

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

PEDRO OLIVEIRA DE SENA BATISTA

**COINTEGRAÇÃO ENTRE MERCADO DE CAPITAIS NA AMÉRICA
LATINA E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UM REFLEXO DO
IMPACTO DA CRISE ECONÔMICA MUNDIAL DE 2008**

**Belo Horizonte
2019**

PEDRO OLIVEIRA DE SENA BATISTA

COINTEGRAÇÃO ENTRE MERCADO DE CAPITAIS NA AMÉRICA
LATINA E CRESCIMENTO ECONÔMICO: UM REFLEXO DO IMPACTO
DA CRISE ECONÔMICA MUNDIAL DE 2008

Dissertação de Mestrado apresentada ao Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito para obtenção de título de Mestre em Administração.

Linha de pesquisa: Finanças.

Orientador: Prof. Dr. Hudson Fernandes Amaral.

Belo Horizonte
2019

Ficha catalográfica

Batista, Pedro Oliveira de Sena.

B333c
2019 Cointegração entre mercado de capitais na América Latina e crescimento econômico [manuscrito]: um reflexo do impacto da crise econômica mundial de 2008 / Pedro Oliveira de Sena Batista. – 2019.
143 f.: il., gráfs. e tabs.

Orientador: Hudson Fernandes Amaral.
Dissertação (mestrado) – Universidade Federal de Minas Gerais, Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração.

Inclui bibliografia (f. 137-143).

1. Mercado de capitais – América Latina – Teses. 2. Crise econômica – 2008 – Teses. 3. América Latina – Condições econômicas – Teses. I. Amaral, Hudson Fernandes. II. Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração. III. Título.

CDD: 332.6322



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 **PEDRO OLIVEIRA DE SENA BATISTA**, REGISTRO Nº 674/2019. No dia 22 de março de 2019, às 14:00 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 22 de fevereiro de 2019, para julgar o trabalho final intitulado "**Cointegração entre mercado de capitais na América Latina e crescimento econômico: Um reflexo do impacto da crise econômica mundial de 2008**", requisito para a obtenção do **Grau de Mestre em Administração**, linha de pesquisa: **Finanças**. Abrindo a sessão, o Senhor Presidente da Comissão, Prof. Dr. Hudson Fernandes Amara, 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 DA 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, 22 de março de 2019.

NOMES

Prof. Dr. Hudson Fernandes Amara.....
 ORIENTADOR (Professor Aposentado/UFMG)

Prof. Dr. Robert Aldo Iquiapaza Coaguila.....
 (CEPEAD/UFMG)

Prof. Dr. Juliano Lima Pinheiro.....
 (CEPCON/UFMG)

Prof. Dr. Eduardo Senra Coutinho.....
 (IBMEC/MG)

ASSINATURAS

DEDICATÓRIA

**Dedico esse trabalho aos meus pais,
aos meus irmãos,
à minha noiva,
aos colaboradores do CEPEAD
e ao meu orientador.**

AGRADECIMENTOS

Depois de percorrer um longo caminho ao cursar duas graduações na UFMG (ciências biológicas e ciências econômicas), trabalhar como professor no ensino médio e fundamental e empreender no ramo de entretenimento e lazer, resolvi aceitar um novo desafio e cursar o mestrado em administração na linha de pesquisa de finanças. Talvez, uma das lições mais importantes que essa empreitada me trouxe foi que, assim como as ciências econômicas e finanças sempre defendem, tudo nessa vida se baseia em custos de oportunidade. Qual o custo em se fazer uma nova graduação? Qual o custo em se fazer um mestrado? Qual o custo em se acomodar e não tirar proveito das oportunidades que a vida nos oferece? Dediquei muito do meu tempo nos últimos dois anos com esta pesquisa, passei por momentos de frustração, tristeza, raiva, retrabalho, abandono e cansaços extremos, mas tudo isso me fez entender o que é ser um pesquisador. Qualquer tipo de pesquisa é bem difícil, principalmente as empíricas, mas isso não pode servir de desculpa para que o ato de pesquisar receba tão pouca atenção no nosso país. Na gigantesca esfera de conhecimento que é produzido cotidianamente pelo mundo, tenho plena consciência de que minha contribuição é ínfima; porém, o primeiro passo foi dado para se encontrar a verdade, sendo necessário empreender mais esforços a partir daqui de forma a manter a colaboração para os que aqui estão e virão. O meu primeiro agradecimento vem dessa experiência, que, apesar de árdua, é capaz de despertar a essência do pesquisador e transformar a forma como pensamos e entendemos o mundo a nossa volta.

Ao meu orientador, Hudson, obrigado por me acolher desde a graduação em economia com a monografia até o mestrado. Obrigado pelas ideias que puderam tornar esta pesquisa uma realidade.

Ao Marcos Vinícius, obrigado por todas as discussões, colaborações, dicas e paciência para me ajudar, escutar e fornecer luz frente aos meus momentos de total escuridão quando as dificuldades surgiam no meu caminho. Eu não teria conseguido se não fosse pelas ajudas que você me deu.

Ao Gabriel Carvalho, obrigado pelos auxílios durante a coleta dos dados desta pesquisa no CEFET-MG. Dada as dificuldades daquele momento, talvez esta pesquisa seria inviabilizada por disponibilidade de dados.

Aos meus pais, obrigado por sempre se interessarem e perguntarem sobre como caminhava o mestrado, mesmo quando eu não queria falar sobre o assunto dado o nível de estresse elevado.

À minha noiva, obrigado por ter me acompanhado durante todo o processo do mestrado até aqui, sabendo de todas as dificuldades pelas quais passei.

Aos professores Aureliano Bressan, Robert Iquiapaza e Gustavo Britto, obrigado por terem se dado ao trabalho de pelo menos responder aos meus e-mails e me receberem pessoalmente para uma conversa. Independente do grau de ajuda que isso gerou, fiquei aliviado por contar com a ajuda de vocês nos momentos mais obscuros que enfrentei ao me lançar sobre o tema desta pesquisa. Ressalto que essa atitude foi muito importante para mim.

Por fim, à Capes, por ter financiado esta pesquisa através de uma bolsa de estudos.

EPÍGRAFE

“O mundo não é um mar de rosas. É um lugar desagradável, cruel e não importa o quão durão você seja, vai te colocar de joelhos e mantê-lo assim para sempre se você deixar. Você, eu ou ninguém vai bater tão duro quanto a vida. Mas não se trata do quão forte você bate, mas sim do quanto aguenta apanhar e continuar seguindo em frente. Do quanto você é capaz de suportar e continuar tentando. É assim que se consegue vencer!”

(Rocky Balboa)

RESUMO

O objetivo deste estudo é averiguar as relações de longo e curto prazo entre os índices de mercados de capitais e de atividade econômica da América Latina para melhor compreender se os primeiros são capazes de desencadear crescimento econômico, medido pelos segundos. Abordamos o tema juntamente com a crise econômica mundial de 2008 para entender como o abalo provocado por ela interferiu nas relações mencionadas. A primeira parte contém análises de cointegração entre as variáveis financeiras e econômicas utilizadas neste estudo com o auxílio da metodologia de cointegração de Johansen. Constatada a presença de cointegração, a sequência do trabalho reúne estimações com o Modelo de Correção e Erro Vetorial (VECM) para compreender não só o comportamento de longo prazo, mas também o de curto prazo existente entre as variáveis de interesse. Por fim, análises mais específicas sobre a dinâmica de curto prazo são empreendidas com o auxílio de testes de causalidade de Granger, respostas ao impulso e decomposição da variância dos erros de previsão. Toda a modelagem econométrica foi estimada considerando uma amostra completa e de frequência mensal (2003 a 2017) tratando as variáveis econômico-financeiras como endógenas e variáveis *dummies* fornecidas pelo Banco Mundial (2018) para a crise econômica mundial de 2008 como exógenas. O assunto é de interesse, tanto para investidores quanto para a moderna teoria de finanças, tendo em vista os trabalhos de Markowitz (1952) e os efeitos positivos e negativos da diversificação de carteiras de investimento. De forma análoga, o assunto é de interesse de formuladores de políticas econômicas por fornecer informações úteis sobre os canais capazes de promover o crescimento da economia no curto e longo prazos. Os resultados do estudo permitem inferir que a crise econômica mundial de 2008 provocou quebras estruturais nas relações de cointegração entre as variáveis, enquanto que as análises de curto prazo forneceram a direção, os impactos sobre os retornos e o grau com que cada variável explica as demais, mostrando a presença de efeito contágio durante a crise *subprime* e a forma como a interdependência entre os mercados latino-americanos com o americano foi impactada.

Palavras-chave: Mercado de capitais. Crescimento econômico. Crise econômica.

ABSTRACT

The objective of this study is to investigate the long and short-term relationships between Latin American capital markets and economic activity indexes in order to better understand if the capital markets are capable of triggering economic growth as measured by the economic activity indexes. We tackled the issue along with the 2008 global economic crisis to understand how the shake-up caused by it interfered in the relationships mentioned. The first part contains cointegration analyzes among the financial and economic variables used in this study with the Johansen cointegration methodology. Given the presence of cointegration, the work sequence estimates the Vector Error Correction Model (VECM) to understand not only the long-term behavior, but also the short-term behavior among the variables of interest. Finally, more specific analyzes of short-run dynamics are undertaken with the Granger causality tests, impulse responses and variance decomposition of prediction errors. All econometric modeling was estimated considering a complete sample and monthly frequency (2003 to 2017) treating the economic and financial variables as endogenous and dummies variables provided by the World Bank (2018) for the global economic crisis of 2008 as exogenous. The subject is of interest, both for investors and for modern finance theory, in view of Markowitz's (1952) papers and the positive and negative effects of portfolio diversification. Similarly, it is in the interest of policymakers to provide useful information on channels capable of promoting economic growth in the short and long term. The results of the study allow us to infer that the global economic crisis of 2008 caused structural breaks in the relations of cointegration between the variables, whereas the short term analyzes provided the direction, the impacts on the returns and the degree to which each variable explains the other, showing the presence of a contagious effect during the subprime crisis and the way in which the interdependence between the Latin American and American markets was impacted.

Keywords: Capital markets. Economic growth. Economic crisis.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Etapas da pesquisa

Figura 2: Índices em nível

Figura 3: Retornos dos índices de mercado de capitais

Figura 4: Retornos dos índices de atividade econômica

Figura 5: Volatilidades dos índices de mercado de capitais

Figura 6: Volatilidades dos índices de atividade econômica

Figura 7: Equações de cointegração

Figura 8: Primeira equação de cointegração e retornos dos índices significativos

Figura 9: Segunda equação de cointegração e retornos dos índices significativos

Figura 10: Terceira equação de cointegração e retornos dos índices significativos

Figura 11: Resposta ao impulso do Δ IBCBR em relação as demais variáveis

Figura 12: Resposta ao impulso do Δ B3 em relação as demais variáveis

Figura 13: Resposta ao impulso do Δ IGAE em relação as demais variáveis

Figura 14: Resposta ao impulso do Δ IPC em relação as demais variáveis

Figura 15: Resposta ao impulso do Δ IMACEC em relação as demais variáveis

Figura 16: Resposta ao impulso do Δ IPSA em relação as demais variáveis

Figura 17: Resposta ao impulso do Δ EMAE em relação as demais variáveis

Figura 18: Resposta ao impulso do Δ MERVAL em relação as demais variáveis

Figura 19: Resposta ao impulso do Δ USPHCI em relação as demais variáveis

Figura 20: Resposta ao impulso do Δ SP500 em relação as demais variáveis

LISTA DE QUADROS

Quadro 1: Medidas adotadas pelos países da amostra em relação à crise *subprime*

Quadro 2: Panorama de pré-crise, crise e pós-crise na América Latina

Quadro 3: Resumo dos trabalhos de cointegração e crises econômicas

Quadro 4: Resumo dos trabalhos de cointegração e crescimento econômico

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Critérios para a escolha dos países da amostra

Tabela 2: Resumo das variáveis financeiras, econômicas e binárias (*dummies*) da pesquisa

Tabela 3: Estatísticas descritivas dos retornos das séries temporais

Tabela 4: Matriz de correlação dos retornos das séries temporais

Tabela 5: Testes de estacionariedade ADF/PP das séries temporais (nível e retornos)

Tabela 6: Testes de cointegração de Johansen para as séries temporais endógenas e exógenas

Tabela 7: Primeira parte do modelo VECM para as séries temporais endógenas e exógenas

Tabela 8: Segunda parte do modelo VECM para as séries temporais endógenas e exógenas

Tabela 9: Testes de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade para o modelo VECM

Tabela 10: R^2 ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar $\Delta IBCBR$

Tabela 11 – Testes de causalidade de Granger para $\Delta IBCBR$

Tabela 12 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para $\Delta IBCBR$

Tabela 13 – Decomposição da variância do erro de previsão para IBCBR para 48 meses

Tabela 14 – R^2 ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar $\Delta B3$

Tabela 15 – Testes de causalidade de Granger para $\Delta B3$

Tabela 16 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para $\Delta B3$

Tabela 17 – Decomposição da variância do erro de previsão para B3 para 48 meses

Tabela 18 – R^2 ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar $\Delta IGAE$

Tabela 19 – Testes de causalidade de Granger para $\Delta IGAE$

Tabela 20 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ IGAE

Tabela 21 – Decomposição da variância do erro de previsão para IGAE para 48 meses

Tabela 22 – R^2 ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ IPC

Tabela 23 – Testes de causalidade de Granger para Δ IPC

Tabela 24 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ IPC

Tabela 25 – Decomposição da variância do erro de previsão para IPC para 48 meses

Tabela 26 – R^2 ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ IMACEC

Tabela 27 – Testes de causalidade de Granger para Δ IMACEC

Tabela 28 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ IMACEC

Tabela 29 – Decomposição da variância do erro de previsão para IMACEC para 48 meses

Tabela 30 – R^2 ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ IPSA

Tabela 31 – Testes de causalidade de Granger para Δ IPSA

Tabela 32 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ IPSA

Tabela 33 – Decomposição da variância do erro de previsão para IPSA para 48 meses

Tabela 34 – R^2 ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ EMAE

Tabela 35 – Testes de causalidade de Granger para Δ EMAE

Tabela 36 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ EMAE

Tabela 37 – Decomposição da variância do erro de previsão para EMAE para 48 meses

Tabela 38 – R^2 ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ MERVAL

Tabela 39 – Testes de causalidade de Granger para Δ MERVAL

Tabela 40 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ MERVAL

Tabela 41 – Decomposição da variância do erro de previsão para MERVAL para 48 meses

Tabela 42 – R^2 ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ USPHCI

Tabela 43 – Testes de causalidade de Granger para Δ USPHCI

Tabela 44 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ USPHCI

Tabela 45 – Decomposição da variância do erro de previsão para USPHCI para 48 meses

Tabela 46 – R^2 ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ SP500

Tabela 47 – Testes de causalidade de Granger para Δ SP500

Tabela 48 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ SP500

Tabela 49 – Decomposição da variância do erro de previsão para SP500 para 48 meses

LISTA DE ABREVIATURAS

ADF - *Augmented Dickey-Fuller*

BC - Banco Central

CEPAL - Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe

CDO - *Collateralized Debt Obligations*

EMAE - *Estimador Mensual de Actividad Económica*

IBCBR - Índice de Atividade Econômica do Banco Central

B3 - Índice B3

IGAE - *Indicador Global de la Actividad Económica*

IMACEC - *Indicador Mensual de Actividad Económica*

INDEC - *Instituto Nacional de Estadística y Censos*

INEGI - *Instituto Nacional de Estadística y Geografía*

IPC - *Índice de Precios y Cotizaciones*

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

IPSA - *Indice de Precio Selectivo de Acciones*

MERVAL - Índice Bursátil de Argentina

PIB - Produto Interno Bruto

PP – Phillips Perron

PTF - Produtividade Total dos Fatores

SIV - *Special Investment Vehicles*

S&P500/SP500 - *Standard & Poor's 500 Index*

USPHCI - *Coincident Economic Activity Index for the United States*

VAR - Vetores Autorregressivos

VECM - Modelo de Correção e Erro Vetorial

SUMÁRIO

| | | |
|----------|---|-----------|
| 1 | INTRODUÇÃO | 17 |
| 1.1 | PROBLEMA DE PESQUISA | 19 |
| 1.2 | OBJETIVOS | 20 |
| 1.2.1 | Objetivo geral | 20 |
| 1.2.2 | Objetivos específicos | 20 |
| 1.3 | JUSTIFICATIVA | 20 |
| 1.4 | ESTRUTURA | 21 |
| 2 | REFERENCIAL TEÓRICO | 22 |
| 2.1 | CRISE ECONÔMICA | 22 |
| 2.1.1 | Crise econômica mundial de 2008..... | 22 |
| 2.1.2 | Efeito contágio na América Latina..... | 26 |
| 2.2 | CRESCIMENTO ECONÔMICO | 29 |
| 2.2.1 | Crescimento econômico na América Latina..... | 29 |
| 2.2.2 | Crescimento econômico e mercado de capitais..... | 32 |
| 2.3 | COINTEGRAÇÃO | 34 |
| 2.3.1 | Características e interface financeira..... | 34 |
| 2.3.2 | Mercados de capitais cointegrados e crises econômicas | 37 |
| 2.3.3 | Mercados de capitais cointegrados e crescimento econômico | 41 |
| 3 | METODOLOGIA | 46 |
| 3.1 | PESQUISA | 46 |
| 3.2 | POPULAÇÃO E AMOSTRA | 48 |
| 3.3 | DADOS..... | 52 |
| 3.4 | CARACTERÍSTICAS DAS SÉRIES TEMPORAIS..... | 56 |
| 3.5 | TESTES DE ESTACIONARIEDADE..... | 58 |
| 3.6 | TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN..... | 62 |
| 3.7 | MODELO DE CORREÇÃO E ERRO VETORIAL (VECM)..... | 64 |
| 3.8 | TESTES DE DIAGNÓSTICO RESIDUAIS..... | 65 |
| 3.9 | TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER | 68 |
| 3.10 | RESPOSTA AO IMPULSO | 69 |
| 3.11 | DECOMPOSIÇÃO DAS VARIÂNCIAS | 71 |
| 4 | RESULTADOS E DISCUSSÃO | 72 |
| 4.1 | ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E COINTEGRAÇÃO | 72 |
| 4.2 | DINÂMICA DE CURTO PRAZO | 96 |

| | | |
|----------|--------------------------|------------|
| 4.2.1 | Brasil..... | 96 |
| 4.2.2 | México..... | 103 |
| 4.2.3 | Chile | 111 |
| 4.2.4 | Argentina | 118 |
| 4.2.5 | Estados Unidos | 126 |
| 5 | CONCLUSÕES | 134 |
| | REFERÊNCIAS | 138 |

1 INTRODUÇÃO

Durante o período colonial e após a independência do domínio ibérico, os países da América Latina apresentaram ciclos de crescimento econômico a taxas modestas, conflitos bélicos, incerteza política, desvantagens comerciais, períodos inflacionários e baixa produtividade. O aumento da globalização não foi capaz de diminuir os problemas de desigualdade e pobreza em relação aos países desenvolvidos (REINHART e REINHART, 2015; EDWARDS, 2007).

