

Outra consideração a ser feita com relação ao processo evolutivo de Basileia diz respeito à questão da abordagem dos modelos internos para se determinar a exposição ao risco de mercado e, conseqüentemente, o capital regulatório. O reconhecimento quantitativo e sua incorporação ao cálculo do capital regulatório foram observados na emenda de 1996 ao BI (BCBS, 1996). Os modelos deveriam mensurar o VaR para apuração da exposição ao risco de mercado, seguindo procedimentos como o nível de confiança de 99%, o VaR deveria ser computado na

base de 10 dias e outros (BCBS, 1996). Apesar de ser considerada uma medida de fácil interpretação, devido à sua simplicidade, o método não pode ser considerado uma medida de risco coerente (ARTZNER *et al.*, 1999). Autores avaliaram que o VaR nada diz a respeito sobre qual a magnitude da potencial perda, caso ela ocorra e ainda aumenta a possibilidade de falência das instituições financeiras (ALEXANDER; BAPTISTA, 2006; JARROW, 2007; JARROW, 2013). Recentemente, o BCBS (2016) reavaliou seus métodos quantitativos para o risco de mercado e definiu que a métrica a ser utilizada para tanto será o ES e não mais o VaR.

Observa-se, assim, que as discussões a respeito do processo evolutivo e seus desdobramentos envolvem várias falhas. Notoriamente, tais erros foram observados na prática por meio de eventos que culminaram na falência de grandes instituições financeiras (JORION, 2007; MILCHEVA, 2013). A partir desses eventos, em meio à fragilidade observada do sistema bancário internacional, novos acordos de Basileia foram propostos, para que eventos, tais como a crise de 1973-1974, a crise financeira global e a recente crise de dívidas na Europa, não se repetissem.

O estudo da evolução do processo evolutivo de Basileia também foi realizado para o contexto brasileiro. Sobreira (2008) discute se as diretrizes determinadas por meio de BI e BII deveriam ser aplicadas para todos os bancos do sistema financeiro nacional. A partir de embasamentos teóricos e discussões a respeito da aplicabilidade das regras impostas por BII aos bancos de desenvolvimento, concluiu-se que elas não são aplicáveis, seja pela forma inadequada de lidar com o risco ou pela não cobertura dos riscos relevantes para estas instituições.

Diante o exposto, diferentemente dos demais trabalhos abordados neste referencial teórico, na presente Dissertação o foco está em avaliar o impacto do processo evolutivo dos acordos de Basileia, no que diz respeito à liquidez do sistema financeiro bancário para o cenário brasileiro. Nesse sentido, a contribuição para o arcabouço teórico será o de prover um novo estudo que irá verificar se, desde o BII, o sistema financeiro bancário apresentava ser consolidado, em termos de liquidez. A imposição de maiores requerimentos de capital mínimo para os bancos torna o sistema financeiro nacional mais seguro, todavia, se tais requerimentos forem desnecessários, as instituições financeiras ficarão impossibilitadas de auferir rentabilidades maiores. Por conseguinte, discute-se se, realmente, tais mudanças propostas pelo processo evolutivo de Basileia devem ser aceitas para o cenário brasileiro. Ademais, salienta-se que não foram encontrados estudos anteriores que adotaram os mesmos modelos para avaliar este processo evolutivo para o caso brasileiro.

3 METODOLOGIA

No que se relaciona aos objetivos, na perspectiva de Gil (2008), esta pesquisa pode ser considerada como explicativa. Consoante o modelo que será utilizado, um VARX de ordem p, pretende-se explicar qual a relação entre os indicadores de estabilidade financeira dos bancos e as variáveis exógenas que afetam o setor bancário diretamente, a partir do processo de evolução dos acordos de Basileia. Nesse sentido, a partir do modelo final ajustado, tais relações serão estudadas para verificar se, desde o BII, os bancos brasileiros já apresentavam situação financeira consolidada.

Em relação à abordagem da pesquisa, a mesma pode ser classificada como quantitativa. Para o alcance dos objetivos, foram utilizados instrumentos estatísticos como modelos e testes de hipóteses para avaliação e validação do ajuste dos modelos. De acordo com Creswell (2007), a estatística, como meio técnico da investigação, permite a obtenção de resultados precisos, os quais proporcionam inferências mais robustas.

O procedimento adotado classifica-se como *ex-post-facto*. Segundo Gil (2008), tal pesquisa se caracteriza pela inexistência de controle direto sob a variável de interesse e pelo uso do empirismo. As mudanças do cenário econômico de um país impossibilitam a determinação de uma relação direta entre a variação dos indicadores de estabilidade financeira de seus bancos, conjuntamente com variáveis exógenas que afetam o setor. Nesse sentido, por mais que sejam utilizados modelos simples ou robustos, apenas uma aproximação da realidade pode ser feita, tal como o resultado que será alcançado por meio de um modelo VARX.

3.1 Coleta e tratamento de dados

De acordo com o BACEN (2017b), o IB mensura a adequação de capital das instituições bancárias e é baseado nas definições do Acordo de Capital de Basileia sendo o valor da razão entre o PR e os ativos ponderados pelo risco.

Segundo o BACEN (2017b), o ILSFN mensura o volume dos recursos líquidos que a instituição financeira manterá disponível em face de um fluxo de caixa sob severo cenário de estresse. Nesse sentido, o ILSFN pode ser calculado por meio da razão entre o montante de ativos líquidos da instituição financeira e seu fluxo de caixa estressado para um horizonte de 30 dias. Adicionalmente, salienta-se que as instituições com ILSFN superior a 1,0 (100%) detêm ativos

líquidos em quantidade monetária suficiente para suportar um possível cenário de estresse financeiro.

O capital sobre ativos (CSA), conforme BACEN (2017b), representa a razão entre as medidas ajustadas do patrimônio líquido e dos ativos totais das instituições bancárias. O indicador descreve a alavancagem do sistema bancário e é calculado considerando-se as medidas ajustadas do patrimônio líquido (PLA) como o numerador, sendo as medidas ajustadas aos ativos totais (ATA) o denominador. O ATA será composto pelo Ativo Circulante e Realizável a Longo Prazo e o Permanente, com balanceamento e reclassificação de rubricas ou grupos de rubricas. Por sua vez, o PLA é definido pelo Patrimônio Líquido (conta Plano Contábil das Instituições do Sistema Financeiro Nacional (COSIF) 6.0.0.00.00-2) ajustado pelo valor líquido entre receitas (conta COSIF 7.0.0.00.00-9) e despesas (conta COSIF 8.0.0.00.00-6).

O retorno sobre o patrimônio líquido (ROE) das instituições bancárias é definido, em BACEN (2017b), como um indicador de rentabilidade das instituições financeiras do sistema. O cálculo do ROA se dá por meio da razão entre o lucro líquido depois do imposto de renda acumulado nos últimos 12 meses e o PLA médio dos últimos 13 meses.

De acordo com BACEN (2017b), o retorno sobre ativos (ROA), como o ROE, é um indicador de rentabilidade das instituições financeiras do sistema bancário. O cálculo deste indicador tem como numerador o lucro líquido depois do imposto de renda acumulado nos últimos 12 meses, sendo o seu denominador o ATA dos últimos 13 meses.

No que se refere ao Patrimônio de Referência Nível I (PRNI), segundo o BACEN (2017b), o indicador mensura o capital de nível 1 das instituições financeiras bancárias definidas nos acordos de Basileia. O capital de nível I é composto, principalmente, por quotas, lucros retidos, ações e outros instrumentos que sejam capazes de absorver perdas com a instituição financeira ainda em funcionamento (para mais detalhes ver Circular nº 3.444, de 25 de março de 2009 e Resolução nº 4.192, de 1º de março de 2013).

No que diz respeito ao Patrimônio de Referência Nível II (PRNII), o BACEN (2017b) é o indicador que mede o capital de nível II das instituições financeiras, baseado nos Acordos de Basileia. O capital de nível II está associado, em grande parte, aos instrumentos capazes de absorver perdas em caso de liquidação financeira da instituição (para maiores detalhes ver Circular nº 3.444, de 25 de março de 2009 e Resolução nº 4.192, de 1º de março de 2013).

Com a definição dos indicadores de estabilidade do sistema financeiro nacional, todos absorveram, direta ou indiretamente, os efeitos do processo evolutivo de Basileia. Nesse sentido, todos estes indicadores destacados serão tratados como variáveis endógenas. De acordo com Tsay (2010), serão aplicadas as variações em escala logarítmicas dos indicadores de estabilidade financeira do sistema financeiro nacional, de modo a estacionarizar as séries de dados para a adoção de um modelo VARX(p,s). Por conseguinte, os dados de ajuste serão as variações mensais, em escala logarítmica, dos indicadores de estabilidade financeira do setor bancário brasileiro, sendo definidos por meio de suas siglas acrescido da letra L.

No que tange à seleção das variáveis exógenas que não estão associadas diretamente às mudanças ocorridas na legislação bancária por meio do processo evolutivo de Basileia, optou-se pelo uso das variações mensais logarítmicas do RB (RBL), do log-retorno mensal do S&P500 e do log-retorno mensal do Índice Financeiro (IFNC). A escolha do RB se dá pelo fato de este indicador representar o grau de instabilidade econômica do país; conseqüentemente, espera-se que, com o crescimento do RB, a economia retraia, afetando a liquidez do setor financeiro bancário negativamente. Por sua vez, os log-retornos mensais referentes ao S&P500 refletem o risco financeiro, dado o cenário econômico externo. Desse modo, acredita-se que a redução do log-retorno mensal do S&P500 implica numa possível instabilidade econômica externa que reduz os investimentos estrangeiros no país, provocando uma retração econômica. Por fim, o IFNC é uma carteira teórica de ativos criada pela BM&FBovespa, composta pelos ativos de maior negociabilidade e representatividade dos setores de intermediários financeiros, seguros, previdência e serviços financeiros diversos do país. Portanto, espera-se que a variação negativa do log-retorno mensal do IFNC represente o enfraquecimento do sistema financeiro bancário, associado diretamente à sua liquidez.

Os dados, tanto das variáveis exógenas quanto das variáveis endógenas, são provenientes do Sistema Gerenciador de Séries Temporais v2.1, disponível no sítio eletrônico do BACEN, do sítio eletrônico do *Investing*, o qual oferece informações financeiras para o mercado, e do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Enfatiza-se, ainda, que o conjunto de dados utilizado para o desenvolvimento da pesquisa apresenta caráter essencialmente secundário, ou seja, dados que podem apresentar diferentes interpretações, se comparadas aquela de seu registro (COOPER; SCHINDLER, 2011). Adicionalmente, salienta-se que a implementação dos métodos sublinhados nesta seção, bem como a aplicação de análises estatísticas, foi realizada por meio do *software* R (R CORE TEAM, 2017).

3.2 Vetor autorregressivo

De acordo com Christoffersen (2012), os modelos de séries temporais multivariados são relevantes para a gestão de risco. O processo evolutivo de Basileia introduziu novos conceitos de risco e novas métricas para se determinar o PR e, conseqüentemente, fortalecer a estabilidade do sistema financeiro bancário. Intuitivamente, se a gestão do risco não for feita adequadamente pelos bancos, em meio a uma crise financeira, as instituições bancárias não irão dispor do valor necessário para dirimir suas obrigações e irão falir como consequência. Segundo Christoffersen (2012), a modelagem do risco pode ser realizada por meio do uso de múltiplos ativos financeiros, fatores de risco ou, também, por meio de indicadores financeiros. Particularmente, destaca-se o VAR como método atrativo para se avaliar as relações existentes entre o retorno de ativos e outros fatores macroeconômicos. Outra possível viabilidade deste modelo está na possibilidade de se prever o comportamento de uma variável em relação a ela mesma e outras variáveis endógenas defasadas no tempo (KILIAN; LÜTKEPOHL, 2016). Nesse sentido, considerando o caso mais simplório, formalmente temos que um modelo VAR de ordem 1, ou VAR(1), para uma série temporal multivariada $\mathbf{y}_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$, será dado conforme a Equação 6.

Equação 6 - VAR de ordem 1

$$\mathbf{y}_t = \Phi_0 + \Phi_1 \mathbf{y}_{t-1} + \varepsilon_t,$$

em que Φ_0 será um vetor coluna de constantes de dimensão k ; Φ_1 será a matriz de coeficientes para a ordem 1 $K \times K$ e ε_t será o vetor coluna dos termos de erro não observados. Os ε_t serão assumidos como vetores estocásticos independentes com média 0 e com Σ_ε sendo a matriz de covariâncias definida positiva. Adicionalmente, salienta-se que o processo será estável apenas se a Equação 7 for verdadeira.

Equação 7 - Condição de estabilidade para um processo VAR(p)

$$\det(I_K - \Phi_1 z - \dots - \Phi_K z^p) \neq 0 \text{ para } |z| \leq 1$$

O resultado da Equação 7 implica que o polinômio definido pelo determinante do operador autorregressivo não apresenta raiz unitária (para maiores detalhes, ver Lütkepohl, 2005).

Diferentemente do caso univariado, o interesse está em averiguar as relações das variáveis no tempo, não somente de acordo com as informações passadas isoladas, mas combinando-as de maneira a se obter resultados mais verossímeis e fidedignos. Para o caso geral, matematicamente, o modelo VAR para uma ordem p qualquer seguirá a estrutura algébrica apresentada na Equação 8.

Equação 8 - VAR de ordem p

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\phi}_0 + \boldsymbol{\Phi}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\Phi}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \boldsymbol{\Phi}_3 \mathbf{y}_{t-3} + \dots + \boldsymbol{\Phi}_p \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t.$$

Desse modo, como exemplo simples de aplicação da Equação 8, um caso bivariado e ainda considerando o modelo VAR(1), é possível obter as seguintes equações:

Equação 9 - Exemplo das equações de um modelo VAR bivariado de ordem 1

$$y_{1t} = \phi_{10} + \Phi_{11}y_{1,t-1} + \Phi_{12}y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t},$$

$$y_{2t} = \phi_{20} + \Phi_{21}y_{1,t-1} + \Phi_{22}y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t},$$

em que y_{it} é o elemento da i -ésima linha de \mathbf{y}_t ; Φ_{ij} é o elemento na i -ésima linha e j -ésima coluna de $\boldsymbol{\Phi}$ e Φ_{i0} é o elemento da i -ésima linha de $\boldsymbol{\Phi}_0$. Analiticamente, o Φ_{12} representa a dependência linear existente entre y_{1t} e $y_{2,t-1}$, ao se considerar as observações passadas $y_{1,t-1}$ no modelo. Nesse sentido, infere-se que Φ_{12} refletirá o efeito da variável $y_{2,t-1}$ em y_{1t} condicionado em $y_{1,t-1}$. Analogamente o coeficiente Φ_{21} provocará alterações em y_{2t} por meio de $y_{1,t-1}$ condicionado em $y_{2,t-1}$. Por conseguinte, caso $\Phi_{12} = \Phi_{21} = 0$, então y_{1t} e y_{2t} dependerão, exclusivamente, apenas de suas informações passadas.

3.3 Vetor Autorregressivo com Variável(is) Exógena(s)

De acordo com Lütkepohl (2005), o modelo de vetor autorregressivo com variáveis exógenas, ou VARX, pode ser compreendido como um modelo de VAR que agrega, na estrutura de defasagens de suas equações, a inclusão de uma ou mais variáveis exógenas às variáveis

remanescentes. Nesse sentido, pode-se dizer que não existe um *feedback* entre as variáveis endógenas defasadas e as variáveis exógenas, permitindo reduzir a ordem das defasagens de seus coeficientes para 0. Seja \mathbf{y}_t uma série temporal K-dimensional e \mathbf{x}_t uma série de variáveis exógenas M-dimensionais; formalmente, o modelo da forma VARX será dado de acordo com a Equação 10.

Equação 10 - Equação geral de um modelo VARX

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\phi}_0 + \sum_{i=1}^p \boldsymbol{\Phi}_i \mathbf{y}_{t-i} + \sum_{j=0}^s \boldsymbol{\beta}_j \mathbf{x}_{t-j} + \boldsymbol{\varepsilon}_t,$$

em que $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ é uma sequência de vetores aleatórios independentes e identicamente distribuídos (i.i.d.) com média zero e matriz de covariância $\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon$; $\boldsymbol{\Phi}_i$ representando os coeficientes matriciais usuais do VAR como definido na Equação 6; $\boldsymbol{\beta}_j$ serão os coeficientes matriciais $k \times m$ e as variáveis p e s são inteiros não negativos. A partir desta estrutura de equação, o modelo permite que, instantaneamente, \mathbf{x}_t afete \mathbf{y}_t para $\boldsymbol{\beta}_t \neq \mathbf{0}$. Salienta-se que as ordens p e s da Equação 10 podem ser obtidas de várias maneiras, sendo os critérios de informação alguns deles. Adicionalmente, ressalta-se que a condição de estabilidade de z_t condicionada em $\{\mathbf{x}_{t-j} | j = 0, 1, \dots, s\}$ corresponde à mesma definida para o VAR(p).

No presente trabalho, foi definido que as relações entre as variáveis exógenas, no que diz respeito às endógenas, seriam estudadas apenas para o mesmo período de tempo t , reduzindo o modelo para um VARX(p,0). Tal justificativa se dá pelo fato de o interesse maior estar em avaliar a relação das variáveis endógenas do sistema e para valores superiores de s . Devido ao grande número de variáveis, o modelo não ficaria parcimonioso, tornando difícil a interpretação das equações obtidas, dado o ajuste do modelo. Soma-se, ainda, o fato de, neste trabalho, não haver interesse em avaliar a causalidade entre as variáveis exógenas e endógenas. Ademais, salienta-se que o método de estimação do VARX(p,0) foi estimado a partir do método Ordinary Least-Squares (OLS) (para mais detalhes ver Tsay (2016)).

3.4 Critérios de informação

Anteriormente ao ajuste de um modelo VAR(p) ou VARX(p,s), os parâmetros p e s devem ser determinados. De acordo com Tsay (2016), os critérios de informações se apresentam eficientes, no que diz respeito à seleção de modelos estatísticos. Observa-se que todos os

critérios são baseados na verossimilhança e podem ser desmembrados em dois componentes. Nesse sentido, o primeiro componente está relacionado à qualidade do ajuste do modelo aos dados, enquanto o segundo componente penaliza modelos que incluem um número maior de parâmetros para explicar a variável de interesse.

Segundo os estudos de Hannan e Quinn (1979), de Quinn (1980), de Akaike (1981) e de Lütkepohl (2006), foram propostos alguns critérios de informações, os quais que podem ser definidos a partir da Equação 11. Salienta-se que todos estes critérios serão utilizados na determinação do número de defasagens do modelo VARX.

Equação 11 - Definição formal dos critérios de informação

$$AIC(p) = \log \det \left(\tilde{\Sigma}_\varepsilon(p) \right) + \frac{2}{T} pK^2,$$

$$HQ(p) = \log \det \left(\tilde{\Sigma}_\varepsilon(p) \right) + \frac{2 \log(\log(T))}{T} pK^2,$$

$$SC(p) = \log \det \left(\tilde{\Sigma}_\varepsilon(p) \right) + \frac{\log(T)}{T} pK^2, \text{ e}$$

$$FPE(p) = \left(\frac{T + p^*}{T - p^*} \right)^K \det \left(\tilde{\Sigma}_\varepsilon(p) \right),$$

sendo a sigla AIC referente ao *Akaike Information Criterion*, a sigla HQ referente ao *Hannan-Quinn Information Criterion*, a sigla SC referente ao *Schwarz Information Criterion* e a sigla FPE referente ao *Final Prediction Error*. Salienta-se que $\tilde{\Sigma}_\varepsilon(p) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t'$, e p^* é o número total de parâmetros em cada equação e p a ordem do lag.

3.5 Testes de diagnóstico

Nesta seção são apresentados os testes de diagnóstico utilizados na presente dissertação para validar o modelo VARX ajustado. Nesse sentido, caso o modelo VARX seja validado, inferências a respeito das inter-relações das variáveis podem ser feitas.

3.5.1 Heterocedasticidade

O teste para verificar a existência de heterocedasticidade nos resíduos de um modelo VARX ajustado será o teste *Autoregressive Conditional Heteroscedastic* (ARCH) multivariado (para

mais detalhes ver Engle, 1982; Hamilton, 1994 e Lütkepohl, 2006). O teste ARCH multivariado do tipo multiplicador de Lagrange (ou teste ARCH-LM multivariado) será baseado na regressão disponibilizada na Equação 12.

Equação 12 - Regressão para estimação do teste ARCH-LM

$$vech(\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t') = \beta_0 + B_1 vech(\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_{t-1} \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_{t-1}') + \dots + B_q vech(\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t') + v_t,$$

em que v_t representa o processo de erro esférico e $vech$ é o processo de vetorização de uma matriz simétrica, considerando apenas a parte triangular inferior. Ainda conforme a Equação 12, a dimensão de β_0 é $\frac{1}{2}K(K+1)$ e para os coeficientes da matriciais B_i sendo $i = 1, \dots, q$ e de dimensão $\frac{1}{2}K(K+1) \times \frac{1}{2}K(K+1)$. A hipótese nula será $H_0 := B_1 = B_2 = \dots = B_q = 0$ e a hipótese alternativa será $H_1 : B_1 \neq 0 \cap B_2 \neq 0 \cap \dots \cap B_q \neq 0$. Assim, as estatísticas de teste serão definidas conforme a Equação 13.

Equação 13 - Estatística de teste para o ARCH-LM

$$VARCH_{LM}(q) = \frac{1}{2}TK(K+1)R_m^2,$$

com

$$R_m^2 = 1 - \frac{2}{K(K+1)} tr(\hat{\Omega} \hat{\Omega}_0^{-1}),$$

tal que $\hat{\Omega}$ representa a matriz de covariância da Equação 12. O teste estatístico será distribuído como $\chi^2(qK^2(K+1)/4)$.

3.5.2 Normalidade

O teste de normalidade Jarque-Bera multivariado é aplicado aos resíduos do modelo VARX, bem como os testes multivariados separados para a assimetria e curtose (para maiores detalhes ver Bera e Jarque, 1980; Jarque e Bera, 1987 e Lütkepohl, 2006). A versão multivariada do teste é computada a partir da decomposição de *Cholesky* da matriz de variância-covariância centrada nos resíduos. A Equação 14 representa a estatística de teste Jarque-Bera multivariado.

Equação 14 - Estatística de teste Jarque-Bera para o caso multivariado

$$JB_m = s_3^2 + s_4^2,$$

em que s_3^2 e s_4^2 são computados de acordo com a Equação 15 e a Equação 16.

Equação 15 - Estatística de teste para a assimetria

$$s_3^2 = T b_1' b_1 / 6$$

Equação 16 - Estatística de teste para a curtose

$$s_4^2 = T(b_2 - 3K)'(b_2 - 3K) / 24 ,$$

em que \mathbf{b}_1 e \mathbf{b}_2 são o terceiro e o quarto vetores dos momentos não centrais dos resíduos padronizados $\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t^s = \tilde{A}^-(\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t - \bar{\boldsymbol{\varepsilon}}_t)$ e \tilde{A} será a matriz triangular inferior com a diagonal positiva, tal que $\tilde{A}\tilde{A}' = \tilde{\Sigma}_\varepsilon$. A estatística do teste de Jarque-Bera multivariado será distribuída como $\chi^2(2K)$ e o teste multivariado para a assimetria (s_3^2), bem como o teste multivariado para a curtose (s_4^2), seguirá a distribuição $\chi^2(K)$. Adicionalmente, conforme Kilian e Lütkepohl (2016), a ausência da normalidade das inovações em um modelo VAR não é necessária para validar a grande maioria dos processos assintóticos relacionados à modelagem de VAR.

3.5.3 Estabilidade estrutural

A estabilidade estrutural de um modelo VARX é um dos pressupostos do modelo e deve ser testada. Caso a estabilidade estrutural não se identifique, implica que os coeficientes variam ao longo do tempo e a condição descrita pela Equação 7 não é satisfeita. A análise recursiva estatística é comumente computada e colocada em um gráfico para avaliar a estabilidade do modelo ao longo do tempo. Em continuidade ao raciocínio, o modelo estimado será utilizado considerando apenas a data de $t = 1, \dots, \tau$ de modo que τ irá variar de um valor pequeno da primeira observação amostral (T_1) até a última (T). Assim, os intervalos de confiança estimados e as estimativas feitas pelo método recursivo serão plotados para diferentes valores de τ .

Para um modelo linear $y_t = x_t' \beta + \varepsilon_t (t = 1, \dots, T)$ com $x_t (K \times 1)$ e $\hat{\beta}_{(\tau)}$ denotando o estimador OLS baseado nas primeiras observações apenas de τ , tem-se, formalmente, a Equação 17.

Equação 17 - Estimador OLS baseado nas primeiras observações τ

$$\hat{\beta}_{(\tau)} = \left(\sum_{t=1}^{\tau} x_t x_t' \right)^{-1} \sum_{t=1}^{\tau} x_t y_t, \quad \tau \geq K,$$

por sua vez, seja K o número de regressores no modelo estável restrito, os resíduos recursivos serão dados como disposto na Equação 18.

Equação 18 - Fórmula matemática dos resíduos recursivos

$$\hat{\varepsilon}_t^{(r)} = \frac{y_t - x_t' \hat{\beta}_{(\tau-1)}}{(1 + x_t' (\sum_{t=1}^{\tau-1} x_t x_t')^{-1} x_t)^{1/2}}, \tau = K + 1, \dots, T.$$

Seguindo a proposta desenvolvida pelo trabalho de Brown, Durbin e Evans (1975), será adotado o teste CUSUM. Como o próprio nome já diz, CUSUM representa a soma recursiva cumulativa dos resíduos do modelo ajustado, definido conforme a Equação 19.

Equação 19 - Soma cumulativa recursiva dos resíduos (CUSUM)

$$CUSUM_\tau = \sum_{t=K+1}^{\tau} \hat{\varepsilon}_t^{(r)} / \hat{\sigma}_\varepsilon,$$

em que $\hat{\sigma}_\varepsilon$ representa o desvio padrão estimado dos resíduos recursivos. A Equação 19 consegue capturar mudanças estruturais e comumente plotadas para $\tau = K + 1, \dots, T$, para validar o modelo. Desse modo, se o CUSUM ficar muito distante da linha 0, haverá evidência estatística contra a estabilidade estrutural sobre o modelo assumido. Conforme Krämer e Sonnberger (1986) e Krämer, Ploberger & Alt (1988), o teste considera o nível de significância de 5% e tem a estrutura de estabilidade rejeitada caso o $CUSUM_\tau$ ultrapasse as linhas de $\mp 0,948[\sqrt{T-K} + 2(\tau-K)/\sqrt{T-K}]$.

3.5.4 Autocorrelação

Para verificar a ausência de correlação serial nos resíduos do modelo VARX, aplicam-se o teste de Portmanteau (assintótico) e o teste LM, proposto por Breusch e Godfrey. Salienta-se que, além da aplicação destes dois testes, foram consideradas suas variações ajustadas a amostras pequenas. A estatística do teste de Portmanteau pode ser expressa conforme a Equação 20.

Equação 20 - Estatística do teste de Portmanteau (assintótico)

$$Q_h = T \sum_{j=1}^h tr(\hat{C}_j' \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j' \hat{C}_0^{-1}),$$

em que $\hat{C}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T \hat{\mathbf{e}}_t \hat{\mathbf{e}}'_{t-i}$. A estatística de teste tem uma distribuição aproximada de uma $\chi^2(K^2h - n^*)$, e n^* é o número de coeficientes, excluindo-se os termos determinísticos do VARX. Ressalta-se, ainda, que a distribuição limitada somente é válida para o caso de h tendendo ao infinito a uma taxa de crescimento amostral adequada. Neste sentido, nota-se o *trade-off* entre uma aproximação razoável da distribuição χ^2 e a perda de poder do teste, quando h é escolhido como um valor muito alto. Por conseguinte, a Equação 21 descreve formalmente a estatística do teste de Portmanteau ajustado a amostras pequenas.