Os grandes mercados latino-americanos, como os da Argentina, Brasil, Chile e México, possuem heterogeneidade em relação ao crescimento econômico. Junto com os demais países da região, a taxa de crescimento foi de apenas 1,6% entre os anos de 1960 e 2002, tendo o mundo crescido a uma média superior. A esse ritmo, a redução da desigualdade e pobreza é bastante lenta, ainda que estratégias para a promoção de prosperidade sejam tomadas, conforme já aconteceu em momentos anteriores ao longo da história (SOTO E ZURITA, 2011).

A relação causal entre mercado de capitais e crescimento econômico é importante e vem sendo explorada pela literatura acadêmica. Estudos de Levine e Zervos (1996, 1998) demonstraram que essa causalidade existe em diferentes formas e magnitudes, enquanto que Levine (1991, 1996) e Dermiguç-Kunt e Levine (1996) afirmam que o mercado de capitais é relevante para a promoção do crescimento econômico. Tais estudos são melhor elaborados quando levam em conta a cointegração entre variáveis no longo prazo.

O mercado de capitais é um conglomerado de instituições com ferramentas para negociar títulos mobiliários, intermediando recursos entre vendedores e compradores, promovendo capitalização de empresas e fornecendo liquidez aos títulos negociados. Os recursos dos poupadores são destinados a agentes econômicos que os utilizam para investir em ativos reais e financeiros, sendo a disponibilização de recursos menos arriscada e com possibilidade de resgate maior, caso haja liquidez. Empresas passam a ter acesso mais fácil ao capital que pode ser empregado em investimentos de longo prazo, o que leva ao crescimento econômico através do aumento da renda (LEVINE, 1991; LEVINE, 1996; LEVINE e ZERVOS, 1996; LEVINE e ZERVOS, 1998).

Levine e Zervos (1996) já diziam que a cointegração entre mercados de capitais grandes e líquidos gera impactos consideráveis sobre o crescimento econômico, fato que foi constatado ao se levar em conta indicadores de atividade econômica como o Produto Interno Bruto (PIB)

per capita, investimento em capital humano, estabilidade política e políticas monetárias, fiscais e cambiais.

Saber se mercados de capitais são cointegrados e qual é o padrão dessa correlação é importante para que os investidores aloquem seus recursos de forma mais eficiente, tendo em vista que os retornos são maiores quando os ativos não se encontram correlacionados. Por outro lado, formuladores de políticas econômicas estão interessados na cointegração por ser um fenômeno capaz de estabilizar o funcionamento dos mercados. Ganhos com a diversificação podem ser limitados de acordo com o grau de cointegração existente, fato diretamente relacionado com Markowitz (1952) e a sua teoria da seleção de portfólios (CHEN, FIRTH e RUI, 2002).

Quando presente, a cointegração pode ser mensurada através das séries temporais dos índices de mercado, mesmo que cada um deles apresentem características próprias distintas. Se existir relações de longo prazo entre essas variáveis, também entendidas como combinações lineares entre si, é possível dizer que existe interconexão no longo prazo, cujos padrões de crescimento, decrescimento e diferenças serão constantes com o passar do tempo (BROOKS, 2008; GUJARATI e PORTER, 2011; HEIJ et al., 2004).

Além de ter implicações em relação ao trabalho de Markowitz (1952), predições sobre um índice em relação a outro são capazes de levar a problemas na alocação de recursos e aumento do risco, uma vez que pode não ser possível saber se os retornos são decorrentes do maior risco assumido pelos agentes, ou se está relacionado com ajustes de curto prazo que levam as séries cointegradas de volta às suas relações de longo prazo (MASSIH e MASSIH, 1997).

Em relação ao crescimento econômico, mercados de capitais cointegrados ajudam a explicar valores futuros da produção, pois suas volatilidades são capazes de impactar na atividade real da economia, influenciando no movimento dos preços dos ativos. Assim como dito por Levine e Zervos (1996), é comum que indicadores de atividade econômica sejam usados no estudo dos impactos recíprocos entre o ambiente econômico e o mercado de capitais, sendo seus retornos importantes para o aumento da produtividade econômica guiadora do crescimento e da retroalimentação do processo capaz de elevar os retornos dos ativos transacionados (NASSEH e STRAUSS, 2000).

Como as crises econômicas são algo inerente ao sistema capitalista de produção, e dada a importância da cointegração para o mercado de capitais e crescimento econômico, trabalhos mencionados na segunda seção desta pesquisa se dedicaram a analisar quais os impactos

gerados sobre os mercados em contexto de choques econômicos. Como será visto, crises afetam de forma diferente os países ao redor do mundo. A partir de alguns mercados de capitais, o efeito contágio foi mais intenso para uns do que para outros, implicando mudanças dos padrões de crescimento econômico.

O efeito contágio de uma crise econômica tem um ponto de origem a partir do qual a propagação para mercados adjacentes é evidente. Os efeitos inesperados em relação à origem podem acontecer em intervalos de horas ou dias, de forma rápida e avassaladora, sendo a cointegração entre variáveis financeiras e/ou econômicas um fator que justifica a ocorrência do fenômeno (EDWARDS, 2000; DORNBUSCH, PARK e CLAESSENS, 2000; KAMINSKY, REINHART e VEGH, 2003).

A globalização elevou a cointegração e a abertura dos mercados do mundo, trazendo maior volatilidade e exposição de um país aos impactos econômicos e financeiros externos. A transmissão de turbulências é maior em mercados cointegrados, e o preço dos ativos em mercados segmentados é diferente daqueles interconectados. Esse tipo de análise traz a necessidade de se determinar a existência ou não de cointegração e como ela é impactada por turbulências econômicas, tendo em vista suas importantes implicações para mercados de capitais, ambiente econômico e decisões do investidor (ASSIDENOU, 2011).

Considerando o que foi exposto, esta dissertação é fruto do esforço em compreender como se dão as relações entre mercados de capitais e crescimento econômico na América Latina, dentro do escopo da cointegração, e qual impacto teve a crise econômica mundial de 2008 nesse processo. A análise multivariada será realizada sobre índices de mercado de capitais e de atividade econômica, conforme estudos prévios realizados sobre o tema, permitindo que a captação do efeito de um índice sobre outro seja feita de forma direta, caso o efeito exista.

1.1 PROBLEMA DE PESQUISA

Partindo do movimento real observado, cabe-nos realizar, portanto, a seguinte indagação de pesquisa: **de que forma a crise econômica mundial de 2008 afetou a cointegração de mercado de capitais e o crescimento econômico da América Latina?**

1.2 OBJETIVOS

1.2.1 Objetivo geral

O objetivo geral de pesquisa é analisar como a crise econômica mundial de 2008 afetou as relações de longo e curto prazos entre os mercados de capitais da América Latina e investigar os reflexos dessas inter-relações sobre o crescimento econômico dos países da amostra.

1.2.2 Objetivos específicos

- Verificar a cointegração dos mercados de capitais e dos índices de atividade econômica da amostra através de análises de correlação, modelos autorregressivos e de causalidade para captar o efeito da crise econômica mundial de 2008, tanto no longo quanto no curto prazos;
- Investigar como os padrões de cointegração entre os mercados de capitais da amostra se alteraram nos períodos de pré-crise, crise e pós-crise, com auxílio de variáveis *dummies* fornecidas pelo Banco Mundial (2018);
- Avaliar a presença ou ausência de efeito contágio nos países da amostra, decorrente do abalo econômico produzido pela crise econômica mundial de 2008.

1.3 JUSTIFICATIVA

Conforme mencionado por Carvalho (2008), Cintra e Farhi (2008), Borça Junior e Torres Filho (2008), Kindleberger e Aliber (2013) e Bartram e Bodnar (2009), a crise econômica mundial de 2008, proveniente da criação do *global shadow banking system* que burlou os Acordos de Basiléia e atuou com baixa regulamentação, foi capaz de reduzir a capitalização via mercado de capitais na América Latina, levando a perdas de riqueza próximas de US\$5 trilhões em poucos dias, fato que não só leva à consequência para os mercados de capitais, mas que também impacta o crescimento econômico segundo os trabalhos de Levine e Zervos (1996, 1998), Levine (1991, 1996) e Dermiguç-Kunt e Levine (1996).

Singer (2009), Cano (2009) e Gonçalves (2008) ainda ressaltam que o efeito contágio da crise foi importante levando à desaceleração econômica na região, uma vez que seus mercados exibiram padrões de correlação entre si, funcionam em intervalos de tempo distintos com grau considerável de proximidade geográfica e dependência.

Perguntas foram então levantadas sobre como a inter-relação entre mercados de capitais latino-americanos foi afetada. Estudos parecidos foram empreendidos por Assidenou (2011),

Christopoulos et al. (2014), Jiang, Yu e Hashmi (2017), porém para amostras de países desenvolvidos, tanto europeus quanto norte-americanos. Poucos são os trabalhos que visam estudar a cointegração de mercados de capitais na América Latina para entender como a crise de 2008 impactou inter-relações importantes, as quais auxiliam os investidores nas decisões para diversificar seus portfólios de investimento.

Além dos trabalhos citados, a literatura conta ainda com pesquisas que avaliaram como crises econômicas distintas influenciaram na cointegração de mercado de capitais, sendo importante mencionar Arshanapalli, Doukas e Lang (1995), Masih e Masih (1997), Yang Kolari e Min (2002), Chen, Firth e Rui (2002), Diamandis (2009) e Huyghebaert e Wang (2010).

Outra vertente de trabalhos avaliou os impactos da cointegração entre mercado de capitais e as relações com crescimento econômico em países desenvolvidos e subdesenvolvidos, a saber Kwon e Shin (1999), Nasseh e Strauss (2000), Arestis, Demetriades e Luintel (2001), Maysami, Hoew e Hamzah (2004), Humpe e Macmillan (2007), Silva e Coronel (2012) e Colombo, Loncan e Caldeira (2018).

Apesar de bem documentada, existe outra escassez de trabalhos que se dedicam a analisar as relações entre o comportamento dos mercados de capitais e a relação com o crescimento econômico no cenário da crise econômica mundial de 2008. As pesquisas aqui mencionadas deixam claro que existem causalidades importantes entre o mercado de capitais e o crescimento econômico, mas se dedicam a analisar a cointegração com crises ou com a economia, mas não em conjunto dentro da mesma modelagem multivariada.

Conforme trabalhos citados, essas relações são importantes e servem de insumos para formuladores de políticas econômicas e financeiras identificarem vulnerabilidades dos países da região. Isso torna possível a proposição de medidas preventivas que resguardam o ambiente financeiro, acionário e econômico, contra adventos negativos externos.

1.4 ESTRUTURA

Juntamente com a introdução anteriormente exposta, a presente dissertação conta, na sequência, com um referencial teórico, metodologia utilizada e apresentação dos resultados empíricos encontrados com suas discussões.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 CRISE ECONÔMICA

2.1.1 Crise econômica mundial de 2008

Ao final do século XX, os Estados Unidos possuíam baixa inflação e juros, promovendo a competição desregulamentada entre bancos que buscavam novos mercados lucrativos. A crise econômica mundial de 2008, também chamada de crise *subprime*, foi positiva ao aprimorar as relações entre instituições e inovações financeiras, mas o lado obscuro estava nas atividades intercambiadas por tais instituições (CARVALHO, 2008; CINTRA e FARHI, 2008).

Transações em mercados de balcão permitiam a mitigação do risco de crédito e dispensavam reservas de capital, burlando os Acordos de Basileia. O risco de inadimplência aumentava e potencializava prejuízos de uma crise de crédito através de produtos financeiros com lastro em operações dentro do mercado financeiro. Se Markowitz (1952) estava certo, maiores retornos levavam a maiores riscos, fazendo os reguladores criarem mecanismos para mitigar o risco em novos mercados, como o imobiliário, um mercado maduro e com crescimento razoável, sendo explorado em busca de maiores lucros. Esse era o *global shadow banking system* (CINTRA e FARHI, 2008; CARVALHO, 2008).

O processo de securitização de crédito serviu para aqueles que, ou não conseguiam pagar seus financiamentos, ou não possuíam históricos e garantias para receber empréstimos (denominados *subprimes*), estivessem aptos a ingressar no novo mercado. O financiamento de longo prazo escondia taxas de juros menores no início e maiores no final, cujos imóveis eram a própria garantia do financiamento. Ao quitá-lo, o indivíduo se tornava dono do imóvel, do contrário, o mesmo era posto à venda novamente no mercado (BORÇA JUNIOR e TORRES FILHO, 2008; CARVALHO, 2008,).

Foram criados novos produtos de investimento (derivativos), como o *Special Investment Vehicles* (SIV) e os *Collateralized Debt Obligations* (CDO), que mitigavam o risco de crédito quando os títulos de securitização eram ofertados com rendimentos proporcionais aos direitos de recebimento. Debêntures, bônus, títulos de crédito negociáveis, hipotecas, dívida de cartão de crédito, *swaps* e opções foram utilizados com os derivativos recém-criados oriundos do *gap* entre o controle de risco sofisticado e tradicional. Removeu-se o risco dos demonstrativos financeiros e outros agentes o assumiam em troca de maiores retornos com os *credit default swaps* no mercado de crédito (CINTRA e FARHI, 2008; BORÇA JUNIOR e TORRES FILHO, 2008; KINDLEBERGER e ALIBER, 2013).

A alta alavancagem acontecia com a capitalização de curto prazo para realizar investimentos de longo prazo em ativos com baixa liquidez. Quem assumia posição vendida passou a ter enormes prejuízos quando os prêmios dos papéis dispararam com a crise. A inadimplência das famílias *subprimes* com o aumento dos juros levou à apreensão dos investidores que poderiam não receber o que investiram (CINTRA e FARHI, 2008; CARVALHO, 2008).

Um ambiente regulado conta com bancos que emprestam recursos e moeda escritural emitindo títulos de dívida para financiar operações. Os empréstimos têm prazos maiores do que os depósitos e o vencimento dos títulos, gerando um *gap* que leva a euforias bancárias e buscas por arbitragem. Com a desregulamentação, o volume de crédito concedido aumentou e as instituições passaram a atuar como intermediadoras. Fundos de investimentos passaram para a tutela dos bancos ofertando os novos produtos criados para agentes sem reservas de capital, os quais passaram a atuar como bancos sem estarem subordinados a mecanismos de regulação aplicados a bancos comerciais (CINTRA e FARHI, 2008).

O financiamento ao *subprime* não tinha garantias oferecidas pelo governo federal americano, logo as instituições capitalizavam recursos ao vender títulos no mercado de capitais. Os *hedge funds* foram importantes por terem recebido muito crédito ao mesmo tempo em que as inovações produzidas pelo *global shadow banking system* eram pouco reguladas, motivo pelo qual os bancos tentaram se parecer mais com eles, elevando o risco sistemático da economia (BORÇA JUNIOR e TORRES FILHO, 2008; KINDLEBERGER e ALIBER, 2013; CINTRA e FARHI, 2008,).

Para Borça Junior e Torres Filho (2008), o fundo de investimento *mortgage pool* foi criado para receber hipotecas *subprimes* e emitir cotas *tranches* de maiores retorno e risco calculados pela *Standard and Poor's* e *Fitch* (coniventes com o processo) com base em inadimplências, empréstimos e perdas. As *tranches* eram:

- 1- *Equity*: incorriam nas primeiras perdas em caso de atrasos e inadimplências, mas pagavam maiores retornos dado o risco extremo. Serviam de proteção para as *tranches* seguintes, as quais arcariam com as diferenças caso os prejuízos fossem altos.
- 2- *Mezzanine*: risco e retorno moderados sendo direcionadas para fundos CDO com direitos de milhares de contratos agrupados para diluir o risco com classificação de *rating* atrativa.

- 3- *Sênior*: melhor classificação, menor risco e retorno. Prejuízos só aconteceriam caso todas as demais cotas não cobrissem as perdas.

As *tranches* tornaram os papéis *subprimes* mais bem classificados em termos de risco, mas ocultavam o risco de crédito propagado quando a aquisição acontecia junto com a disponibilização de imóveis aos *subprimes*. Esse era o fenômeno do “reempacotamento” ou “envelopamento”, o ápice da engenharia financeira criada naquele momento. O risco associado aos derivativos de crédito trocava de dono, tornando virtual a natureza do ativo (BORÇA JUNIOR e TORRES FILHO, 2008; KINDLEBERGER e ALIBER, 2013; CINTRA e FARHI, 2008).

Conforme Cintra e Farhi (2008) e Borça Junior e Torres Filho (2008), a cascata acontecia quando *tranches* melhores eram escolhidas em relação às piores, mas as mais arriscadas passaram a ser mais negociadas dentro da modalidade CDO e SIV, que não compunham recursos dos bancos e estavam fora dos seus balanços. Fundos CDO se comportavam como *mortgage pool* diluindo as dívidas quando os títulos adquiridos integravam fundos com *rating* maior. As *tranches* captavam recursos, mas geravam dívidas que precisavam de financiamento sem prejudicar os demonstrativos das empresas. Para mascarar o problema é que a SIV surgiu, combinando alta rentabilidade e baixos juros.

A SIV se atrelava aos títulos de curto prazo garantidos pelos *subprimes* e lastreados em fluxos de pagamento futuro dos financiamentos imobiliários, os quais eram de 30 anos, gerando descompasso temporal entre curto e longo prazos, obrigando a oferta de resgate a qualquer momento. A emissão desses títulos gerava capitalização de curto prazo para cobrir operações no mercado de derivativos como proteção a risco de crédito, o que caracteriza um banco tradicional, coisa que nem SIV e CDO eram (BORÇA JUNIOR e TORRES FILHO, 2008; CINTRA e FARHI, 2008).

A euforia com os lucros atraiu mais atores ao *global shadow banking system* que captavam recursos com taxas mais baixas emitindo títulos de baixo *rating* camuflados no mercado de capitais. A desaceleração do mercado imobiliário gerou inadimplências que comprometeram *tranches equity* ligadas a SIV e CDO. O *Federal Reserve* tentou conter o aparato criado, mas, com o deflagrar da crise, não existiam mais reservas de capital dada a inexistência de liquidez com o colapso econômico. Grandes bancos de investimento deixaram de existir e a desconfiança no mercado imobiliário apenas cresceu (BORÇA JUNIOR e TORRES FILHO, 2008; CINTRA e FARHI, 2008).