Equação 21 - Estatística do teste de Portmanteau ajustado

$$Q_h^* = T^2 \sum_{j=1}^h \frac{1}{T-j} \text{tr}(\hat{C}_j' \hat{C}_0^{-1} \hat{C}_j \hat{C}_0^{-1}).$$

Com base no mesmo intuito de verificar a ausência de autocorrelação nos resíduos, Breusch (1978) e Godfrey (1978) propuseram o teste de Breusch-Godfrey LM baseado nas regressões auxiliares definidas na Equação 22.

Equação 22 - Regressões auxiliares para determinação da estatística do teste de Breusch-Godfrey

$$\hat{\mathbf{e}}_t = \Phi_1 y_{t-1} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + \beta_0 x_0 + \dots + \beta_s x_s + B_1 \hat{\mathbf{e}}_{t-1} + \dots + B_p \hat{\mathbf{e}}_{t-p} + \varepsilon_t.$$

A hipótese nula do teste será $H_0: B_1 = B_2 = \dots = B_h = 0$ e a hipótese alternativa correspondente será $H_1: \exists B_i \neq 0$ para $i = 1, 2, \dots, h$. Por conseguinte, a estatística do teste de Breusch-Godfrey pode ser definida matematicamente por meio da

Equação 23 - Estatística do teste de Breusch-Godfrey

$$BG_h = T \left(K - \text{tr} \left(\tilde{\Sigma}_R^{-1} \tilde{\Sigma}_e \right) \right),$$

em que $\tilde{\Sigma}_R$ e $\tilde{\Sigma}_e$ representam a matriz de covariância residual restrita e não restrita do modelo, respectivamente. A estatística de teste BG_h seguirá uma distribuição $\chi^2(hK^2)$.

De acordo com Edgerton e Shukur (1999), a estatística de teste BG_h poderia não ser ideal no caso de uma amostra pequena. Ainda segundo os mesmos autores, foi proposta uma correção na Equação 23, definida como

$$BGF_h = \frac{1 - (1 - R_r^2)^{1/r} Nr - q}{(1 - R_r^2)^{1/r} Km},$$

em que $R_r^2 = 1 - |\tilde{\Sigma}_e|/|\tilde{\Sigma}_R|$, $r = ((K^2m^2 - 4)/(K^2 + m^2 - 5))^{1/2}$, $q = 1/2Km - 1$ e $N = T - K - m - 1/2(k - m + 1)$, tal que n será o número de regressores no sistema original e $m = Kh$. A estatística de teste terá distribuição $F(hK^2, int(Nr - q))$.

3.5.5 Causalidade

Em meio à necessidade da análise das inter-relações existentes entre as variáveis componentes do vetor \mathbf{y}_t e a determinação de causa entre elas, Granger (1969) formalizou um conceito de casualidade e desenvolveu um teste capaz de identificá-la. Desse modo, considerando as séries temporais y_{1t} e y_{2t} , y_{2t} será dito Granger-causal em y_{1t} , se suas oscilações forem determinantes para explicar valores posteriores de y_{1t} . Em outras palavras, definido o modelo ótimo de previsão h passos à frente baseada na origem y_{1t} e obtida toda informação relevante disponível até o instante de tempo t , se excluídas todas as informações passadas de y_{2t} e a previsão ainda permanecer ótima, y_{2t} não Granger-causa y_{1t} . Matematicamente, a causalidade de Granger pode ser expressa por meio da Equação 24, a saber,

Equação 24 - Causalidade de Granger

$$E(y_{t+h}|\theta_t) \neq E(y_{t+h}|\eta_t),$$

em que θ_t contém toda a informação disponível de y_{1t} até o instante de tempo t e η_t contém toda a informação disponível de y_{1t} e y_{2t} também até t . Portanto, se a condição acima for confirmada, y_{2t} será útil para se explicar y_{1t} .

Antes de analisar as relações de casualidade existentes entre as variáveis que compõem o vetor \mathbf{y}_t , *a priori*, deve ser identificado o número de defasagens de y_{it} relevantes para se explicar (ou determinar) o próprio comportamento de y_{it} . O processo pode ser realizado por meio do ajuste de um modelo autorregressivo (AR) para a série temporal y_{1t} aplicando-se os testes *t-Student* e *F*. Desse modo, definido o número de defasagens ideal, adiciona-se ao modelo uma segunda série temporal y_{2t} e se testa a casualidade de Granger desta nova série em y_{1t} . Nesse sentido, se y_{2t} não Granger-causa y_{1t} , nenhuma defasagem de y_{2t} será significativa para explicar valores futuros em y_{1t} e, portanto, não se considera y_{2t} na modelagem do VARX(p,s).

A condição formal da causalidade de Granger pode ser estendida, ainda, para o caso k -dimensional, tal que θ_t conterà toda informação disponível até o instante de tempo t apenas de y_{1t} , e η_t conterà, agora, toda informação neste intervalo de tempo de y_{1t} , y_{2t} e uma nova série y_{3t} ou um conjunto adicional de séries $\{y_{3t}\}$. Assim, se a condição sublinhada para este cenário persistir, permite-se inferir que y_{2t} Granger-causa y_{1t} condicional em y_{3t} . Fundamentalmente, a fim de se verificar se, de fato, esta causalidade se confirma, faz-se necessário testar a significância das defasagens de y_{2t} na modelagem de y_{1t} que dependem das informações passadas dela mesma e de $\{y_{3t}\}$.

Não obstante, a causalidade de Granger pode não ser suficientemente adequada para verificar se uma variável causa a outra, em sentido literal, pelo fato de a existência da falácia *post hoc ergo propter hoc*. Em outras palavras, ao se verificar que uma variável pode causar a outra, pode haver uma relação instantânea entre elas que sugere a independência de tais variáveis e não necessariamente que exista uma relação causal entre as variáveis. Nesse sentido, faz-se necessário também aplicar o teste para verificar se existe causalidade instantânea entre as variáveis endógenas do modelo. O teste do tipo Wald instantâneo será aplicado para avaliar se esta causalidade entre as variáveis endógenas existe. Assim, para se determinar a estatística de teste de Wald, inicialmente, o vetor de variáveis exógenas \mathbf{y}_t será dividido em dois subvetores \mathbf{y}_{1t} e \mathbf{y}_{2t} de dimensões $(K_1 \times 1)$ e $(K_2 \times 1)$ com $K = K_1 + K_2$. Formalmente, o processo VARX poderá ser reescrito conforme a Equação 25.

Equação 25 - Fórmula matemática do VARX reescrita algebricamente

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \alpha_{11,i} & \alpha_{12,i} \\ \alpha_{21,i} & \alpha_{22,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-i} \\ y_{2,t-i} \end{bmatrix} + \sum_{j=0}^s \begin{bmatrix} \omega_{11,j} & \omega_{12,i} \\ \omega_{21,j} & \omega_{22,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-j} \\ x_{2,t-j} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix},$$

A partir da manipulação algébrica estabelecida na Equação 25, torna-se possível encontrar a estatística para o teste de Wald. Por conseguinte, a hipótese nula de não causalidade instantânea será definida como $H_0: C_\sigma = 0$, em que C é a matriz de dimensão $(N \times K(K+1)/2)$ de rank N , selecionando-se as covariâncias relevantes de ε_{1t} e ε_{2t} ; $\tilde{\sigma} = \text{vech}(\tilde{\Sigma}_u)$. Logo, a estatística de Wald será definida por meio da

Equação 26 - Estatística do teste de Wald de correlação instantânea

$$\lambda_W = T \tilde{\sigma} C' [2CD_K^+ (\tilde{\Sigma}_u \otimes \tilde{\Sigma}_u) D_K^+ C']^{-1} C \tilde{\sigma},$$

tal que D_K é uma matriz de duplicação de dimensões $K^2 \times \frac{1}{2}K(K+1)$ e definida para qualquer matriz simétrica A , $vec(A) = D_K vech(A)$ se mantêm. A estatística de teste λ_W é assintoticamente distribuída como $\chi^2(N)$.

3.5.6 Funções de impulso resposta

Estimado o modelo de VARX, torna-se necessário realizar análises relacionadas às funções de impulso-resposta (IRFs) que mensuram o impacto de uma inovação de uma variável no tempo corrente e futuro de outra variável. Em outras palavras, as IRFs permitem avaliar a influência do efeito de um choque no comportamento temporal de uma variável. A fim de se determinar a IRF, inicialmente se considera a matriz de covariância dos erros de previsão, como formulado na Equação 27.

Equação 27 - Fórmula matemática da matriz de covariância dos erros de previsão

$$\begin{pmatrix} y_{T+1} - y_{T+1|T} \\ \vdots \\ y_{T+h} - y_{T+h|T} \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} I & 0 & \dots & 0 \\ \Phi_1 & I & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \\ \Phi_{h-1} & \Phi_{h-2} & \dots & I \end{bmatrix} (\Sigma_u \otimes I_h) \begin{bmatrix} I & 0 & \dots & 0 \\ \Phi_1 & I & & 0 \\ \vdots & & \ddots & \\ \Phi_{h-1} & \Phi_{h-2} & \dots & I \end{bmatrix}'$$

tal que h representa o número de passos à frente a ser previsto, T representa a última observação da amostra e as matrizes Φ_i representam os coeficientes matriciais de uma média móvel de Wold como representação estável de um processo VARX(p,s) dado pela Equação 28.

Equação 28 - Representação do processo VARX(p,s) por meio da média móvel de Wold

$$y_t = \Phi_0 \varepsilon_t + \Phi_1 \varepsilon_{t-1} + \Phi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots,$$

com $\Phi_0 = I_K$ e Φ_s pode ser computado recursivamente por meio da Equação 29, como segue.

Equação 29 - Fórmula recursiva para se determinar os coeficientes matriciais de uma média móvel de Wold

$$\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j} A_j, \text{ para } s = 1, 2, \dots, \infty,$$

em que A_j representa as matrizes de coeficientes $K \times K$ de um processo VARX(p,s) $A_j = 0$ para $j > p$.

A análise das IRF é baseada na Equação 28 e na Equação 29, e é utilizada no intuito de investigar a interação dinâmica entre as variáveis endógenas. Os coeficientes referentes às matrizes Φ_s podem ser interpretados como a resposta esperada da variável $y_{i,t+s}$ à mudança em uma unidade da variável y_{jt} . Os efeitos são acumulados ao longo do tempo $s = 1, 2, \dots$ e, logo, o impacto da variação de uma unidade da variável j na variável i no tempo s . Adicionalmente, salienta-se que a IRF ortogonalizada também pode ser utilizada para descrever a interação dinâmica entre as variáveis endógenas.

No caso da IRF ortogonalizada, se os choques estão menos propensos a ocorrer de maneira isolada, mas sim mantendo uma correlação contemporânea com os componentes do processo de erro ε_t existentes, os elementos da diagonal Σ_ε serão não zeros. Nesse sentido, a IRF ortogonalizada será derivada por meio da decomposição de Choleski da matriz de variância-covariância dos erros, tal como $\Sigma_\varepsilon = PP'$, com P sendo a matriz triangular inferior. Por conseguinte, a Equação 28 poderá ser transformada na

Equação 30 - Fórmula da IRF ortogonalizada

$$y_t = \psi_0 \gamma_t + \psi_1 \gamma_{t-1} + \dots,$$

com $\gamma_t = P^{-1} \varepsilon_t$ e $\psi_i = \Phi_i P$ para $i = 0, 1, 2, 3 \dots$ e $\psi_0 = P$ (para maiores detalhes, ver Lütkepohl (2006)).

3.5.7 Decomposição dos erros de previsão da variância (FEVD)

A FEVD é baseada nas matrizes de coeficiente ψ_n da IRF ortogonalizada definida na Equação 30. A técnica sublinhada permite a análise da contribuição da variável j para h passos à frente dos erros de previsão da variável k . Se o quadrado das impulso-respostas forem divididas pela variância dos erros de previsão, $\sigma_k^2(h)$, o resultado encontrado será o percentual. De maneira formal, os erros de previsão da variância para $y_{k,T+h} - Y_{k,T+h|T}$ são definidos como

$$\sigma_k^2(h) = \sum_{n=0}^{h-1} (\Psi_{k,1,n}^2 + \dots + \Psi_{kK,n}^2),$$

que pode ser manipulada algebricamente tal que

$$\sigma_k^2(h) = \sum_{j=1}^K (\Psi_{kj,0}^2 + \dots + \Psi_{kj,h-1}^2).$$

Ao se dividir o termo $(\Psi_{kj,0}^2 + \dots + \Psi_{kj,h-1}^2)$ por $\sigma_k^2(h)$, a FEVD será dada em percentual, conforme a Equação 31.

Equação 31 - Fórmula do FEVD em percentual

$$\omega_{kj}(h) = (\Psi_{kj,0}^2 + \dots + \Psi_{kj,h-1}^2) / \sigma_k^2(h).$$

4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo são ajustados diferentes modelos de VARX aos dados sublinhados na metodologia, de modo a tentar descrever a relação entre os indicadores de estabilidade financeira dos bancos brasileiros e as variáveis exógenas referentes ao cenário econômico do país. A partir do ajuste inicial, os coeficientes, bem como às equações estimadas, são avaliados em termos da sua significância estatística. De modo a responder aos objetivos propostos, dar-se ênfase às equações referentes ao IBL e ao ILSFNL dos modelos estimados. O modelo final foi aquele que melhor descreveu o comportamento das variáveis IBL e ILSFNL de maneira parcimoniosa, sendo estatisticamente adequado. Na sequência, a partir do modelo final obtido, foram realizados os testes de diagnóstico para validá-lo, de modo a permitir a realização de inferências. Salienta-se, ainda, que, conforme definido nos objetivos específicos do trabalho, foram considerados dois horizontes de tempo para o ajuste do modelo VARX. Por conseguinte, este capítulo está dividido em duas seções. Na Seção 4.1 apresentam-se os resultados referentes ao ajuste do modelo VARX para o período em que vigorava o BII e sua transição para a BIII (de janeiro de 2006 a setembro de 2016). Por fim, na Seção 4.2 disponibilizam-se os resultados do ajuste do modelo VARX para o período em que vigorava a BII, antes dos efeitos provenientes das novas regras definidas em BIII (de janeiro de 2006 a setembro de 2013).

4.1 Ajuste do modelo VARX para o período de fevereiro de 2006 a setembro de 2016

Inicialmente, a fim de determinar a ordem de defasagens a serem selecionadas para o ajuste do modelo VARX, apresentam-se os valores dos critérios de informação na

Tabela 1. De acordo com estes valores, observa-se que, para todos os critérios, menor valor foi encontrado considerando-se o modelo com apenas uma defasagem, $-1,0512E+08$ (AIC), $-1,0381E+8$ (HQ), $-1,0190E+8$ (SC), $2,2503$ (FPE). Conseqüentemente, como não houve divergência entre os critérios de informação, será ajustado um VARX(1), sendo este o Modelo 1.

Tabela 1 - Critérios de informação para ordem de até seis defasagens para ajuste do Modelo 1.

Critério	Defasagens					
	1	2	3	4	5	6
AIC	-1,0512E+08	-1,0463E+08	-1,0484E+08	-1,0473E+08	-1,0474E+08	-1,0509E+08
HQ	-1,0381E+08	-1,0239E+08	-1,0167E+08	-1,0063E+08	-9,9699E+07	-9,9112E+07
SC	-1,0190E+08	-9,9112E+07	-9,7027E+07	-9,4620E+07	-9,2329E+07	-9,0377E+07
FPE	2,2503E-40	3,8311E-40	3,4190E-40	4,5968E-40	6,2739E-40	7,3381E-40

Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme a análise de todas as equações ajustadas a partir do Modelo 1, da Tabela 19 a Tabela 27, disposto no Apêndice A, observa-se que muitas variáveis não apresentaram significância estatística ou apresentaram equações não adequadas (p-valor do Teste-F superior a 5% de significância). Em conformidade com os resultados obtidos para as equações do IBL e o ILSFNL, variáveis de maior interesse para responder aos objetivos propostos no presente trabalho, observa-se que ambas foram adequadas, a 1% de significância. De acordo com os resultados obtidos para as duas equações, pode-se dizer que, ao se considerar um nível de significância de até 10%, nenhuma variável endógena foi estatisticamente significativa. Por conseguinte, conforme as observações destacadas, será ajustado um novo modelo considerando apenas as variáveis endógenas IBL e ILSFNL, as variáveis exógenas utilizadas e será excluída a constante no ajuste do novo modelo.

Como feito anteriormente para o ajuste do Modelo 1, recorre-se, inicialmente, ao uso dos critérios de informação para determinar qual a ordem da defasagem a ser utilizada que pode ser observada na

Tabela 2. De acordo com os valores encontrados, observa-se que os critérios AIC e FPE indicam a ordem de duas defasagens, as quais assumiram o menor valor, $-1,3221E+01$ e $1,8123E-06$, respectivamente. Por sua vez, os critérios HQ, com menor valor igual a $-1,3125E+01$, e SC, com menor valor igual a $-1,2988E+01$, indicam que a ordem 1 deve ser a escolhida para o ajuste do modelo. Portanto, foram ajustados dois modelos, sendo eles o Modelo 2A (referente ao ajuste com duas defasagens) e o Modelo 2B (referente ao ajuste com uma defasagem).

Tabela 2 - Critérios de informação para ordem de até seis defasagens para ajuste do Modelo 2.

Critério	Defasagens					
	1	2	3	4	5	6
AIC	-1,3218E+01	-1,3221E+01	-1,3194E+01	-1,3143E+01	-1,3102E+01	-1,3080E+01
HQ	-1,3125E+01	-1,3090E+01	-1,3026E+01	-1,2937E+01	-1,2859E+01	-1,2800E+01
SC	-1,2988E+01	-1,2899E+01	-1,2780E+01	-1,2637E+01	-1,2504E+01	-1,2390E+01
FPE	1,8178E-06	1,8123E-06	1,8626E-06	1,9619E-06	2,0447E-06	2,0925E-06

Fonte: Elaborado pelo autor.

Como pode ser observado, a partir dos resultados observados nas Tabelas 28 a 31 do Apêndice A, seja do Modelo 2A ou do Modelo 2B, a variável exógena IFNC não apresentou ser estatisticamente significativa em nenhuma das equações, considerando, ainda, um nível de significância de 10%. Nesse sentido, ajusta-se um modelo final excluindo-se a variável exógena IFNC para a obtenção de um modelo mais parcimonioso e, ainda, que apresente um resultado melhor.

Para se determinar qual será a ordem da defasagem a ser utilizada para o ajuste do modelo final, determinaram-se os valores dos critérios de informação conforme disposto na Tabela 3. A partir dos números obtidos, nota-se que os critérios AIC e FPE apresentaram menor valor ao se considerar a defasagem de ordem 2, -1,3242E+01 e 1,7741E-06, respectivamente. Por sua vez, os critérios HQ e SC apresentam os menores valores para a defasagem de ordem 1, -1,3156E+01 e -1,3047E+01, respectivamente. Coincidentemente com o ocorrido para se determinar a ordem da defasagem do Modelo 2, divergência entre os critérios, será ajustado o Modelo 3A considerando-se duas defasagens e o Modelo 3B para uma defasagem.

Tabela 3 - Critérios de informação para ordem de até seis defasagens para ajuste do Modelo 3.

Critério	Defasagens					
	1	2	3	4	5	6
AIC	-1,3231E+01	-1,3242E+01	-1,3211E+01	-1,3164E+01	-1,3124E+01	-1,3101E+01
HQ	-1,3156E+01	-1,3130E+01	-1,3062E+01	-1,2977E+01	-1,2900E+01	-1,2840E+01
SC	-1,3047E+01	-1,2967E+01	-1,2844E+01	-1,2704E+01	-1,2572E+01	-1,2458E+01
FPE	1,7942E-06	1,7741E-06	1,8306E-06	1,9196E-06	1,9994E-06	2,0466E-06

Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com os resultados alcançados para ambos os modelos, conforme as Tabelas 32 a 35 do Apêndice A, o Modelo 3A e o Modelo 3B apresentaram equações adequadas ao se considerar nível de significância de 5% para o Teste-F. Ao se utilizar uma defasagem maior, o R² ajustado

referente à equação do IBL era superior, enquanto o R^2 ajustado referente à equação do ILSFNL era inferior em ambos os ajustes. Embora tais resultados tenham sido observados, ambos os modelos ajustados podem ser escolhidos para descrever o comportamento das variáveis IBL e ILSFNL. Não obstante, a partir do princípio da parcimônia e pelo fato de o p-valor do Teste-F para a equação do ILSFNL ter sido significativo, a 1%, no ajuste do Modelo 3B (diferentemente do observado no Modelo 3A), o Modelo 3B foi escolhido como o modelo final. As equações finais referentes ao IBL e ILSFNL podem ser observadas por meio da Equação 32 e da Equação 33, respectivamente.

Equação 32 – IBL conforme Modelo 3B

$$IBL_t = -0,0693RBL_t + \varepsilon_t.$$

Equação 33 – ILSFNL conforme Modelo 3B

$$ILSFNL_t = 0,7987IBL_{t-1} - 0,2408S\&P500_t + \varepsilon_t.$$

De acordo com a Equação 32, observa-se que *IBL* é explicado apenas pelas inovações no mesmo período da variação do RB e por um erro ε_t . Como esta relação foi significativa e, em sentido contrário, avalia-se que, se o RB aumenta de um mês para o outro, pode-se dizer que o IB será menor, se comparado ao mês anterior. Tal relação pode estar associada, possivelmente, ao fato de grande parcela das instituições bancárias apresentar investimentos associados ao risco de crédito. Por sua vez, conforme a Equação 33, infere-se que se o IB tiver crescido no mês anterior, o ILSFN no tempo *t* será superior que em *t-1*. Caso os bancos aumentem o seu PR em relação ao Apr, conseqüentemente, o sistema financeiro bancário será mais líquido. Por fim, se o S&P500 apresentar um retorno positivo, haverá redução na liquidez do sistema financeiro nacional, provavelmente advindo de variações cambiais.

Dando continuidade à análise, foram realizados os testes de diagnóstico para validação do modelo final selecionado. Para avaliar se o Modelo 3B pode ser utilizado para serem realizadas inferências, no que diz respeito às equações estimadas e suas variáveis, foi necessário verificar se os resíduos seguem os pressupostos do modelo. Para isso, devem ser verificadas a existência de heterocedasticidade, a ausência de correlação serial e, ainda, se os mesmos seguem distribuição normal.

Inicialmente, realizou-se o teste para verificar se existem efeitos ARCH nos resíduos, ou seja, identificar se há heterocedasticidade nos resíduos. Assim, os resultados referentes ao teste do

tipo multiplicador de Lagrange para o Modelo 3B podem ser observados na Tabela 4. De acordo com o p-valor determinado de 0,1399, a hipótese nula de que os resíduos não apresentam heterocedasticidade não pode ser refutada, a 5% de significância. A partir deste resultado, não se descarta a possibilidade de validação do modelo e sua utilidade para se fazer inferências sobre as inter-relações das variáveis que compõem o Modelo 3A.

Tabela 4 - Resultado do teste do tipo multiplicador de Lagrange multivariado para o Modelo 3B.

	Graus de liberdade	Valor χ^2	p-valor
Valores	45	55,2920	0,1399

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 5 estão dispostos os valores referentes ao teste de Jarque-Bera multivariado para verificar se os resíduos seguem distribuição normal. De acordo com os valores e considerado um nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese nula de que a curtose da distribuição dos resíduos seja igual a 3. Entretanto, a hipótese de os resíduos terem assimetria diferente de 0 não é rejeitada, conforme os p-valores de 0,0004 e 0,932664, respectivamente. Ao se avaliar ambos os testes conjuntamente, a partir do p-valor de 0,0035, rejeita-se a hipótese nula de os resíduos apresentarem distribuição normal, dado o nível de significância de 5%. De acordo com este resultado, embora não tenha sido validado estatisticamente que os resíduos sigam distribuição normal, não haverá interferência nas análises das funções de impulso resposta, causalidade e, ainda, da decomposição da variância dos erros de previsão.

Tabela 5 - Resultado do teste Jarque-Bera multivariado para o Modelo 3B.

	Graus de liberdade	Valor χ^2	p-valor
Jarque-Bera	4	15,6910	0,0035
Assimetria	2	0,1396	0,9326
Curtose	2	15,5510	0,0004

Fonte: Elaborado pelo autor.

Sequencialmente, avalia-se a existência de correlação serial nos resíduos do Modelo 3B a partir da Tabela 6, que apresenta os valores referentes aos resultados dos testes para identificar se há ou não correlação serial. A partir dos valores encontrados, infere-se que, dado o nível de significância de 5%, nenhum dos testes teve a hipótese nula de não existência de correlação serial nos resíduos refutada com os p-valores de 0,1748 (Portmanteau assintótico), 0,0829 (Portmanteau ajustado), 0,2914 (Breusch-Godfrey) e 0,3253 (Edgerton-Shulkur).

Tabela 6 - Resultado dos testes de correlação serial para o Modelo 3B.

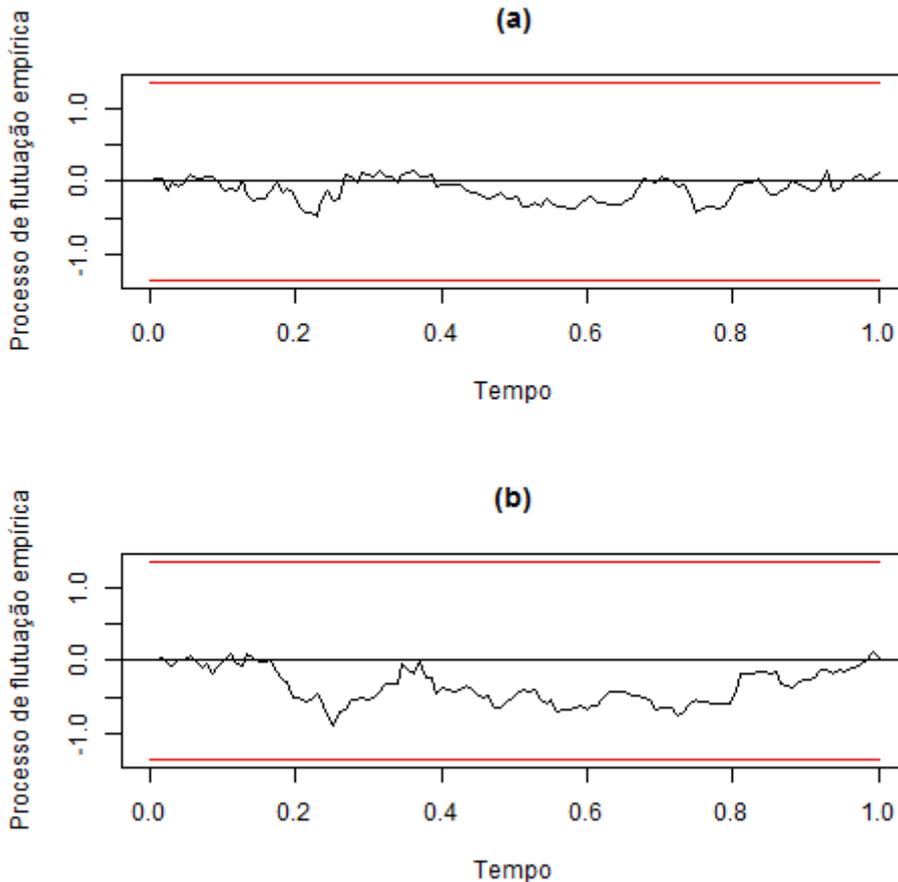
	Graus de liberdade	Graus de liberdade 2	Valor χ^2	Estatística F	p-valor
Portmanteau assintótico	60		70,1080		0,1748
Portmanteau ajustado	60		75,7270		0,0829
Breusch-Godfrey	20		22,9470		0,2914
Edgerton-Shulkur	20	224		1,1248	0,3253

Fonte: Elaborado pelo autor.

Por fim, na

Figura 2 disponibiliza-se o resultado do teste OLS-CUSUM, permitindo avaliar se houve ou não quebra estrutural nas equações estimadas para o IBL e o ILSFNL do Modelo 3B. Como pode ser observado no Painel (a), a hipótese nula referente à relação de estabilidade estrutural para a equação do IBL não pode ser refutada. Por sua vez, no Painel (b), infere-se que há evidências estatísticas suficientes para não se rejeitar a hipótese nula da relação de estabilidade estrutural para a equação do ILSFNL.

Figura 2 – Painel (a): Teste OLS-CUSUM para a equação do IBL pelo ajuste do Modelo 3B.
 Painel (b): Teste OLS-CUSUM para a equação do ILSFNL pelo ajuste do Modelo 3B.



Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com os resultados obtidos por meio dos testes de diagnóstico, pode-se dizer que o Modelo 3B está validado. Embora tenham sido verificadas evidências estatísticas suficientes para rejeição da hipótese nula da normalidade dos resíduos, tal fato não interfere no uso do modelo para se realizar inferências a respeito da inter-relação das variáveis que compõem o modelo. Desse modo, o Modelo 3B será usado para verificar se há efeito de causalidade entre as variáveis, avaliar as funções de impulso resposta e, ainda, observar a decomposição da variância dos erros de previsão.

De acordo com os dados da Tabela 7, torna-se possível verificar se uma variável Granger-cause a outra conforme o ajuste do Modelo 3B. Ao se considerar o IBL como a variável causal, a partir do p-valor de 0,0003 encontrado para o teste de causalidade de Granger e dado o nível de significância de 1%, a hipótese nula de que o IBL não Granger-cause o ILSFNL é rejeitada.

Ainda em relação à variável IBL como causal, observa-se que, com o p-valor de 0,6357, a hipótese nula de não existência de relação instantânea entre o IBL e o ILSFNL não é rejeitada. Por sua vez, no que se relaciona à variável ILSFNL como causadora, com o p-valor de 0,7431 e o nível de significância de 1%, a hipótese de que o ILSFNL não Granger- causa o IBL não é rejeitada. Por conseguinte, infere-se que inovações no IBL podem ser utilizadas para prever inovações no ILSFNL e o fato de não ter sido encontrada correlação entre tais inovações torna o resultado ainda mais robusto. Ademais, cabe salientar que a situação contrária não acontece, logo, inovações no ILSFNL não podem ser utilizadas para prever inovações no IBL.

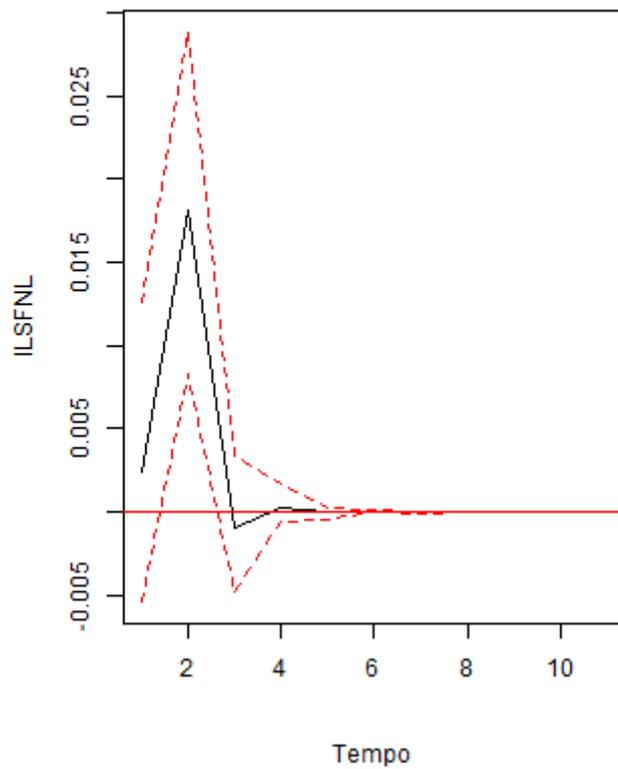
Tabela 7 - Estatística referente aos testes de causalidade para as variáveis do Modelo 3B.

Variável de causa	Teste	Graus de liberdade	Graus de liberdade 2	Valor χ^2	Estatística F	p-valor
IBL	Causalidade de Granger	1	246		13,5140	0,0003
	Causalidade instantânea	1		0,2244		0,6357
ILSFNL	Causalidade de Granger	1	246		0,1077	0,7431
	Causalidade instantânea	1		0,2244		0,6357

Fonte: Elaborado pelo autor.

Discutidos os resultados de causalidade, cabe avaliar também a função de impulso resposta das variáveis endógenas do Modelo 3B. Na Figura 3 é possível observar qual a magnitude dos efeitos de um choque aleatório na variável IBL sobre o ILSFNL, ao longo dos meses. Nota-se que, a partir de um choque de um desvio padrão no IBL, verifica-se que, até o segundo mês, o ILSFNL sofre um aumento. Desse modo, pode-se dizer que as instituições financeiras bancárias respondem no curto prazo aumentando o seu Patrimônio de Referência e tornando o sistema financeiro bancário mais líquido. Adicionalmente, a partir do terceiro mês, observa-se que os efeitos do choque em IBL já foram absorvidos, pois a série do ILSFNL se torna estacionária.

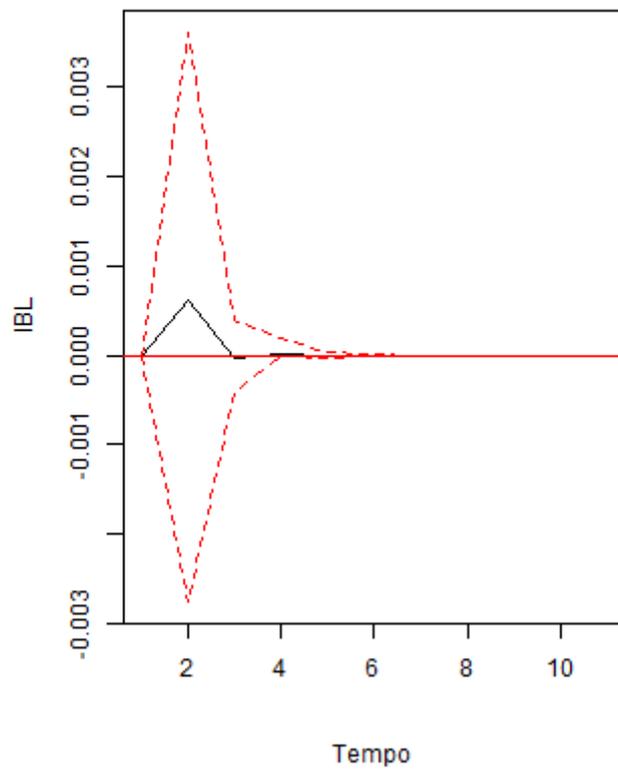
Figura 3 - Função de impulso resposta da variável IBL do Modelo 3B, dado um intervalo de confiança de 95%.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Em conformidade com o resultado dos testes de causalidade, por mais que a variável ILSFNL não Granger-cause o IBL, também será avaliado o efeito de um choque aleatório em ILSFNL no IBL. Como o Modelo 3B foi ajustado considerando-se a defasagem de ordem 1, existe a possibilidade de que choques aleatórios no ILSFNL causem um impacto em meses posteriores. Assim, na Figura 4 é possível analisar qual a magnitude do impacto de um impulso no ILSFN em relação ao IBL, verificando-se que, apenas no segundo mês, o IBL reage ao choque de um desvio padrão do ILSFNL. Nesse sentido, pode-se dizer que o IBL responde positivamente, o que implica no aumento do IB, de modo que as instituições bancárias fiquem ainda mais líquidas.

Figura 4 - Função de impulso resposta da variável ILSFNL do Modelo 3B, dado um intervalo de confiança de 95%.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Por fim, em meio à análise da decomposição da variância dos erros de previsão, para a variável IBL do Modelo 3B, na

Tabela 8 apresentam-se os resultados obtidos. Como esperado com base nos coeficientes estimados estatisticamente significativos para a equação do IBL pelo Modelo 3B, o ILSFN explica, aproximadamente, 0%, no primeiro mês e se estabiliza, explicando 0,1% a partir do terceiro mês. Em continuidade à análise, nota-se que o IBL explica quase 100% dos erros de previsão do próprio IBL. Por conseguinte, tais resultados apenas enfatizam que inovações no ILSFNL não ajudam a explicar inovações no IBL que são explicadas, em quase a sua totalidade, pela própria variável IBL.

Tabela 8 - Decomposição da variância dos erros de previsão para o IBL do Modelo 3B.

Período	IBL	ILSFNL
1	1,0000	0,0000
2	0,9993	0,0007
3	0,9992	0,0008
4	0,9992	0,0008
5	0,9992	0,0008
6	0,9992	0,0008

Fonte: Elaborado pelo autor.

Por sua vez, os valores referentes aos resultados obtidos para a decomposição da variância dos erros de previsão da variável ILSFNL do Modelo 3B podem ser observados na Tabela 9, sendo possível inferir que, a partir do segundo mês, a variância dos erros de previsão do ILSFNL é explicada em, aproximadamente, 9,5% pelo IBL. Nesse sentido, pode-se afirmar que inovações no IBL contribuem para explicar inovações no ILSFNL.

Tabela 9 - Decomposição da variância dos erros de previsão para o ILSFNL do Modelo 3B.

Período	IBL	ILSFNL
1	0,0018	0,9982
2	0,0949	0,9051
3	0,0951	0,9049
4	0,0951	0,9049
5	0,0951	0,9049
6	0,0951	0,9049

Fonte: Elaborado pelo autor.

4.2 Ajuste do modelo VARX para o período de fevereiro de 2006 a setembro de 2013 (BII)

Um dos objetivos específicos do presente trabalho foi verificar se o sistema financeiro bancário já se apresentava consolidado no período em que vigoravam os normativos referentes ao BII. Assim, foi ajustado um modelo VARX, considerando o mês de fevereiro de 2006 ao mês de outubro de 2013. A nomenclatura dos modelos a serem ajustados a partir desta Seção será precedida pelo número romano II, relacionado ao BII. Para definir qual a ordem de defasagens que descreve o melhor modelo para avaliar como as variáveis se inter-relacionavam no período sublinhado, utilizaram-se como referência os valores apresentados na Tabela 10. De acordo com estes números, pode-se dizer que o HQ (-8,8523E+01), o SC (-8,6528E+01) e o FPE (9,5620E-40) assumem os menores valores quando a defasagem tem ordem igual a 1. Todavia, o critério AIC tem o -9,1196E+01 como o seu menor valor, indicando uma defasagem de ordem igual a 6. Assim, serão ajustados o Modelo II - 1A referente à defasagem de ordem 6 e o Modelo II - 1B referente à defasagem de ordem 1.

Tabela 10 - Critérios de informação para ordem de até seis defasagens para ajuste do Modelo II - 1.

Critério	Defasagens					
	1	2	3	4	5	6
AIC	-8,9867E+01	-8,9600E+01	-8,9509E+01	-8,9811E+01	-9,0673E+01	-9,1196E+01
HQ	-8,8523E+01	-8,7326E+01	-8,6304E+01	-8,5676E+01	-8,5608E+01	-8,5200E+01
SC	-8,6528E+01	-8,3950E+01	-8,1547E+01	-7,9537E+01	-7,8088E+01	-7,6299E+01
FPE	9,5620E-40	1,3565E-39	1,8169E-39	1,9871E-39	1,6833E-39	3,3327E-39

Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme os resultados obtidos por meio das Tabelas 36 a 53 do Apêndice B, para o Modelo II - 1A, verifica-se que, a 5% de significância, a equação relacionada ao ILSFNL não foi adequada, diferentemente do observado no Modelo II - 1B. No que se relaciona à equação do IBL ajustada pelo Modelo II - 1B, dentre as variáveis endógenas e as variáveis exógenas, apenas S&P500 foi estatisticamente significativa, a 5% de significância. Por sua vez, no que diz respeito à equação do ILSFNL ajustada pelo Modelo II - 1B, o IBL e o S&P500 foram significativos, a 1% e a 5% de significância, respectivamente. De modo a reduzir o modelo e torná-lo mais parcimonioso, o Modelo II - 2 representará o ajuste em que se consideraram como variáveis endógenas apenas o IBL e o ILSFNL, e todas as variáveis exógenas foram mantidas. Ademais, como a constante não foi significativa, tanto para a equação do IBL quanto para a

equação do ILSFN, no ajuste de ambos os modelos, a constante foi desconsiderada no ajuste do novo modelo.

Dando continuidade ao raciocínio, na Tabela 11 apresentam-se os números referentes aos critérios de informação para se determinar que ordem de defasagem será utilizada no ajuste do Modelo II – 2. Novamente, existe divergência entre os valores dos critérios; o SC foi o único que apresentou como melhor defasagem a ordem 1, atingindo $-1,2811E+01$ como menor valor. Por sua vez, o AIC, o HQ e o SC apresentaram os menores valores para a defasagem de ordem 2, $-1,3196E+01$, $-1,3036E+01$ e $1,8588E-06$, respectivamente. O Modelo II – 2A, referente à defasagem de ordem 2 e o Modelo II – 2B, referente à defasagem de ordem 1, serão ajustados .

Tabela 11 - Critérios de informação para ordem de até seis defasagens para ajuste do Modelo II - 2.

Critério	Defasagens					
	1	2	3	4	5	6
AIC	$-1,3096E+01$	$-1,3196E+01$	$-1,3178E+01$	$-1,3107E+01$	$-1,3052E+01$	$-1,3013E+01$
HQ	$-1,2981E+01$	$-1,3036E+01$	$-1,2971E+01$	$-1,2855E+01$	$-1,2754E+01$	$-1,2669E+01$
SC	$-1,2811E+01$	$-1,2797E+01$	$-1,2664E+01$	$-1,2480E+01$	$-1,2310E+01$	$-1,2157E+01$
FPE	$2,0537E-06$	$1,8588E-06$	$1,8955E-06$	$2,0358E-06$	$2,1549E-06$	$2,2468E-06$

Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com os resultados encontrados por meio das análises das Tabelas 54 a 57 do Apêndice B, pode-se dizer que a variável exógena IFNC não apresentou evidência estatística, a 5% de significância, para o Modelo II – 2A e para o Modelo II - 2B. Soma-se, ainda, o fato de apenas o Modelo II – 2B ter apresentado as equações para o IBL e o ILSFN como adequadas, por meio do teste F, considerando o nível de significância de 5%. Dessa maneira, em meio à obtenção de um modelo ainda melhor e mais parcimonioso, será ajustado um último, excluindo-se a variável exógena IFNC, cuja relevância estatística não foi encontrada para nenhuma equação, em ambos os modelos ajustados.

Os valores referentes aos critérios de informação para decisão da ordem do ajuste do Modelo II – 3 estão dispostos na Tabela 12. De acordo com os números observados, o SC foi o único que indicou uma ordem de defasagens igual a 1, cujo menor valor foi de $-1,2907E+01$. Por sua vez, o AIC, o HQ e o FPE apresentaram os menores valores, $-1,3240E+01$, $-1,3102E+01$ e $1,7791E-06$, respectivamente, na defasagem de ordem 2. Portanto, será ajustado o Modelo II –

3A, considerando a ordem da defasagem como 2 e o Modelo II - 3B, considerando a ordem da defasagem como 1.

Tabela 12 - Critérios de informação para ordem de até seis defasagens para ajuste do Modelo II - 3.

Critério	Defasagens					
	1	2	3	4	5	6
AIC	-1,3136E+01	-1,3240E+01	-1,3219E+01	-1,3152E+01	-1,3097E+01	-1,3058E+01
HQ	-1,3044E+01	-1,3102E+01	-1,3035E+01	-1,2923E+01	-1,2821E+01	-1,2736E+01
SC	-1,2907E+01	-1,2897E+01	-1,2762E+01	-1,2582E+01	-1,2412E+01	-1,2259E+01
FPE	1,9740E-06	1,7791E-06	1,8183E-06	1,9450E-06	2,0589E-06	2,1463E-06

Fonte: Elaborado pelo autor.

Com base nos resultados mostrados nas Tabelas 58 a 61 do Apêndice B, e de acordo com os resultados obtidos para o Modelo II – 3A e o Modelo II – 3B, todos apresentam-se adequados, por meio do teste F, em que há evidências estatísticas suficientes para se rejeitar a hipótese nula de todos os parâmetros das equações do IBL e de o ILSFN serem iguais a 0, dado o nível de significância de 5%. Ao se comparar o Modelo II – 3A e o Modelo II – 3B, em termos de R² ajustado, observa-se que, no primeiro, tal valor foi de 0,2344 e, no segundo, foi de 0,1117, para a equação do IBL. Por sua vez, comparando-se o R² ajustado de ambos, no que se relaciona ao ILSFN, observa-se que, para o Modelo II – 3A, o valor foi de 0,0761 e, para o Modelo II – 3B, tal valor foi de 0,0930. Pode-se dizer, portanto, que o Modelo II – 3A apresentou uma equação que descreve melhor o comportamento do IBL, enquanto o Modelo II – 3B descreve melhor o comportamento da variável ILSFNL. Em razão de o Modelo II – 3A ter apresentado p-valor próximo de 5% para o teste-F (0,0475) e pelo princípio da parcimônia, o Modelo II – 3B foi escolhido como o modelo final ajustado para o período em que vigorava o BII. As equações finais referentes ao IBL e ILSFNL para o Modelo II – 3B estão descritas como Equação 34 e Equação 35, respectivamente.

Equação 34 – IBL conforme Modelo II – 3B

$$IBL_t = -0,0598RBL_t + \varepsilon_t.$$

Equação 35 – ILSFNL conforme Modelo II – 3B

$$ILSFNL_t = 0,7850IBL_{t-1} - 0,3497S\&P500_t + \varepsilon_t.$$

Segundo a Equação 34, pode-se dizer que apenas a variação do RB pode ser considerada significativa para explicar inovações em IBL. Conforme o sinal apresentado pelo coeficiente do RBL, o IBL e o RBL variam em sentidos opostos, sugerindo que o crescimento do RB, se comparado ao mês anterior, irá reduzir o IB para o mês t . Conseqüentemente, tal relação pode indicar que as instituições bancárias apresentam boa parcela de seus investimentos associada ao risco de crédito, tal que o seu PR iria reduzir em relação ao Apr. Por sua vez, de acordo com a Equação 35, nota-se que a relação entre o ILSFNL e o IBL apresenta o mesmo sentido, dado o sinal do coeficiente para o IBL_{t-1} . Dessa forma, pode-se inferir que o aumento do PR dos bancos em relação aos seus Aprs de $t-2$ para $t-1$ implicará na maior liquidez do sistema financeiro nacional no mês t . Por fim, observa-se que o S&P500 para o mês t apresentou comportamento contrário ao do ILSFNL. Argumenta-se que se, no final do mês t , o retorno do S&P500 foi positivo, o ILSFNL em $t-1$ para t terá sido menor, o que pode estar associado à variação cambial.

Conforme o modelo final selecionado, os testes de diagnóstico devem ser realizados para verificar se o Modelo II – 3B está adequado segundo seus pressupostos. Em meio a este raciocínio, na Tabela 13 apresenta-se o resultado do primeiro diagnóstico de teste para o Modelo II – 3B, o resultado do teste do tipo multiplicador de Lagrange multivariado. De acordo com o p-valor de 0,2944, não há evidências estatísticas suficientes para se rejeitar a hipótese nula de existência de heterocedasticidade nos resíduos do modelo ajustado. Por conseguinte, não há violação dos pressupostos do Modelo II – 3B.

Tabela 13 - Resultado do teste tipo multiplicador de Lagrange multivariado para o Modelo II – 3B.

	Graus de liberdade	Valor χ^2	p-valor
Valores	18	20,7090	0,2944

Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com os dados da Tabela 14, torna-se possível verificar se os resíduos do Modelo II – 3B seguem distribuição normal. De acordo com os resultados, observa-se que, a 5% de significância, rejeita-se a hipótese nula de que a curtose da distribuição dos resíduos seja igual a 3. Contudo, não se rejeita a hipótese de os resíduos terem assimetria diferente de 0, conforme os p-valores de 0,0020 e 0,0864, respectivamente. Não obstante, avaliando-se ambos os testes conjuntamente, a partir do p-valor de 0,0017, rejeita-se a hipótese nula de os resíduos apresentarem distribuição normal, dado o nível de significância de 5%. De acordo com este

resultado, embora não tenha sido validado estatisticamente que os resíduos sigam distribuição normal, não haverá interferência nas análises das funções de impulso resposta, causalidade e, ainda, da decomposição da variância dos erros de previsão.

Tabela 14 - Resultado do teste de Jarque-Bera multivariado para o Modelo II – 3B.

	Graus de liberdade	Valor χ^2	p-valor
Jarque-Bera	4	17,3460	0,0017
Assimetria	2	4,8978	0,0864
Curtose	2	12,4480	0,0020

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em meio à necessidade de se verificar a existência de autocorrelação serial nos resíduos do Modelo II – 3B, os resultados podem ser observados na

Tabela 15. De acordo com os números obtidos, considerando o nível de significância de 5%, a hipótese nula da não existência de autocorrelação serial nos resíduos não foi rejeitada em nenhum dos testes, conforme os p-valores encontrados de 0,0927, 0,0757, 0,0930 e 0,1027, para o Portmanteau Assintótico, Portmanteau Ajustado, Breusch-Godfrey e Edgerton-Shulkur, respectivamente. Por conseguinte, pode-se dizer que a validação do modelo final selecionado ainda não pode ser descartada.

Tabela 15 - Resultado dos testes de correlação serial para o Modelo II – 3B.

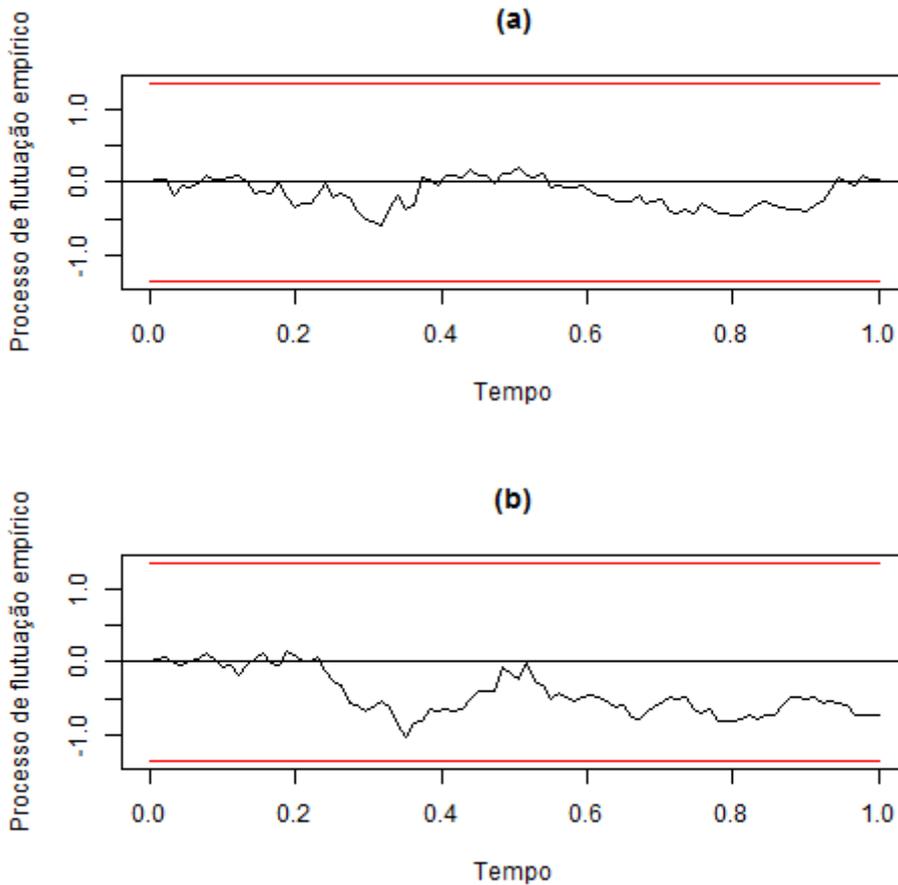
	Graus de liberdade	Graus de liberdade 2	Valor χ^2	Estatística F	p-valor
Portmanteau assintótico	16		23,8560		0,0927
Portmanteau ajustado	16		24,6770		0,0757
Breusch-Godfrey	20		28,7410		0,0930
Edgerton-Shulkur	20	152		1,4622	0,1027

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para avaliar se houve ou não instabilidade estrutural, recorre-se à imagem da Figura 5 que exhibe o resultado do teste OLS-CUSUM para as equações do IBL e do ILSFNL, de acordo com o ajuste do Modelo II – 3B. Segundo o Painel (a), pode-se dizer que, estatisticamente, não se rejeita a hipótese de estabilidade estrutural para a equação do IBL. Por sua vez, com base no Painel (b), pode-se dizer que a relação de estabilidade estrutural para a equação do ILSFNL

como hipótese nula não é rejeitada. Portanto, o Modelo II – 3B se mostra adequado e pode ser utilizado para se realizar inferências com relação às variáveis IBL e ILSFNL.

Figura 5 – Painel (a): Teste OLS-CUSUM para a equação do IBL pelo ajuste do Modelo II – 3B. Painel (b): Teste OLS-CUSUM para a equação do ILSFNL pelo ajuste do Modelo II – 3B.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Conforme os testes de diagnóstico realizados, prosseguiu-se com os testes de causalidade para verificar se o IBL causa o ILSFNL ou vice-versa, por meio dos resultados da Tabela 16. De acordo com o p-valor de 0,0049 para o IBL como variável causal, a 1% de significância, rejeita-se a hipótese nula de que a variável IBL não Granger-causa o ILSFNL e não se rejeita a hipótese nula de causalidade instantânea. Por sua vez, no que se relaciona à variável ILSFNL como causadora, com o p-valor de 0,6285 e a 1% de significância, a hipótese de que o ILSFNL não Granger-causa o IBL não é rejeitada. Assim, infere-se que inovações no IBL podem ser utilizadas para prever inovações no ILSFNL e o fato de não ter sido encontrada correlação entre tais inovações torna o resultado ainda mais robusto. Adicionalmente, cabe salientar que a

situação contrária não acontece, ou seja, inovações no ILSFNL não podem ser utilizadas para prever inovações no IBL.

Tabela 16 - Estatística referente aos testes de causalidade para as variáveis do Modelo II – 3B.