A crise atingiu primeiro os *hedge funds* detentores de ativos lastreados em hipotecas *subprimes* e geridos por bancos comerciais e de investimentos. Seguradoras, bancos universais e fundos de pensão incorreram em prejuízos ao operarem com juros baixos e investimentos arriscados. Iniciou-se uma corrida para vender os ativos duvidosos, mas poucos quiseram comprá-los dada a perda de confiança no mercado imobiliário. Os preços caíram bastante, propagando desconfiança em vários mercados, inclusive o de capitais. Muitas empresas se tornaram insolventes no contexto em que o mercado de balcão transacionava não só ativos, mas também o passivo de empresas (CARVALHO, 2008; CINTRA e FARHI, 2008).

A crise mundial de 2008 iniciou-se em 2007, tornando-se sistêmica quando o banco Lehman Brothers, detentor de hipotecas de alto risco, anunciou sua falência em 15 de setembro de 2008, a maior da história dos Estados Unidos. Ao final do mesmo ano, a crise se espalhou para o mundo quebrando instituições na Europa, Ásia, África e América Latina, evidenciando um mundo muito mais cointegrado do que se imaginava. A crise é fruto da inexistência de regulamentação centralizada, uma vez que agências reguladoras e o *Federal Reserve* não possuíam poderes para supervisionar as instituições que não eram de sua responsabilidade. Muitos acreditavam que o aparato existente já era suficiente para evitar crises daquele tipo (CINTRA e FARHI, 2008; BORÇA JUNIOR e TORRES FILHO, 2008).

Para Bartram e Bodnar (2009), os mercados de capitais se encontravam capitalizados com 51 trilhões de dólares até o momento da crise. Com ela tomou forma a maior destruição de valor do mercado acionário mundial já que, em fevereiro de 2009, a capitalização dos mercados de capitais recuou para 22 trilhões, ou seja, uma queda superior a 50%. As capitalizações passaram a ser 50% menores do que os menores valores documentados em 2006 e 60% menores do que os maiores valores de capitalizações documentados no mesmo ano.

Já nos países emergentes, representados também pela América Latina, o comportamento do mercado de capitais e das carteiras de investimentos montadas pelos agentes econômicos durante a crise de 2008 foi curioso. Em 2007 até junho de 2008, as capitalizações estavam altas, ocorrendo forte declínio no final de 2008. A perda de riqueza foi também assustadora já que US\$5,2 trilhões sumiram em poucos dias (BARTRAM e BODNAR, 2009).

2.1.2 Efeito contágio na América Latina

Aumentos na interdependência entre mercados financeiros distintos, medido pelo preço ou fluxo de ativos, ao se comparar o momento tranquilo com o turbulento iniciado por uma crise, é uma das definições do efeito contágio. Estudos durante crises econômicas em mercados emergentes alertam que o contágio apenas existe se a cointegração entre os mercados aumentar significativamente (DORNBUSCH, PARK e CLAESSENS, 2000; KAMINSKY, REINHART e VEGH, 2003).

Segundo Hwang, In e Kim (2010), o efeito contágio é importante para a economia e finanças por influenciar políticas monetárias, alocação de ativos, mensuração de riscos, adequação de capital e precificação de ativos financeiros. O efeito contágio seria como uma cointegração ou movimento comum de variáveis econômicas e financeiras em um mercado como resultado de crises advindas de outro. O contágio dissemina choques através de mercado e sua existência estaria na correlação histórica das variáveis mencionadas, provando interdependência.

O efeito contágio altera, de boa para ruim, as expectativas dos agentes econômicos. Informações assimétricas impedem que os investidores saibam de antemão o que influencia o mercado em que operam, surgindo rumores negativos. A venda de ativos financeiros por investidores que exercem a preferência pela liquidez em mercados emergentes também explica o fenômeno (EDWARDS, 2000).

As ações racionais e irracionais dos investidores podem ter más fundamentações que elevam as oscilações entre os mercados interdependentes gerando problemas de liquidez, informação assimétrica e aumento dos custos de transação. O equilíbrio econômico é então perturbado e contagia todo o sistema financeiro alterando o seu comportamento como um todo via efeito contágio (DORNBUSCH, PARK e CLAESSENS, 2000; KAMINSKY, REINHART e VEGH, 2003).

A globalização e o peso da economia americana diante da crise econômica mundial de 2008 afetaram os maiores mercados da América Latina compostos por Argentina, Brasil, Chile e México. Fuga de capitais, diminuição da oferta de crédito, exportações, produção e emprego com aumento de juros foram capazes de comprometer o crescimento econômico. A crise nesses países foi proporcional à extensão do mecanismo de transmissão do contágio, capacidade de resistência ao choque e políticas públicas de contenção (SINGER, 2009; CANO, 2009; GONÇALVES, 2008).

Gonçalves (2008) alerta para o aumento dos riscos econômico e financeiro da América Latina durante a crise de 2008. Dados de 2009 do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), sumarizados no Quadro 1, informam medidas adotadas por cada um dos maiores mercados latino-americanos durante o choque econômico:

Quadro 1 – Medidas adotadas pelos países da amostra em relação à crise *subprime*.

| País | Medidas |
|-------------|--|
| Argentina | Diminuição da exigência de dólares em relação a reservas cambiais, recompra automática de títulos emitidos pelo Banco Central com vencimento em seis meses a partir de novembro de 2008, aumento do crédito para bancos locais, aumento na oferta de crédito ao setor privado e reestatização da previdência com aumento de garantias aos trabalhadores. |
| Brasil | Diminuição das exigências quanto a depósitos compulsórios, agilização de operações de redesconto, autorização de compra de portfólio de pequenos e médios bancos para garantir crédito em moeda estrangeira, venda de dólares no mercado à vista, leilões de venda de moeda estrangeira com compromisso de recompra, empréstimos em moeda estrangeira garantidos por títulos do governo ou por operações de exportação para financiar exportações, redução do compulsório para bancos que comprarem dólares com compromisso de recompra, autorização para que o Banco do Brasil e Caixa Econômica Federal comprassem instituições financeiras com dificuldade, criação de bancos de investimentos para comprar ações imobiliárias e de outros setores e capitalização do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social para aumentar o crédito para empresas. |
| Chile | Operações de recompra de títulos públicos com período de 60 a 90 dias, flexibilização nos requerimentos relativos às reservas e leilões públicos para prover liquidez em dólares para bancos locais. |
| México | Corte da emissão da dívida pública de longo prazo e criação de uma linha de crédito com juros diferenciados para prover liquidez aos mercados. Criação de linhas de financiamento de curto prazo para o sistema bancário. Autorização temporária para que os bancos providenciem liquidez para os seus próprios fundos de investimento. Recompra de títulos de médio e longo prazo. Estabelecimento de uma linha de financiamento para a troca de títulos de longo prazo por outros de curto prazo. |

Fonte: IPEA (2009).

Singer (2009), Cano (2009) e Gonçalves (2008) são unânimes ao ressaltar que o efeito contágio da crise seria mitigado por medidas que reforçassem o caráter regulador do Estado, baseado em instituições públicas capazes de controlar câmbios, tarifas comerciais, administrar dívidas internas e externas, controlar a especulação financeira e mitigar conflitos políticos internos e externos decorrentes do aumento da regulação econômico financeira, ajudando a América Latina a se recuperar da crise, conforme também mencionado pelo IPEA (2009). As

mesmas medidas são também defendidas nos estudos de Cintra e Farhi (2008), Borça Junior e Torres Filho (2008) e Kindleberger e Aliber (2013)

Trabalhos empíricos sustentam as afirmações anteriores, dentre os quais alguns lidam sobre assunto também incluindo a América Latina, como os estudos de Hwang, Dimkpah e Ogwu (2014), Hwang, In e Kim (2010), Perobelli, Vidal e Securato (2013), e Dufrénot, Mignon e Péguin-Feissolle (2011).

Hwang, Dimkpah e Ogwu (2014) mostraram que o elevado grau de correlação entre mercados durante a crise confirma a presença de cointegração e efeito contágio na América Latina. Dufrénot, Mignon e Péguin-Feissolle (2011) trabalharam com os índices de mercado de capitais do Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru para captar o efeito contágio durante a crise *subprime*. A maior contribuição foi dada ao mostrar as diferentes magnitudes do efeito contágio pelos países latino-americanos de acordo com a interdependência dos mesmos com o mercado americano e proximidade geográfica.

Hwang, In e Kim (2010) avaliaram o efeito contágio na Argentina, Brasil, Chile, México e Venezuela antes, durante e depois da crise *subprime*, confirmando a sua presença sendo tarde para que os investidores realocassem seus investimentos em ativos livre de risco. Esse fato suporta a tese de que o contágio se relaciona com o comportamento dos investidores refletido na persistência das correlações entre os índices de mercado analisados.

Os resultados de Hwang, Dimkpah e Ogwu (2014), Hwang, In e Kim (2010) sustentam que a cointegração entre mercados de capitais propaga choques econômicos de forma rápida e por canais de transmissão distintos, um indício do efeito contágio durante crises. Perobelli, Vidal e Securato (2013) confirmam a mesma ideia ao estudar o efeito contágio da crise de 2008 sobre Argentina, Brasil, Chile e Colômbia. O critério para a escolha dos países estava na média do volume de negócios no mercado de capitais, grau de correlação com a referida crise, importância do país no cenário econômico mundial, adequação dos dados disponíveis às técnicas utilizadas e participação efetiva na composição do fator de risco sistêmico.

Os valores diários dos índices das bolsas consideradas foram transformados em retornos logarítmicos e segmentados em períodos de pré-crise, crise e pós-crise, assim como feito por Hwang, Dimkpah e Ogwu (2014) e Hwang, In e Kim (2010). Os resultados mostraram indícios de contágio contundentes para a América Latina (PEROBELLI, VIDAL e SECURATO, 2013).

2.2 CRESCIMENTO ECONÔMICO

2.2.1 Crescimento econômico na América Latina

Dados de Soto e Zurita (2011) e Solimano e Soto (2005) demonstraram que a América Latina cresceu modestamente em termos *per capita* em décadas passadas, devido aos seus problemas de estagnação econômica, crescimento negativo, fuga de capitais, choques comerciais e reformas econômicas. Hofman (2000) destaca que o crescimento da região precisa ser analisado com base no PIB e na Produtividade Total dos Fatores (PTF). O crescimento lento, desapontador, desigual e instável em termos políticos e econômicos caracterizam a trajetória latino-americana quando a comparação é feita com os Estados Unidos, país “descoberto” no mesmo período.

A atividade econômica escassa e imprecisa marcou a colonização da região e não foi capaz de trazer progresso tecnológico, mas sim expropriação de recursos naturais, exploração de mão de obra escrava e concentração de renda. A independência da região não trouxe estabilidade, mas sim conflitos sociais de difícil solução, ainda que indícios de estabilidade tenham sido alcançados após 50 anos de independência, graças a algumas reformas liberais e vantagens comerciais (HOFMAN, 2000; SOTO e ZURITA, 2011).

Após 100 anos de independência, os ritmos de crescimento foram divergentes. Argentina atingiu taxas próximas às de países europeus, assim como o Chile, mas o México apresentou desempenho 50% inferior. A estratégia agroexportadora passou a ser revista após a crise econômica mundial de 1929, entrando em pauta a industrialização, substituição de importações, protecionismo, fechamento da economia e aumento de investimentos públicos. Entre 1930 e 1970, o PIB *per capita* da América Latina cresceu a uma média de 1,5%, mas após 1970 houve estagnação do processo, mesmo com alguns países implementando reformas econômicas pró-mercado (SOTO e ZURITA, 2011).

Na década de 1980, o crescimento do continente se manteve desacelerado, devido à grande queda da PTF, e as volatilidades das economias aumentaram. O PIB mundial entrou em queda, mas a América Latina apresentou desempenho pior do que a média, além de não ser uniforme, uma vez que o Chile conseguiu apresentar crescimento ao passo que Brasil, México e Chile não. Iniciou-se uma discussão sobre a importância de instituições eficientes e sólidas que estruturam melhor as leis sociais, constituições e regulações para reverter o quadro econômico adverso. Tais instituições seriam capazes de promover a entrada de capitais e a cointegração da região com o mercado financeiro, ainda que o período colonial não tenha

preparado nenhum país para isso. A fraca implementação das reformas políticas da década de 1990 não foi capaz de reverter o quadro negativo e promover crescimento (SOLIMANO e SOTO, 2005; HOFMAN, 2000).

Em períodos de crise econômica, as frágeis instituições, infraestruturas pobres, políticas econômicas desconexas, corrupção, fraco poder judiciário, controle de fluxo de capitais, alocação ineficiente de recursos, pressões inflacionárias, monopólios e déficits em contas governamentais explicam o mau desempenho da América Latina diante de turbulências econômicas. Sucessivas crises que levaram à queda do fluxo de capitais também causaram desequilíbrio no balanço de pagamentos, levando ao recuo até 7% no PIB da região entre 1970 e 2004 (EDWARDS, 2007; REINHART e REINHART, 2015).

Para Harrison e Sepúlveda (2011) e Ocampo (2009, 2013), países latino-americanos acumularam muito pouco capital físico e humano, e os investimentos em educação foram deprimentes. Inflação alta e instituições ineficientes tornaram mais intenso o efeito contágio das crises, a duração das mesmas e baixo desempenho do PIB ao ponto de a projeção para os próximos 10 a 15 anos (período atual) ser desanimadora. A crise econômica mundial de 2008 foi favorecida pela globalização e, via efeito contágio, espalhou-se para a América Latina pelos mais diversos mecanismos como o preço de commodities, influxo de capitais e imigrações, fatores que colaboraram para decrescer o crescimento econômico da região em termos de PIB já que o nível de pobreza aumentou com grande influxo de capitais.

A crise *subprime* fez com que diversos investidores vendessem ativos no mercado financeiro para a retirada de recursos dos fundos mútuos de *hedge* responsáveis pelo desencadeamento do choque. Os desdobramentos no mercado cambial geraram perdas maciças nos mercados de capitais do Brasil, Chile, Colômbia e México. O risco se elevou, e os investimentos caíram por conta de vencimentos curtos de dívidas corporativas, dependência por commodities e desequilíbrio das contas correntes. O ambiente adverso forçou o emprego de políticas monetárias e creditícias restritivas, impactando variáveis responsáveis pelo crescimento econômico, como o PIB *per capita* (OCAMPO, 2009).

A redução da emissão de títulos nos mercados de capitais da América Latina e internacionais e a deterioração dos empréstimos interbancários agravaram os problemas da crise na região por encurtarem os financiamentos para investimentos em ativos reais da economia. Toda uma cadeia geradora de renda foi interrompida, pois sem investimentos não se geram empregos, muito menos renda e consumo, ocasionando aumento da pobreza e da

desigualdade e diminuição de indicadores socioeconômicos como o PIB. Esse ciclo vicioso ocorreu em todos os países da região em maior ou menor escala (GRIFFITH-JONES e OCAMPO, 2009).

O Quadro 2 retrata o panorama da América Latina durante a pré-crise, crise e pós-crise *subprime*, bem como os mecanismos de transmissão através da região.

Quadro 2 – Panorama de pré-crise, crise e pós-crise na América Latina.

(continua)

| Período | América Latina |
|----------------------------|---|
| Pré-crise (2005) | Cresceu 4,3% enquanto que o PIB <i>per capita</i> cresceu 2,8%, números maiores do que a média da década de 1990 e em relação ao mundo considerando os anos de 2000 a 2005. Após o desempenho ruim entre os anos 1998-2003, a atividade econômica cresceu cerca de 10,6% no biênio 2004-2005 em relação a 2003; porém, o PIB <i>per capita</i> para o mesmo período foi reduzido em 7,5%. O ano de 2005 marcou o terceiro ano consecutivo de crescimento para a América Latina e a expectativa era de que a tendência fosse mantida, apesar da desaceleração do crescimento econômico. Se as projeções fossem mantidas, a região tenderia a crescer em torno de 4% e o crescimento cumulativo do PIB <i>per capita</i> seria em torno de 11%. |
| Crise e transmissão (2009) | Vinha apresentando crescimento do PIB, mas a previsão passou a ser de apenas 1,8% enquanto que para o PIB <i>per capita</i> a previsão de crescimento ficou em 2,9%. O impacto da crise foi sentido mais tarde e de diferentes formas nos países da região. A recuperação iniciada no meio do ano de 2009 foi interrompida já no segundo semestre. A grande contração econômica aconteceu no México e os demais países passaram a crescer de forma tímida. O principal canal de transmissão da crise ocorreu pelo lado real da economia, sendo fator importante para o crescimento econômico. As exportações declinaram a partir do segundo semestre de 2008 sendo as do México as que mais sofreram, apresentando quedas expressivas de 14% em termos reais. Os impactos nos preços das commodities foi importante devido à queda da atividade econômica mundial e do comércio internacional, piorando os termos de troca da região. A queda nos preços das commodities se estendeu durante 2009 e as remessas de lucros para os países latino-americanos declinaram bastante já que a crise atingiu boa parte das pessoas do mundo, inclusive estrangeiros residentes nos Estados Unidos, país originário da crise. O investimento direto estrangeiro para a América Latina caiu 37%, havendo impactos negativos também no sistema financeiro dos mercados mais maduros da região. Políticas anticíclicas ficaram a cargo de bancos públicos. O mercado de trabalho foi duramente impactado com aumento do desemprego (7,4% para 8,3%); porém, o lado positivo foi a queda da inflação (8,3% para 4,5%) por conta da recessão global e queda no preço de commodities. Esse aspecto positivo não deteriorou os salários na região, o que explica em partes a consequência moderada sobre pobreza e desigualdade. |

(continuação)

| Período | América Latina |
|------------------|--|
| Pós-crise (2016) | A previsão foi de queda do PIB em 0,8% comparado com a queda de 0,5% apresentada no ano anterior. O decrescimento veio ocorrendo desde 2011 e já em 2016 provocou uma queda do PIB per capita de 2% sendo isso um contraste com o período compreendido entre 2004 e 2008 em que o aumento foi de 3,8%. A recessão econômica na região é grave, principalmente para os países sul-americanos, impactados pela contração da economia do Brasil e seus vizinhos. Excluindo os países em que a recessão é mais grave, toda a região teria crescimento positivo em 2016. A produção é muito dependente do contexto externo e o impacto negativo tende a perdurar porque os principais parceiros comerciais estão crescendo menos. A exceção a isso parece ser o México que conseguiu bom desempenho por conta do bom resultado na formação de capital fixo e consumo. |

Fonte: Comissão Econômica para a América Latina e o Caribe - CEPAL (2005, 2009, 2016).