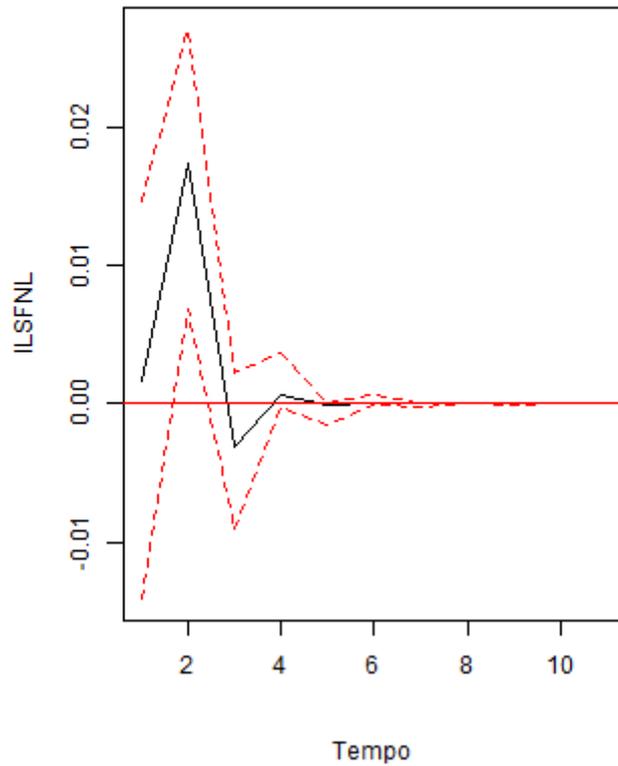
Variável de causa	Teste	Graus de liberdade	Graus de liberdade 2	Valor χ^2	Estatística F	p-valor
IBL	Causalidade de Granger	1	174		0,2350	0,0049
	Causalidade Instantânea	1		0,0694		0,7922
ILSFNL	Causalidade de Granger	1	174		8,1344	0,6285
	Causalidade Instantânea	1		0,0694		0,7922

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na

Figura 6 disponibiliza-se o resultado apurado para a função de impulso resposta da variável IBL do Modelo II – 3B. A partir da imagem, infere-se que, até o segundo mês, o ILSFNL responde com variações maiores ao levar o choque aleatório de um desvio padrão do IBL. Pode-se, assim, dizer que o sistema financeiro bancário responde, no curto prazo, às variações do IBL aumentando o seu Patrimônio de Referência, proporcionando uma liquidez maior do sistema.

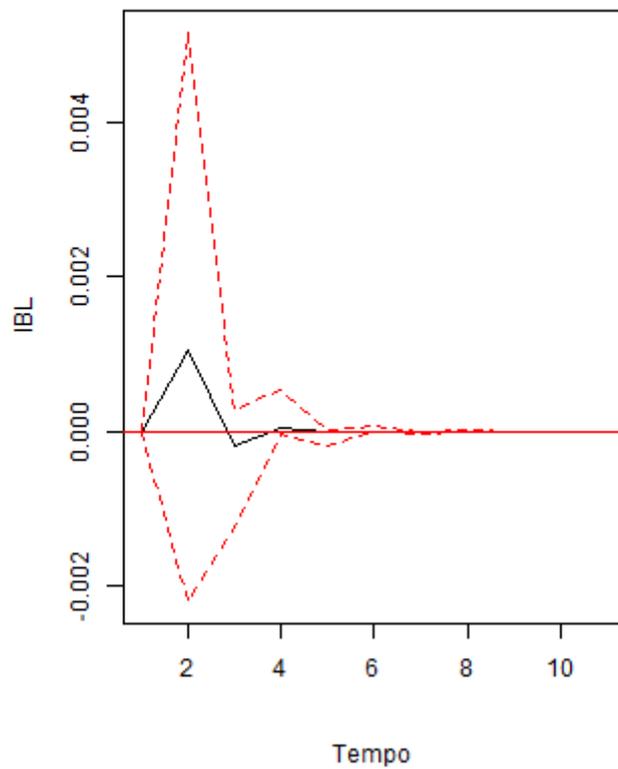
Figura 6 - Função de impulso resposta da variável IBL do Modelo II – 3B, dado um intervalo de confiança de 95%.



Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Figura 7 é possível observar a IRF referente à variável ILSFNL. Ao se dar um choque de um desvio padrão na variável ILSFNL, o IBL responde positivamente no mês 2 e no mês 3, suavemente, de maneira negativa. Tal resultado implica em dizer que o IB aumenta a partir do segundo mês, sugerindo que os bancos retêm um maior capital mínimo em relação aos ativos ponderados pelo risco. Por conseguinte, pode-se dizer que os bancos, no curto prazo, conseguem responder a mudanças no ILSFNL, reafirmando a sólida liquidez das instituições.

Figura 7 - Função de impulso resposta da variável ILSFNL do Modelo II – 3B, dado um intervalo de confiança de 95%.



Fonte: Elaborado pelo autor.

No que diz respeito à decomposição de variância dos erros de previsão para o IBL do Modelo II – 3B, os resultados estão dispostos na Tabela 17. De acordo com os dados desta Tabela, infere-se que o IBL seis passos à frente tem a decomposição dos erros de previsão de sua variância explicada, quase que em sua totalidade, por ela mesma. Por sua vez, pode-se dizer que o ILSFNL contribui com menos de 1%.

Tabela 17 - Decomposição da variância dos erros de previsão para o IBL do Modelo II – 3B.

Período	IBL	ILSFNL
1	1,0000	0,0000
2	0,9978	0,0022
3	0,9977	0,0023
4	0,9977	0,0023
5	0,9977	0,0023
6	0,9977	0,0023

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para a decomposição da variância dos erros de previsão para o ILSFNL do Modelo II – 3B, os resultados estão disponíveis na Tabela 18. A partir do primeiro mês, o IBL explica quase que 0% da decomposição da variância dos erros de previsão do ILSFNL, todavia, a partir do mês 2, a explicação sobe para 7,83%, estabilizando-se em 8,07%, nos períodos subsequentes. Por sua vez, o ILSFN é explicado próximo de 100% por ela mesma no primeiro mês, contudo, a partir do segundo mês, tal fator explicativo cai para 92,17%, mantendo-se constante em 91,94%, a partir do mês 3.

Tabela 18 - Decomposição da variância dos erros de previsão para o ILSFNL do Modelo II – 3B.

Período	IBL	ILSFN
1	0,0008	0,9992
2	0,0783	0,9217
3	0,0806	0,9194
4	0,0807	0,9193
5	0,0807	0,9193
6	0,0807	0,9193

Fonte: Elaborado pelo autor.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Na presente dissertação buscou-se avaliar se as variações do ILSFN conseguem acompanhar as variações do IB, permitindo verificar se o sistema financeiro bancário brasileiro é consolidado, em termos de liquidez. Para avaliar o problema de pesquisa delineado, estudaram-se as inter-relações existentes entre as variações de alguns dos indicadores de estabilidade financeira e variáveis de mercado associados às instituições financeiras bancárias brasileiras, a partir de um modelo VARX. Destaca-se que, dos indicadores de estabilidade financeira, dois estão associados diretamente com a liquidez do sistema financeiro nacional, sendo eles o IB e o ILSFN, os quais foram o foco deste trabalho.

Ao se considerar o ajuste do modelo VARX para o período em que BII estava em vigor e as incorporações de BIII foram implementadas (de fevereiro de 2006 a setembro de 2016), as funções de impulso resposta apresentaram resultados significativos. Verificou-se que tanto as variações do IB quanto as do ILSFN respondem positivamente a choques no curto prazo. Consequentemente, pode-se dizer que o aumento das variações no IB implica em um aumento das variações do ILSFN, sugerindo que as variações do ILSFN acompanham as variações do IB.

Ainda em relação ao modelo ajustado para o horizonte de tempo destacado, observa-se que as variações no IB Granger-causam as variações do ILSFN, mas o contrário não ocorre. Ressalta-se, ainda, que, pelo teste de correlação instantânea para as variações do IB como causadora, a não rejeição da hipótese nula apenas corrobora a causalidade já evidenciada.

Por fim, na análise da decomposição da variância dos erros de previsão identificaram-se resultados semelhantes com o modelo que considerou o período todo. O ILSFNL não contribui quase nada para explicar a variância dos erros de previsão do IBL. Por sua vez, nota-se que o IBL apresentou alguma contribuição para explicar a variância dos erros de previsão de ILSFNL.

Para o ajuste do modelo VARX referente apenas ao período anterior aos efeitos das incorporações das diretrizes definidas em BIII no Brasil, as funções de impulso resposta apresentaram resultados significativos. Como resultado, as variações do IB e as variações do ILSFN respondem positivamente quando uma ou outra sofre um choque no curto prazo. Como observado para o modelo ajustado para o outro horizonte de tempo, o aumento das variações do IB tende a provocar variações maiores no ILSFN, descrevendo que as variações do ILSFN

acompanham as variações do IB. Por conseguinte, torna-se possível dizer que a liquidez do sistema financeiro bancário brasileiro já apresentava ser consolidada.

Para este último modelo ajustado, a relação de causalidade no sentido de Granger foi verificada, tal que as variações do IB Granger-causam as variações no ILSFN. A relação de causalidade para o caso contrário não foi verificada. Cabe ainda mencionar que, pelo resultado do teste de correlação instantâneo, neste caso, a não rejeição da hipótese nula do teste apenas fortalece a relação de causalidade encontrada no sentido de Granger.

A análise da decomposição da variância dos erros de previsão apenas confirmou os resultados encontrados para a equação do IBL, tal que o ILSFNL não contribui em absolutamente nada para explicar a variância dos erros de previsão. Contrariamente, nota-se que, para o IBL, apresentou alguma contribuição para explicar a variância dos erros de previsão de ILSFNL.

Os resultados encontrados neste trabalho contribuem para o arcabouço teórico, no que diz respeito aos acordos de Basileia e às instituições financeiras bancárias para o cenário nacional. Não foram encontrados trabalhos anteriores nos quais a liquidez do sistema financeiro nacional tivesse sido explorada por meio de indicadores de estabilidade financeira e de uma abordagem multivariada, em específico aplicando-se a modelagem VARX. Como limitações do trabalho cita-se a definição do coeficiente s do modelo VARX como 0, mesmo não sendo escopo do trabalho estudar a causalidade entre as variáveis endógenas e exógenas definidas neste trabalho. O uso das variáveis exógenas defasadas no tempo poderia ter gerado um modelo que descrevesse melhor as inter-relações entre os indicadores de estabilidade financeira para os bancos. Adicionalmente, salienta-se que o não ajuste de um modelo apenas considerando o período que incorpora somente efeitos de BIII pode ser considerado como outra limitação do trabalho.

REFERÊNCIAS

AKAIKE, H. Likelihood of a model and information criteria. *Journal of econometrics*, v. 16, n. 1, p. 3-14, 1981.

ALEXANDER, G. J.; BAPTISTA, A. M. Does the Basle Capital Accord reduce bank fragility? An assessment of the Value-at-Risk approach. *Journal of Monetary Economics* 53, p. 1631-1660, 2006.

ALEXANDER, G. J.; BAPTISTA, A. M.; YAN, S. A comparison of the original and revised Basel market risk frameworks for regulating bank capital. *Journal of Economic Behaviour & Organization*, v. 85, p. 249-268, 2013.

ARTZNER, P.; DELBAEN, F.; ELBER, J-M; HEALTH, D. Coherent measures of risk. *Mathematical Finance*, v. 9, p. 203–228, 1999.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS ENTIDADES DOS MERCADOS FINANCEIRO E DE CAPITAIS (ANBIMA). Basileia III no Brasil. Brasil, 2013. Disponível em: http://www.anbima.com.br/pt_br/informar/regulacao/informe-de-legislacao/basileia-iii-no-brasil.htm. Acessado em: 10 de julho de 2017.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BACEN). Aprova regulamentos que dispõem sobre as condições relativamente ao aesso ao Sistema Financeiro Nacional, aos valores mínimos de capital e patrimônio líquido ajustado, à instalação de dependências e à obrigatoriedade da manutenção de patrimônio líquido ajustado em valor compatível com o grau de risco das operações ativas das instituições financeira e demais instituições autorizadas a funcionar pelo Banco Central. Resolução n. 2099, de 17 de agosto de 1994a.

_____. Altera a formula de cálculo do patrimônio líquido de que trata o Regulamento anexo IV à Resolução nº 2.099, de 17.08.94. Resolução n. 2139, de 29 de dezembro de 1994b.

_____. Altera a formula de cálculo do patrimônio líquido de que trata o Regulamento Anexo IV à Resolução nº 2.099, de 17.08.94. Resolução n. 2262, de 2 de abril de 1996.

_____. Composição e segmentos do Sistema Financeiro Nacional. Brasil. 2017. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/pre/composicao.asp>. Acessado em: 16 de abril de 2017a.

_____. Dispõe sobre apuração dos requerimentos mínimos de Patrimônio de Referência (PR), de Nível I e de Capital Principal e institui o Adicional de Capital Principal. Resolução n. 4193, de 1 de março de 2013.

_____. *Focus*, 11 de junho de 2001. Disponível em: <http://www4.bcb.gov.br/pec/GCI/PORT/focus/B20010611%C3%8Dndice%20da%20Basileia.pdf>. Acessado em: 10 de julho de 2017.

_____. Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS). Brasil. 2017. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acessado em: 15 de abril de 2017b.

BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION (BCBS). *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards*. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements, 1988.

_____. *Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks*. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements, 1996.

_____. *International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A Revised Framework*. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements, 2004.

_____. *Revision to the Basel II market risk framework*. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements, 2009.

_____. *Basel III: A global regulatory framework for more resilient banks and banking systems*. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements, 2011.

_____. *A brief history of the Basel Committee*. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements, 2015.

_____. *Minimum capital requirements for market risk*. Basel, Switzerland: Bank for International Settlements, 2016.

BERA, A. K.; JARQUE, C. M. Efficient test for normality homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics letters*, v. 6, n. 3, 255-259, 1980.

BLUM, J. Do capital adequacy requirements reduce risks in banking? *Journal of Banking and Finance*, v. 23, p. 755-771, 1999.

BREUSCH, T. S. *Some aspects of statistical inference for econometrics*. 1978.

BROWN, R. L.; DURBIN, J.; EVANS, J. M. Techniques for testing the constancy of regression relationship over time. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, p. 149-192, 1975.

CHRISTOFFERSEN, P. F. *Elements of Financial Risk Management*. 2. ed. San Diego: Academic Press, 2012.

CHANG, C.; JIMÉNEZ-MARTÍN, A.; MCALEER, M.; AMARAL-PÉREZ, T. Risk Management of Risk under the Basel Accord : Forecasting value-at-Risk of VIX Futures. *Managerial Finance*, v. 37, n. 11, p. 1088-1106, 2011.

CONSELHO MONETÁRIO NACIONAL (CMN). Define o patrimônio de referência das instituições financeiras e demais instituições autorizadas a funcionar pelo Banco Central do Brasil. Resolução n. 2802, de 18 de janeiro de 2001.

COOPER, D. R.; SCHINDLER, P. S. *Métodos de pesquisa em administração*. 10 ed. Porto Alegre: Bookman, 2011.

CRESWELL, J. W. *Projeto de Pesquisa. Métodos qualitativos, quantitativo e misto*. 2 ed. Porto Alegre: Artmed, 2007.

- DAVIS, E. P. Comparing bear markets – 1973 and 2000. *National Institute Economic Review*, v.1, n. 183, p. 78-89, 2003.
- DRUMOND, I. Bank capital requirements, business cycle fluctuations and the Basel accords: A synthesis. *Journal of Economic Surveys*, v. 23, n. 5, p. 798-830, 2009.
- EDGERTON, D.; SHUKUR, G. Testing autocorrelation in a system perspective testing autocorrelation. *Econometric Reviews*, v. 18, n. 4, p. 343-386, 1999.
- EMBRECHTS, P.; PUC CETTI, G.; RUSCHENDORF, L.; WANG, R.; BELERAJ, A. An academic response to basel 3.5. *Risks*, v. 2, n. 1, p. 25–48, 2014.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, v. 50, n. 4, p. 987–1007, 1982.
- FIGUET, J.; HUMBLLOT, T.; LAHET, D. Cross-border banking claims on emerging countries: The Basel III Banking Reforms in a push and pull framework. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, v. 34, p. 294-310, 2015.
- FURLONG, F.; KEELEY, M. Capital regulation and bank risk taking: A note. *Journal of Banking and Finance*, v. 13, p. 883-891, 1989.
- GODFREY, L. G. Testing against general autoregressive and moving average error models when the regressors include lagged dependent variables. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1293-1301, 1978.
- GRANGER, C. WJ. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 424-438, 1969.
- GROSSE, S.; SCHUMANN, E. Cyclical behaviour of German banks' capital resources and the countercyclical buffer of Basel III. *European Journal of Political Economy*, v.34, p. 540-544, 2014.
- HAMILTON, J. D. *Time series analysis*. 2 ed. Princeton : Princeton university press, 1994.
- HANNAN, E. J. ; QUINN, B. G. The determination order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, p. 190-195, 1979.
- HEID, F. The cyclical effects of the Basel II capital requirements. *Journal of Banking and Finance*, v. 31, p. 3885-3900, 2007.
- HULL, J. C. *Options, futures and others derivatives*. 8^a ed. London: Prentice Hall, 2011.
- J. P. MORGAN. *RiskMetrics Technical Document*. 4^a ed. New York : JP Morgan/Reuters, 1996.
- JACQUES, K. T. Capital shocks, bank asset allocation, and the Revised Basel Accord. *Review of Financial Economics*, v. 17, p. 79-91, 2008.
- JARQUE, C. M. ; BERA, A. K. Efficient test for normality homoscedasticity and serial Independence of regression residuals. *Economics letters*, v. 6, n. 3, 255-259, 1980.

- JARROW, R. Capital adequacy rules, catastrophic firm failure and systemic risk. *Review of Derivatives Research*, v. 16, n. 3, p. 219-231, 2013.
- JONES, D. Emerging problems with the Basel Capital Accord: Regulatory capital arbitrage and related issues. *Journal of Banking & Finance*, v. 24, n. 1, p. 35-58, 2000.
- JORION, P. *Value at Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk*. 3^a ed. New York: McGraw-Hill, 2007.
- KAREKEN, J. H.; WALLACE, N. Deposit insurance and bank regulation: a partial-equilibrium exposition. *The Journal of Business*, v. 51, n. 3, p. 413-438, 1978.
- KILIAN, L.; LÜTKEPOHL, H. *Structural Vector Autoregressive Analysis*. Cambridge University Press. 2016.
- KIM, D.; SANTOMERO, A. Risk in banking and capital regulation. *Journal of Finance*, v. 43, n. 5, p. 1219–1233, 1988.
- KOEHN, M.; SANTOMERO, A. M. Regulation of Bank Capital and Portfolio Risk. *The Journal of Finance*, v. 35, n. 5, p. 1235-1244, 1980.
- KRÄMER, W.; SONNBERGER, H. Computational pitfalls of the Hausman test. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 10, n. 1, p. 163-165, 1986.
- KRÄMER, W.; PLOBERGER, W.; ALT, R. Testing for structural change in dynamic models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, p. 1355-1369, 1988.
- KROSZNER, R. S.; STRAHAN, P. E. Financial Regulatory Reform: Challenges Ahead. *The American Economic Review*, v. 101, n. 3, p. 242-246, 2011.
- LOUZIS, D. P.; XANTHOPOULOS-SISINIS, S.; REFENES, A. P. Realized volatility models and alternative Value-at-Risk prediction strategies. *Economic Modelling*, v. 40, n. 1, p. 101-116, 2014.
- LÜTKEPOHL, H. *New Introduction to multiple time series analysis*. Springer Science & Business Media, 2005.
- _____. Forecasting with VARMA models. *Handbook of economic forecasting*, v. 1, p. 287-325, 2006.
- MILCHEVA, S. Cross-country effects of regulatory capital arbitrage. *Journal of Banking & Finance*, v. 37, n. 12, p. 5329-5345, 2013.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. *Análise de séries temporais*. São Paulo: Associação Brasileira de Estatística, 2006.
- QUINN, B. G. Order determination for a multivariate autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, p. 182-185, 1980.
- R CORE TEAM. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria, 2017. Disponível em: <http://www.R-project.org>. Acessado em: 15 de abril de 2017.

RABELL, E. C.; JACKSON, P. ; TSOMOCOS, D. P. Procyclicality and the new Basel Accord – banks' choice of loan rating system. *Economic Theory*, v. 26, p. 537-557, 2005.

RISKMETRICS. Return to RiskMetrics : The Evolution of a Standard. *RiskMetrics*, 2009.

ROCHET, J. Capital requirements and the behaviour of commercial banks. *European Economic Review*, v. 36, p. 1137-1178, 1992.

ROSSIGNOLO, A. F.; FETHI, M.D.; SHABAN, M. Market crises and Basel capital requirements: Could Basel III have been different? Evidence from Portugal, Ireland, Greece and Spain (PIGS). *Journal of Banking & Finance*, v. 37, n. 5, p. 1323-1339, 2013.

SOBREIRA, R. Development banks, risk and basle ii: some assessments. *Cadernos EBAPE.BR*, v. 6, n. 4, 2008.

TSAY, R. S. *Analysis of financial time series*. New Jersey: Wiley Series in Probability and Statistics, 2010.

TSAY, R. S. *Multivariate Time Series Analysis With R and Financial Applications*. New Jersey: Wiley Series in Probability and Statistics, 2016.

APÊNDICE A

Análise do processo de seleção do modelo VARX para o período de fevereiro de 2006 a setembro de 2016

Na Tabela 19 estão disponibilizados os valores e as estatísticas dos parâmetros estimados referentes à equação do IBL. Em conformidade com os p-valores apurados, identifica-se que apenas o RBL (p-valor de 0,0235) e o S&P500 (p-valor de 0,0290) foram significativos, a 5% de significância. Por sua vez, no que diz respeito à adequação do modelo ajustado para a equação do IBL, verifica-se que, pelo p-valor do teste (0,0027), há evidências estatísticas suficientes para se rejeitar a hipótese nula de que todos os parâmetros estimados são iguais a 0. Adicionalmente, pode-se dizer que 22,36% da variabilidade do IBL são explicados pelas variáveis do modelo a partir do R^2 .

Tabela 19 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do IBL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0053	0,1147	-0,0460	0,9635
ILSFNL _{t-1}	0,0017	0,0341	0,0490	0,9612
CSAL _{t-1}	-7,5093	5,3002	-1,4170	0,1593
ROEL _{t-1}	0,0819	0,4691	0,1750	0,8617
ROAL _{t-1}	-0,2158	0,4582	-0,4710	0,6386
ATAL _{t-1}	-7,4895	5,3200	-1,4080	0,1619
PLAL _{t-1}	7,8957	5,3256	1,4830	0,1409
PRNIL _{t-1}	-1,6539	2,3039	-0,7180	0,4743
PRNIL _{t-1}	-0,4631	0,6681	-0,6930	0,4896
Constante	-0,0033	0,0032	-1,0540	0,2939
RBL	-0,0505	0,0220	-2,2960	0,0235
S&P500	-0,1140	0,0516	-2,2110	0,0290
IFNC	0,0534	0,0361	1,4780	0,1422
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da rstatística-F	p - valor
Eq. IBL		0,0226	2,7360	0,0027
R ²	0,2236			
R ² ajustado	0,1419			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 20 são apresentados os valores referentes às estatísticas do modelo ajustado para a equação do ILFSNL. De acordo com os resultados obtidos, verifica-se que, a 5% de

significância, apenas os coeficientes do IBL_{t-1} e do S&P500 foram significativos, com p-valor igual a 0,0124 e 0,0448, respectivamente. Ao se considerar um nível de significância de 10%, verifica-se que as variáveis endógenas $ROEL_{t-1}$ e $ROAL_{t-1}$ foram significativas com p-valores iguais a 0,0843, 0,0886, respectivamente. Observa-se que o modelo ajustado para a equação do ILSFNL apresentou p-valor de 0,0097, indicando que existem evidências estatísticas suficientes para a rejeição da hipótese de que todos os parâmetros estimados são iguais a 0, a 1% significância. Por fim, a variabilidade da variável ILSFNL é explicada, em 19,86%, pelas variáveis do modelo, conforme o valor encontrado para o R^2 .

Tabela 20 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do ILSFNL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL_{t-1}	0,8081	0,2833	2,8520	0,0052
$ILSFNL_{t-1}$	-0,0171	0,0842	-0,2030	0,8397
$CSAL_{t-1}$	-6,1593	13,0899	-0,4710	0,6389
$ROEL_{t-1}$	1,8952	1,1585	1,6360	0,1046
$ROAL_{t-1}$	-1,8269	1,1316	-1,6140	0,1092
$ATAL_{t-1}$	-6,7825	13,1390	-0,5160	0,6067
$PLAL_{t-1}$	5,4897	13,1527	0,4170	0,6772
$PRNIL_{t-1}$	-1,3294	5,6899	-0,2340	0,8157
$PRNIL_{t-1}$	1,7599	1,6500	1,0670	0,2884
Constante	0,0122	0,0078	1,5520	0,1234
RBL	-0,0431	0,0543	-0,7930	0,4294
S&P500	-0,2585	0,1274	-2,0290	0,0448
IFNC	-0,0268	0,0893	-0,3000	0,7647
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p - valor
Eq. ILSFNL		0,0557	2,3550	0,0097
R^2	0,1986			
R^2 ajustado	0,1143			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Sequencialmente, na Tabela 21 disponibilizam-se os valores referentes às estatísticas do modelo ajustado para a equação do CSAL. Como se pode observar, apenas as variáveis $PRNIL_{t-1}$ e o INFC foram significativos, ao se considerar o nível de significância de 5%, neste caso com p-valores iguais a 0,0403 e 0,0472, respectivamente. De acordo com o p-valor (0,0145) obtido para a equação do CSA, infere-se que há evidências estatísticas suficientes para se rejeitar a hipótese nula de que todos os parâmetros estimados são iguais a 0, a 5% de significância. Ao

final, identifica-se que apenas 19,02% da variabilidade do CSAL são explicados pelas variáveis do modelo.

Tabela 21 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do CSAL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0070	0,0847	-0,0830	0,9343
ILSFNL _{t-1}	0,0347	0,0252	1,3800	0,1703
CSAL _{t-1}	0,3421	3,9125	0,0870	0,9305
ROEL _{t-1}	0,5151	0,3463	1,4870	0,1397
ROAL _{t-1}	-0,5646	0,3382	-1,6690	0,0978
ATAL _{t-1}	0,3500	3,9272	0,0890	0,9292
PLAL _{t-1}	-0,5598	3,9313	-0,1420	0,8870
PRNIL _{t-1}	0,9509	1,7007	0,5590	0,5772
PRNIL _{t-1}	1,0231	0,4932	2,0750	0,0403
Constante	-0,0019	0,0023	-0,7940	0,4286
RBL	-0,0027	0,0162	-0,1640	0,8701
S&P500	0,0296	0,0381	0,7760	0,4393
IFNC	0,0535	0,0267	2,0070	0,0472
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. CSAL		0,0166	2,2310	0,0145
R ²	0,1902			
R ² ajustado	0,1049			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para a equação do ROEL, as estatísticas podem ser observadas a partir da Tabela 22. Em conformidade com os resultados alcançados, pode-se dizer que, considerando apenas o nível de significância de 5%, apenas a variável S&P500 foi significativa para a equação que explica o ROEL. Soma-se, ainda, o fato de o p-valor da equação ajustada ser de 0,0880, ou seja, há evidências estatísticas suficientes para a não rejeição da hipótese de que todos os parâmetros estimados sejam iguais a 0, a 5% de significância. Ao fim, apenas 14,79% da variabilidade do ROEL são explicados pelas variáveis da equação.

Tabela 22 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do ROEL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0043	0,1671	-0,0260	0,9796
ILSFNL _{t-1}	-0,0417	0,0497	-0,8390	0,4032
CSAL _{t-1}	13,7792	7,7198	1,7850	0,0769
ROEL _{t-1}	-0,6950	0,6832	-1,0170	0,3112
ROAL _{t-1}	0,7578	0,6674	1,1360	0,2585
ATAL _{t-1}	14,1113	7,7487	1,8210	0,0712
PLAL _{t-1}	-13,8226	7,7568	-1,7820	0,0774
PRNIL _{t-1}	-2,7988	3,3557	-0,8340	0,4060
PRNIL _{t-1}	0,5847	0,9731	0,6010	0,5491
Constante	-0,0065	0,0046	-1,4090	0,1616
RBL	0,0379	0,0320	1,1840	0,2389
S&P500	0,2370	0,0751	3,1540	0,0021
IFNC	-0,0276	0,0526	-0,5230	0,6017
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ROEL		0,0166	1,6480	0,0880
R ²	0,1479			
R ² ajustado	0,0582			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para a variável ROAL, os valores referentes ao ajuste de sua equação podem ser observados na Tabela 23. De acordo com os números, dentre as variáveis exógenas e endógenas, apenas o S&P500 foi significativo, a 5% de significância. No que se relaciona aos coeficientes obtidos para a equação do ROAL, existem evidências estatísticas suficientes que corroboram a rejeição da hipótese nula de que todos os coeficientes sejam iguais a 0, a 5% de significância, pelo teste F (p-valor igual a 0,0434). Pode-se dizer que a equação está adequada e a variabilidade do ROAL é explicada apenas em 16,55% pelas variáveis do modelo.

Tabela 23 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do ROAL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0011	0,1690	-0,0070	0,9947
ILSFNL _{t-1}	-0,0466	0,0502	-0,9280	0,3555
CSAL _{t-1}	14,2224	7,8112	1,8210	0,0713
ROEL _{t-1}	-1,1620	0,6913	-1,6810	0,0955
ROAL _{t-1}	1,2391	0,6753	1,8350	0,0691
ATAL _{t-1}	14,5375	7,8404	1,8540	0,0663
PLAL _{t-1}	-14,2017	7,8486	-1,8090	0,0730
PRNIL _{t-1}	-3,0208	3,3954	-0,8900	0,3755
PRNIL _{t-1}	0,6776	0,9846	0,6880	0,4927
Constante	-0,0073	0,0047	-1,5690	0,1195
RBL	0,0353	0,0324	1,0900	0,2779
S&P500	0,2365	0,0760	3,1120	0,0024
IFNC	-0,0339	0,0533	-0,6370	0,5257
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ROAL		0,0332	1,8850	0,0434
R ²	0,1655			
R ² ajustado	0,0777			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em continuidade à análise do modelo ajustado, na Tabela 24 disponibilizam-se os valores referentes às estatísticas obtidas para a equação do ATAL. Em meio aos valores encontrados, nenhuma das variáveis exógenas mostrou-se estatisticamente significativa, a 5% de significância. Por sua vez, no que diz respeito às variáveis endógenas, apenas o ROEL_{t-1} e o ROAL_{t-1} foram significativos, a 5% de significância, com os p-valores iguais a 0,0211 e 0,0148, respectivamente. Salienta-se, ainda, que a constante também demonstrou ser estatisticamente significativa, a 5% de significância, com p-valor próximo de 0. Quanto à adequação do modelo, em meio ao p-valor obtido para o teste F (0,0075), pode-se dizer que a equação encontrada para a variável ATAL apresenta pelo menos um dos coeficientes estimados diferente de 0. Por fim, a variabilidade do ATAL é explicada, em 20,37%, pelas variáveis utilizadas no ajuste.

Tabela 24 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do ATAL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0446	0,0642	-0,6960	0,4881
ILSFNL _{t-1}	-0,0377	0,0191	-1,9750	0,0507
CSAL _{t-1}	1,0036	2,9654	0,3380	0,7357
ROEL _{t-1}	-0,6137	0,2624	-2,3380	0,0211
ROAL _{t-1}	0,6344	0,2564	2,4750	0,0148
ATAL _{t-1}	1,0268	2,9765	0,3450	0,7308
PLAL _{t-1}	-0,8020	2,9796	-0,2690	0,7883
PRNIL _{t-1}	0,2397	1,2890	0,1860	0,8528
PRNIL _{t-1}	-0,3620	0,3738	-0,9680	0,3349
Constante	0,0102	0,0018	5,7700	0,0000
RBL	-0,0019	0,0123	-0,1510	0,8806
S&P500	-0,0089	0,0289	-0,3080	0,7585
IFNC	-0,0300	0,0202	-1,4820	0,1411
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ATAL		0,0126	2,4310	0,0075
R ²	0,2037			
R ² ajustado	0,1199			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 25 encontram-se os valores referentes à equação do PLAL do modelo ajustado, sendo possível observar que apenas a constante apresentou ser significativa, a 5% de significância, com p-valor de 0,0001. Com base no teste F, verifica-se que não há evidências estatísticas suficientes para a rejeição da hipótese nula, ou seja, permite-se inferir que todos os coeficientes são iguais a 0, tornando a equação inadequada. A variabilidade explicada do PLAL por meio das variáveis utilizadas no ajuste do modelo é de 7,17%.

Tabela 25 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do PLAL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0519	0,0723	-0,7170	0,4750
ILSFNL _{t-1}	-0,0032	0,0215	-0,1490	0,8820
CSAL _{t-1}	1,7649	3,3402	0,5280	0,5980
ROEL _{t-1}	-0,0969	0,2956	-0,3280	0,7440
ROAL _{t-1}	0,0684	0,2888	0,2370	0,8130
ATAL _{t-1}	1,7937	3,3527	0,5350	0,5940
PLAL _{t-1}	-1,7739	3,3562	-0,5290	0,5980
PRNIL _{t-1}	1,1529	1,4519	0,7940	0,4290
PRNIL _{t-1}	0,6609	0,4210	1,5700	0,1190
Constante	0,0084	0,0020	4,1850	0,0001
RBL	-0,0051	0,0139	-0,3680	0,7130
S&P500	0,0215	0,0325	0,6600	0,5100
IFNC	0,0231	0,0228	1,0130	0,3130
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. PLAL		0,0126	0,7278	0,7217
R ²	0,0717			
R ² ajustado	-0,0266			

Fonte: Elaborado pelo autor.

No que se relaciona ao PRNIL, as estatísticas obtidas para a sua equação podem ser observadas na Tabela 26. De acordo com os resultados, constata-se que apenas a constante foi estatisticamente significativa, a 5% de significância (p-valor igual a 0,0030). Conforme o p-valor do teste F, pode-se dizer que não há evidências estatísticas suficientes para a rejeição da hipótese nula de todos os coeficientes estimados serem iguais a 0, logo, a equação não está adequada (também indicado pelo R²ajustado negativo de -0,0440). Por fim, 5,54% da variabilidade da variável PRNIL são explicados pelas variáveis utilizadas no ajuste do modelo.

Tabela 26 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do PRNIL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	0,0044	0,0080	0,5430	0,5884
ILSFNL _{t-1}	0,0006	0,0024	0,2680	0,7891
CSAL _{t-1}	-0,1387	0,3716	-0,3730	0,7096
ROEL _{t-1}	-0,0243	0,0329	-0,7380	0,4623
ROAL _{t-1}	0,0210	0,0321	0,6530	0,5151
ATAL _{t-1}	-0,1345	0,3730	-0,3610	0,7190
PLAL _{t-1}	0,1565	0,3734	0,4190	0,6758
PRNIL _{t-1}	-0,0793	0,1615	-0,4910	0,6245
PRNIL _{t-1}	0,0052	0,0468	0,1120	0,9110
Constante	0,0007	0,0002	3,0290	0,0030
RBL	-0,0011	0,0015	-0,7190	0,4733
S&P500	-0,0019	0,0036	-0,5310	0,5967
IFNC	0,0020	0,0025	0,7810	0,4363
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. PRNIL		0,0016	0,5576	0,8716
R ²	0,0554			
R ² Ajustado	-0,0440			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Como última equação do modelo ajustado, na Tabela 27 disponibilizam-se os resultados encontrados para a variável PRNIL. Em meio aos valores alcançados, considerando o nível de significância de 5%, apenas o S&P500 foi estatisticamente significativo (p-valor igual a 0,0443). O teste F indica que a equação não está adequada, dado o p-valor de 0,2679 obtido, ou seja, não há evidências estatísticas suficientes para a rejeição da hipótese nula de pelo menos um dos coeficientes ser diferente de 0. Observando-se o R² constata-se que a variabilidade explicada do PRNIL pelas variáveis adotadas no ajuste do modelo é de 11,51%.

Tabela 27 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 1 para a equação do PRNIL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0177	0,0183	-0,9670	0,3356
ILSFNL _{t-1}	-0,0039	0,0054	-0,7140	0,4766
CSAL _{t-1}	-0,4847	0,8446	-0,5740	0,5671
ROEL _{t-1}	-0,0486	0,0747	-0,6500	0,5170
ROAL _{t-1}	0,0504	0,0730	0,6900	0,4915
ATAL _{t-1}	-0,4746	0,8477	-0,5600	0,5767
PLAL _{t-1}	0,5268	0,8486	0,6210	0,5360
PRNIL _{t-1}	0,0598	0,3671	0,1630	0,8708
PRNIL _{t-1}	0,0303	0,1065	0,2850	0,7761
Constante	0,0007	0,0005	1,3110	0,1926
RBL	-0,0067	0,0035	-1,9260	0,0566
S&P500	-0,0167	0,0082	-2,0340	0,0443
IFNC	-0,0055	0,0058	-0,9510	0,3437
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. PRNIL		0,0036	1,2350	0,2679
R ²	0,1151			
R ² ajustado	0,0219			

Fonte: Elaborado pelo autor.

A partir do ajuste do Modelo 2A, os valores referentes às estatísticas da equação do IBL podem ser observados na Tabela 28. De acordo com os p-valores das variáveis endógenas, apenas o IBL_{t-2} foi estatisticamente significativo, a 5% de significância. Por sua vez, observa-se que, dentre as variáveis exógenas, o RBL e o S&P500 foram estatisticamente significativos, a 5% de significância, com os p-valores iguais a 0,0283 e 0,0440, respectivamente. Em conformidade com o teste F, verifica-se que há evidências estatísticas suficientes para rejeição da hipótese nula de todos os coeficientes estimados serem iguais a 0 (p-valor de 0,0002). Por fim, verifica-se que a variabilidade explicada do IBL é de 20,06%, pelas variáveis utilizadas no ajuste do modelo.

Tabela 28 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 2A para a equação do IBL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0517	0,0865	-0,5980	0,5512
ILSFNL _{t-1}	0,0307	0,0357	0,8600	0,3917
IBL _{t-2}	-0,1984	0,0887	-2,2360	0,0272
ILSFNL _{t-2}	0,0546	0,0333	1,6380	0,1040
RBL	-0,0465	0,0210	-2,2200	0,0283
S&P500	-0,0980	0,0482	-2,0350	0,0440
IFNC	0,0358	0,0339	1,0550	0,2937
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. IBL		0,0223	4,4260	0,0002
R ²	0,2066			
R ² Ajustado	0,1599			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Sequencialmente, para a equação do ILSFNL por meio do ajuste do Modelo 2A, os valores referentes às estatísticas estão disponibilizados na Tabela 29. Nota-se que, a 5% de significância, somente o IBL_{t-1} e o S&P500 foram estatisticamente significativos. De acordo com o teste F e o p-valor obtido de 0,0403, dado o nível de significância de 5%, pode-se dizer que há evidências estatísticas suficientes para a rejeição da hipótese nula de todos os coeficientes serem iguais a 0. Nesta equação, a variabilidade do ILSFNL é explicada, em 11,39%, pelas variáveis adotadas no ajuste do modelo.

Tabela 29 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 2A para a equação do ILSFNL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	0,8032	0,2223	3,6130	0,0004
ILSFNL _{t-1}	-0,0369	0,0918	-0,4020	0,6886
IBL _{t-2}	0,0728	0,2280	0,3190	0,7500
ILSFNL _{t-2}	0,0509	0,0857	0,5940	0,5537
RBL	-0,0588	0,0539	-1,0920	0,2770
S&P500	-0,2485	0,1238	-2,0070	0,0471
IFNC	-0,0116	0,0872	-0,1330	0,8945
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ILSFNL		0,0573	2,1840	0,0403
R ²	0,1139			
R ² Ajustado	0,0617			

Fonte: Elaborado pelo autor.

No que diz respeito às equações ajustadas por meio do Modelo 2B, os valores das estatísticas para a equação do IBL podem ser observados na Tabela 30. Com base nos valores determinados, constata-se que somente a variável RBL foi significativa, a 5% de significância. Ao se observar o p-valor encontrado para o teste F de 0,0007, infere-se que há evidência estatísticas suficientes para a rejeição da hipótese nula de todos os coeficientes serem iguais a 0. No que se refere à variabilidade do IBL explicada pelas variáveis do modelo ajustado, este valor foi de 15,85%.

Tabela 30 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 2B para a equação do IBL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0234	0,0873	-0,2680	0,7894
ILSFNL _{t-1}	0,0122	0,0335	0,3650	0,7159
RBL	-0,0507	0,0211	-2,4010	0,0179
S&P500	-0,0913	0,0488	-1,8710	0,0637
IFNC	0,0481	0,0341	1,4110	0,1608
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. IBL		0,0227	4,5960	0,0007
R ²	0,1585			
R ² ajustado	0,1240			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Por fim, na Tabela 31 disponibilizam-se os valores referentes à equação do ILSFNL pelo ajuste do Modelo 2B. Como é possível observar, o IBL_{t-1} foi o único que se apresentou estatisticamente significativo, a 5% de significância, com p-valor igual a 0,0004. De acordo com o resultado do teste F e considerando um nível de significância de 5%, o p-valor de 0,0132 implica na rejeição da hipótese nula de que todos os coeficientes sejam iguais a 0. Em relação à variabilidade do ILSFNL explicada pelas variáveis do modelo ajustado, verifica-se que tal valor é de 11,01%.

Tabela 31 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 2B para a equação do ILSFNL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL_{t-1}	0,7984	0,2182	3,6590	0,0004
$ILSFNL_{t-1}$	-0,0270	0,0839	-0,3220	0,7479
RBL	-0,0551	0,0528	-1,0430	0,2989
S&P500	-0,2413	0,1220	-1,9780	0,0502
IFNC	-0,0073	0,0851	-0,0850	0,9322
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ILSFNL		0,0567	3,0200	0,0132
R^2	0,1101			
R^2 Ajustado	0,0737			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na

Tabela 32 podem ser observados os valores referentes às estatísticas obtidas para a equação do IBL, conforme o ajuste do Modelo 3A. Em meio aos números encontrados, verifica-se que, pelos p-valores de 0,0208 e 0,0005, as variáveis IBL_{t-2} e o RBL foram as únicas que apresentaram relevância estatística, respectivamente. Ao se observar o p-valor da estatística F

de 0,0001, infere-se que não se rejeita a hipótese nula de que todos os coeficientes estimados sejam iguais a 0. Conforme o R^2 determinado, a variabilidade do IBL pode ser explicada, em 19,92%, pelas variáveis do modelo.

Tabela 32 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 3A para a equação do IBL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0546	0,0865	-0,6310	0,5293
ILSFNL _{t-1}	0,0311	0,0357	0,8710	0,3855
IBL _{t-2}	-0,2070	0,0884	-2,3430	0,0208
ILSFNL _{t-2}	0,0593	0,0331	1,7940	0,0753
RBL	-0,0598	0,0168	-3,5730	0,0005
S&P500	-0,1011	0,0481	-2,1020	0,0376
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. IBL		0,0223	4,9740	0,0001
R ²	0,1992			
R ² Ajustado	0,1591			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para a equação do ILSFNL pelo ajuste do Modelo 3A, os resultados podem ser observados na

Tabela 33. A partir dos p-valores obtidos para os coeficientes estimados, salienta-se que o IBLt-1 e o S&P500 foram significativos, a 5% de significância, cujos p-valores foram de 0,0004 e 0,0466, respectivamente. No que tange ao R^2 encontrado, a variabilidade explicada do ILSFNL pelas variáveis do modelo foi de 11,37%.

Tabela 33 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 3A para a equação do ILSFNL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	0,8041	0,2213	3,6340	0,0004
ILSFNL _{t-1}	-0,0370	0,0915	-0,4050	0,6863
IBL _{t-2}	0,0756	0,2261	0,3350	0,7386
ILSFNL _{t-2}	0,0494	0,0846	0,5840	0,5605
RBL	-0,0545	0,0429	-1,2720	0,2057
S&P500	-0,2475	0,1231	-2,0110	0,0466
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ILSFN		0,0571	2,5660	0,0225
R ²	0,1137			
R ² Ajustado	0,0694			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 34 encontram-se os valores das estatísticas obtidas para a equação do IBL, segundo o ajuste do Modelo 3B. De acordo com os resultados, infere-se que, dado o nível de significância de 5%, apenas a variável IBL_{t-1} (p-valor igual a 0,0001) foi estatisticamente significativa. A partir do p-valor de 0,0007 para o teste F, dado o nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese nula de que todos os coeficientes estimados sejam iguais a 0. Adicionalmente, a variabilidade do IBL explicada pelas variáveis do modelo é de 14,48%.

Tabela 34 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 3B para a equação do IBL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0255	0,0876	-0,2910	0,7719
ILSFNL _{t-1}	0,0111	0,0337	0,3280	0,7433
RBL	-0,0693	0,0166	-4,1700	0,0001
S&P500	-0,0948	0,0489	-1,9380	0,0549
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. IBL		0,0228	5,2050	0,0007
R ²	0,1448			
R ² Ajustado	0,1170			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Por fim, os valores referentes às estatísticas da equação do ILSFNL, conforme ajuste do Modelo 3B, podem ser observados na Tabela 35. Por meio dos resultados, verifica-se que o IBL_{t-1}, com p-valor igual a 0,0004 e o S&P500, com p-valor igual à 0,0495 foram as únicas variáveis

significativas, a 5% de significância. Salienta-se que o resultado do teste F com o p-valor de 0,0060 indica a rejeição da hipótese nula de que todos os coeficientes estimados sejam iguais a 0. Adicionalmente, de acordo com o R^2 obtido, pode-se dizer que 11,01% da variabilidade do ILSFNL são explicados pelas variáveis do modelo.

Tabela 35 - Estatística referente ao ajuste do Modelo 3B para a equação do ILSFNL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	0,7987	0,2173	3,6760	0,0004
ILSFNL _{t-1}	-0,0268	0,0835	-0,3210	0,7485
RBL	-0,0523	0,0412	-1,2700	0,2065
S&P500	-0,2408	0,1214	-1,9840	0,0495
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ILSFNL		0,0565	3,8040	0,0060
R ²	0,1101			
R ² Ajustado	0,0811			

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE B

Análise do processo de seleção do modelo VARX para o período de fevereiro de 2006 a setembro de 2013

Na

Tabela 36 observam-se os valores referentes à equação estimada para o IBL segundo o Modelo II - 1A. A 5% de significância, as variáveis IBL_{t-3} e IBL_{t-5} foram as únicas que apresentaram ser significativas e cujos p-valores foram de 0,0469 e 0,0121, respectivamente. No que se relaciona ao teste F, com p-valor igual a 0,0139, dado um nível de significância de 5%, há evidências estatísticas suficientes para a rejeição da hipótese nula de que todos os coeficientes estimados sejam iguais a 0. Na análise da variabilidade explicada do IBL, tal valor foi de 81,53%, considerando as variáveis explicativas utilizadas no ajuste do modelo.

Tabela 36 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do IBL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL_{t-1}	0,0201	0,2562	0,0790	0,9380
$ILSFNL_{t-1}$	0,0259	0,0698	0,3710	0,7135
$CSAL_{t-1}$	0,0945	8,9570	0,0110	0,9917
$ROEL_{t-1}$	1,6596	1,1712	1,4170	0,1675
$ROAL_{t-1}$	-1,7911	1,1451	-1,5640	0,1290
$ATAL_{t-1}$	0,0824	8,9844	0,0090	0,9927
$PLAL_{t-1}$	-0,6344	9,0751	-0,0700	0,9448
$PRNIL_{t-1}$	4,5448	5,1577	0,8810	0,3857
$PRNIL_{t-1}$	-1,0305	1,1821	-0,8720	0,3908
IBL_{t-2}	-0,3363	0,1922	-1,7500	0,0911
$ILSFNL_{t-2}$	0,0809	0,0582	1,3910	0,1752
$CSAL_{t-2}$	3,2598	10,9658	0,2970	0,7685
$ROEL_{t-2}$	-0,6233	1,0071	-0,6190	0,5410
$ROAL_{t-2}$	0,5621	1,0065	0,5590	0,5809
$ATAL_{t-2}$	3,2069	10,9736	0,2920	0,7723
$PLAL_{t-2}$	-4,0542	11,0433	-0,3670	0,7163
$PRNIL_{t-2}$	6,8312	4,9395	1,3830	0,1776
$PRNIL_{t-2}$	0,3463	1,1189	0,3100	0,7592
IBL_{t-3}	-0,3940	0,1895	-2,0790	0,0469
$ILSFNL_{t-3}$	-0,0251	0,0716	-0,3500	0,7289
$CSAL_{t-3}$	-4,5591	12,9895	-0,3510	0,7282

ROELt-3	-0,1144	1,0861	-0,1050	0,9169
ROALt-3	0,0231	1,0808	0,0210	0,9831
ATALt-3	-4,9437	13,0653	-0,3780	0,7080
PLALt-3	4,6270	12,9987	0,3560	0,7245
PRNILt-3	3,9510	4,5179	0,8750	0,3893
PRNILt-3	0,6847	1,1024	0,6210	0,5395
IBLt-4	-0,3742	0,2333	-1,6040	0,1199
ILSFNLt-4	0,0398	0,0673	0,5910	0,5591
CSALt-4	-5,9702	12,9002	-0,4630	0,6471
ROELt-4	-1,0815	1,1072	-0,9770	0,3370
ROALt-4	1,1872	1,1347	1,0460	0,3044
ATALt-4	-5,9777	13,0026	-0,4600	0,6493
PLALt-4	6,2361	12,9242	0,4830	0,6332
PRNILt-4	4,4929	5,0645	0,8870	0,3826
PRNILt-4	-1,0865	1,0153	-1,0700	0,2937
IBLt-5	-0,5337	0,1990	-2,6820	0,0121
ILSFNLt-5	0,0561	0,0671	0,8360	0,4102
CSALt-5	-8,5536	10,9240	-0,7830	0,4402
ROELt-5	-0,0195	1,0689	-0,0180	0,9856
ROALt-5	0,0470	1,0808	0,0440	0,9656
ATALt-5	-9,2393	10,9545	-0,8430	0,4061
PLALt-5	8,1164	10,9175	0,7430	0,4634
PRNILt-5	5,5294	4,3367	1,2750	0,2128
PRNILt-5	1,4584	0,9576	1,5230	0,1390
IBLt-6	0,0264	0,1908	0,1380	0,8908
ILSFNLt-6	-0,0616	0,0679	-0,9070	0,3724
CSALt-6	3,5940	10,0283	0,3580	0,7227
ROELt-6	-0,6126	0,9284	-0,6600	0,5147
ROALt-6	0,5851	0,9571	0,6110	0,5459
ATALt-6	3,7162	10,0944	0,3680	0,7155
PLALt-6	-3,9498	10,0716	-0,3920	0,6979
PRNILt-6	2,7046	4,0828	0,6620	0,5131
PRNILt-6	0,5293	1,0335	0,5120	0,6126
Constante	0,0036	0,0082	0,4390	0,6640
RBL	-0,0358	0,0303	-1,1800	0,2480
S&P500	-0,0713	0,0833	-0,8560	0,3995
IFNC	0,0599	0,0575	1,0420	0,3063
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. IBL		0,0174	2,7360	0,0139
R ²	0,8153			

R ² ajustado	0,4393
-------------------------	--------

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os valores referentes às estatísticas obtidas, no que se relaciona à equação do ILSFNL, podem ser observados na

Tabela 37. De acordo com os números dispostos, pode-se dizer que as variáveis $ROEL_{t-4}$ e $ROAL_{t-4}$ foram significativas, a 5% de significância, com p-valores iguais a 0,0378 e 0,0428. Por sua vez, o resultado do p-valor para o teste F foi de 0,3521, ou seja, dado um nível de significância de 5%, não há evidências estatísticas suficientes para rejeição da hipótese nula de que pelo menos um dos coeficientes estimados seja diferente de 0. Infere-se que a equação estimada para o ILSFNL não está adequada. A partir do R², pode-se dizer que 70,03% da variabilidade do ILSFNL podem ser explicados pelas variáveis utilizadas no ajuste do modelo.

Tabela 37 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do ILSFNL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	1,1130	0,8811	1,2630	0,2171
ILSFNL _{t-1}	-0,1105	0,2399	-0,4610	0,6486
CSAL _{t-1}	-37,6500	30,8100	-1,2220	0,2319
ROEL _{t-1}	2,2970	4,0280	0,5700	0,5731
ROAL _{t-1}	-1,9990	3,9390	-0,5080	0,6158
ATAL _{t-1}	-37,6400	30,9000	-1,2180	0,2334
PLAL _{t-1}	37,3800	31,2100	1,1980	0,2411
PRNIL _{t-1}	-13,2600	17,7400	-0,7480	0,4610
PRNIL _{t-1}	1,2370	4,0660	0,3040	0,7632
IBL _{t-2}	0,3368	0,6611	0,5090	0,6144
ILSFNL _{t-2}	0,2705	0,2001	1,3520	0,1873
CSAL _{t-2}	-56,4300	37,7200	-1,4960	0,1458
ROEL _{t-2}	3,5250	3,4640	1,0180	0,3176
ROAL _{t-2}	-3,2390	3,4620	-0,9360	0,3575
ATAL _{t-2}	-57,6000	37,7400	-1,5260	0,1382
PLAL _{t-2}	57,1800	37,9800	1,5050	0,1435
PRNIL _{t-2}	-13,4000	16,9900	-0,7890	0,4370
PRNIL _{t-2}	5,3290	3,8490	1,3850	0,1771
IBL _{t-3}	-0,1004	0,6517	-0,1540	0,8787
ILSFNL _{t-3}	-0,2535	0,2463	-1,0290	0,3122
CSAL _{t-3}	-24,1100	44,6800	-0,5400	0,5937

ROELt-3	1,3600	3,7360	0,3640	0,7186
ROALt-3	-1,9770	3,7180	-0,5320	0,5991
ATALt-3	-25,7900	44,9400	-0,5740	0,5706
PLALt-3	26,0800	44,7100	0,5830	0,5643
PRNILt-3	11,6900	15,5400	0,7520	0,4581
PRNIILt-3	-1,7180	3,7920	-0,4530	0,6541
IBLt-4	-0,0002	0,8023	0,0000	0,9998
ILSFNLt-4	-0,4923	0,2313	-2,1280	0,0423
CSALt-4	-14,9200	44,3700	-0,3360	0,7391
ROELt-4	-8,3040	3,8080	-2,1810	0,0378
ROALt-4	8,2810	3,9030	2,1220	0,0428
ATALt-4	-13,2000	44,7200	-0,2950	0,7701
PLALt-4	14,2700	44,4500	0,3210	0,7507
PRNILt-4	6,2100	17,4200	0,3560	0,7242
PRNIILt-4	0,4339	3,4920	0,1240	0,9020
IBLt-5	0,5452	0,6845	0,7960	0,4325
ILSFNLt-5	-0,0237	0,2309	-0,1030	0,9190
CSALt-5	-3,6030	37,5700	-0,0960	0,9243
ROELt-5	1,8740	3,6760	0,5100	0,6143
ROALt-5	-2,6170	3,7170	-0,7040	0,4873
ATALt-5	-4,1160	37,6800	-0,1090	0,9138
PLALt-5	4,2680	37,5500	0,1140	0,9103
PRNILt-5	-14,7600	14,9200	-0,9890	0,3310
PRNIILt-5	-0,7534	3,2940	-0,2290	0,8207
IBLt-6	1,2040	0,6563	1,8340	0,0773
ILSFNLt-6	0,0285	0,2336	0,1220	0,9037
CSALt-6	23,1600	34,4900	0,6710	0,5075
ROELt-6	0,8941	3,1930	0,2800	0,7815
ROALt-6	-0,9691	3,2920	-0,2940	0,7706
ATALt-6	23,3500	34,7200	0,6720	0,5068
PLALt-6	-21,9500	34,6400	-0,6340	0,5315
PRNILt-6	-18,9600	14,0400	-1,3500	0,1877
PRNIILt-6	-0,3102	3,5550	-0,0870	0,9311
Constante	-0,0007	0,0283	-0,0240	0,9810
RBL	0,0199	0,1043	0,1910	0,8501
S&P500	-0,3343	0,2866	-1,1670	0,2532
IFNC	0,0586	0,1977	0,2960	0,7692
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ILSFN		0,0599	1,1480	0,3521
R ²	0,7003			

R ² ajustado	0,09032
-------------------------	---------

Fonte: Elaborado pelo autor.