2.2.2 Crescimento econômico e mercado de capitais

Variáveis importantes como o PIB, capitalização de mercado em relação ao PIB, PIB *per capita*, quantidade de transações em um mercado em relação ao PIB (liquidez), quantidade de transações em relação à capitalização de mercado, número de empresas listadas e índices de mercado são comumente empregadas para se avaliar a relação existente entre crescimento econômico e mercados de capitais. Modelagens econométricas baseadas em Vetores Autorregressivos (VAR) e causalidade de Granger são realizadas para gerar resultados estatísticos passíveis de análise via significância (LEVINE, 1991; LEVINE, 1996; LEVINE e ZERVOS, 1996, LEVINE e ZERVOS, 1998).

É plausível que mercado de capitais promova crescimento econômico no longo prazo. As evidências empíricas defendem que o processo aconteça diminuindo custos em poupar e facilitando investimentos em tecnologias produtivas. Antigamente era comum considerar mercados emergentes como cassinos, os quais não apresentariam qualquer relação com crescimento econômico, não existindo hoje um único conceito capaz de agrupar todos os fatores que explicam a relação entre crescimento e mercado de capitais, mas alguns deles podem ser avaliados individualmente (LEVINE, 1996; LEVINE e ZERVOS, 1996).

O primeiro deles é a liquidez, mesmo que investimentos longos exijam comprometimento de capital por muito tempo gerando desconforto aos investidores. Firms capitalizam com base nos investimentos feitos em mercados de capitais, ocasionando crescimento econômico. Sem liquidez, menos investimentos acontecem no longo prazo, mas com ela o acesso aos

recursos é facilitado. Mercados líquidos facilitam investimentos de longo prazo, garantem rentabilidade e melhoram a alocação de capital rumo ao crescimento da economia. Retirar investimentos do mercado de capitais promove a descapitalização de empresas e o não emprego de recursos em investimentos de longo prazo. Capitalizar aumenta a acumulação de capital físico e humano, leva a progresso tecnológico e aumenta a produtividade (LEVINE, 1991; LEVINE, 1996; DEMIRKUÇ-KUNT e LEVINE, 1996; LEVINE e ZERVOS, 1996).

O segundo deles é a diminuição dos custos, conforme dito por Levine (1996), Levine e Zervos (1996) e Demirguç-Kunt e Levine (1996). Firms têm acesso a investimentos menos custosos, principalmente os estrangeiros, sendo importante para mercados emergentes os quais não possuem níveis de poupança suficientes para financiar investimentos.

O terceiro fator se refere à diversificação do risco, pois mercados cointegrados se desenvolvem mais facilmente e influenciam o crescimento econômico. O risco está atrelado a projetos de alto retorno, e a cointegração tem implicações importantes sob a diversificação ajudando na alocação de recursos em projetos que garantam retornos atrativos. A diversificação se relaciona com o fluxo de capitais na economia já que taxas excessivas, desregulamentações desproporcionais, informações assimétricas e risco país elevado impedem que investidores diversifiquem suas carteiras, alteram padrões de cointegração entre os mercados e prejudicam a equalização de preços, mitigando o crescimento (LEVINE, 1991; LEVINE e ZERVOS, 1996; DEMIRGUÇ-KUNT e LEVINE, 1996).

Em quarto lugar vem a eficiência das firmas em relação a capital físico e humano para remunerar o investimento e gerar renda, caso a retirada de capital não seja prematura. Com eficiência para a capitalização das firmas, os riscos são menores e ciclos de prosperidade para o investimento são criados. Estoques de capital físico e humano aumentam potencializando cadeias produtivas em contextos de diversificação e diminuição de custos. O progresso tecnológico se torna mais robusto, ao passo que recursos são alocados de forma eficiente (LEVINE, 1991).

Na sequência, o quinto fator é o acesso a informação sobre as atividades da empresa, como o panorama histórico. Preços passados ajudam investidores a terem retornos e antever situações de mercado, melhorando a monitoração das firmas e as alocações de investimentos. Se os investidores têm acesso à informação, os recursos permanecem nos mercados sustentando taxas de crescimento econômico no longo prazo (DEMIRGUÇ-KUNT e LEVINE, 1996; LEVINE, 1996; LEVINE e ZERVOS, 1996).

Por último, o sexto fator é o incentivo ao controle corporativo, uma vez que mercados grandes, líquidos e estruturados tendem a mitigar os conflitos de interesse entre investidores e gestores, o que leva à alocação ótima de capital, favorecendo a capitalização e reduzindo custos de monitoramento das firmas (DEMIRGUÇ e LEVINE, 1996).

Levine (1991) destaca o papel do risco no processo. O risco de liquidez está atrelado ao horizonte de tempo do investimento. Quando alto, a liquidez é menor, comprometendo o crescimento econômico via aumento de capital físico, humano e progresso tecnológico. Quando baixo, o capital fica no mercado de capitais, e o progresso não é interrompido. Outro risco, o de produtividade, sujeita as firmas a choques na produção que geram volatilidades, impedindo que a alocação de recursos via mercados de capitais fique comprometida, interrompendo o crescimento econômico.

Os riscos incentivam a criação e o funcionamento do mercado de capitais, desencorajando agentes a promover a capitalização de firmas e diversificar seus investimentos. Impedindo o crescimento econômico, os riscos reduzem o nível de bem-estar via queda da taxa de investimento. Recursos não são alocados em ativos reais da economia e induzem a queda dos níveis de poupança ou da propensão marginal a poupar (LEVINE, 1991; DEMIRGUÇ-KUNT e LEVINE, 1996).

Eficiência e risco se comunicam sendo que o primeiro é capaz de eliminar o risco prematuro de liquidação do capital, mesmo com a presença de volatilidades, já que os ativos podem mudar de dono, mas não sendo retirados dos investimentos em andamento. Quando o mercado de capitais é fraco ou ausente, isso não acontece, e o risco de produtividade não é diluído, desencorajando os investidores avessos ao risco a investir em firmas e acelerar o crescimento econômico (LEVINE, 1991).

2.3 COINTEGRAÇÃO

2.3.1 Características e interface financeira

A cointegração tem origem nos trabalhos de Granger (1981), aprofundado por Engle e Granger (1987), ao se trabalhar com séries temporais que se moviam de forma semelhante ao longo do tempo, mantendo tendência conhecida. Diferenças no curto prazo não eram importantes, sendo a cointegração um pré-teste para evitar regressões espúrias. A cointegração avalia o impacto e a eficiência com que uma informação é transmitida para outros mercados de capitais. Eventos ou inovações em um mercado podem ser transmitidos

via efeito contágio caso a cointegração exista, sendo a sua magnitude dada pelo patamar de desenvolvimento do mercado.

Se uma variável é regredida em relação à outra no âmbito de séries temporais, é possível que se obtenham resultados espúrios, sendo que realizar testes de cointegração previnem problema. Mesmo sendo não estacionárias, é possível que existam combinações lineares entre duas ou mais séries temporais levando à estacionariedade, um pré-requisito para que relações (ou equilíbrios) de longo prazo entre séries possam ser identificadas via testes de cointegração. Isso implica que existem influências, como forças de mercado, gerando esse comportamento no longo prazo (BROOKS, 2008; GUJARATI e PORTER, 2011; HEIJ et al., 2004).

Modelos de cointegração são construídos em duas etapas: a primeira é a busca por associações de longo prazo entre variáveis; e a segunda é análise em um modelo dinâmico de correlação, chamado também de modelo de correção e erro, baseado em análises de regressão linear sobre os retornos ou primeiras diferenças das variáveis estudadas. A primeira etapa analisa as relações dinâmicas de longo prazo, enquanto que a segunda etapa modela as relações de curto prazo de um sistema cointegrado (ALEXANDER, 2001; GREENE, 2002).

A cointegração se tornou uma ferramenta estatística importante para pesquisa em finanças sendo poderosa para investigar a dependência de longo prazo em séries temporais multivariadas. A principal vantagem está na metodologia estatística sólida para modelar equilíbrios de longo prazo e dinâmicas de curto prazo. A importância da cointegração também se dá para firmas e gestores decidirem como alocar capital em projetos em diferentes países. Se existe segmentação entre os mercados de capitais, então investimentos em projetos com riscos similares precisam ser tratados de forma diferente. Do ponto de vista do investidor, saber sobre a extensão da cointegração entre mercados de capitais é essencial para formar carteiras ótimas que garantam maior retorno (ALEXANDER, 2001; GREENE, 2002; ARSHANAPALLI, DOUKAS e LANG, 1995).

Cointegração também significa que existem poucos ativos disponíveis para os investidores auferirem lucros. As razões para a existência do fenômeno estão atreladas a economias similares, políticas de coordenação entre países, inovações tecnológicas e financeiras, avanços nas finanças e nas trocas, cooperação internacional, localização geográfica de mercados e formação de blocos comerciais (CHEN, FIRTH e RUI, 2002).

A cointegração também impacta as decisões de diversificação e a teoria do portfólio de Markowitz (1952). Os benefícios em diversificar existirão se os retornos de diferentes mercados não se encontrarem correlacionados. Muitos investidores estão à procura de mercados atrativos para obterem maiores retornos e diversificarem o risco de suas carteiras. A liberalização de mercados auxilia a promover a diversificação ótima levando em conta o risco e apresenta aspectos positivos e negativos diante da conjuntura econômica ao facilitar o acesso a novas opções de investimento. Ademais, quando mercados de capitais se tornam mais cointegrados, o prêmio de risco de uma carteira internacional tende a diminuir, e o custo de capital para as firmas e indivíduos também se reduz (ASSIDENOU, 2011; MASIH e MASIH, 1997; CHEN, FIRTH e RUI, 2002; YANG, KOLARI e MIN, 2002; HUYGHEBAERT e WANG, 2010; DIAMANDIS, 2009).

Cabe destacar que a teoria das carteiras de Markowitz está relacionada com a moderna teoria de finanças, uma vez que a ideia defendida por ele era a de que os investidores investiriam em ações com maior expectativa de retorno evitando os mais arriscados, sem levar em consideração a correlação entre esses ativos. Se escolhermos ativos dentro do mesmo setor o desempenho será parecido. A correlação entre esses ativos será alta sendo uma variável importante a ser considerada.

A ideia era a de que os investidores investiriam em ações com maior expectativa de retorno evitando os mais arriscados, sem levar em consideração a correlação entre esses ativos. Se escolhermos ativos dentro do mesmo setor o desempenho será parecido. A correlação entre esses ativos será alta sendo uma variável importante a ser considerada.

Markowitz introduz o conceito da diversificação com o auxílio de desenvolvimentos matemáticos. O seu intuito era demonstrar matematicamente a hipótese de carteiras eficientes de forma a diminuir o risco através de ativos não correlacionados. Em outras palavras, quanto menos correlacionado forem os ativos, melhor será, pois, o risco será menor. O risco de um ativo analisado de forma isolada é diferente do risco do mesmo ativo dentro de uma carteira já que esse mesmo ativo estaria correlacionado com demais outros, fato que pode ser testado através da cointegração.

Markowitz então concebeu um método em que a variância do portfólio é dada pela soma das variâncias individuais de cada ativo juntamente com a covariância entre os ativos da carteira, levando em conta a ponderação de cada ativo dentro do portfólio. Segundo suas ideias, existe um portfólio que maximiza o retorno do investidor minimizando a variância, que

é a medida de risco mais aceita hoje em finanças. É mostrado que o retorno da carteira diversificada é igual à média ponderada dos retornos dos componentes individuais e a volatilidade será menor do que a volatilidade medida dos ativos analisados de forma isolada.

A variância da carteira está então relacionada a covariância dos ativos que também está relacionada com a correlação entre eles. Se os ativos são pouco correlacionados dentro da carteira, o risco será menor do que a média ponderada dos ativos quando analisados de forma individual.

2.3.2 Mercados de capitais cointegrados e crises econômicas

Investigar as relações entre mercados é importante para investidores e formadores de políticas financeiras, principalmente em eventos de crise, o que levanta questões sobre os mecanismos pelos quais um choque econômico é propagado. Alguns mercados são mais susceptíveis a crise do que outros, principalmente no que tange à magnitude de impacto que pode ser em cascata ou simultâneo. A crise em si muda o comportamento do investidor, daí o interesse no estudo dos seus impactos em diferentes momentos ao longo do tempo (CHEN, FIRTH e RUI, 2002; EDWARDS, 2000; ARSHANAPALLI, DOUKAS e LANG, 1995; MASIH e MASIH, 1997).

Diversos são os trabalhos empíricos que estudam o impacto de crises econômicas de forma segmentada no tempo (pré-crise, crise e pós-crise ou pré-crise e pós-crise), a saber Arshanapalli, Doukas e Lang (1995), Masih e Masih (1997), Yang, Kolari e Min (2002), Chen, Firth e Rui (2002), Diamandis (2009), Assidenou (2011), Wang e Huyghebaert (2010), Christopoulos et al. (2014) e Jiang, Yu e Hashmi (2017).

Arshanapalli, Doukas e Lang (1995) e Masih e Masih (1997) se interessaram pelo mercado asiático e pela crise de 1987. Para os primeiros, índices de mercado diários e dolarizados dos Estados Unidos, Japão, Hong-Kong, Malásia, Filipinas, Singapura, Tailândia foram analisados entre janeiro de 1986 e maio de 1992, enquanto os segundos optaram por dados mensais dos Estados Unidos, Japão, Canadá, França, Alemanha e Reino Unido entre janeiro de 1979 e setembro de 1987, ambos segmentando a amostra entre pré-crise e pós-crise.

Vetores de cointegração foram obtidos para as amostras completas e segmentadas além da evidência de aumento de cointegração entre os mercados asiático e americano após a crise. Forças comuns, como arbitragens de curto prazo, possibilitaram lucros limitados com

horizonte de tempo finito, trazendo os mercados de volta ao equilíbrio cointegrado de longo prazo, limitando os ganhos com a diversificação. Quando estatisticamente significativos, os termos de correção de erro de curto prazo são os responsáveis por mensurar a velocidade pela qual o equilíbrio de longo prazo é novamente alcançado após o choque econômico. Um resultado importante foi mostrar que crises trazem interações entre mercados de capitais por aumentar a covariância entre os índices e propagar contágios psicológicos entre os investidores. A velocidade com que a informação se propaga com as crises é grande, e isso pode conectar mercados diante de mudanças exógenas (ARSHANAPALLI, DOUKAS e LANG, 1995; MASIH e MASIH, 1997).

Huyghebaert e Wang (2010) e Yang, Kolari e Min (2002) avaliaram os impactos da crise de 1997 sobre os mercados asiáticos. Os primeiros trabalharam com os índices dolarizados e diários dos Estados Unidos, Japão, Singapura, Hong Kong, Taiwan, Coreia do Sul e China entre 1992 e 2003 e variáveis *dummies* que captaram o efeito da referida crise; já os segundos, com Hong Kong, Índia, Indonésia, Japão, Coreia do Sul, Malásia, Paquistão, Filipinas, Singapura, Tailândia, Taiwan e Estados Unidos entre 1995 e 2001.

Encontrar a direção ou causalidade da interdependência entre os mercados é importante, principalmente no período de crise, o que altera o comportamento dos agentes. As análises segmentadas em pré-crise, crise e pós-crise visam captar o efeito contágio e o impacto significativo ou não da variável *dummy* relativa à crise sobre cada índice analisado. Vetores de cointegração foram encontrados, constatando a presença do efeito contágio, mas antes da crise não foi observado nenhum tipo de cointegração. As interdependências também aumentaram entre os mercados analisados, com alguns assumindo a liderança em relação a outros, mas todos subordinados à hegemonia dos Estados Unidos (HUYGHEBAERT e WANG, 2010; YANG, KOLARI e MIN, 2002).

Esses resultados são importantes por mostrar que, muitas vezes, os mercados respondem mais às influências mundiais do que as regionais antes de um choque econômico, o qual é capaz de promover a cointegração a partir da sua origem. Nada também impede que a direção de causalidade de um mercado em relação a outro se altere com um evento econômico, como foi observado para o Japão durante a crise de 1997 (HUYGHEBAERT e WANG, 2010; YANG, KOLARI e MIN, 2002).

Jiang, Yu e Hashmi (2017), Assidenou (2011), Christopoulos et al. (2014) estudaram a cointegração entre mercados de capitais durante a crise de 2008. Os primeiros trabalharam

com índices dolarizados diários dos Estados Unidos, Reino Unido, China, Hong Kong, Japão e Alemanha. O segundo priorizou Estados Unidos, França, Alemanha, Reino Unido, Suécia, Japão, Hong Kong, Nova Zelândia, Coreia do Sul e China; já os últimos focaram em Portugal, Itália, Irlanda, Grécia e Espanha. Todos segmentaram suas amostras em pré-crise, crise e pós-crise.

A crise de 2008 aumentou as correlações dos mercados analisados devido à localização geográfica e a integração das economias. O pânico dos investidores frente a eventos adversos contaminou outros setores e estimulou a cointegração entre os mercados, o que explica as correlações observadas. Isso prova que um choque pode ser transmitido mais facilmente entre mercados (JIANG, YU e HASHMI, 2017; ASSIDENOU, 2011; CHRISTOPOULOS et al., 2014).

Assim como mencionado por Arshanapalli, Doukas e Lang (1995) e Masih e Masih (1997), a cointegração limita os ganhos de arbitragem ao curto prazo, não sendo observadas tais vantagens quando o equilíbrio de longo prazo é alcançado. Os resultados refletem a globalização atual, evidenciando que os choques se propagam com rapidez e alteram relações entre mercados cointegrados.

Chen, Firth e Rui (2002) e Diamandis (2009) focaram suas análises nos mercados latino-americanos. Os primeiros utilizaram índices dolarizados diários da Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela entre 1995 e 2000 e o segundo se debruçou sobre os dados semanais da Argentina, Brasil, Chile e México entre 1988 e 2006. A amostra também foi segmentada em pré-crise, crise e pós-crise. Chen, Firth e Rui (2002) ressaltam que expressar um índice em sua moeda local faz com que ele fique exposto ao fenômeno monetário local, como o câmbio e a inflação. Os problemas inflacionários da América Latina podem influenciar os índices, daí o motivo de se usar índices dolarizados.

O aumento do grau de transação comercial e financeira da América Latina com os Estados Unidos chamou a atenção de investidores, formuladores de políticas econômicas e também acadêmicos. A crescente liberalização da região leva à premissa de que existe um padrão de cointegração entre os mercados analisados. A escolha dos países da amostra ocorreu pela capitalização de mercado em relação ao PIB e número de empresas listadas (CHEN, FIRTH e RUI, 2002).