Em relação à equação do CSAL, na

Tabela 38 disponibilizam-se os valores das estatísticas obtidas a partir do ajuste do modelo. Ao se considerar o nível de significância de 5%, nenhuma das variáveis apresentou-se estatisticamente significativa. Adicionalmente, o p-valor do teste F de 0,1633 indica que não há evidências estatísticas suficientes para rejeição da hipótese nula de que pelo menos um dos coeficientes seja diferente de 0, sugerindo que a equação não esteja adequada (considerando o nível de significância de 5%). Por sua vez, quanto à variabilidade explicada do CSAL pelas variáveis do modelo, o valor foi de 0,7412%.

Tabela 38 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do CSAL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,2196	0,2458	-0,8940	0,3792
ILSFNL _{t-1}	-0,0118	0,0669	-0,1760	0,8616
CSAL _{t-1}	-10,4804	8,5947	-1,2190	0,2329
ROEL _{t-1}	0,9857	1,1238	0,8770	0,3879
ROAL _{t-1}	-1,0507	1,0988	-0,9560	0,3471
ATAL _{t-1}	-10,9722	8,6210	-1,2730	0,2136
PLAL _{t-1}	10,2382	8,7080	1,1760	0,2496
PRNIL _{t-1}	5,2629	4,9491	1,0630	0,2967
PRNIL _{t-1}	1,4685	1,1343	1,2950	0,2060
IBL _{t-2}	-0,2494	0,1844	-1,3520	0,1871
ILSFNL _{t-2}	0,0309	0,0558	0,5540	0,5842
CSAL _{t-2}	-19,1694	10,5223	-1,8220	0,0792
ROEL _{t-2}	-0,3678	0,9664	-0,3810	0,7064
ROAL _{t-2}	0,3920	0,9658	0,4060	0,6879
ATAL _{t-2}	-18,8260	10,5297	-1,7880	0,0846
PLAL _{t-2}	19,2696	10,5967	1,8180	0,0797
PRNIL _{t-2}	-2,7280	4,7397	-0,5760	0,5695
PRNIL _{t-2}	-0,9993	1,0736	-0,9310	0,3599
IBL _{t-3}	-0,2169	0,1818	-1,1930	0,2429
ILSFNL _{t-3}	0,0112	0,0687	0,1630	0,8717
CSAL _{t-3}	-19,6902	12,4641	-1,5800	0,1254
ROEL _{t-3}	-0,1851	1,0422	-0,1780	0,8603
ROAL _{t-3}	0,1735	1,0371	0,1670	0,8683

ATALt-3	-19,9931	12,5369	-1,5950	0,1220
PLALt-3	19,3411	12,4729	1,5510	0,1322
PRNILt-3	5,2050	4,3351	1,2010	0,2399
PRNIILt-3	0,3365	1,0578	0,3180	0,7528
IBLt-4	-0,3027	0,2238	-1,3520	0,1871
ILSFNLt-4	0,0635	0,0645	0,9840	0,3335
CSALt-4	-4,8556	12,3785	-0,3920	0,6978
ROELt-4	-0,0596	1,0624	-0,0560	0,9556
ROALt-4	-0,0829	1,0888	-0,0760	0,9398
ATALt-4	-4,6898	12,4767	-0,3760	0,7098
PLALt-4	4,4613	12,4015	0,3600	0,7217
PRNILt-4	4,6398	4,8597	0,9550	0,3479
PRNIILt-4	-0,5241	0,9743	-0,5380	0,5949
IBLt-5	-0,2107	0,1910	-1,1030	0,2792
ILSFNLt-5	-0,0704	0,0644	-1,0940	0,2834
CSALt-5	-8,0776	10,4822	-0,7710	0,4474
ROELt-5	-0,0879	1,0256	-0,0860	0,9323
ROALt-5	0,1980	1,0370	0,1910	0,8500
ATALt-5	-8,3562	10,5114	-0,7950	0,4333
PLALt-5	7,7932	10,4760	0,7440	0,4631
PRNILt-5	4,7083	4,1613	1,1310	0,2675
PRNIILt-5	1,5209	0,9188	1,6550	0,1090
IBLt-6	-0,1283	0,1831	-0,7010	0,4893
ILSFNLt-6	0,0474	0,0652	0,7270	0,4731
CSALt-6	-0,9245	9,6227	-0,0960	0,9241
ROELt-6	-0,6254	0,8908	-0,7020	0,4885
ROALt-6	0,5304	0,9184	0,5780	0,5682
ATALt-6	-1,3374	9,6862	-0,1380	0,8912
PLALt-6	1,4110	9,6643	0,1460	0,8850
PRNILt-6	-2,2127	3,9176	-0,5650	0,5767
PRNIILt-6	-0,6949	0,9917	-0,7010	0,4893
Constante	0,0016	0,0079	0,2090	0,8359
RBL	-0,0446	0,0291	-1,5340	0,1362
S&P500	0,0153	0,0799	0,1910	0,8497
IFNC	0,0107	0,0552	0,1930	0,8482
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. CSAL		0,0167	1,4070	0,1633
R ²	0,7412			
R ² ajustado	0,2145			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na

Tabela 39 exibem-se as estatísticas referentes à equação do ROEL do modelo ajustado. As variáveis $ILSFNL_{t-2}$, IBL_{t-5} , $PRNIL_{t-5}$ e IBL_{t-6} foram as únicas significativas, ao se considerar um nível de significância de 5%, tendo os p-valores sido de 0,0046, 0,0474, 0,0360 e 0,0466. No que diz respeito ao teste F implementado e considerando o nível de significância de 5%, verifica-se que, com o p-valor igual a 0,5658, não se rejeita à hipótese nula de que pelo menos um dos coeficientes estimados seja diferente de 0; logo, a equação não está adequada. Por fim, em meio ao R^2 encontrado, pode-se dizer que a variabilidade do ROEL é explicada em 66,12% pelas variáveis do modelo.

Tabela 39 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do ROEL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL_{t-1}	0,4898	0,5132	0,9540	0,3481
$ILSFNL_{t-1}$	0,0917	0,1398	0,6560	0,5172
$CSAL_{t-1}$	7,7172	17,9448	0,4300	0,6705
$ROEL_{t-1}$	2,2310	2,3464	0,9510	0,3498
$ROAL_{t-1}$	-2,0627	2,2941	-0,8990	0,3763
$ATAL_{t-1}$	7,1821	17,9997	0,3990	0,6929
$PLAL_{t-1}$	-8,2439	18,1813	-0,4530	0,6537
$PRNIL_{t-1}$	1,2334	10,3330	0,1190	0,9058
$PRNIL_{t-1}$	1,5932	2,3683	0,6730	0,5066
IBL_{t-2}	-0,2503	0,3851	-0,6500	0,5210
$ILSFNL_{t-2}$	0,3592	0,1166	3,0820	0,0046
$CSAL_{t-2}$	-31,2051	21,9693	-1,4200	0,1665
$ROEL_{t-2}$	2,6654	2,0177	1,3210	0,1972
$ROAL_{t-2}$	-2,2150	2,0164	-1,0990	0,2813
$ATAL_{t-2}$	-32,3155	21,9849	-1,4700	0,1527
$PLAL_{t-2}$	33,4393	22,1246	1,5110	0,1419
$PRNIL_{t-2}$	-11,0395	9,8959	-1,1160	0,2741
$PRNIL_{t-2}$	0,5379	2,2416	0,2400	0,8121
IBL_{t-3}	-0,0836	0,3796	-0,2200	0,8272
$ILSFNL_{t-3}$	-0,1520	0,1435	-1,0590	0,2986
$CSAL_{t-3}$	-9,5046	26,0236	-0,3650	0,7177
$ROEL_{t-3}$	0,9211	2,1759	0,4230	0,6753
$ROAL_{t-3}$	-0,9186	2,1653	-0,4240	0,6746
$ATAL_{t-3}$	-10,1923	26,1755	-0,3890	0,6999

PLALt-3	10,3927	26,0420	0,3990	0,6929
PRNILt-3	3,0485	9,0513	0,3370	0,7388
PRNIILt-3	-3,2917	2,2085	-1,4900	0,1473
IBLt-4	0,4684	0,4673	1,0020	0,3248
ILSFNLt-4	-0,0456	0,1348	-0,3380	0,7377
CSALt-4	0,0791	25,8448	0,0030	0,9976
ROELt-4	-2,5479	2,2182	-1,1490	0,2604
ROALt-4	2,8522	2,2732	1,2550	0,2200
ATALt-4	0,3301	26,0498	0,0130	0,9900
PLALt-4	0,8419	25,8929	0,0330	0,9743
PRNILt-4	-8,4129	10,1465	-0,8290	0,4140
PRNIILt-4	0,7655	2,0342	0,3760	0,7095
IBLt-5	0,8268	0,3987	2,0740	0,0474
ILSFNLt-5	0,2108	0,1345	1,5680	0,1282
CSALt-5	-11,3838	21,8855	-0,5200	0,6071
ROELt-5	1,1087	2,1414	0,5180	0,6087
ROALt-5	-0,8958	2,1652	-0,4140	0,6822
ATALt-5	-11,9436	21,9466	-0,5440	0,5906
PLALt-5	12,0205	21,8726	0,5500	0,5870
PRNILt-5	-19,1354	8,6882	-2,2020	0,0360
PRNIILt-5	0,6997	1,9184	0,3650	0,7181
IBLt-6	0,7960	0,3823	2,0820	0,0466
ILSFNLt-6	-0,0397	0,1361	-0,2920	0,7726
CSALt-6	-6,5822	20,0911	-0,3280	0,7456
ROELt-6	-1,8274	1,8599	-0,9820	0,3343
ROALt-6	2,0992	1,9174	1,0950	0,2829
ATALt-6	-6,6713	20,2235	-0,3300	0,7440
PLALt-6	7,8886	20,1779	0,3910	0,6988
PRNILt-6	-4,3573	8,1796	-0,5330	0,5984
PRNIILt-6	0,1555	2,0706	0,0750	0,9407
Constante	0,0140	0,0165	0,8510	0,4019
RBL	0,0198	0,0607	0,3260	0,7469
S&P500	0,1178	0,1669	0,7060	0,4862
IFNC	0,0345	0,1152	0,3000	0,7667
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ROEL		0,0349	0,9588	0,5658
R ²	0,6612			
R ² ajustado	-0,0284			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados referentes à equação do ROAL a partir do modelo podem ser observados na

Tabela 40. Em meio aos valores dispostos, nenhuma variável apresentou-se estatisticamente significativa, ao se considerar um nível de significância de 5%. A partir do teste F, cujo p-valor de 0,5595 e dado o nível de significância de 5%, infere-se que não há evidências estatísticas suficientes para rejeição da hipótese nula de ao menos um dos coeficientes estimados ser igual a 0 e, conseqüentemente, a equação não está adequada. Ao final, a variabilidade explicada do ROAL pelas variáveis do modelo foi de 66,24%.

Tabela 40 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do ROAL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	0,5145	0,5269	0,9770	0,3371
ILSFNL _{t-1}	0,1056	0,1435	0,7360	0,4677
CSAL _{t-1}	5,0584	18,4232	0,2750	0,7857
ROEL _{t-1}	2,2885	2,4090	0,9500	0,3503
ROAL _{t-1}	-2,0705	2,3553	-0,8790	0,3868
ATAL _{t-1}	4,3650	18,4796	0,2360	0,8150
PLAL _{t-1}	-5,3918	18,6660	-0,2890	0,7748
PRNIL _{t-1}	0,7399	10,6085	0,0700	0,9449
PRNIIL _{t-1}	2,0538	2,4314	0,8450	0,4054
IBL _{t-2}	-0,2671	0,3953	-0,6760	0,5047
ILSFNL _{t-2}	0,3624	0,1197	3,0280	0,0052
CSAL _{t-2}	-30,8868	22,5550	-1,3690	0,1818
ROEL _{t-2}	2,6300	2,0715	1,2700	0,2147
ROAL _{t-2}	-2,1697	2,0701	-1,0480	0,3036
ATAL _{t-2}	-32,0522	22,5710	-1,4200	0,1666
PLAL _{t-2}	33,1287	22,7145	1,4580	0,1558
PRNIL _{t-2}	-10,5858	10,1598	-1,0420	0,3064
PRNIIL _{t-2}	0,3544	2,3014	0,1540	0,8787
IBL _{t-3}	-0,0405	0,3897	-0,1040	0,9179
ILSFNL _{t-3}	-0,1654	0,1473	-1,1230	0,2709
CSAL _{t-3}	-9,3080	26,7174	-0,3480	0,7302
ROEL _{t-3}	0,2185	2,2339	0,0980	0,9228
ROAL _{t-3}	-0,2179	2,2230	-0,0980	0,9226
ATAL _{t-3}	-10,0289	26,8734	-0,3730	0,7118
PLAL _{t-3}	10,2488	26,7363	0,3830	0,7044
PRNIL _{t-3}	3,3262	9,2926	0,3580	0,7231
PRNIIL _{t-3}	-3,3932	2,2674	-1,4970	0,1457

IBLt-4	0,4857	0,4798	1,0120	0,3201
ILSFNlt-4	-0,0328	0,1383	-0,2370	0,8144
CSALt-4	2,3788	26,5339	0,0900	0,9292
ROELt-4	-2,5995	2,2773	-1,1410	0,2633
ROALt-4	2,8972	2,3338	1,2410	0,2248
ATALt-4	2,6813	26,7444	0,1000	0,9209
PLALt-4	-1,5776	26,5832	-0,0590	0,9531
PRNILt-4	-8,5539	10,4170	-0,8210	0,4185
PRNILt-4	0,8399	2,0884	0,4020	0,6906
IBLt-5	0,8540	0,4093	2,0860	0,0462
ILSFNlt-5	0,2044	0,1381	1,4810	0,1498
CSALt-5	-10,1345	22,4690	-0,4510	0,6554
ROELt-5	1,2195	2,1985	0,5550	0,5835
ROALt-5	-1,0092	2,2230	-0,4540	0,6534
ATALt-5	-10,7682	22,5317	-0,4780	0,6364
PLALt-5	10,7978	22,4557	0,4810	0,6344
PRNILt-5	-18,6712	8,9199	-2,0930	0,0455
PRNILt-5	1,2215	1,9695	0,6200	0,5402
IBLt-6	0,7927	0,3925	2,0200	0,0531
ILSFNlt-6	-0,0317	0,1397	-0,2270	0,8224
CSALt-6	-2,6436	20,6267	-0,1280	0,8989
ROELt-6	-1,8890	1,9095	-0,9890	0,3310
ROALt-6	2,1629	1,9685	1,0990	0,2812
ATALt-6	-2,7393	20,7627	-0,1320	0,8960
PLALt-6	3,9127	20,7158	0,1890	0,8516
PRNILt-6	-4,3262	8,3977	-0,5150	0,6105
PRNILt-6	0,2205	2,1258	0,1040	0,9181
Constante	0,0149	0,0169	0,8800	0,3863
RBL	0,0090	0,0624	0,1440	0,8862
S&P500	0,0879	0,1714	0,5130	0,6119
IFNC	0,0185	0,1182	0,1560	0,8768
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ROAL		0,0358	0,9638	0,5595
R ²	0,6624			
R ² ajustado	-0,0239			

Fonte: Elaborado pelo autor.

As estatísticas referentes à equação do ATAL podem ser observadas na Tabela 41. Em meio aos valores obtidos, apenas a variável ROAL_{t-3} apresentou-se significativa, ao se considerar um nível de significância de 5%. Por meio do p-valor de 0,0678 e assumindo o nível de

significância de 5%, não se rejeita a hipótese nula de que ao menos um dos coeficientes estimados seja diferente de 0 e, por conseguinte, a equação não está adequada. No que diz respeito à variabilidade explicada do ATAL pelas variáveis do modelo, este valor chega a ser de 77,35%.

Tabela 41 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do ATAL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0426	0,1663	-0,2560	0,7997
ILSFNL _{t-1}	-0,0078	0,0453	-0,1730	0,8641
CSAL _{t-1}	7,6112	5,8161	1,3090	0,2013
ROEL _{t-1}	-0,4123	0,7605	-0,5420	0,5920
ROAL _{t-1}	0,3530	0,7435	0,4750	0,6386
ATAL _{t-1}	7,6861	5,8339	1,3170	0,1984
PLAL _{t-1}	-7,6950	5,8927	-1,3060	0,2022
PRNIL _{t-1}	1,2714	3,3490	0,3800	0,7071
PRNIL _{t-1}	-1,0702	0,7676	-1,3940	0,1742
IBL _{t-2}	-0,1092	0,1248	-0,8750	0,3890
ILSFNL _{t-2}	-0,0632	0,0378	-1,6720	0,1056
CSAL _{t-2}	8,3067	7,1205	1,1670	0,2532
ROEL _{t-2}	0,0597	0,6539	0,0910	0,9279
ROAL _{t-2}	-0,1438	0,6535	-0,2200	0,8274
ATAL _{t-2}	8,1113	7,1255	1,1380	0,2646
PLAL _{t-2}	-7,9533	7,1708	-1,1090	0,2768
PRNIL _{t-2}	-0,5519	3,2074	-0,1720	0,8646
PRNIL _{t-2}	0,4410	0,7265	0,6070	0,5487
IBL _{t-3}	0,0391	0,1230	0,3180	0,7529
ILSFNL _{t-3}	0,0656	0,0465	1,4110	0,1694
CSAL _{t-3}	-0,3552	8,4345	-0,0420	0,9667
ROEL _{t-3}	1,5831	0,7052	2,2450	0,0329
ROAL _{t-3}	-1,4611	0,7018	-2,0820	0,0466
ATAL _{t-3}	-0,5133	8,4838	-0,0610	0,9522
PLAL _{t-3}	1,1292	8,4405	0,1340	0,8945
PRNIL _{t-3}	-6,7929	2,9336	-2,3160	0,0281
PRNIL _{t-3}	0,3428	0,7158	0,4790	0,6357
IBL _{t-4}	0,0085	0,1515	0,0560	0,9558
ILSFNL _{t-4}	0,0022	0,0437	0,0500	0,9603
CSAL _{t-4}	-3,7303	8,3766	-0,4450	0,6595
ROEL _{t-4}	-0,3074	0,7189	-0,4280	0,6722
ROAL _{t-4}	0,4286	0,7368	0,5820	0,5654
ATAL _{t-4}	-4,1519	8,4430	-0,4920	0,6267
PLAL _{t-4}	3,9786	8,3921	0,4740	0,6391
PRNIL _{t-4}	1,2134	3,2886	0,3690	0,7149
PRNIL _{t-4}	0,0130	0,6593	0,0200	0,9845

IBLt-5	-0,0049	0,1292	-0,0380	0,9701
ILSFNLt-5	-0,0861	0,0436	-1,9750	0,0582
CSALt-5	0,3107	7,0933	0,0440	0,9654
ROELt-5	-0,7734	0,6940	-1,1140	0,2746
ROALt-5	0,7295	0,7018	1,0390	0,3075
ATALt-5	0,3035	7,1131	0,0430	0,9663
PLALt-5	-0,1494	7,0891	-0,0210	0,9833
PRNILt-5	0,7773	2,8159	0,2760	0,7845
PRNILt-5	-0,4113	0,6218	-0,6620	0,5137
IBLt-6	0,2505	0,1239	2,0220	0,0528
ILSFNLt-6	-0,0687	0,0441	-1,5570	0,1306
CSALt-6	-6,9241	6,5117	-1,0630	0,2967
ROELt-6	-0,2287	0,6028	-0,3790	0,7073
ROALt-6	0,2555	0,6215	0,4110	0,6841
ATALt-6	-6,6327	6,5547	-1,0120	0,3202
PLALt-6	6,6947	6,5398	1,0240	0,3148
PRNILt-6	0,2330	2,6511	0,0880	0,9306
PRNILt-6	0,4032	0,6711	0,6010	0,5528
Constante	0,0078	0,0053	1,4660	0,1538
RBL	0,0334	0,0197	1,6950	0,1012
S&P500	0,0520	0,0541	0,9610	0,3450
IFNC	0,0452	0,0373	1,2120	0,2358
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ATAL		0,0113	1,6770	0,0687
R ²	0,7735			
R ² ajustado	0,3123			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 42 estão dispostos os valores referentes às estatísticas obtidas para a equação do PLAL. De acordo com os números, com os p-valores iguais a 0,0466 e 0,0147, dado o nível de significância de 5%, apenas as variáveis IBLt-2 e ILSFNLt-5 foram estatisticamente significativas, respectivamente. Conforme o p-valor de 0,5426 obtido para o teste F e ao se considerar o nível de significância de 5%, verifica-se que não há evidências estatísticas suficientes para a rejeição da hipótese de que ao menos um dos coeficientes seja diferente de 0. Assim, pode-se dizer que a equação não está adequada. Adicionalmente, por meio do R², pode-se dizer que a variabilidade explicada do PLAL pelas variáveis do modelo foi de 66,55%.

Tabela 42 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do PLAL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,2648	0,2305	-1,1490	0,2604
ILSFNL _{t-1}	-0,0196	0,0628	-0,3130	0,7568
CSAL _{t-1}	-2,1504	8,0614	-0,2670	0,7916
ROEL _{t-1}	0,5654	1,0541	0,5360	0,5959
ROAL _{t-1}	-0,6895	1,0306	-0,6690	0,5089
ATAL _{t-1}	-2,5692	8,0861	-0,3180	0,7530
PLAL _{t-1}	1,8282	8,1676	0,2240	0,8245
PRNIL _{t-1}	6,5407	4,6419	1,4090	0,1698
PRNIL _{t-1}	0,4021	1,0639	0,3780	0,7083
IBL _{t-2}	-0,3602	0,1730	-2,0820	0,0466
ILSFNL _{t-2}	-0,0315	0,0524	-0,6020	0,5522
CSAL _{t-2}	-10,1548	9,8693	-1,0290	0,3123
ROEL _{t-2}	-0,3059	0,9064	-0,3370	0,7383
ROAL _{t-2}	0,2459	0,9058	0,2710	0,7880
ATAL _{t-2}	-10,0046	9,8763	-1,0130	0,3197
PLAL _{t-2}	10,5968	9,9391	1,0660	0,2955
PRNIL _{t-2}	-3,1904	4,4456	-0,7180	0,4789
PRNIL _{t-2}	-0,5541	1,0070	-0,5500	0,5865
IBL _{t-3}	-0,1821	0,1705	-1,0680	0,2946
ILSFNL _{t-3}	0,0780	0,0644	1,2100	0,2364
CSAL _{t-3}	-19,4048	11,6906	-1,6600	0,1081
ROEL _{t-3}	1,3812	0,9775	1,4130	0,1687
ROAL _{t-3}	-1,2735	0,9727	-1,3090	0,2011
ATAL _{t-3}	-19,8643	11,7589	-1,6890	0,1023
PLAL _{t-3}	19,8274	11,6989	1,6950	0,1012
PRNIL _{t-3}	-1,5249	4,0661	-0,3750	0,7105
PRNIL _{t-3}	0,6681	0,9921	0,6730	0,5062
IBL _{t-4}	-0,2935	0,2099	-1,3980	0,1732
ILSFNL _{t-4}	0,0651	0,0605	1,0760	0,2911
CSAL _{t-4}	-7,9371	11,6103	-0,6840	0,4998
ROEL _{t-4}	-0,3628	0,9965	-0,3640	0,7185
ROAL _{t-4}	0,3396	1,0212	0,3330	0,7419
ATAL _{t-4}	-8,1865	11,7024	-0,7000	0,4900
PLAL _{t-4}	7,7894	11,6319	0,6700	0,5086
PRNIL _{t-4}	5,8737	4,5581	1,2890	0,2081
PRNIL _{t-4}	-0,5192	0,9138	-0,5680	0,5744

IBLt-5	-0,2137	0,1791	-1,1930	0,2428
ILSFNLt-5	-0,1571	0,0604	-2,6010	0,0147
CSALt-5	-7,3285	9,8317	-0,7450	0,4622
ROELt-5	-0,8842	0,9620	-0,9190	0,3659
ROALt-5	0,9541	0,9727	0,9810	0,3351
ATALt-5	-7,6133	9,8591	-0,7720	0,4465
PLALt-5	7,1982	9,8259	0,7330	0,4699
PRNILt-5	5,4924	3,9030	1,4070	0,1704
PRNILt-5	1,1205	0,8618	1,3000	0,2041
IBLt-6	0,1212	0,1717	0,7060	0,4863
ILSFNLt-6	-0,0203	0,0611	-0,3330	0,7418
CSALt-6	-7,5458	9,0256	-0,8360	0,4102
ROELt-6	-0,8168	0,8355	-0,9780	0,3367
ROALt-6	0,7507	0,8614	0,8720	0,3909
ATALt-6	-7,6687	9,0851	-0,8440	0,4058
PLALt-6	7,7972	9,0646	0,8600	0,3970
PRNILt-6	-1,9804	3,6745	-0,5390	0,5942
PRNILt-6	-0,2745	0,9302	-0,2950	0,7701
Constante	0,0095	0,0074	1,2810	0,2108
RBL	-0,0116	0,0273	-0,4260	0,6736
S&P500	0,0676	0,0750	0,9020	0,3748
IFNC	0,0554	0,0517	1,0700	0,2937
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. PLAL		0,0157	0,9774	0,5426
R ²	0,6655			
R ² ajustado	-0,0154			

Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com o ajuste do modelo, o resultado obtido para a equação do PRNIL pode ser observado na Tabela 43. Em conformidade com os valores alcançados, nenhuma variável apresentou relevância estatística, a 5% de significância. Em meio ao p-valor de 0,7147 encontrado para o teste F, pode-se afirmar que não existem evidências estatísticas suficientes para rejeição da hipótese nula de ao menos um dos coeficientes estimados ser diferente de 0. Observando-se o R², constata-se que a variabilidade do PRNIL é explicada em 63,15% pelas variáveis do modelo.

Tabela 43 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do PRNIL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0005	0,0233	-0,0220	0,9824
ILSFNL _{t-1}	-0,0004	0,0064	-0,0570	0,9550
CSAL _{t-1}	0,4527	0,8156	0,5550	0,5832
ROEL _{t-1}	0,1399	0,1066	1,3120	0,2002
ROAL _{t-1}	-0,1474	0,1043	-1,4140	0,1684
ATAL _{t-1}	0,4087	0,8181	0,5000	0,6213
PLAL _{t-1}	-0,4731	0,8264	-0,5730	0,5715
PRNIL _{t-1}	0,2993	0,4696	0,6370	0,5291
PRNIL _{t-1}	-0,0889	0,1076	-0,8260	0,4157
IBL _{t-2}	-0,0347	0,0175	-1,9820	0,0573
ILSFNL _{t-2}	-0,0008	0,0053	-0,1430	0,8877
CSAL _{t-2}	-0,2462	0,9985	-0,2470	0,8070
ROEL _{t-2}	-0,1134	0,0917	-1,2360	0,2266
ROAL _{t-2}	0,1135	0,0916	1,2380	0,2260
ATAL _{t-2}	-0,2237	0,9992	-0,2240	0,8245
PLAL _{t-2}	0,2663	1,0056	0,2650	0,7931
PRNIL _{t-2}	-0,0340	0,4498	-0,0760	0,9402
PRNIL _{t-2}	-0,0493	0,1019	-0,4840	0,6325
IBL _{t-3}	-0,0219	0,0173	-1,2700	0,2146
ILSFNL _{t-3}	0,0036	0,0065	0,5510	0,5861
CSAL _{t-3}	-0,5338	1,1828	-0,4510	0,6552
ROEL _{t-3}	0,1260	0,0989	1,2740	0,2130
ROAL _{t-3}	-0,1278	0,0984	-1,2980	0,2048
ATAL _{t-3}	-0,5689	1,1897	-0,4780	0,6362
PLAL _{t-3}	0,5694	1,1836	0,4810	0,6342
PRNIL _{t-3}	-0,1776	0,4114	-0,4320	0,6693
PRNIL _{t-3}	0,0429	0,1004	0,4280	0,6722
IBL _{t-4}	-0,0194	0,0212	-0,9130	0,3691
ILSFNL _{t-4}	0,0053	0,0061	0,8570	0,3985
CSAL _{t-4}	0,0605	1,1747	0,0510	0,9593
ROEL _{t-4}	-0,0514	0,1008	-0,5100	0,6141
ROAL _{t-4}	0,0435	0,1033	0,4210	0,6768
ATAL _{t-4}	0,0641	1,1840	0,0540	0,9572
PLAL _{t-4}	-0,0365	1,1769	-0,0310	0,9755
PRNIL _{t-4}	0,3622	0,4612	0,7850	0,4388
PRNIL _{t-4}	-0,0560	0,0925	-0,6060	0,5497

IBLt-5	-0,0227	0,0181	-1,2510	0,2214
ILSFNLt-5	-0,0112	0,0061	-1,8260	0,0785
CSALt-5	-0,2121	0,9947	-0,2130	0,8327
ROELt-5	-0,0529	0,0973	-0,5430	0,5912
ROALt-5	0,0597	0,0984	0,6060	0,5491
ATALt-5	-0,2524	0,9975	-0,2530	0,8021
PLALt-5	0,1848	0,9941	0,1860	0,8539
PRNILt-5	0,5073	0,3949	1,2850	0,2094
PRNIILt-5	0,1577	0,0872	1,8090	0,0812
IBLt-6	0,0174	0,0174	1,0020	0,3249
ILSFNLt-6	-0,0049	0,0062	-0,7870	0,4382
CSALt-6	-0,1261	0,9132	-0,1380	0,8912
ROELt-6	-0,0588	0,0845	-0,6960	0,4924
ROALt-6	0,0565	0,0871	0,6480	0,5222
ATALt-6	-0,1446	0,9192	-0,1570	0,8761
PLALt-6	0,1482	0,9171	0,1620	0,8728
PRNILt-6	-0,1313	0,3718	-0,3530	0,7266
PRNIILt-6	-0,0248	0,0941	-0,2640	0,7938
Constante	0,0009	0,0007	1,1520	0,2590
RBL	-0,0005	0,0028	-0,1650	0,8700
S&P500	0,0026	0,0076	0,3450	0,7325
IFNC	0,0055	0,0052	1,0510	0,3024
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. PRNIL		0,0016	0,8416	0,7147
R ²	0,6315			
R ² ajustado	-0,1188			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os resultados obtidos a partir do ajuste do modelo para a equação do PRNIIL podem ser observados na Tabela 44. De acordo com os p-valores encontrados para cada coeficiente estimado, pode-se dizer que, a 5% de significância, nenhuma das variáveis foi estatisticamente significativa. Ao se verificar que o p-valor do teste F foi de 0,4144, e considerando um nível de significância de 5%, infere-se que não há evidências estatísticas suficientes para rejeição da hipótese nula de ao menos um dos coeficientes estimados ser diferente de 0. Desse modo, infere-se que a equação obtida não está adequada. Por fim, ao se avaliar a variabilidade explicada do PRNIIL pelas variáveis do modelo, nota-se que tal valor foi de 68,88%.

Tabela 44 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II - 1A para a equação do PRNIIL

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	0,0215	0,0449	0,4780	0,6360
ILSFNL _{t-1}	-0,0020	0,0122	-0,1670	0,8690
CSAL _{t-1}	-0,7485	1,5709	-0,4760	0,6370
ROEL _{t-1}	-0,2107	0,2054	-1,0260	0,3140
ROAL _{t-1}	0,2177	0,2008	1,0840	0,2880
ATAL _{t-1}	-0,6068	1,5757	-0,3850	0,7030
PLAL _{t-1}	0,7424	1,5916	0,4660	0,6450
PRNIL _{t-1}	-0,2036	0,9046	-0,2250	0,8240
PRNIIL _{t-1}	-0,0415	0,2073	-0,2000	0,8430
IBL _{t-2}	-0,0273	0,0337	-0,8110	0,4240
ILSFNL _{t-2}	-0,0039	0,0102	-0,3790	0,7070
CSAL _{t-2}	-0,3051	1,9232	-0,1590	0,8750
ROEL _{t-2}	0,0677	0,1766	0,3830	0,7040
ROAL _{t-2}	-0,0936	0,1765	-0,5300	0,6000
ATAL _{t-2}	-0,3394	1,9246	-0,1760	0,8610
PLAL _{t-2}	0,3138	1,9368	0,1620	0,8720
PRNIL _{t-2}	-0,1434	0,8663	-0,1650	0,8700
PRNIIL _{t-2}	0,1697	0,1962	0,8650	0,3940
IBL _{t-3}	0,0425	0,0332	1,2790	0,2110
ILSFNL _{t-3}	0,0099	0,0126	0,7900	0,4360
CSAL _{t-3}	-1,9339	2,2781	-0,8490	0,4030
ROEL _{t-3}	0,1562	0,1905	0,8200	0,4190
ROAL _{t-3}	-0,1208	0,1896	-0,6370	0,5290
ATAL _{t-3}	-1,8969	2,2914	-0,8280	0,4150
PLAL _{t-3}	2,0017	2,2797	0,8780	0,3870
PRNIL _{t-3}	-0,9397	0,7924	-1,1860	0,2460
PRNIIL _{t-3}	0,2871	0,1933	1,4850	0,1490
IBL _{t-4}	-0,0292	0,0409	-0,7140	0,4810
ILSFNL _{t-4}	0,0044	0,0118	0,3690	0,7150
CSAL _{t-4}	-3,3929	2,2625	-1,5000	0,1450
ROEL _{t-4}	-0,0966	0,1942	-0,4980	0,6230
ROAL _{t-4}	0,1086	0,1990	0,5460	0,5890
ATAL _{t-4}	-3,4706	2,2804	-1,5220	0,1390
PLAL _{t-4}	3,3719	2,2667	1,4880	0,1480
PRNIL _{t-4}	0,1190	0,8882	0,1340	0,8940
PRNIIL _{t-4}	0,0102	0,1781	0,0570	0,9550

IBLt-5	0,0118	0,0349	0,3380	0,7380
ILSFNlt-5	-0,0121	0,0118	-1,0320	0,3110
CSALt-5	-1,2653	1,9159	-0,6600	0,5140
ROELt-5	0,2098	0,1875	1,1190	0,2730
ROALt-5	-0,2326	0,1895	-1,2270	0,2300
ATALt-5	-1,2602	1,9212	-0,6560	0,5170
PLALt-5	1,2662	1,9147	0,6610	0,5140
PRNILt-5	0,4086	0,7606	0,5370	0,5950
PRNILt-5	-0,1501	0,1679	-0,8940	0,3790
IBLt-6	0,0078	0,0335	0,2330	0,8170
ILSFNlt-6	-0,0062	0,0119	-0,5240	0,6040
CSALt-6	-1,5490	1,7588	-0,8810	0,3860
ROELt-6	-0,0089	0,1628	-0,0550	0,9570
ROALt-6	-0,0028	0,1679	-0,0170	0,9870
ATALt-6	-1,4878	1,7704	-0,8400	0,4080
PLALt-6	1,5023	1,7664	0,8500	0,4020
PRNILt-6	0,2030	0,7161	0,2840	0,7790
PRNILt-6	-0,1345	0,1813	-0,7420	0,4640
Constante	0,0002	0,0014	0,1210	0,9050
RBL	-0,0026	0,0053	-0,4860	0,6310
S&P500	-0,0170	0,0146	-1,1640	0,2540
IFNC	0,0041	0,0101	0,4100	0,6850
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. PRNIL		0,0031	1,0870	0,4144
R ²	0,6888			
R ² ajustado	0,0553			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 45 disponibilizam-se os valores referentes às estatísticas obtidas para a equação do IBL pelo Modelo II – 1B. Ao se definir o nível de significância como 5%, observa-se que apenas a variável S&P500 com p-valor de 0,0292 foi significativa. Com base no teste F e o p-valor encontrado de 0,0034, infere-se que há evidências estatísticas suficientes para se rejeitar a hipótese nula de todos os coeficientes serem iguais a 0 e, logo, a equação obtida está adequada. Conforme o valor do R² alcançado, pode-se dizer que a variabilidade explicada do IBL foi de 29,90%.

Tabela 45 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do IBL

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0023	0,1269	-0,0180	0,9858
ILSFN _{t-1}	0,0080	0,0374	0,2130	0,8320
CSAL _{t-1}	-8,3352	6,7761	-1,2300	0,2224
ROEL _{t-1}	0,6515	0,5467	1,1920	0,2369
ROAL _{t-1}	-0,8498	0,5376	-1,5810	0,1180
ATAL _{t-1}	-8,2909	6,7995	-1,2190	0,2264
PLAL _{t-1}	8,9493	6,8073	1,3150	0,1925
PRNIL _{t-1}	-4,8230	3,2120	-1,5020	0,1373
PRNIL _{t-1}	-0,7487	0,8332	-0,8990	0,3716
Constante	-0,0028	0,0039	-0,7220	0,4725
RBL	-0,0465	0,0242	-1,9220	0,0582
S&P500	-0,1201	0,0541	-2,2220	0,0292
IFNC	0,0290	0,0417	0,6970	0,4881
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. IBL		0,0214	2,7730	0,0034
R ²	0,2990			
R ² ajustado	0,1912			

Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com os dados da Tabela 46, observa-se os resultados obtidos a partir do ajuste do Modelo II – 1B para a equação do ILSFN. A partir dos números, o IBL_{t-1} e o S&P500 foram as únicas variáveis que apresentaram relevância estatística, a 5% de significância, com p-valores iguais a 0,0241 e 0,0148, respectivamente. Conforme p-valor de 0,0266 do teste F, ao se considerar o nível de significância de 5%, infere-se que há evidências estatísticas suficientes para a rejeição da hipótese nula de todos os coeficientes serem iguais a 0, ou seja, a equação está adequada. Ao se avaliar o R², pode-se dizer que 24,38% da variabilidade de ILSFN são explicados pelas variáveis do modelo.

Tabela 46 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do ILSFN.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	0,7971	0,3464	2,3010	0,0241
ILSFNL _{t-1}	-0,0762	0,1020	-0,7470	0,4574
CSAL _{t-1}	-16,4857	18,4960	-0,8910	0,3755
ROEL _{t-1}	1,7474	1,4922	1,1710	0,2452
ROAL _{t-1}	-1,6620	1,4676	-1,1320	0,2609
ATAL _{t-1}	-17,1093	18,5598	-0,9220	0,3595
PLAL _{t-1}	15,7771	18,5812	0,8490	0,3984
PRNIL _{t-1}	-1,4465	8,7676	-0,1650	0,8694
PRNIL _{t-1}	3,4267	2,2742	1,5070	0,1359
Constante	0,0085	0,0106	0,8030	0,4244
RBL	-0,0443	0,0660	-0,6710	0,5044
S&P500	-0,3681	0,1476	-2,4940	0,0148
IFNC	0,0443	0,1137	0,3890	0,6981
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ILSFNL		0,0584	2,0960	0,0266
R ²	0,2438			
R ² ajustado	0,0266			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os valores referentes às estatísticas obtidas para a equação do CSAL pelo ajuste do Modelo II – 1B encontram-se na Tabela 47. Em meio aos p-valores obtidos e, ao se considerar o nível de significância de 5%, nenhuma das variáveis apresentou ser significativa para esta equação. O teste F apresentou um p-valor de 0,0826, tal que, para um nível de significância de 5%, não se rejeita a hipótese nula de ao menos um dos coeficientes estimados ser diferente de 0. Assim, infere-se que a equação não está adequada. Ao fim, em meio ao R² encontrado, pode-se dizer que a variabilidade do CSAL explicada pelas variáveis do modelo é de 20,74.

Tabela 47 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do CSAL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0044	0,1048	-0,0420	0,9665
ILSFNL _{t-1}	0,0536	0,0309	1,7370	0,0863
CSAL _{t-1}	-2,9031	5,5961	-0,5190	0,6054
ROEL _{t-1}	0,4596	0,4515	1,0180	0,3118
ROAL _{t-1}	-0,4984	0,4440	-1,1220	0,2651
ATAL _{t-1}	-2,8487	5,6154	-0,5070	0,6134
PLAL _{t-1}	2,5629	5,6219	0,4560	0,6497
PRNIL _{t-1}	1,5213	2,6527	0,5730	0,5680
PRNIL _{t-1}	1,2679	0,6881	1,8430	0,0692
Constante	-0,0018	0,0032	-0,5710	0,5697
RBL	0,0117	0,0200	0,5850	0,5600
S&P500	0,0511	0,0447	1,1450	0,2555
IFNC	0,0446	0,0344	1,2960	0,1987
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. CSAL		0,0177	1,7010	0,0826
R ²	0,2074			
R ² ajustado	0,0826			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para o ajuste do Modelo II – 1B, as estatísticas referentes à equação do ROEL podem ser observadas na Tabela 48. De acordo com os números obtidos para os p-valores dos coeficientes estimados, apenas o S&P500 foi significativo, a 5% de significância, com p-valor igual a 0,0060. No que se relaciona à variabilidade explicada do ROEL pelas variáveis do modelo, atingiu-se o valor de 19,72%.

Tabela 48 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do ROEL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0721	0,1972	-0,3660	0,7156
ILSFNL _{t-1}	-0,0473	0,0581	-0,8150	0,4176
CSAL _{t-1}	13,5322	10,5293	1,2850	0,2025
ROEL _{t-1}	-1,4703	0,8495	-1,7310	0,0874
ROAL _{t-1}	1,5631	0,8354	1,8710	0,0651
ATAL _{t-1}	13,8105	10,5657	1,3070	0,1950
PLAL _{t-1}	-13,7483	10,5778	-1,3000	0,1975
PRNIL _{t-1}	0,8351	4,9912	0,1670	0,8676
PRNIL _{t-1}	2,0333	1,2947	1,5710	0,1203
Constante	-0,0119	0,0060	-1,9660	0,0529
RBL	0,0094	0,0376	0,2510	0,8022
S&P500	0,2372	0,0840	2,8230	0,0060
IFNC	-0,0391	0,0647	-0,6040	0,5478
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ROEL		0,0166	1,5970	0,1099
R ²	0,1972			
R ² ajustado	0,0737			

Fonte: Elaborado pelo autor.

O resultado estatístico encontrado para a equação do ROAL, conforme ajuste do Modelo II – 1B, está disponibilizado na Tabela 49. De acordo com os números obtidos, o ROAL_{t-1} com p-valor de 0,0266, a constante com p-valor de 0,0440 e, ainda, o S&P500 com p-valor de 0,0060 foram significativos, a 5% de significância. No que diz respeito ao teste F, com p-valor de 0,0459, e considerando o nível de significância de 5%, rejeita-se a hipótese nula de todos os coeficientes estimados serem iguais a 0. Nesse sentido, pode-se dizer que a equação estimada está adequada. Ao se observar o valor do R², verifica-se que a variabilidade do ROAL explicada pelas variáveis do modelo é de 22,70%.

Tabela 49 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do ROAL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0807	0,1981	-0,4070	0,6851
ILSFNL _{t-1}	-0,0520	0,0583	-0,8910	0,3759
CSAL _{t-1}	13,7703	10,5801	1,3020	0,1969
ROEL _{t-1}	-1,9296	0,8536	-2,2610	0,0266
ROAL _{t-1}	2,0517	0,8395	2,4440	0,0168
ATAL _{t-1}	14,0521	10,6166	1,3240	0,1895
PLAL _{t-1}	-14,0078	10,6288	-1,3180	0,1914
PRNIL _{t-1}	1,4061	5,0152	0,2800	0,7799
PRNIL _{t-1}	2,2467	1,3009	1,7270	0,0881
Constante	-0,0124	0,0061	-2,0480	0,0440
RBL	0,0062	0,0377	0,1640	0,8700
S&P500	0,2383	0,0844	2,8220	0,0060
IFNC	-0,0410	0,0650	-0,6310	0,5298
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ROAL		0,0334	1909,0000	0,0459
R ²	0,2270			
R ² ajustado	0,1081			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 50 é possível observar os valores referentes às estatísticas da equação do ATAL por meio do ajuste do Modelo II – 1B. A partir dos valores, nota-se que a constante foi a única variável significativa, a 5% de significância, com p-valor próximo de 0. Para o teste F, o p-valor foi de 0,0461, indicando que, a 5% de significância, rejeita-se a hipótese de todos os coeficientes estimados serem iguais a 0. Ao se observar o R², infere-se que a variabilidade do ATAL explicada pelas variáveis do modelo é de 22,68%.

Tabela 50 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do ATAL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0527	0,0752	-0,7010	0,4850
ILSFNL _{t-1}	-0,0350	0,0221	-1,5800	0,1180
CSAL _{t-1}	1,1629	4,0163	0,2900	0,7730
ROEL _{t-1}	-0,3537	0,3240	-1,0920	0,2780
ROAL _{t-1}	0,3725	0,3187	1,1690	0,2460
ATAL _{t-1}	1,1899	4,0302	0,2950	0,7690
PLAL _{t-1}	-0,8232	4,0348	-0,2040	0,8390
PRNIL _{t-1}	-1,1931	1,9038	-0,6270	0,5330
PRNIL _{t-1}	-0,7807	0,4938	-1,5810	0,1180
Constante	0,0116	0,0023	5,0070	0,0000
RBL	-0,0044	0,0143	-0,3100	0,7570
S&P500	-0,0210	0,0320	-0,6540	0,5150
IFNC	-0,0162	0,0247	-0,6550	0,5140
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ATAL		0,0127	1,9070	0,0461
R ²	0,2268			
R ² ajustado	0,1079			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 51 exibem-se os resultados obtidos para o ajuste do Modelo II – 1B para a equação do PLAL. Ao se definir o nível de significância em 5%, apenas a constante foi estatisticamente significativa, com p-valor igual a 0,0014. A partir do teste F, determinado o nível de significância de 5% e dado que o p-valor encontrado foi de 0,9813, infere-se que não há evidências estatísticas suficientes para rejeição da hipótese nula de ao menos um dos coeficientes estimados ser diferente de 0. Logo, a equação está inadequada. Conforme o R², pode-se dizer que a variabilidade explicada do PLAL pelas variáveis do modelo é de 4,84%.

Tabela 51 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do PLAL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0580	0,0954	-0,6080	0,5453
ILSFNL _{t-1}	0,0186	0,0281	0,6620	0,5100
CSAL _{t-1}	-1,3781	5,0942	-0,2710	0,7875
ROEL _{t-1}	0,1079	0,4110	0,2620	0,7936
ROAL _{t-1}	-0,1272	0,4042	-0,3150	0,7537
ATAL _{t-1}	-1,2955	5,1117	-0,2530	0,8006
PLAL _{t-1}	1,3801	5,1176	0,2700	0,7881
PRNIL _{t-1}	0,3177	2,4148	0,1320	0,8957
PRNIL _{t-1}	0,4941	0,6264	0,7890	0,4326
Constante	0,0097	0,0029	3,3060	0,0014
RBL	0,0071	0,0182	0,3920	0,6958
S&P500	0,0309	0,0406	0,7590	0,4502
IFNC	0,0291	0,0313	0,9300	0,3553
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. PLAL		0,0161	0,3304	0,9813
R ²	0,0484			
R ² ajustado	-0,0980			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 52 disponibilizam-se os números referentes às estatísticas obtidas para a equação do PRNIL obtidas a partir do ajuste do Modelo II – 1B. Assim, em meio aos valores alcançados, apenas a constante foi significativa, a 5% de significância, com p-valor igual a 0,0001. Para o teste F, cujo p-valor foi de 0,7912, ao se considerar o nível de significância de 5%, a hipótese nula não é rejeitada, ou seja, não há evidências estatísticas suficientes para se refutar a hipótese de pelo menos um dos coeficientes estimados ser igual a 0. Nesse sentido, pode-se dizer que a equação não está adequada. Por fim, com base no R² encontrado, a variabilidade explicada do PRNIL pelas variáveis do modelo foi de 9,12%.

Tabela 52 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do PRNIL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	0,0098	0,0089	1,0910	0,2785
ILSFNL _{t-1}	0,0039	0,0026	1,4750	0,1443
CSAL _{t-1}	-0,4541	0,4778	-0,9500	0,3449
ROEL _{t-1}	0,0468	0,0385	1,2150	0,2282
ROAL _{t-1}	-0,0498	0,0379	-1,3130	0,1931
ATAL _{t-1}	-0,4532	0,4795	-0,9450	0,3475
PLAL _{t-1}	0,4826	0,4800	1,0050	0,3179
PRNIL _{t-1}	-0,3551	0,2265	-1,5680	0,1210
PRNIIL _{t-1}	-0,0127	0,0588	-0,2160	0,8296
Constante	0,0011	0,0003	4,0180	0,0001
RBL	0,0005	0,0017	0,2660	0,7912
S&P500	-0,0029	0,0038	-0,7590	0,4501
IFNC	0,0012	0,0029	0,4160	0,6788
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. PRNIL		0,0015	0,6519	0,7912
R ²	0,0912			
R ² ajustado	-0,0487			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 53 encontra-se o resultado para a equação do PRNIIL, conforme o ajuste do Modelo II – 1B. A partir dos números obtidos, a 5% de significância, somente a constante com o p-valor de 0,0253 foi estatisticamente significativa. Por sua vez, ao se considerar o nível de significância de 5%, o p-valor do teste F foi de 0,3877. Logo, a hipótese nula de ao menos um dos coeficientes estimados ser diferente de 0 não é rejeitada. Nesse sentido, pode-se dizer que a equação está inadequada. A variabilidade explicada do PRNIIL pelas variáveis do modelo foi de 14,26%.

Tabela 53 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 1B para a equação do PRNIL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0106	0,0193	-0,5490	0,5848
ILSFNL _{t-1}	-0,0024	0,0057	-0,4220	0,6740
CSAL _{t-1}	-0,3863	1,0287	-0,3760	0,7083
ROEL _{t-1}	0,0570	0,0830	0,6870	0,4941
ROAL _{t-1}	-0,0539	0,0816	-0,6600	0,5110
ATAL _{t-1}	-0,3681	1,0323	-0,3570	0,7224
PLAL _{t-1}	0,4454	1,0335	0,4310	0,6677
PRNIL _{t-1}	-0,2978	0,4876	-0,6110	0,5432
PRNIL _{t-1}	-0,0666	0,1265	-0,5260	0,6001
Constante	0,0013	0,0006	2,2810	0,0253
RBL	-0,0064	0,0037	-1,7550	0,0832
S&P500	-0,0160	0,0082	-1,9550	0,0542
IFNC	-0,0030	0,0063	-0,4790	0,6335
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. PRNIL		0,0032	1,0810	0,3877
R ²	0,1426			
R ² ajustado	0,0107			

Fonte: Elaborado pelo autor.

As estatísticas obtidas para a equação do IBL segundo o ajuste do Modelo II – 2A, podem ser observadas na

Tabela 54. Em meio aos valores exibidos, nota-se que as variáveis IBLt-2, ILSFNLT-2 e o S&P500 foram significativas, a 5% de significância, com p-valores iguais a 0,0018, 0,0113 e 0,430, respectivamente. Ao se observar o p-valor obtido para o teste F, infere-se que, a 5% de significância, a hipótese nula de todos os coeficientes serem iguais a 0 é rejeitada. Nesse sentido, pode-se dizer que a equação está adequada. No que se relaciona à variabilidade explicada do IBL pelas variáveis do modelo, tal valor foi de 28,67%.

Tabela 54 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 2A para a equação do IBL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,1515	0,0989	-1,5320	0,1293
ILSFNL _{t-1}	0,0490	0,0373	1,3150	0,1922
IBL _{t-2}	-0,3215	0,0995	-3,2310	0,0018
ILSFNL _{t-2}	0,0906	0,0350	2,5910	0,0113
RBL	-0,0399	0,0222	-1,7970	0,0760
S&P500	-0,1007	0,0490	-2,0550	0,0430
IFNC	0,0142	0,0379	0,3750	0,7088
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. IBL		0,0209	4,7650	0,0002
R ²	0,2867			
R ² ajustado	0,2265			

Fonte: Elaborado pelo autor.

As informações referentes ao resultado do ajuste do Modelo II – 2A para a equação do IBL estão dispostas na Tabela 55. Ao se verificar os números obtidos, constata-se que o IBL_{t-1}, com o p-valor de 0,0090 e o S&P500, com p-valor de 0,0140, foram as únicas variáveis estatisticamente significativas, a 5% de significância. A partir do teste F, observa-se que o p-valor foi de 0,0785 e, dado o nível de significância como sendo de 5%, não se rejeita a hipótese nula de ao menos um dos coeficientes estimados ser diferente de 0. Consequentemente, infere-se que a equação não está adequada. De acordo com o número do R², pode-se dizer que a variabilidade explicada do ILSFNL pelas variáveis do modelo é de 13,86%.

Tabela 55 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 2A para a equação do ILSFNL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	0,7670	0,2868	2,6740	0,0090
ILSFNL _{t-1}	-0,1043	0,1081	-0,9650	0,3372
IBL _{t-2}	-0,0451	0,2886	-0,1560	0,8762
ILSFNL _{t-2}	0,0586	0,1015	0,5770	0,5653
RBL	-0,0754	0,0643	-1,1730	0,2442
S&P500	-0,3568	0,1421	-2,5110	0,0140
IFNC	0,0328	0,1100	0,2980	0,7664
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ILSFNL		0,0606	1,9080	0,0785
R ²	0,1386			
R ² ajustado	0,0660			

Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com o ajuste do Modelo II – 2B, as estatísticas referentes à equação do IBL podem ser observadas na Tabela 56. Em meio aos resultados obtidos, constata-se que apenas a variável RBL foi estatisticamente significativa, a 5% de significância. De acordo com o p-valor de 0,0119 obtido por meio do teste F, rejeita-se a hipótese nula de todos os coeficientes do modelo estimado serem iguais a 0. Assim, pode-se dizer que a equação está adequada. Ao final, verifica-se que a variabilidade do IBL é explicada em 15,44% pelas variáveis do modelo.