Os resultados obtidos mostraram evidências de cointegração indicando que os preços se moviam de forma rápida e conjunta. A informação era passada de forma eficiente entre os

mercados, tanto para investidores locais quanto estrangeiros, resultados também válidos para as amostras segmentadas. Para o período considerado, a cointegração pode ser justificada pelas medidas liberais e crescente desregulamentação, sendo um exemplo a criação do Mercosul (CHEN, FIRTH e RUI, 2002; DIAMANDIS, 2009).

Todos os estudos anteriores empregaram testes de raiz unitária para averiguar a estacionariedade das variáveis utilizadas, metodologia de cointegração de Johansen, VAR, VECM, causalidade de Granger, respostas ao impulso e decomposição de variâncias. Tais metodologias são as mais utilizadas no estudo da cointegração entre séries temporais, produzindo os melhores resultados e interpretações. O Quadro 3 condensa trabalhos empíricos sobre estudos que levam em conta a cointegração entre mercados de capitais em contextos de crises econômicas.

Quadro 3 – Resumo dos trabalhos de cointegração e crises econômicas.

(continua)

| Autor(es) | Metodologia | Principais resultados |
|---|---|---|
| ARSHANAPALLI, B.; DOUKAS, L.; LANG, L, H. P. (1995) | Testes de raiz unitária, cointegração de Johansen e vetores autorregressivos (VAR/VECM) | Cointegração presente no período de crise e pós-crise gerando oportunidades para diversificação e arbitragem, nenhuma cointegração na pré-crise. Crises causam aumento das inter-relações entre mercados e efeito contágio. |
| MASIH, A. M. M.; MASIH, R. (1997) | Testes de raiz unitária, cointegração de Johansen, vetores autorregressivos (VAR/VECM), decomposição de variâncias e respostas ao impulso | Presença de cointegração na pré-crise e pós-crise, presença de causalidade de Granger entre as variáveis estudadas. Crises causam aumento das inter-relações entre mercados e efeito contágio. |
| YANG, J.; KOLARI, J. W.; MIN, I. (2002) | Testes de raiz unitária, cointegração de Johansen, vetores autorregressivos (VAR/VECM) e respostas ao impulso | Presença de vetores de cointegração para crise e pós-crise, ausência de cointegração na pré-crise. Ganhos com diversificação e arbitragem foram possibilitados pelo choque econômico. |
| CHEN, G.; FIRTH, M.; RUI, O. (2002) | Testes de raiz unitária, cointegração de Johansen, vetores autorregressivos (VAR/VECM), decomposição de variâncias e respostas ao impulso | Mercados latino-americanos são cointegrados por terem adotado medidas liberais e de desregulamentação, o que gera equilíbrios de longo prazo permitindo diversificação e arbitragem em momentos de curto prazo. |

(continuação)

| Autor(es) | Metodologia | Principais resultados |
|--|--|--|
| DIAMANDIS, P. F. (2009) | Testes de raiz unitária, cointegração de Johansen, vetores autorregressivos (VAR/VECM) e decomposição de variâncias | Vetor de cointegração presente indicando equilíbrio de longo prazo permitindo ganhos de diversificação e arbitragem no curto prazo. Nenhum país pode ser excluído da cointegração por ter participação nas tendências de longo prazo. |
| HUYGHEBAERT, N.; WANG, L. (2010) | Testes de raiz unitária, cointegração de Johansen, vetores autorregressivos (VAR/VECM), causalidade de Granger e respostas ao impulso. Uso de variável <i>dummy</i> para captar o efeito da crise de 1997. | Aumento da cointegração entre os países da amostra após a crise asiática, o que evidencia efeito contágio. Aumento da interdependência entre os países com a crise. Na pré-crise, existia segmentação, enquanto que, na crise e pós-crise, houve cointegração permitindo ganhos com diversificação e arbitragem ao menos no curto prazo. |
| ASSIDENOU, K. E. (2011) | Testes de raiz unitária, cointegração de Johansen, vetores autorregressivos (VAR/VECM) | Vetores de cointegração presentes indicando ganhos com diversificação e arbitragem no curto prazo. Existem formas dos investidores protegerem suas carteiras em momentos de crise em que as volatilidades aumentam. |
| CHRISTOPOULOS, A. G.; PAPATHANASIOU, S.; KALANTONIS, P.; CHOULIARAS, A.; KATSIKIDES, S. (2014) | Testes de raiz unitária, cointegração de Johansen, vetores autorregressivos (VAR/VECM) e causalidade de Granger | Cointegração presente, indicando ganhos com diversificação e arbitragem no curto prazo. Interdependências fortes entre os mercados, condizentes com a globalização atual. |
| JIANG, Y.; YU, M. HASHMI, S. M. (2017) | Testes de raiz unitária, cointegração de Johansen, vetores autorregressivos (VAR/VECM), decomposição de variâncias e respostas ao impulso | Crise aumentou a correlação entre os países analisados. O comportamento dos investidores auxiliou a identificar padrões de cointegração e possibilitou ganhos de curto prazo com arbitragem e diversificação. A crise aumentou a interdependência entre os países. |

Fonte: Elaboração própria.

2.3.3 Mercados de capitais cointegrados e crescimento econômico

A relação entre mercados de capitais e atividade econômica é bem documentada na literatura. Trabalhos como os de Kwon e Shin (1999), Humpe e Macmillan (2007), Nasseh e Strauss (2000), Arestis, Demetriades e Luintel (2001), Maysami, Hoew e Hamzah (2004), Colombo, Loncan e Caldeira (2018) e Silva e Coronel (2012) são exemplos de como o

crescimento econômico pode acontecer a partir do mercado de ativos e quais as implicações derivadas do processo.

A teoria de finanças considera que os retornos de longo prazo apresentam relação com a economia e suas novidades, não sendo possível a obtenção de lucros extras. Saber quais variáveis econômicas impactam os ativos ainda é motivo de estudo, e nenhuma teoria defende que a relação entre mercado de capitais e variáveis econômicas é unidirecional. Para Maysami, Hoew e Hamzah (2004), a teoria econômica sugere que mercados de capitais refletem as expectativas dos investidores e os lucros das firmas refletem o nível de atividade econômica. Se o mercado de capitais é fonte de informação, ele é também um indicador para a atividade econômica e crescimento da economia.

Produtividade, PIB, desemprego, juros, inflação ou dividendos refletem atividade econômica e podem alterar o risco e o retorno dos ativos transacionados em mercados de capitais passíveis de gerar crescimento econômico encorajando a especialização, aquisição de informações, aumento da poupança e do investimento. Esses fatos melhoram o controle corporativo mitigando problemas entre agente e principal, alinhando interesses de gestores e investidores, extraindo o que há de melhor entre as firmas. A atividade real da economia explica a variação dos retornos ao longo do tempo, de forma que os impactos de um mês se relacionam com impactos passados, seja sobre a produção, seja sobre o retorno dos ativos (KWON e SHIN, 1999; HUMPE e MACMILLAN, 2007; ARESTIS, DEMETRIADES e LUINTEL, 2001; SILVA e CORONEL, 2012; FAMA, 1990; MUKHERJEE e NAKA, 1995).

Kwon e Shin (1999) analisaram as relações entre mercados de capitais e atividade econômica na Ásia para descobrir se as variáveis econômicas eram significativamente e consistentemente precificadas nos retornos dos mercados de capitais, sendo isso uma evidência de cointegração. Os autores coletaram dados mensais do índice de mercado de capitais da Coreia do Sul, balanço comercial, taxa de câmbio, produção industrial e estoque de moeda entre 1980 e 1992. Foi possível constatar que a cointegração entre as variáveis estava presente e, da perspectiva do investidor, o mercado coreano era diferente dos mercados desenvolvidos em termos de sensibilidade.

Humpe e Macmillan (2007) focaram nos índices de mercados de capitais dos Estados Unidos e Japão junto com o índice de produção industrial, inflação, estoque de moeda e títulos do tesouro de ambos os países entre 1965 e 2005 com frequência mensal. As variáveis analisadas estavam cointegradas sendo as relações positivas entre atividade industrial e

índices de mercado de capitais as mais importantes, o que evidencia a importância da atividade econômica para o mercado de capitais e vice-versa.

Nasseh e Strauss (2000) acompanharam os índices de mercados de capitais da França, Alemanha, Itália, Holanda, Suíça e Reino Unido e variáveis econômicas de produção industrial, taxas de juros, inflação e variáveis setoriais, todas em frequência trimestral entre 1962 e 1995. As relações domésticas entre as variáveis de cada país foram importantes dado que a cointegração foi observada em todos os casos analisados. A produção industrial foi novamente importante, captando muito da variância advinda do mercado de capitais.

Arestis, Demetriades e Luintel (2001) utilizaram dados trimestrais do sistema bancário e dos mercados de capitais da Alemanha, Estados Unidos, Japão, Reino Unido, França entre os anos de 1968 e 1998. As variáveis utilizadas foram o PIB, capitalização do mercado de capitais, desenvolvimento bancário em relação ao PIB e volatilidade para cada país. Os resultados mostraram que a capitalização de mercado está relacionada ao crescimento econômico e, além disso, o mercado de capitais tem papel importante para explicar a atividade da economia.

Maysami, Hoew e Hamzah (2004) focaram em Singapura ao analisar o índice de mercado de capitais do país com taxas de juros, produção industrial, taxa de câmbio e estoque de moeda durante os anos de 1995 e 2001 em frequência mensal. Seus resultados provaram que o mercado de capitais é positivamente correlacionado com o nível de atividade econômica fazendo previsões racionais em relação ao lado real da economia. Se ela mudar, impactos são gerados nos retornos e nos dividendos do mercado de capitais.

Colombo, Loncan e Caldeira (2018) estavam interessados em avaliar como o investimento reage a outras variáveis, incluindo o índice B3 e variável *dummy* para captar o efeito da crise *subprime* no processo. Os dados foram coletados em frequência mensal entre 1996 e 2015 para mostrar que o fluxo de capital em direção ao mercado de capitais impacta a variável investimento, o que provoca desdobramentos importantes sobre a atividade econômica, principalmente antes da crise de 2008. Após ela, a relação já não foi estatisticamente significativa por conta da conjuntura política e econômica interna do Brasil.

Silva e Coronel (2012) também avaliaram as relações entre o mercado de capitais e variáveis macroeconômicas no Brasil com a modelagem da cointegração entre os anos de 1995 e 2010. As variáveis escolhidas foram o índice B3, taxas de juros, inflação e índice de produção industrial como *proxy* para o PIB. Foi encontrada cointegração, e o índice de

produção industrial apresentou valor positivo e significativo em relação ao B3 que possui causalidade unidirecional com a produção industrial. A resposta ao impulso também foi empregada e evidenciou que choques na produção industrial refletem positivamente o B3 que também reflete expectativas sobre eventos futuros.

Assim como nos trabalhos que averiguaram a cointegração entre mercado de capitais em momentos de crise, os trabalhos que se interessaram em estudar as relações entre mercado e crescimento econômico utilizaram testes de raiz unitária para averiguar a estacionariedade das variáveis utilizadas, metodologia de cointegração de Johansen, VAR/VECM, causalidade de Granger, respostas ao impulso e decomposição de variâncias. O Quadro 4 condensa trabalhos empíricos sobre estudos que levam em conta a cointegração entre mercados de capitais em contextos de crises econômicas

Quadro 4 – Resumo dos trabalhos de cointegração e crescimento econômico.

(continua)

| Autor(es) | Metodologia | Principais resultados |
|--|---|---|
| KWON, C.; SHIN, T. (1999) | Testes de estacionariedade, vetores autorregressivos (VAR/VECM) e causalidade de Granger | Cointegração presente nas variáveis analisadas. Variáveis econômicas foram significativas para explicar o comportamento do mercado de capitais, principalmente o índice de produtividade industrial, diferentemente do observado para o mercado americano e japonês. |
| NASSEH, A.; STRAUSS, J. (2000) | Testes de estacionariedade, cointegração de Johansen, vetores autorregressivos (VAR/VECM) e decomposição das variâncias | Apenas as relações internas de cada país foram importantes e as variáveis estudadas eram cointegradas. A Alemanha possui papel importante no mercado de capitais dos países da região. Cointegração entre as variáveis explica a atividade econômica que leva ao crescimento econômico. |
| ARESTIS, P.; DEMETRIADES, P.; LUINTEL, K. (2001) | Testes de estacionariedade, cointegração de Johansen e vetores autorregressivos (VAR/VECM). Uso de variável <i>dummy</i> para capturar quebras estruturais. | O mercado de capitais influencia o crescimento econômico, apesar de ser apenas uma parte dentro de todo o sistema financeiro. A relação é mais forte para França, Alemanha e Japão e menos forte para Estados Unidos e Reino Unido. |
| MAYSAMI, R.; HOEW, L. C.; HAMZAH, M. A. (2004) | Testes de estacionariedade, cointegração de Johansen e vetores autorregressivos (VAR/VECM) | Evidências de que os retornos do mercado de capitais são significativos e positivamente relacionados com o nível de atividade econômica. |

(continuação)

| Autor(es) | Metodologia | Principais resultados |
|---|---|--|
| HUMPE, A.; MACMILLAN, P. (2007) | Testes de estacionariedade, cointegração e vetores autorregressivos (VAR/VECM) | Cointegração presente para os Estados Unidos e Japão. Variáveis econômicas, em sua maioria, explicam e são explicadas pelos retornos do mercado de capitais. Relações positivas entre atividade industrial e os índices dos mercados de capitais analisados. |
| SILVA, F. M.; CORONEL, D. A. (2012) | Testes de estacionariedade, cointegração de Johansen, vetores autorregressivos (VAR/VECM), decomposição das variâncias e resposta ao impulso. Uso de variável <i>dummy</i> para captar o efeito da crise de 2008. | Vetores de cointegração encontrados para as variáveis analisadas. Crescimento da produção industrial é significativamente importante para explicar os retornos no mercado de capitais, o que denota causalidade entre as variáveis que leva ao crescimento econômico. |
| COLOMBO, J. A.; LONCAN, T. R.; CALDEIRA, J. F. (2018) | Testes de estacionariedade, vetores autorregressivos (VAR/VECM), causalidade de Granger, decomposição das variâncias e resposta ao impulso. Uso de variável <i>dummy</i> para captar o efeito da crise de 2008. | Variáveis cointegradas e significativamente importantes para explicar o investimento. Recursos aplicados no mercado de capitais impactam o investimento que pode fomentar a atividade econômica e levar ao crescimento econômico. Esse resultado foi mais importante antes da crise de 2008. |

Fonte: Elaboração própria.

3 METODOLOGIA

3.1 PESQUISA

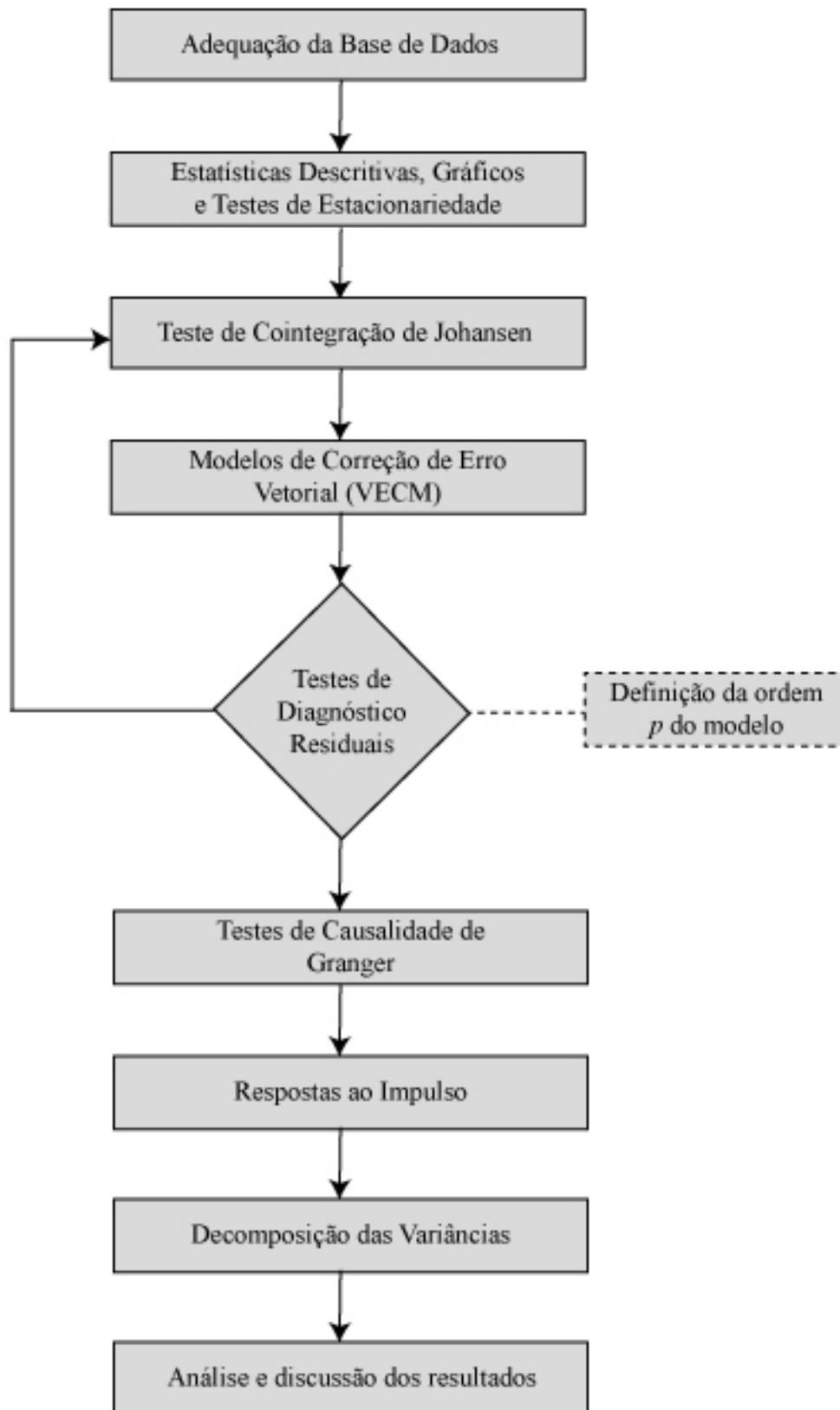
Este estudo empírico pode ser classificado como descritivo e quantitativo. Portanto, serão analisadas as relações de longo prazo entre as variáveis financeiras e econômicas levando em conta os Estados Unidos, país originário da crise econômica mundial de 2008, junto com a amostra de países latino-americanos. Esta análise é feita através de estatísticas descritivas e testes de cointegração de Johansen conforme Johansen (1988, 1991) e Johansen e Juselius (1990).