Tabela 56 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 2B para a equação do IBL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0755	0,1037	-0,7280	0,4689
ILSFNL _{t-1}	0,0180	0,0369	0,4880	0,6270
RBL	-0,0510	0,0233	-2,1900	0,0312
S&P500	-0,0959	0,0521	-1,8430	0,0688
IFNC	0,0246	0,0401	0,6140	0,5406
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. IBL		0,0224	3,1420	0,0119
R ²	0,1544			
R ² Ajustado	0,1053			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Para a equação do ILSFNL, segundo o ajuste do Modelo II – 2B, os resultados podem ser observados na Tabela 57. De acordo com os valores, nota-se que, a 5% de significância, as variáveis IBL_{t-1} e S&P500 foram as únicas estatisticamente significativas, com os p-valores iguais a 0,0055 e 0,0141, respectivamente. Conforme o teste F aplicado, a 5% de significância, pode-se dizer que, com o p-valor de 0,0272, a hipótese nula de todos os coeficientes estimados serem iguais a 0 é rejeitada. Por conseguinte, infere-se que a equação está adequada. Com base no R^2 obtido, nota-se que a variabilidade do ILSFNL é explicada, em 13,43%, pelas variáveis do modelo.

Tabela 57 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 2B para a equação do ILSFNL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL_{t-1}	0,7881	0,2767	2,8480	0,0055
$ILSFNL_{t-1}$	-0,1040	0,0984	-1,0580	0,2932
RBL	-0,0754	0,0622	-1,2130	0,2285
S&P500	-0,3483	0,1389	-2,5070	0,0141
IFNC	0,0402	0,1070	0,3760	0,7082
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ILSFNL		0,0597	2,6690	0,0272
R^2	0,1343			
R^2 ajustado	0,0840			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na

Tabela 58 descrevem-se os resultados obtidos para a equação do IBL, de acordo com o ajuste do Modelo II – 3A. Em meio aos p-valores obtidos para os coeficientes estimados, observa-se que o IBLt-2 (0,0017), ILSFNLt-2, o RBL (0,0131) e o S&P500 (0,0403) foram os únicos que apresentaram relevância estatística, a 5% de significância. De acordo com o teste F, o p-valor de 0,0006 indica que, considerando o nível de significância de 5%, há evidências estatísticas suficientes para a rejeição da hipótese nula de todos os coeficientes estimados serem iguais a 0. Por fim, ao se avaliar o R^2 , pode-se dizer que a variabilidade explicada do IBL pelas variáveis do modelo foi de 28,54%.

Tabela 58 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 3A para a equação do IBL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,1529	0,0983	-1,5560	0,1236
ILSFNL _{t-1}	0,0492	0,0371	1,3260	0,1883
IBL _{t-2}	-0,3213	0,0990	-3,2460	0,0017
ILSFNL _{t-2}	0,0925	0,0344	2,6860	0,0087
RBL	-0,0448	0,0177	-2,5370	0,0131
S&P500	-0,1014	0,0487	-2,0830	0,0403
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. IBL		0,0208	5,5930	0,0006
R ²	0,2854			
R ² ajustado	0,2344			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na Tabela 59 podem ser observados os valores para as estatísticas referentes à equação do ILSFNL conforme o ajuste do Modelo II – 3A. A partir dos valores obtidos, nota-se que apenas o IBL_{t-1} e o S&P500 foram significativos, a 5% de significância, com p-valores iguais a 0,0089 e 0,0130, respectivamente. Por meio do teste F foi possível verificar que, a 5% de significância, a hipótese nula será rejeitada devido ao p-valor de 0,0475, ou seja, a equação pode ser considerada como adequada. A variabilidade do ILSFNL explicada pelas variáveis do modelo foi de 13,77%.

Tabela 59 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 3A para a equação do ILSFNL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	0,7638	0,2851	2,6790	0,0089
ILSFNL _{t-1}	-0,1039	0,1075	-0,9670	0,3364
IBL _{t-2}	-0,0446	0,2870	-0,1560	0,8768
ILSFNL _{t-2}	0,0629	0,0999	0,6300	0,5303
RBL	-0,0869	0,0512	-1,6960	0,0935
S&P500	-0,3585	0,1412	-2,5390	0,0130
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ILSFNL		0,0603	2,2350	0,0475
R ²	0,1377			
R ² ajustado	0,0761			

Fonte: Elaborado pelo autor.

As estatísticas referentes à equação do IBL pelo ajuste do Modelo II – 3B podem ser observadas a partir da Tabela 60. Conforme os p-valores encontrados, com 0,0016 o RBL foi a única variável significativa, a 5% de significância. De acordo com o teste F, pode-se dizer que, com o p-valor de 0,0062 e dado o nível de significância de 5%, a hipótese nula de todos os coeficientes estimados serem iguais a 0 será rejeitada. Desse modo, considera-se que a equação está adequada. No que se relaciona à variabilidade explicada do IBL por meio das variáveis do modelo, o valor foi de 15,07%.

Tabela 60 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 3B para a equação do IBL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL _{t-1}	-0,0773	0,1033	-0,7490	0,4561
ILSFNL _{t-1}	0,0178	0,0367	0,4850	0,6291
RBL	-0,0598	0,0183	-3,2600	0,0016
S&P500	-0,0968	0,0519	-1,8660	0,0654
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. IBL		0,0223	3,8600	0,0062
R ²	0,1507			
R ² ajustado	0,1117			

Fonte: Elaborado pelo autor.

Na

Tabela 61 disponibilizam-se as estatísticas referentes à equação do ILSFNL a partir do ajuste do Modelo II – 3B. Com base nos números obtidos, o IBLt-1, com o p-valor de 0,0054 e o S&P500, com o p-valor de 0,0132, foram as variáveis significativas ao nível de significância de 5%. Com o p-valor encontrado para o teste F de 0,0137, a 5% de significância, a hipótese nula de todos os coeficientes serem iguais a 0 será refutada. Assim, infere-se que a equação estimada está adequada. No que diz respeito à variabilidade explicada do ILSFNL pelas variáveis do modelo, tal valor foi de 13,29%.

Tabela 61 - Estatística referente ao ajuste do Modelo II – 3B para a equação do ILSFNL.

Variável	Valor estimado	Erro padrão	Valor do teste t-Student	p-valor
IBL_{t-1}	0,7850	0,2753	2,8520	0,0054
$ILSFNL_{t-1}$	-0,1043	0,0979	-1,0660	0,2895
RBL	-0,0897	0,0489	-1,8360	0,0698
S&P500	-0,3497	0,1382	-2,5310	0,0132
	Valores	Erro padrão dos resíduos	Valor da estatística-F	p-valor
Eq. ILSFNL		0,0594	3,3340	0,0137
R^2	0,1329			
R^2 ajustado	0,0930			

Fonte: Elaborado pelo autor.

APÊNDICE C

Algoritmo implementado no software R para a consecução dos objetivos propostos

```
##Bernardo Franco Tormin
```

```
##Modelo VARX
```

```
## Exclusão dos objetos anteriormente salvos no R
```

```
rm(list=ls(all=T))
```

```
## Seleção de servidor direto para download de pacotes não existentes
```

```
## e necessários para implementação do presente algoritmo
```

```
options(repos="http://cran-r.c3sl.ufpr.br") ## Brasil (PR)
```

```
## Pacotes os quais serão utilizados para o prosseguimento do algoritmo
```

```
if(!require("ggplot2")) { install.packages("ggplot2"); require("ggplot2") }
if(!require("nortest")) { install.packages("nortest"); require("nortest") }
if(!require("xtable")) { install.packages("xtable"); require("xtable") }
if(!require("GLDEX")) { install.packages("GLDEX"); require("GLDEX") }
if(!require("scales")) { install.packages("scales"); require("scales") }
if(!require("rugarch")) { install.packages("rugarch"); require("rugarch") }
if(!require("tseries")) { install.packages("tseries"); require("tseries") }
if(!require("forecast")) { install.packages("forecast"); require("forecast") }
if(!require("lmtest")) { install.packages("lmtest"); require("lmtest") }
if(!require("FinTS")) { install.packages("FinTS"); require("FinTS") }
if(!require("astsa")) { install.packages("astsa"); require("astsa") }
if(!require("normwhn.test")) { install.packages("normwhn.test");
require("normwhn.test") }
if(!require("fGarch")) { install.packages("fGarch"); require("fGarch") }
if(!require("vars")) { install.packages("vars"); require("vars") }
if(!require("urca")) { install.packages("urca"); require("urca") }
```

```
##--## INÍCIO ALGORITMO ##--##
```

```
#####
```

```
##          ##
```

```
## Base de dados    ##
```

```
##          ##
```

```
#####
```

```
##Carregando a base de dados
```

```
ib <- read.csv(file.choose(),header=T,dec="," ,sep=";")
```

```
#####
###
#####
###
```

```
#####
##          ##
## Vetor Autorregressivo (VAR)##
##          ##
#####
```

```
##Aplicação da modelagem VAR em relação ao Índice de Basiléia e demais
##variáveis de referência;
```

```
##Passo 1 - Definir qual será a defasagem utilizada na modelagem
##por meio da função VARselect();
```

```
M1od <- VARselect(ib[,c('IBL','ILSFNL','CapitalSAtivosL','ROEL',
'ROAL','ATAjustadoL', 'PLAjustadoL','PRN1L','PRN2L',
'PRL')],6, exogen = ib[,c('RBL','SP500','IFNC')])
```

```
M1odt <- VARselect(ib[,c('IBL','ILSFNL','CapitalSAtivosL','ROEL',
'ROAL','ATAjustadoL', 'PLAjustadoL','PRN1L','PRN2L')],6,
exogen = ib[,c('RBL','SP500','IFNC')])
```

```
##Apurando o resultado
```

```
M1od
```

```
M1odt
```

```
##Logo será considerado apenas a defasagem de ordem 1 na modelagem do VAR
```

```
M1 <- VAR(ib[,c('IBL','ILSFNL','CapitalSAtivosL','ROEL','ROAL',
'ATAjustadoL', 'PLAjustadoL', 'PRN1L','PRN2L','PRL')],1,
exogen = ib[,c('RBL','SP500','IFNC')])
```

```
M1t <- VAR(ib[,c('IBL','ILSFNL','CapitalSAtivosL','ROEL','ROAL',
'ATAjustadoL', 'PLAjustadoL', 'PRN1L','PRN2L')],1,
exogen = ib[,c('RBL','SP500','IFNC')])
```

```
##Verificando as estatísticas referentes ao modelo ajustado
```

```
summary(M1)
```

```
summary(M1t)
```

```
##Em meio ao resultado obtido, especificamente observando apenas
##as equações de interesse, neste caso o IBL e o ILFSNL, será reduzida
##o número de variáveis do modelo para apenas aquelas cujo p-valor
##foi inferior à 10% e as variáveis exógenas serão mantidas.
##('IBL', 'ILFSNL','RBL', 'SP500', 'ROEL', 'ROAL','IFNC')
```

```
##Por conseguinte, será realizado novamente o processo de seleção da ordem
##de defasagem do novo modelo.
```

```
M2od <- VARselect(ib[,c('IBL','ILSFNL','ROEL',
                        'ROAL')],6, exogen = ib[,c('RBL','SP500','IFNC')]
                  , type = 'none')
```

```
##Apurando o resultado
```

```
M2od
```

```
##Em conformidade com os resultados, acusou-se novamente a defasagem de
##ordem 1 e ainda a defasagem de ordem 3. Logo, temos as seguintes linhas de
##comando para analisar o segundo modelo com 3 defasagens (M2a) e com 1
##defasagem (M2b).
```

```
##Modelagem com 3 defasagens
```

```
M2a <- VAR(ib[,c('IBL','ILSFNL','ROEL',
                  'ROAL')],3, exogen = ib[,c('RBL','SP500','IFNC')]
           ], type = 'none')
```

```
summary(M2a)
```

```
##Modelagem com 1 defasagem
```

```
M2b <- VAR(ib[,c('IBL','ILSFNL','ROEL',
                  'ROAL')],1, exogen = ib[,c('RBL','SP500','IFNC')]
           ], type = 'none')
```

```
summary(M2b)
```

```
##Modelagem apenas para teste (M3)
```

```
M3od <- VARselect(ib[,c('IBL','ILSFNL')],
  6, exogen = ib[,c('RBL','SP500','IFNC')]
  , type = 'none')
```

```
M3od
```

```
M3a <- VAR(ib[,c('IBL','ILSFNL')],
  2, exogen = ib[,c('RBL','SP500','IFNC')]
  , type = 'none')
```

```
M3b <- VAR(ib[,c('IBL','ILSFNL')],
  1, exogen = ib[,c('RBL','SP500','IFNC')]
  , type = 'none')
```

```
summary(M3a)
```

```
summary(M3b)
```

##NB: A medida que se aumenta o número de defasagens, o R^2 ajustado
##aumenta para o IBL e se reduz para o ILSFNL. O mesmo ocorre para o modelo
##2.

##Modelagem apenas para teste (M4)

```
M4od <- VARselect(ib[,c('IBL','ILSFNL')],
  6, exogen = ib[,c('RBL','SP500')]
  , type = 'none')
```

```
M4od
```

```
M4a <- VAR(ib[,c('IBL','ILSFNL')],
  2, exogen = ib[,c('RBL','SP500')]
  , type = 'none')
```

```
M4b <- VAR(ib[,c('IBL','ILSFNL')],
  1, exogen = ib[,c('RBL','SP500')]
  , type = 'none')
```

```
summary(M4a)
```

```
summary(M4b)
```

##Teste de diagnóstico para verificar se o modelo está adequado

##Teste 1 - Teste ARCH multivariado para identificar heterocedasticidade nos
##resíduos.

```
arch.test(M4b, lags.multi = 5)
```

##Observa-se pelo resultado do teste que não se rejeita a hipótese nula de
##não existência de correlação serial nos resíduos do modelo ajustado. Assim,
##o modelo está adequadamente ajustado.

##Teste 2 - Testa a normalidade dos resíduos do modelo incluindo ainda
##as análises do terceiro e quarto momento.

```
normality.test(M4b, multivariate.only = TRUE)
```

##Observa-se que o p-valor do teste de normalidade e para a curtose foram
##significativos ao nível de 1% de significância. O resultado encontrado pode
##estar relacionado com o fato do tamanho amostral ser possivelmente pequeno e
##ainda pela existência de outliers. De qualquer modo, a evidência de não
##normalidade dos resíduos não afeta os resultados provenientes das funções
##de impulso resposta além da casualidade de Granger.

##Teste 3 - Verificar a correlação serial nos resíduos a partir dos testes de
##Portmanteau e Breusch-Godfrey LM.

##Portmanteau Assintótico

```
serial.test(M4b, type = 'PT.asymptotic')
```

##Portmanteau Ajustado (amostras pequenas)

```
serial.test(M4b, type = 'PT.adjusted')
```

##Breusch-Godfrey

```
serial.test(M4b, type = 'BG')
```

##Breusch-Godfrey Edgerton - Shulkur(amostras pequenas)

```
serial.test(M4b, type = 'ES')
```

##Todos os resultados apurados apresentam evidências estatísticas suficientes

##para a não rejeição da hipótese nula de que não há correlação serial no resíduo
##do modelo ajustado. Portanto, pode-se dizer que o modelo está adequado.

##Teste 4 - Verificar a estabilidade do modelo

```
plot(stability(M4b, type = "OLS-CUSUM"), main = c('(a)', '(b)'),
     xlab='Tempo', ylab='Processo de flutuação empírica')
```

```
sctest(stability(M4b, type = "OLS-CUSUM")$stability$IBL)
```

```
sctest(stability(M4b, type = "OLS-CUSUM")$stability$ILSFNL)
```

```
str(stability(M4b, type = "OLS-CUSUM")$stability$IBL)
```

##Salvando o gráfico gerado

```
png()
```

```
plot(stability(M4b, type = "OLS-CUSUM"), main = c('(a)', '(b)'),
     xlab='Tempo', ylab='Processo de flutuação empírica')
```

```
dev.off()
```

##Observa-se novamente que não há evidências estatísticas suficientes para
##se rejeitar a hipótese nula de instabilidade estrutural.

##Testando a causalidade das variáveis (Causalidade de Granger)

```
causality(M4b, cause = c('ILSFNL'))
```

```
causality(M4b, cause = c('IBL'))
```

##Interessante observar que o IBL Granger causa o ILSFNL ao nível de
##significância de 1%. Adicionalmente, não se rejeita a hipótese de
##que não há causalidade instantânea.

##Função de impuslo resposta para verificar o comportamento das variáveis
##diante de um choque nas outras variáveis do modelo;

```
irf(M4b, response = 'ILSFNL', impulse = 'IBL')
```

```
par(mfrow=c(2,1))
```

```
plot(irf(M4b, response = 'ILSFNL', impulse = 'IBL'), main = '(a)',
     xlab="", sub='Tempo')
```

```

plot(irf(M4b, response = 'IBL', impulse = 'ILSFNL'), main = '(b)',
xlab="", sub="Tempo")

##Salvando o gráfico gerado

png('IRM3BIBL.png')

plot(irf(M4b, response = 'ILSFNL', impulse = 'IBL'), main = "",
xlab="", sub="Tempo")

dev.off()

png('IRM3BILSFNL.png')

plot(irf(M4b, response = 'IBL', impulse = 'ILSFNL'), main = "",
xlab="", sub="Tempo")

dev.off()

##Decomposição da variância dos erros de previsão

fevd(M4b, n.ahead = 6)

##Observa-se que em ambos os casos um choque aleatório tanto na ILSFNL quanto
##no IBL tem sua variabilidade explicada em mais de 90% por elas mesmas.

#####

#####
##                               ##
## VAR - Base de dados fragmentada ##
##                               ##
#####
##Vamos avaliar se o IBL sempre foi significativo para explicar
##a variação do ILSFN considerando o período em que se vigorava
##os normativos do Acordo de Basiléia II e a partir da transição
##para a Basiléia III.

##Passo 1 - Fragmentar a base em duas

##Utiliza-se a função which() para identificar qual o número
##da linha em que se dá início a implementação efetiva das normas
##de Basiléia III.

```

```

    ibf <- which(ib$TAB == 1)[1] #Para identificar a primeira vez em que
                                #o número 1 aparece na coluna TAB da
                                #base de dados

##Neste sentido, a base de dados será desmembrada a partir do objeto ibf

##Base de dados para o período referente ao Acordo de Basiléia II

    ibII <- ib[1:(ibf-1),] #Guarda todos os valores da base de dados
                            #até a linha (ibf-1)

##Base de dados referente ao período da transição das normas do Acordo
##de Basiléia II para a Basiléia III

    ibIII <- ib[ibf:nrow(ib),] #Guarda todos os valores da base de dados
                                #da linha ibf até a última

##Feito o desmembramento da base para ibII e ibIII, neste momento será
##aplicado a modelagem VARX para ambos os casos e tentar identificar
##se existe alguma diferença estrutural.

#####
#
##          ACORDO DE BASILÉIA II          ##
#####
#

##Passo 1 - Definir qual será a defasagem utilizada na modelagem
##por meio da função VARselect();

    M1IId <- VARselect(ibII[,c('IBL','ILSFNL','CapitalSATivosL','ROEL',
                               'ROAL','ATAjustadoL', 'PLAjustadoL','PRN1L','PRN2L'
                               )],6, exogen = ibII[,c('RBL','SP500','IFNC')])

##Apurando o resultado

    M1IId

##Logo será considerado as ordens de defasagem 6 e 1 na modelagem do VARX

    M1IIa <- VAR(ibII[,c('IBL','ILSFNL','CapitalSATivosL','ROEL','ROAL',
                        'ATAjustadoL', 'PLAjustadoL', 'PRN1L','PRN2L')],6,
                exogen = ibII[,c('RBL','SP500','IFNC')])

    M1IIb <- VAR(ibII[,c('IBL','ILSFNL','CapitalSATivosL','ROEL','ROAL',
                        'ATAjustadoL', 'PLAjustadoL', 'PRN1L','PRN2L')],1,
                exogen = ibII[,c('RBL','SP500','IFNC')])

```

```
##Verificando as estatísticas referentes ao modelo ajustado
```

```
summary(M1IIa)
```

```
summary(M1IIb)
```

```
##O modelo que considerou 6 defasagens foi descartado por não apresentar
##uma equação adequada para o IBL.
```

```
summary(M1IIb)
```

```
##Em meio ao resultado obtido, especificamente observando apenas
##as equações de interesse, neste caso o IBL e o ILSFNL, será reduzida
##o número de variáveis do modelo para apenas aquelas cujo p-valor
##foi inferior à 10% nas equações do IBL e ILSFNL e as variáveis exógenas
##serão mantidas. ('IBL', 'ILFSNL','RBL', 'SP500','IFNC')
```

```
##Por conseguinte, será realizado novamente o processo de seleção da ordem
##de defasagem do novo modelo.
```

```
M2IIod <- VARselect(ibII[,c('IBL','ILSFNL')]
                    ,6, exogen = ibII[,c('RBL','SP500','IFNC')], type = 'none')
```

```
##Apurando o resultado
```

```
M2IIod
```

```
##Logo será considerado as ordens de defasagem 2 e 1 na modelagem do VARX
```

```
M2IIa <- VAR(ibII[,c('IBL','ILSFNL')],2,
             exogen = ibII[,c('RBL','SP500','IFNC')], type = 'none')
```

```
M2IIb <- VAR(ibII[,c('IBL','ILSFNL')],1,
             exogen = ibII[,c('RBL','SP500','IFNC')], type = 'none')
```

```
##Verificando as estatísticas referentes ao modelo ajustado
```

```
summary(M2IIa)
```

```
##Considerando a ordem de defasagem 2, o modelo é descartado pois a
##equação do ILSFNL não está adequada.
```

```
summary(M2IIb)
```

```
##Ainda não se foi verificada a relevância da variável exógena IFNC.
##Portanto, faz-se outra modelagem excluindo-na do modelo.
```

```
M3IIod <- VARselect(ibII[,c('IBL','ILSFNL')]
                    ,6, exogen = ibII[,c('RBL','SP500')], type = 'none')
```

```
##Apurando o resultado
```

```
M3IIod
```

```
##Logo será considerado as ordens de defasagem 2 e 1 na modelagem do VARX
```

```
M3IIa <- VAR(ibII[,c('IBL','ILSFNL')],2,
             exogen = ibII[,c('RBL','SP500')], type = 'none')
```

```
M3IIb <- VAR(ibII[,c('IBL','ILSFNL')],1,
             exogen = ibII[,c('RBL','SP500')], type = 'none')
```

```
##Verificando as estatísticas referentes ao modelo ajustado
```

```
summary(M3IIa)
```

```
##Modelo adequado
```

```
summary(M3IIb)
```

```
##Modelo também está adequado, entretanto a perda de poder explicativo da
##variabilidade no IBL é muito maior se comparada com a do ILSFNL ao se
##reduzir a ordem de 2 para 1. Logo será adotado o modelo de ordem 2 e
##o diagnóstico será conduzido a partir dele.
```

```
##>>>>Inferência: Se o ILSFNL é capturado já pela Basel II, será que é
##necessário aumentar as reservas de capitais como ocorre na Basel III?
```

```
##Teste de diagnóstico para verificar se o modelo está adequado
```

```
##Teste 1 - Teste ARCH multivariado para identificar heterocedasticidade nos
##resíduos.
```

```
arch.test(M3IIb, lags.multi = 2)
```

```
##Observa-se pelo resultado do teste que não se rejeita a hipótese nula de
##não existência de correlação serial nos resíduos do modelo ajustado. Assim,
##o modelo está adequadamente ajustado.
```

```
##Teste 2 - Testa a normalidade dos resíduos do modelo incluindo ainda
##as análises do terceiro e quarto momento.
```

```
normality.test(M3I Ib, multivariate.only = TRUE)
```

```
##Observa-se que o p-valor do teste de normalidade e para a curtose foram
##significativos ao nível de 1% de significância. O resultado encontrado pode
##estar relacionado com o fato do tamanho amostral ser possivelmente pequeno e
##ainda pela existência de outliers. De qualquer modo, a evidência de não
##normalidade dos resíduos não afeta os resultados provenientes das funções
##de impulso resposta além da casualidade de Granger.
```

```
##Teste 3 - Verificar a correlação serial nos resíduos a partir dos testes de
##Portmanteau e Breusch-Godfrey LM.
```

```
##Portmanteau Assintótico
```

```
serial.test(M3I Ib, lags.pt = 5, type = 'PT.asymptotic')
```

```
##Portmanteau Ajustado (amostras pequenas)
```

```
serial.test(M3I Ib, lags.pt = 5,type = 'PT.adjusted')
```

```
##A escolha do lag foi realizada por meio de ln (T) extraído do livro
##do Tsay.
```

```
##Breusch-Godfrey
```

```
serial.test(M3I Ib, type = 'BG')
```

```
##Breusch-Godfrey Edgerton - Shulkur(amostras pequenas)
```

```
serial.test(M3I Ib, type = 'ES')
```

```
##Todos os resultados apurados apresentam evidências estatísticas suficientes
##para a não rejeição da hipótese nula de que não há correlação serial no resíduo
##do modelo ajustado. Portanto, pode-se dizer que o modelo está adequado.
```

```
##Teste 4 - Verificar a estabilidade do modelo
```

```
windows()
```

```
plot(stability(M3I Ib, type = "OLS-CUSUM"), main = c('(a)','(b)'),
xlab='Tempo',ylab='Processo de flutuação empírico')
```

```
sctest(stability(M3I Ib, type = "OLS-CUSUM")$stability$IBL)
```

```
sctest(stability(M3I Ib, type = "OLS-CUSUM")$stability$IILSFNL)
```

```
str(stability(M3Iib, type = "OLS-CUSUM")$stability$IBL)
```

```
##Observa-se novamente que não há evidências estatísticas suficientes para
##se rejeitar a hipótese nula de instabilidade estrutural.
```

```
##Salvando o gráfico gerado
```

```
png()
```

```
plot(stability(M3Iib, type = "OLS-CUSUM"), main = c('(a)','(b)'),
      xlab='Tempo',ylab='Processo de flutuação empírico')
```

```
dev.off()
```

```
##Testando a causalidade das variáveis (Causalidade de Granger)
```

```
causality(M3Iib, cause = c('ILSFNL'))
```

```
causality(M3Iib, cause = c('IBL'))
```

```
##Interessante observar que o IBL não Granger causa o ILSFNL ao nível de
##significância de 5%, diferentemente do observado para a base como
## um todo. Adicionalmente, não se rejeita a hipótese de
##que não há causalidade instantânea.
```

```
##Função de impuslo resposta para verificar o comportamento das variáveis
##diante de um choque nas outras variáveis do modelo;
```

```
irf(M3Iib, response = 'ILSFNL', impulse = 'IBL')
```

```
plot(irf(M3Iib, response = 'ILSFNL', impulse = 'IBL'))
```

```
plot(irf(M3Iib, response = 'IBL', impulse = 'ILSFNL'))
```

```
##Salvando os gráfico
```

```
png('IRMII3BIBL.png')
```

```
plot(irf(M3Iib, response = 'ILSFNL', impulse = 'IBL'), main = "",
      xlab="", sub="Tempo")
```

```
dev.off()
```

```
png('IRMII3BILSFN.png')  
  
plot(irf(M3Iib, response = 'IBL', impulse = 'ILSFNL'), main = "  
xlab=", sub="Tempo")  
  
dev.off()
```

##Decomposição da variância dos erros de previsão

```
fevd(M3Iib, n.ahead = 6)
```

##Observa-se que em ambos os casos um choque aleatório tanto na ILSFNL quanto
##no IBL tem sua variabilidade explicada em mais de 90% por elas mesmas.