Constatada a presença de cointegração, o próximo passo é a estimação do modelo VECM e de causalidade de Granger conforme proposto por Engle e Granger (1987). O modelo VECM passará por testes de validade estatística (autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade), seguidos de testes de causalidade de Granger, resposta ao impulso e decomposição das variâncias para cada variável. Os modelos serão aplicados em uma amostra completa, controlada em pré-crise, crise e pós-crise com o auxílio de variáveis *dummies* coletadas no Banco Mundial (2018) para a crise *subprime*.

Ressalta-se que toda a modelagem está baseada nos passos seguidos pelos estudos mencionados no referencial teórico deste trabalho. A análise empreendida neste estudo é similar ao trabalho de Silva e Coronel (2012); porém, o foco se dará apenas sobre as variáveis referentes ao crescimento econômico e ao mercado de capitais, não levando em consideração outras variáveis econômicas utilizadas pelos autores em seu estudo. Acredita-se que dessa forma será possível captar a relação direta entre uma variável sobre a outra, ainda que os índices de atividade econômica englobem variáveis utilizadas por Silva e Coronel (2012). A seguir, serão descritos os aspectos da população e amostra deste estudo juntamente com as variáveis utilizadas.

A Figura 1 expressa as etapas empreendidas por esta pesquisa de forma resumida, conforme também realizado pelos autores anteriormente estudados:

Figura 1 – Etapas da pesquisa.



Fonte: Elaboração própria.

3.2 POPULAÇÃO E AMOSTRA

A população desta pesquisa inclui os Estados Unidos e a América Latina cujos países membros são a Argentina, Bolívia, Brasil, Chile, Colômbia, Costa Rica, Cuba, El Salvador, Equador, Guatemala, Haiti, Honduras, México, Nicarágua, Panamá, Paraguai, Peru, República Dominicana, Uruguai e Venezuela, além de duas dependências representadas pela Guiana Francesa e Porto Rico (BANCO MUNDIAL, 2018).

Para a seleção da amostra a ser trabalhada, optou-se por utilizar os parâmetros definidos pelo Banco Mundial (2018) o qual considera que os maiores mercados de capitais são aqueles com maior capitalização de mercado, quantidade de empresas listadas e investimento direto estrangeiro em ingressos líquidos. Esses critérios também foram defendidos e utilizados na seleção da amostragem de outras pesquisas, a exemplo de Arestis, Demetriades e Luintel (2001), Levine (1991, 1996), Levine e Zervos (1996, 1998) e Chen, Firth e Rui (2002).

A capitalização ou valor de mercado de cada país considera o preço das ações multiplicado pela quantidade em circulação excluindo fundos de investimentos, *unit trusts* e empresas que detêm ações de outras. A capitalização é dada em dólares convertidos pela taxa de câmbio correspondente ao final de cada ano. O mesmo critério é aplicado para contabilizar a quantidade de empresas listadas em cada mercado considerando apenas aquelas nacionais. Empresas com mais de uma classe de ações são contadas apenas uma vez (BANCO MUNDIAL, 2018).

O investimento direto estrangeiro em ingressos líquidos são os fluxos de capital direto para investimento em uma economia. Nada mais é do que a soma de capital acionário, reinvestimento de lucros e outros capitais, e leva em conta um investimento que transcende as fronteiras nacionais que abrigam uma determinada empresa, caracterizado também por 10% ou mais de ações ordinárias para capital votante (BANCO MUNDIAL, 2018).

O intervalo total de amostragem foi definido devido à disponibilidade dos dados para o Brasil, logo, para nivelar as séries temporais deste estudo e adequá-las à modelagem utilizada, optou-se por utilizar o intervalo de janeiro de 2003 a dezembro de 2017. Com o auxílio de variáveis *dummies* fornecidas pelo Banco Mundial (2018) para a crise econômica mundial de 2008 e denominada USRECP, a amostra supracitada foi segmentada em três: pré-crise (janeiro de 2003 a novembro de 2007), crise (dezembro de 2007 e maio de 2009) e pós-crise (junho de 2009 a dezembro de 2017), assim como feito nos estudos de Colombo, Loncan e

Caldeira (2018), Silva e Coronel (2012), Arestis, Demetriades e Luintel (2001) e Huyghebaert e Wang (2010).

Pretende-se captar as relações entre as variáveis da pesquisa de forma segmentada conforme explicitado nos objetivos deste trabalho, evidenciando as possíveis mudanças provocadas pela crise nas variáveis econômicas e financeiras. Ademais, para fins estatísticos, a variável *dummy* é capaz de captar quebras estruturais dentro da modelagem proposta, fornece graus de liberdade por dispensar que a amostra seja descontinuada entre as segmentações mencionadas e aumenta o número de parâmetros estimados melhorando o ajuste do modelo. Para evitar a armadilha das *dummies*, o intervalo de pré-crise será captado via intercepto da modelagem (GUJARATI e PORTER, 2011; GREENE, 2002; BROOKS, 2008; HEIJ et al. 2004; COLOMBO, LONCAN e CALDEIRA, 2018).

A lógica por trás da variável *dummy* USRECP está atrelada à recessão econômica desencadeada pela crise *subprime* na economia americana, fenômeno esse que se espalhou não só pelos mercados de capitais do mundo como também afetou as atividades econômicas de inúmeros países. Para o intervalo de crise, a USRECP considera exatamente os meses em que a economia americana entrou em recessão devido ao choque econômico. Para pré-crise e pós-crise, são considerados os meses em que os Estados Unidos não enfrentaram recessão. Como o estudo é feito entre os Estados Unidos e cada país latino-americano, essa variável delimita o início e o fim do choque econômico no mercado de capitais americano (BANCO MUNDIAL, 2018).

Os critérios de seleção da amostra de países deste estudo podem ser observados na Tabela 1 levando em conta alguns dos anos da amostra.

Tabela 1 – Critérios para a escolha dos países da amostra.

(continua)

| Anos | ARG | BRA | CHI | MEX | EUA |
|---------------|------------|-------------|------------|------------|--------------|
| <i>2003</i> | | | | | |
| Capitalização | \$34.994 | \$234.560 | \$86.525 | \$122.532 | \$14.266.265 |
| % PIB | 27,42 | 42,01 | 114,38 | 16,80 | 123,93 |
| Empresas | 106 | 367 | 239 | 158 | 5295 |
| Investimentos | \$0,17 | \$10.123 | \$40.264 | \$1.82 | \$11,710 |
| <i>2005</i> | | | | | |
| Capitalização | \$47.590 | \$474.646 | \$136.493 | \$239.127 | \$17.000.864 |
| % PIB | 23,94 | 53,23 | 111,00 | 27,25 | 129,83 |
| Empresas | 100 | 342 | 245 | 150 | 5145 |
| Investimentos | \$0,41 | \$15.459 | \$74.622 | \$2.60 | \$14.23 |
| <i>2007</i> | | | | | |
| Capitalização | \$57.070 | \$1.369.711 | \$212.910 | \$397.724 | \$19.922.279 |
| % PIB | 19,84 | 98,04 | 122,63 | 37,78 | 137,60 |
| Empresas | 106 | 395 | 238 | 125 | 5109 |
| Investimentos | \$0,65 | \$44.579 | \$13.474 | \$33.071 | \$34.66 |
| <i>2009</i> | | | | | |
| Capitalização | \$45.744 | \$1.337.247 | \$230.732 | \$352.045 | \$15.077.285 |
| % PIB | 13,73 | 80,21 | 133,84 | 39,11 | 104,56 |
| Empresas | 101 | 377 | 232 | 125 | 4401 |
| Investimentos | \$40.171 | \$3,15 | \$13.855 | \$19.464 | \$16.11 |
| <i>2011</i> | | | | | |
| Capitalização | \$43.579 | \$1.228.936 | \$270.289 | \$408.689 | \$15.640.707 |
| % PIB | 8,22 | 46,97 | 107,15 | 34,62 | 100,79 |
| Empresas | 99 | 366 | 229 | 128 | 4171 |
| Investimentos | \$10.839 | \$10.12 | \$24.149 | \$24.343 | \$26.35 |
| <i>2013</i> | | | | | |
| Capitalização | \$53.104 | \$1.020.455 | \$265.150 | \$526.015 | \$24.034.853 |
| % PIB | 9,61 | 41,26 | 95,24 | 41,27 | 143,99 |
| Empresas | 97 | 352 | 227 | 138 | 4180 |
| Investimentos | \$98.216 | \$6.97 | \$20.824 | \$47.579 | \$28.81 |

(continuação)

| Anos | ARG | BRA | CHI | MEX | EUA |
|---------------|------------|------------|------------|------------|--------------|
| <i>2015</i> | | | | | |
| Capitalização | \$56.134 | \$490.534 | \$190.352 | \$402.253 | \$25.067.539 |
| % PIB | 9,43 | 27,21 | 78,01 | 34,39 | 138,33 |
| Empresas | 93 | 345 | 223 | 136 | 4381 |
| Investimentos | \$1.175 | \$7.47 | \$21.050 | \$36.775 | \$50.91 |
| <i>2017</i> | | | | | |
| Capitalização | \$108.740 | \$954.715 | \$294.675 | \$417.020 | \$32.120.702 |
| % PIB | 17,05 | 46,44 | 106,35 | 36,26 | 165,65 |
| Empresas | 96 | 335 | 212 | 141 | 4336 |
| Investimentos | \$11.516 | \$7.07 | \$64.185 | \$3.212 | \$35.48 |

Fonte: Banco Mundial (2018). Capitalização de mercado em milhões de dólares e % do PIB, quantidade de empresas listadas e investimentos diretos estrangeiros em entradas líquidas em milhões de dólares.

É possível perceber que os mercados de capitais dos países latino-americanos são menores quando comparados com o dos Estados Unidos, o qual possuía capitalização de mercado na pré-crise (2005) e crise (2007) de respectivamente US\$ 17 trilhões e US\$ 19,922 trilhões. Em 2017, já na pós-crise, essa capitalização chegou a US\$ 32 trilhões. Quanto à quantidade de empresas listadas, os Estados Unidos são muito superiores em relação aos demais países da amostra.

Porém, analisando os países da América Latina entre si, é notada a grande capitalização de mercado do Brasil em relação aos seus vizinhos ao longo de todos os anos considerados, apresentando crescimento de 4,07 vezes de 2003 a 2017. A Argentina apresenta a menor capitalização de mercado, mas com crescimento de 3,10 vezes no mesmo período. Chile e México apresentaram capitalizações também crescentes de 3,40 vezes. Apesar dos crescimentos, Argentina, Brasil, México apresentaram oscilações no período de crise, assim como os Estados Unidos, ficando a exceção a cargo do Chile. Essa análise prévia é condizente com os dados apresentados pela Cepal (2005, 2009, 2016).

Considerando o número de empresas listadas por mercado, os valores se mantiveram relativamente constantes ao longo de todo o período para os países latino-americanos, sendo as maiores diferenças observadas no mercado de capitais americano por possuir um número relativamente maior de empresas listadas. Para os investimentos diretos estrangeiros em ingressos líquidos, observam-se oscilações para todos os países da amostra, mas com saldo

positivo para o crescimento ao considerar todo o período analisado, denotando que os mercados latino-americanos são oportunidades de investimento para aqueles que desejam auferir maiores lucros (CHEN, FIRTH e RUI, 2002).

Diante desses critérios, os maiores e mais bem consolidados mercados de países latino-americanos considerados na amostragem são os da Argentina, Brasil, Chile e México. Além deles, foram apresentados também os dados relativos ao mercado americano de forma comparativa tendo em vista que a modelagem desta pesquisa realizará análises cruzadas entre os países.

Cabe ressaltar que o mercado argentino é o menor de todos da amostra; porém, segundo dados da OEC (2017), a Argentina é um importante parceiro comercial dos países considerados nesta pesquisa. Em 2017 a Argentina destinou ao Brasil 16% das suas exportações, enquanto que para Estados Unidos, Chile e México o percentual foi de 7,8%, 4,7% e 1,2% respectivamente, perfazendo um total de 29,7%. Quanto as importações, 42,5% delas são oriundas dos demais países deste estudo, distribuídas da seguinte forma: 27% para o Brasil, 11% para os Estados Unidos, 1,4% para o Chile e 3,1% para o México.

3.3 DADOS

Para vislumbrar as relações existentes entre mercados de capitais e o crescimento econômico em momentos de calma e crise, optou-se por trabalhar com os índices dos mercados de capitais e os índices de atividade econômica dos países da amostra, sendo os primeiros coletados na plataforma Bloomberg e os segundos obtidos no Banco Central (BC) dos respectivos países. Procurou-se seguir o exemplo do referencial teórico, e o uso de indicadores de atividade econômica resume muitas das variáveis utilizadas por outras pesquisas que servem de base para este estudo.

De acordo com o BC do Brasil (2016), o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBCBR) reflete o comportamento da atividade econômica brasileira e subsidia políticas monetárias. Sua construção se baseia em *proxies* com pesos derivados do sistema de contas nacionais do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e que representam o volume da produção agropecuária, da indústria, do setor de serviços e do volume de impostos. Informações de caráter estrutural advindas da pesquisa industrial anual, pesquisa anual de serviços e da produção agrícola municipal também são utilizadas para compor o índice.

Já para o BC da Argentina, o índice de atividade econômica argentino é o *Estimador Mensual de Actividad Económica* (EMAE) e é um indicador provisório da evolução do PIB calculado pelo *Instituto Nacional de Estadística y Censos* (INDEC, 2016) que oferece o comportamento da atividade econômica real com uma frequência maior do que a do PIB trimestral. O índice é calculado considerando os preços dos produtos transacionados em cada setor econômico levando em conta impostos e ponderações das contas nacionais da Argentina.

O BC do Chile (2005) define o *Indicador Mensual de Actividad Económica* (IMACEC), índice de atividade econômica chileno, como fundamental para medir a evolução da economia no curto prazo. O índice se baseia em uma matriz de insumo-produto junto com indicadores de produção das atividades desempenhadas pelo país e ponderadas por sua participação dentro do PIB. Entre os setores contemplados pelo índice estão a agricultura, pesca, mineração, indústria, eletricidade, gás, água, construção, comércio, restaurantes, turismo, transporte, comunicação, administração pública, serviços, impostos e importações.

Para o BC do México, o *Indicador Global de la Actividad Económica* (IGAE) fornece uma visão oportuna, completa e coerente sobre a atividade econômica do México apoiando os agentes econômicos na tomada de decisões. O IGAE é um índice baseado nos cálculos das contas relativas a bens e serviços de todo o país realizado pelo *Instituto Nacional de Estadística y Geografía* (INEGI, 2013). Esse órgão se baseia em dados econômicos fornecidos por cada setor econômico para realizar o cálculo do índice final.

Segundo o *Federal Reserve Bank of Philadelphia* (2018), o índice de atividade econômica americano *Coincident Economic Activity Index for the United States* (USPHCI) é produto da reunião de outros quatro indicadores econômicos, a saber: emprego não-agrícola, taxa de desemprego, média de horas trabalhadas na indústria, salários da população economicamente ativa e demais vencimentos. Cada estado americano produz um índice econômico que, quando reunidos, tende a corresponder à atividade econômica bruta do país.

Quanto ao índice do mercado de capitais do Brasil, a Bolsa de Mercados e Futuros (2018) considera que o índice B3 (antigo IBOV) é o mais relevante para indicar o desempenho médio dos ativos mais negociados no mercado de ações brasileiro. Em sua composição, estão incluídas ações e *units* exclusivas das empresas listadas na B3 e estão excluídos ativos de empresas em recuperação judicial, extrajudicial, regime especial de administração temporária, intervenção, em situação especial de listagem e os *Brazilian Depositary Receipts*.

O *Índice Bursátil de Argentina* (MERVAL) é tratado pelo Mercado de Valores de Buenos Aires S.A. (2018) como o mais difundido para o mercado de capitais da Argentina. Ele mede o valor em pesos de uma carteira de ações selecionadas com base na sua liquidez e as empresas que o compõem são denominadas “empresas líderes”. As ações que compõem o índice mudam a cada três meses durante o recálculo da carteira de ações selecionadas com base no volume transacionado e o número de operações realizadas nos últimos seis meses.

Para a Bolsa Comércio Santiago (2018), o *Índice de Precio Selectivo de Acciones* (IPSA) é referência para o mercado de capitais chileno. Tal índice conta com empresas que possuem 90% ou mais de participação nas transações da bolsa de valores de Santiago e leva em consideração ações em conformidade com um valor de capitalização de mercado ajustado pela flutuação de ao menos 200 bilhões de pesos chilenos.

Segundo a Bolsa Mexicana de Valores (2018), o *Índice de Precios y Cotizaciones* (IPC) serve como principal indicador do mercado de capitais do México. O índice abarca ações com um mínimo de 10.000 milhões de pesos mexicanos de valor de capitalização de mercado ajustado pela flutuação. Ainda é necessário que o ativo tenha 95% de operação nos últimos seis meses e pelo menos três meses de operação antes da data de referência da alteração da amostra para o recálculo do índice.

Dow Jones (2019) define o *Standard & Poor's 500 Index* (S&P500) como mensurador do valor das 500 maiores empresas americanas sob o critério de capitalização de mercado. É calculado pela *Standard & Poor's* e fornece um panorama geral do mercado acionário dos Estados Unidos. É o índice mais popular utilizado por profissionais e financistas sendo constantemente recalculado com base no volume de negociações das ações listadas na bolsa de valores americana.

Ademais, pelo fato de os índices de atividade econômica estarem disponíveis apenas em frequência mensal, optou-se por trabalhar as variáveis apenas nesta frequência adequando os dados à modelagem a ser descrita. Para tanto, foi tomado o último dia de cada mês como sendo o índice mensal dos mercados de capitais analisados, os quais já foram coletados da plataforma Bloomberg em formato dolarizado com intuito de analisar os impactos das variáveis americanas em cada variável latino-americana excluindo da análise possíveis efeitos locais atrelados aos países emergentes, tais como os cambiais e inflacionários, seguindo a recomendação de Chen, Firth e Rui (2002).

Os índices financeiros e econômicos de cada país foram trazidos a uma base anual comum fazendo com que, em dezembro de 2002, todos apresentassem valor igual a 100. Além disso, foram feitos ajustes nos índices da Argentina (EMAE) e Chile (IMACEC), pois ambos possuíam valores em bases anuais diferentes ao longo da amostra considerada. Para corrigir tal efeito, foi calculada a variação percentual existente em cada índice em base anual antiga para, posteriormente, aplicar essa variação como taxa de desconto na projeção dos valores em base anual mais recente a qual considera metodologias mais atualizadas de cálculo.

É importante lembrar que nas datas em que os mercados de capitais estiveram fechados por motivos diversos, por exemplo feriados e finais de semana, os valores considerados serão aqueles referentes ao último dia de negociação antes de qualquer paralisação. A Tabela 2 resume as informações relevantes dos dados considerados como variáveis deste estudo.

Tabela 2 – Resumo das variáveis financeiras, econômicas e binárias (*dummies*) da pesquisa.

| Variáveis | Natureza | Fonte | Frequência | Período | Observações |
|------------------------|----------|---------------|------------|-----------|-------------|
| Financeiras | | | | | |
| S&P500 (EUA) | Endógena | Bloomberg | Mensal | 2003-2017 | 180 |
| B3 (BRA) | Endógena | Bloomberg | Mensal | 2003-2017 | 180 |
| MERVAL (ARG) | Endógena | Bloomberg | Mensal | 2003-2017 | 180 |
| IPSA (CHI) | Endógena | Bloomberg | Mensal | 2003-2017 | 180 |
| IPC (MEX) | Endógena | Bloomberg | Mensal | 2003-2017 | 180 |
| Econômicas | | | | | |
| USPHCI (EUA) | Endógena | BC dos EUA | Mensal | 2003-2017 | 180 |
| IBCBR (BRA) | Endógena | BC do BRA | Mensal | 2003-2017 | 180 |
| EMAE (ARG) | Endógena | BC da ARG | Mensal | 2003-2017 | 180 |
| IMACEC (CHI) | Endógena | BC do CHI | Mensal | 2003-2017 | 180 |
| IGAE (MEX) | Endógena | BC do MEX | Mensal | 2003-2017 | 180 |
| Binárias | | | | | |
| <i>Dummy</i> crise | Exógena | Banco Mundial | Mensal | 2003-2017 | 180 |
| <i>Dummy</i> pós-crise | Exógena | Banco Mundial | Mensal | 2003-2017 | 180 |

Fonte: Elaboração própria.

Seguindo os estudos produzidos por Jiang, Yu e Hashmi (2017), Chen, Firth e Rui (2002), Christopoulos et al. (2014), Diamandis (2009), Arestis, Demetriades e Luintel (2001) e Silva e Coronel (2012) bem como as recomendações propostas por Lütkepohl e Krätzig (2004) para a análise de séries temporais, foi tomada a decisão de transformar as escalas das variáveis

endógenas em logarítmicas. Ao fazer isso, curvas de crescimento em taxas são linearizadas a partir do momento que o eixo das abcissas é transformado para que a mesma distância represente variações de valor por toda a escala ajudando a estabilizar a variância que passa a se tornar mais uniforme. Adiante, será detalhado como a transformação foi empreendida.

Ainda de acordo com Lütkepohl e Krätzig (2004) e Heij et al. (2004), a transformação logarítmica ajuda a promover a normalidade da distribuição dos dados e os aproxima da estacionariedade mantendo a estrutura da média, variância e autocorrelação no decorrer da série. Diante disso, as modelagens empregadas neste estudo trabalharão com as variáveis logaritmizadas (logaritmo natural) financeiras LNSP500, LNB3, LNMERVAL, LNIPSA e LNIPC, as quais representam os índices dos mercados de capitais, e com as variáveis logaritmizadas (logaritmo natural) econômicas LNUSPHCI, LNIBCBR, LNEMAE, LNIMACEC e LNIGAE, as quais representam os índices de atividade econômica dos países da amostra.

3.4 CARACTERÍSTICAS DAS SÉRIES TEMPORAIS

O estudo de séries temporais, tais como as variáveis financeiras e econômicas desta pesquisa, envolve aspectos que são inerentes à série estudada como evoluções regulares em torno de valores fixos, comportamentos de tendência estocásticos ou determinísticos, movimentos sazonais, mudanças de nível ou presença de *outliers*. Essas características precisam ser levadas em conta, principalmente se o objetivo é investigar como as séries temporais se relacionam entre si em um determinado tempo (LÜTKEPOHL e KRÄTZIG, 2004).

Independentemente do tipo de relação apresentada entre duas ou mais séries temporais, suas características podem não ser interessantes para o tipo de estudo que está sendo desenvolvido, mas mesmo assim podem apresentar relações importantes. As características das séries temporais impactam os procedimentos de inferência estatística e as análises decorrentes desse processo, o que torna necessário compreender as propriedades dessas séries ao considerar modelá-las em conjunto (LÜTKEPOHL e KRÄTZIG, 2004).

De acordo com a definição proposta por Lütkepohl e Krätzig (2004), uma série temporal apresenta trechos de observações equidistantes, como as séries de valores mensais dessa pesquisa iniciadas em janeiro de 2003 e terminadas em dezembro de 2017. É ignorado o fato de os meses não terem tamanho idêntico, mas a falta de algum valor nas séries impede que

elas sejam equidistantes, e isso pode gerar prejuízo para os modelos que as consideram em conjunto.

Heij et al. (2004) considera que uma variável observada ao longo de uma frequência de tempo constitui uma série temporal e seus valores podem estar intimamente correlacionados. Modelos simples de séries temporais podem ser obtidos escolhendo um intervalo de tempo finito a ser trabalhado em modelos autorregressivos. Nesse caso, valores passados de uma variável são incluídos dentro de uma regressão, conforme a equação 1 que considera y_t como a variável de estudo e suas defasagens y_{t-p} com seus parâmetros γ_p como variáveis explicativas:

$$y_t = \alpha + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \dots + \gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

O exemplo fornecido considera apenas uma equação durante a modelagem, mas evoluções univariadas geram modelos multivariados importantes capazes de relacionar mais de uma variável e suas defasagens entre si, como é o caso dos modelos VAR e VECM que serão detalhados mais adiante (HEIJ et al., 2004).

Para Tsay (2002) o estudo de séries temporais possui como pano de fundo a estacionariedade, isso é, a distribuição conjunta da variável de interesse é invariável ao longo do tempo de análise. Matematicamente isso pode ser expresso se considerarmos uma série temporal r_{tk} e sua distribuição conjunta (r_{t1}, \dots, r_{tk}) , a qual não variaria durante o tempo de análise, ou seja, características importantes como média e covariância oscilariam em torno de um valor fixo.

O significado de estacionariedade em covariância fornecido por Alexander (2001) corresponde ao conceito de estacionariedade na sua forma fraca, assim como também colocado por Tsay (2002), e que de fato define o termo estacionariedade. Por sua vez, uma estacionariedade forte é dada quando toda a distribuição conjunta, e não só as autovariâncias, é independente da data de observação de uma variável, mas dependente de suas defasagens.

Tendo estabelecido o conceito de estacionariedade e sua importância para o estudo de séries temporais, Alexander (2001) ressalta a principal diferença entre os modelos econométricos aplicáveis a séries temporais estacionárias daqueles aplicados em séries não-estacionárias no contexto do estudo de variáveis econômico-financeiras. Para a autora, os

mercados financeiros possuem retornos dos seus ativos estacionários, enquanto os seus preços são não-estacionários. Caso exista autocorrelação entre os retornos, algum grau de previsão dos preços dos ativos pode ser fornecido, podendo não ser grande o suficiente para gerar retornos importantes.

Os modelos econométricos que trabalham com retornos e preços são então diferentes porque, para os primeiros, análises relativas à volatilidade e correlações só se aplicam a variáveis estacionárias. Variáveis como os preços, estando em valores puros ou transformadas em seus logaritmos, são produtos de processos não-estacionários, exigindo outro tipo de modelagem (ALEXANDER, 2001).

Aspirando lidar com o problema de pesquisa e alcançar os objetivos estipulados, para este trabalho, considerar-se-ão o exposto por Alexander (2001) e o exposto na seção anterior, ou seja, as variáveis transformadas em seus logaritmos naturais, quando modeladas, serão consideradas em termos de retornos ou primeiras diferenças, conforme também indicado por Heij et al. (2004) e Tsay (2002). Isso garantirá que as hipóteses de pesquisa possam ser testadas com a apropriada modelagem. A equação 2 fornece o cálculo dos log-retornos ou primeiras diferenças das variáveis utilizadas:

$$r_t = \ln(P_t) - \ln(P_{t-1}) \quad (2)$$

Aqui r_t são os log-retornos ou as primeiras diferenças das variáveis considerando o logaritmo natural, P_t são os valores da variável no instante t e P_{t-1} são os valores da variável no instante $t - 1$.

3.5 TESTES DE ESTACIONARIEDADE

Dickey e Fuller (1979, 1981) foram capazes de desenvolver um teste estatístico que procura por raízes unitárias em séries temporais, sendo isso uma informação importante para se entender como variáveis se relacionam ao longo do tempo. Depreende-se do trabalho dos autores que, quando uma variável apresenta raiz unitária, não será possível identificar médias e variâncias constantes na série temporal. Isso implica regressão espúria sem relação de causa e efeito ou sem relação econômico-financeira. Contudo, é possível que uma regressão espúria exista com coeficientes significativos e valores aceitáveis de R^2 sendo necessário avaliar se esse comportamento está presente ou não nas séries temporais consideradas.

O teste de Dickey-Fuller apresenta como hipótese nula a presença de uma raiz unitária na série temporal levando a uma integração de ordem 1 ou $I(1)$ ou à não-estacionariedade. Em contraste, a hipótese alternativa implica que a série temporal apresenta estacionariedade levando a uma integração de ordem 0 ou $I(0)$ com média e variância constantes com o passar do tempo, valores válidos de R^2 e significância estatística de acordo com a distribuição *t-student* (DICKY e FULLER, 1979, 1981).

A equação 3 pode exemplificar o teste conforme explicado por Greene (2002):

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N[0, \sigma^2] \text{ e } Cov[\varepsilon_t, \varepsilon_s] = 0 \quad \forall t \neq s \quad (3)$$

em que y_t pode ser as séries temporais consideradas neste trabalho, y_{t-1} as mesmas variáveis, porém nos instantes anteriores e ε_t é o termo de erro. Será então testada a ocorrência de raiz unitária sob a hipótese nula quando $\gamma = 1$ (implicando que a variável não é estacionária) contra a hipótese alternativa de que não existe raiz unitária, ou seja, $\gamma < 1$ (implicando que a variável é estacionária). O teste pode ser utilizado considerando o termo α de constante (equação 4):

$$y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Nesse caso, Greene (2002) afirma que, se α é igual a zero, tem-se um passeio aleatório e, se α for diferente de zero, tem-se uma tendência temporal estocástica ou ainda um passeio aleatório à deriva. O teste pode também ser feito com o termo β_t de tendência (equação 5):

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

O teste de Dickey-Fuller é feito sob a hipótese de que os termos de erro ε_t são identicamente e independente distribuídos, ou seja, não existem problemas de autocorrelação. Contudo, Greene (2002) lembra que a autocorrelação em níveis elevados não é desejada e por isso uma variação do teste de Dickey-Fuller é o chamado teste de Dickey-Fuller Aumentado ou *Augmented Dickey-Fuller test* (ADF) o qual leva em conta variáveis defasadas permitindo

que o problema de autocorrelação seja mitigado. O teste ADF considera a equação 6 e as mesmas hipóteses e considerações mencionadas anteriormente:

$$y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \rho \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que Δy_{t-p} são variáveis defasadas. Para saber o número de defasagens a ser considerada, é necessário fazer uso de critérios estatísticos sendo o mais utilizado o de Akaike, podendo ser eventualmente substituído pelo critério de Schwartz. As estatísticas do teste de Dickey-Fuller e Dickey-Fuller Aumentado, conforme descrito por Greene (2002), podem ser vistas nas equações 7 e 8 que consideram o valor estimado de γ , desvio-padrão e o número de observações T:

$$DF_t = \frac{\gamma - 1}{\text{Desvio} - \text{Padrão}(\gamma)} \quad (7)$$

$$DF_\gamma = T(\gamma - 1) \quad (8)$$

Os valores críticos do teste Dickey-Fuller podem ser encontrados em Dickey e Fuller (1979, 1981). Contudo, Heij et al. (2004) e Arshanapalli, Doukas e Lang (1995) afirmam que esses testes supõem que os termos de erro ε_t são normalmente distribuídos. Porém, séries temporais apresentam oscilações no curto prazo e correlações ao longo do tempo, fenômeno que, para os autores, é negligenciado pelos testes acima descritos. Os resíduos então apresentariam correlação serial, problemas de heterocedasticidade e as estatísticas do teste não seriam válidas.

A correção de Newey-West para a correlação serial pode ser aplicada ao teste de Dickey-Fuller e sobre os termos de erro ε_t . É uma correção baseada no Método dos Momentos Generalizados ou *Generalized Method of Moments* tornando as estatísticas do teste Dickey-Fuller válidas assintoticamente. Quando isso é feito, temos um novo teste para a estacionariedade denominado de teste de Phillips-Perron (PP) (HEIJ et al., 2004).

Alexander (2001) e Brooks (2008) lembram que o teste de Phillips-Perron permite que os termos de erro ε_t sejam dependentes da variância heterocedástica conforme mencionado por Phillips e Perron (1988). Como séries temporais econômico-financeiras apresentam heterocedasticidade, o teste de Phillips-Perron é mais recomendado para a análise de tais variáveis por afrouxar a suposição de que os termos de erro sejam identicamente e independente distribuídos e tratar do problema da correlação serial.

Margarido e Anefalos (1999) fornecem uma descrição clara do teste de Phillips-Perron lembrando que ele se equipara ao teste de Dickey-Fuller sendo também mais recomendado quando lidamos com médias móveis que podem estar presentes nos termos de erro por conta do parâmetro θ , conforme a equação 9:

$$e_t = \varepsilon_t + \theta \varepsilon_{t-1} \quad (9)$$

em que e_t é a estrutura dos erros. O teste de raiz unitária de Phillips e Perron (1988) considera que as variâncias σ^2 não se assemelham com as variâncias dos resíduos do modelo de regressão σ_e^2 . Para Margarido e Anefalos (1999), o viés do teste Dickey-Fuller é justamente considerar ambas as variâncias como semelhantes, coisa que pode não acontecer, conforme as equações 10 e 11 abaixo demonstram. Caso aconteça de serem iguais, tanto os testes de Phillips-Perron quanto de Dickey-Fuller serão iguais devido à ausência de autocorrelação entre os resíduos:

$$\sigma^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{E(\sum_{t=1}^{t=T} e_t)}{T} \right)^2 \quad (10)$$

$$\sigma_e^2 = \lim_{T \rightarrow \infty} \left(\frac{(\sum_{t=1}^{t=T} E(e_t^2))}{T} \right) \quad (11)$$

Baseado nas equações anteriores, as variâncias podem ser estimadas através da equação 12:

$$S_t^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (e_t^2) + \frac{2}{T} \sum_{s=1}^T (\omega_{st}) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s} \quad (12)$$

Já o termo ω_{st} é dado pela equação 13:

$$\omega_{st} = 1 - \frac{s}{\ell+1} \quad (13)$$

em que e_t é o resíduo da regressão estimada e ℓ determina a defasagem para que o problema da autocorrelação seja considerado (MARGARIDO e ANEFALOS, 1999).

3.6 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

A investigação de cointegração pela metodologia de Johansen é descrita por Brooks (2008), Alexander (2001) e Greene (2002). O procedimento é feito em sistemas multivariados levando em conta no mínimo duas séries integradas e buscando por combinações lineares entre elas que sejam mais estacionárias. Além disso, o procedimento pode ser considerado como uma generalização multivariada dos testes de estacionariedade descritos anteriormente. As principais referências para o teste se encontram em Johansen (1988, 1991) e em Johansen e Juselius (1990).

O ponto de partida considera a equação 14 como um VAR em que a ordem ou o número de defasagens ou *lags* é dado por p :

$$y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (14)$$

A variável z_t contém um vetor de $M(p-1)$ e um número de defasagens das primeiras diferenças de todas as M variáveis que vai de 1 até $(p-1)$ de acordo com a equação 15:

$$z_t = [\Delta y_{t-1}, \Delta y_{t-2}, \Delta y_{t-p+1}] \quad (15)$$

Através do número de observações disponíveis, é possível encontrar $T \times M$ matrizes dos quadrados dos resíduos das variáveis vetoriais, como visto nas equações 16 e 17:

$$D = \text{resíduos da regressão de } \Delta y_t \text{ em } z_t \quad (16)$$

$$E = \text{resíduos da regressão de } y_{t-p} \text{ em } z_t \quad (17)$$

O próximo passo é obter as relações canônicas das funções quadráticas presentes em D e E . Segundo Greene (2002), se considerarmos d^*_1 como a combinação linear das colunas de D e e^*_1 como a combinação linear das colunas de E , o teste de Johansen procura maximizar a correlação entre elas. Esse par de variáveis é então a primeira variação canônica, e as suas correlações r^*_1 são as primeiras correlações canônicas. Na sequência, o teste busca pelo segundo par de variáveis d^*_2 e e^*_2 para maximizar a correlação existente entre elas sujeito à restrição de que essas segundas variáveis são ortogonais às primeiras. O procedimento acontece para todos os M pares de variáveis do modelo. As correlações quadráticas canônicas são dadas pela matriz da equação 18:

$$R^* = R_{DD}^{-\frac{1}{2}} R_{DE} R_{DD}^{-1} R_{ED} R_{DD}^{-\frac{1}{2}} \quad (18)$$

em que R_{ij} é a matriz de correlação cruzada entre as variáveis do modelo. Greene (2002) e Brooks (2008) consideram que a hipótese nula de que existem r ou menos vetores de cointegração pode ser testada pela estatística do traço ou do autovalor conforme equações 19 e 20:

$$\text{TRAÇO} = -T \sum_{i=r+1}^M \ln[1 - (r^*_i)^2] \quad (19)$$

$$\text{MÁXIMO AUTOVALOR} = -T \ln[1 - (r^*_1)^2] \quad (20)$$

Tabelas com valores críticos do teste podem ser encontradas em Johansen e Juselius (1990) e valores grandes de algumas das estatísticas vão contra a hipótese de que existam r ou menos vetores de cointegração (GREENE, 2002). Para Arshanapalli, Doukas e Lang (1995), o

procedimento proposto por Johansen elimina o viés sobre os erros da amostra; para Nasseh e Strauss (2000), é um procedimento mais recomendado em relação ao teste univariado proposto por Granger (1969), o qual é menos efetivo; já para Chen, Firth e Rui (2002), o teste tem a vantagem de levar em conta a estrutura dos termos de erro das observações subjacentes.

3.7 MODELO DE CORREÇÃO E ERRO VETORIAL (VECM)

Assim como o teste de cointegração de Johansen, o modelo VECM oriundo dos trabalhos de Engle e Granger (1987) é proveniente de um VAR conforme destacado por Lütkepohl e Krätzig (2004) e Brooks (2008). Seu objetivo é entender como as variáveis se relacionam no longo prazo através da dinâmica de curto prazo. Para um conjunto de séries temporais como as analisadas nesta pesquisa, o modelo VAR captará suas interações dinâmicas conforme a equação 14 anteriormente descrita que considera as variáveis em formato defasado e com matriz de covariância positiva e invariante no tempo, ou seja, $E(\varepsilon_t, \varepsilon_t') = \Sigma \varepsilon$. A estabilidade do modelo VAR pode dada pela equação 21:

$$\det(I_k - \Gamma_1 z - \Gamma_p z^p) \neq 0 \forall |z| \leq 1 \quad (21)$$

Isso significa dizer que o polinômio autorregressivo é definido pela determinante autoregressiva sem raízes. Considerando valores defasados ao longo do tempo, é gerada uma série temporal estacionária com média, variância e covariâncias invariáveis. Se a equação anterior possuir raiz unitária, todas ou algumas variáveis serão I (1). Caso as mesmas variáveis tiverem termos de tendência estocásticos comuns, poderá existir combinação linear entre elas e serão I (0), indicando cointegração.

Ademais, Lütkepohl e Krätzig (2004) consideram que, na presença de cointegração, o modelo VAR não é o mais indicado por não considerar os elementos de cointegração de forma explícita, sendo mais indicado trabalhar com o modelo VECM que pode ser escrito conforme a equação 22:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \varepsilon_t \quad (22)$$

em que $\Pi = -(I_k - \Gamma_1 - \dots - \Gamma_p)$ e $\Gamma = -(\Gamma_{i+1} + \dots + \Gamma_p)$ com o intervalo de i entre 1 e $p - 1$. O VECM é obtido então pelos níveis do VAR ao subtrair y_{t-1} dos dois lados da equação e reorganizando os termos algébricos (LÜTKEPOHL e KRÄTZIG, 2004). O termo Δy_t não apresenta termos de tendência estocásticos, e o termo Πy_{t-1} é o que inclui variáveis I (1) ou I (0), mas o ponto importante é que engloba as relações de cointegração entre as variáveis, ou seja, as relações de longo prazo identificadas pelo rank do teste de cointegração de Johansen, caso esse rank seja maior do que zero. Por outro lado, Lütkepohl e Krätzig (2004) argumentam que as relações de curto prazo entre as variáveis são dadas pelos termos Γ_j .

Para fins desta pesquisa, as séries temporais descritas na seção 3.3 são endógenas; já as variáveis *dummies* são exógenas. É possível então que o modelo VECM descrito pela equação anterior seja modificado para considerar variáveis exógenas além das determinísticas, conforme a equação 23:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + C D_t + B z_t + \varepsilon_t \quad (23)$$

Nesse caso, as variáveis z_t são estocásticas, D_t contém os regressores associados aos termos determinísticos e C e B são parâmetros matriciais (LÜTKEPOHL E KRÄTZIG, 2004). As diferenças entre os modelos VAR e VECM é que o modelo VECM contém termos de correção de erro na matriz Π relacionados às equações de cointegração de longo prazo, que se mostraram presentes no teste de cointegração de Johansen.

O modelo VECM tem implicações intuitivas porque, caso exista a cointegração, desvios de curto prazo podem existir em relação ao equilíbrio de longo prazo, mas tais desvios tendem a desaparecer conduzindo as séries novamente para o equilíbrio. Os termos de erro defasados conterão informações de longo prazo por serem derivados de relações de cointegração (CHEN, FIRTH e RUI, 2002).

3.8 TESTES DE DIAGNÓSTICO RESIDUAIS

De acordo com Greene (2002), séries temporais frequentemente apresentam autocorrelações ou correlação serial entre suas observações ao longo do tempo. Uma possível explicação pode ser a omissão de variáveis durante a modelagem. A autocorrelação traz consigo o problema de ineficiência dos parâmetros de modelos VAR e VECM anteriormente

descritos, os quais não terão garantidas as menores variâncias possíveis, prejudicando toda a inferência estatística a ser realizada após a estimação. A correlação serial pode também ser um sinal de má especificação dos modelos, fazendo com que o pesquisador reveja algumas premissas adotadas.

Um teste importante para se detectar autocorrelação em séries temporais é o teste de Breusch-Godfrey baseado em um multiplicador de Lagrange, também chamado de *Lagrange Multiplier test*. A hipótese nula desse teste é a de que não existe autocorrelação entre os resíduos das regressões que consideram as variáveis e suas respectivas defasagens no modelo. A hipótese alternativa é a de que a autocorrelação está presente entre alguns dos resíduos de um ou mais períodos defasados considerados (GREENE, 2002). A estatística do teste é dada pela equação 24:

$$LM = T \left(\frac{e' X_0 (X_0' X_0)^{-1} X_0' e}{e' e} \right) = TR_0^2 \quad (24)$$

em que X_0 é uma matriz com os resíduos e defasados das regressões realizadas. A tabela com os valores críticos com distribuição qui-quadrada do teste é indicada por TR_0^2 (GREENE, 2002). Nesta pesquisa, o teste para autocorrelação definirá a ordem p de cada modelo utilizado, conforme descrito durante o procedimento de Johansen nas seções anteriores. Caso a ordem escolhida não remova a autocorrelação em uma janela temporal considerável, novos testes de cointegração de Johansen e modelos VECM devem ser estimados com ordens superiores garantindo que aquela escolhida não apresente correlação serial (HEIJ et al., 2004).

Arshanapalli, Doukas e Lang (1995) argumentam que a autocorrelação impede a análise da verdadeira correlação entre os índices analisados e pode levar a conclusões erradas sobre a cointegração entre eles. Para os autores, essa é a mais pura limitação em uma análise de séries temporais dentro do escopo da cointegração.

Outro teste importante a ser aplicado no estudo de séries temporais é o de heterocedasticidade. As estimações autorregressivas realizadas pelos modelos anteriormente descritos assumem que os termos de erro ε_t possuem variância constante, além de não serem correlacionados ao longo do tempo observado. Caso isso não seja respeitado, os estimadores mais uma vez não serão eficientes prejudicando estatísticas análises de inferência pelos

mesmos motivos mencionados durante o teste de autocorrelação (HEIJ et al., 2004; GREENE, 2002).

Conforme Heij et al. (2004) e Greene (2002), o Teste de Breusch-Pagan é capaz de detectar a presença ou não de heterocedasticidade em modelos VAR e VECM, cuja hipótese nula é a de que existe homocedasticidade ou variância constante e a hipótese alternativa é a de que existe heterocedasticidade ou variância inconstante nos termos de erro ε_t . O teste de Breusch-Pagan também é um *Lagrange Multiplier test* assim como para a autocorrelação. Tem-se a equação 25:

$$LM = \frac{1}{2} [g'Z(Z'Z)^{-1}Z'g] \quad (25)$$

em que Z e g são respectivamente uma matriz com $n \times P$ observações das variáveis do modelo e o vetor com todas suas observações. A tabela com os valores críticos é uma distribuição qui-quadrada. Essa formulação pode se equivaler ao teste de White para heterocedasticidade caso as variáveis responsáveis pelo fenômeno sejam substituídas por funções construídas com base em variáveis explicativas (GREENE, 2002; HEIJ et al., 2004).

O conceito de normalidade dos dados é também desejável ao trabalharmos com modelos de séries temporais. Como tais modelos são lineares e baseados em estimadores de mínimos quadrados ordinários, os parâmetros estimados tendem a ser funções lineares dos termos de erro ε_t dos modelos. Se esses termos estiverem normalmente distribuídos, os parâmetros também estarão, o que permite a realização de inferências estatísticas e demais testes de hipóteses sobre os números apresentados. Além disso, a normalidade se baseia nos conceitos de média e variância que são amplamente estudados e compreendidos pela literatura, possuindo propriedades bem definidas (GUJARATI e PORTER, 2011).

Heij et al. (2004) considera que o teste de Jarque-Bera é um bom indicador da presença ou não de normalidade para modelos VAR e VECM. Esse teste é baseado nos conceitos de assimetria e curtose uma vez que a distribuição normal possui assimetria igual a zero e curtose igual a 3. Assim sendo, a estatística do teste pode ser dada pela equação 26:

$$JB = \left(\sqrt{\frac{n}{6}} S \right)^2 + \left(\sqrt{\frac{n}{24}} (k - 3) \right)^2 = n \left(\frac{1}{6} S^2 + \frac{1}{24} (k - 3)^2 \right) \approx X^2 (2) \quad (26)$$

Como o teste se baseia em hipóteses de assimetria e curtose, ele é realizado considerando 2 graus de liberdade.

3.9 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Se uma variável x causa a variável y , é possível então que as análises sobre a variável y seja feita com os valores passados ou defasados de x . O teste de causalidade de Granger proposto por Granger (1969) é uma derivação do modelo VECM descrito anteriormente e trabalha com os efeitos de causalidade de variáveis no longo prazo; porém, no curto prazo. Testes de hipótese são realizados ignorando valores de uma variável quando se estuda outra, denotando as relações entre passado, presente e futuro das variáveis de interesse (GUJARATI e PORTER, 2011).

Se um determinado evento ocorre após outro, o segundo não pode ter causado o primeiro. Em outras palavras, se um evento ocorre antes de outro, então não necessariamente o primeiro causa o segundo, sendo necessário realizar uma investigação empírica a respeito. Para Gujarati e Porter (2011), o teste de causalidade de Granger trabalha com o par de regressões conforme destacado nas equações 27 e 28:

$$x_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (27)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^n \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j x_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (28)$$

em que ε_{1t} e ε_{2t} são termos de erro com média zero e variâncias constantes supondo ausência de correlação e x_t e y_t possuem covariâncias estacionárias. O teste averigua a condição dos coeficientes β_j e δ_j e as equações consideram que as variáveis x_t e y_t estão relacionadas com seus próprios valores passados. Existe então um conjunto de hipóteses analisadas pelo teste. As hipóteses nulas são duas: x_t não causa y_t caso β_j sejam iguais a zero e y_t não causa x_t caso δ_j sejam iguais a zero. As hipóteses alternativas são as de que x_t causa y_t caso β_j sejam

diferentes de zero e y_t causa x_t caso δ_j sejam diferentes de zero (GUJARATI e PORTER, 2011).

A causalidade unilateral de x_t com y_t acontece quando os coeficientes estimados β_j para a variável defasada x_t são estatisticamente diferentes de zero, enquanto que os coeficientes γ_i para a variável y_t não são estatisticamente diferentes de zero. A causalidade unilateral de y_t com x_t acontece quando os coeficientes estimados α_i para a variável defasada y_t não são estatisticamente diferentes de zero, enquanto que os coeficientes δ_j são estatisticamente diferentes de zero. A bicausalidade existe quando os coeficientes α_i , β_j , γ_i e δ_j são estatisticamente diferentes de zero, e a independência existe quando são estatisticamente iguais a zero (GUJARATI e PORTER, 2011).

Para avaliar a significância conjunta das variáveis, é possível empregar o teste F que trabalha com modelos restritos e irrestritos. Caso não haja causalidade de Granger entre y_t e x_t , a equação 27 é estimada na forma irrestrita sem a omissão de variáveis, obtendo assim a soma dos quadrados dos resíduos. O modelo restrito é também estimado para extrair a soma dos quadrados dos resíduos considerando que os coeficientes β_j são estatisticamente iguais a zero. A estatística do teste F é dada na equação 29:

$$F \equiv \frac{\frac{(SQRr - SQRir)}{q}}{\frac{SQRir}{(n - k - 1)}} \quad (29)$$

em que $SQRr$ é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo restrito, $SQRir$ é a soma dos quadrados dos resíduos do modelo irrestrito, q são as variáveis excluídas da análise, n é o tamanho da amostra analisada e k é o número de parâmetros existentes no modelo irrestrito. O teste F tem estatística com distribuição qui-quadrada com hipótese nula de que os coeficientes são estatisticamente iguais a zero (GUJARATI E PORTER, 2011).

3.10 RESPOSTA AO IMPULSO

A relação entre as variáveis de modelos autorregressivos pode ser expressa através da Função de Resposta ao Impulso ou ainda *Impulse Response Function*. Dessa forma, é possível avaliar se as mudanças ocorridas em uma variável apresentam impactos negativos ou

positivos sobre as demais dentro do modelo, e por quanto tempo o efeito de uma variável durará dentro do sistema analisado (BROOKS, 2008).

A resposta ao impulso evidencia as respostas das variáveis quando uma variável dependente é analisada. Para cada regressão em que uma variável dependente é analisada frente às demais, um choque é aplicado ao termo de erro ε_t da equação 22 para que seja captado o seu efeito sobre as variáveis explicativas. Se existem g variáveis no sistema, existirão g^2 respostas ao impulso e, se o sistema for estável, será possível observar o choque ocasionado por uma variável se dissipar sobre todo o sistema com o passar do tempo. Do contrário, na presença de instabilidade, o tempo para dissipação será irregular (BROOKS, 2008).

Conforme aponta Greene (2002), se considerarmos y_t como uma variável dentro de um modelo autorregressivo com outras variáveis, v_{mt} pode ser considerado um choque ou uma inovação ocorrida em y_{mt} a ser introduzido no modelo como variável explicativa. O efeito desse choque no período subsequente da análise pode ser dado por dv_t . No período corrente, existirá a relação dada pela equação 30:

$$y_{mt} - y_m = dv_{mt} = \phi_{mm}(0)dv_t \quad (30)$$

em que y_m é o valor estimado da variável. Ao se passar um e dois períodos, a relação muda e passa a ser dada respectivamente pelas equações 31 e 32:

$$y_{m,t+1} - y_m = (\Gamma)_{mm}dv_{mt} = \phi_{mm}(1)dv_t \quad (31)$$

$$y_{m,t+2} - y_m = (\Gamma^2)_{mm}dv_{mt} = \phi_{mm}(2)dv_t \quad (32)$$

Greene (2002) afirma que as relações podem continuar por janelas temporais maiores, mas $\phi_{mm}(i)$ fornece as respostas ao impulso da variável y_m às inovações ou aos choques v_m . A resposta ao impulso pode ser plotada com base na equação 33:

$$\phi_{ml}(i) = \text{elementos } (m, l) \text{ na variável } \Gamma^i \quad (33)$$

3.11 DECOMPOSIÇÃO DAS VARIÂNCIAS

Para Brooks (2008), a decomposição das variâncias, também chamada de *Forecast Error Variance Decomposition* é um método diferente da resposta ao impulso, mas ambos fornecem respostas semelhantes e permitem avaliar a dinâmica de modelos autorregressivos como o VECM. O procedimento fornece a proporção dos movimentos das variáveis dependentes devido a choques ditos “próprios” em relação a choques oriundos de outras variáveis do modelo. Qualquer choque em uma variável irá afetá-la diretamente, mas também será transmitido para as demais variáveis do modelo através da sua dinâmica própria. Em outras palavras, a decomposição das variâncias evidencia quanto tempo à frente os impactos em uma variável irão influenciar as demais do modelo.

A decomposição será igual à fração da variância de cada variável devido ao choque ou à inovação à qual foi submetida. Essa relação pode ser dada pela equação 34 que considera as mesmas variáveis anteriormente descritas para a resposta ao impulso:

$$FEVD = \frac{\sum_{k=0}^h \phi_{ml}(i)^2}{\sum_{k=0}^h \sum_{j=1}^n \phi_{ml}(i)^2} \quad (34)$$

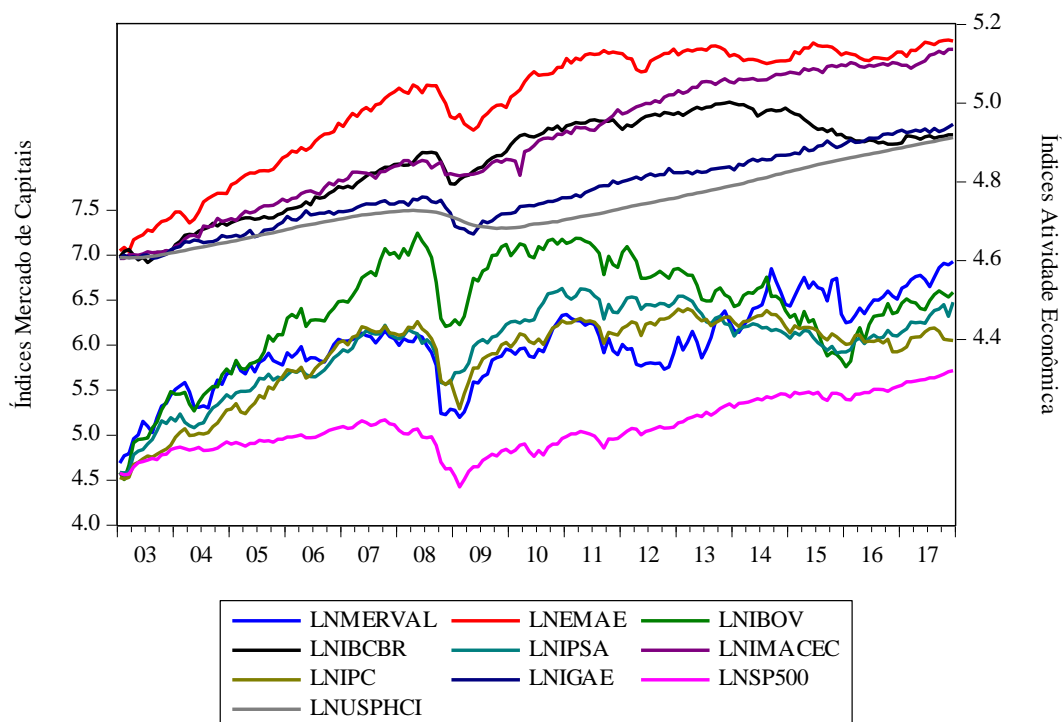
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1 ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS E COINTEGRAÇÃO

Os resultados empíricos a seguir são oriundos da manipulação dos dados utilizados nesta pesquisa com o software Eviews, versão 10. Inicialmente, é apresentada a análise gráfica e as estatísticas descritivas, as quais fornecem análises preliminares sobre as séries temporais empregadas no estudo. Posteriormente são apresentados os resultados do teste de cointegração de Johansen, do modelo VECM e os testes de diagnóstico residuais

A análise gráfica das séries temporais é útil para entender o comportamento dos índices com o passar do tempo e a existência ou não de padrões de tendência que podem indicar a presença ou não de equilíbrio de longo prazo, ou seja, cointegração. A Figura 2 mostra as séries temporais logaritmizadas em nível desta pesquisa, e, aparentemente, todas elas são não estacionárias devido a padrões de tendência crescente que persiste ao longo do tempo analisado.

Figura 2 – Índices em nível.

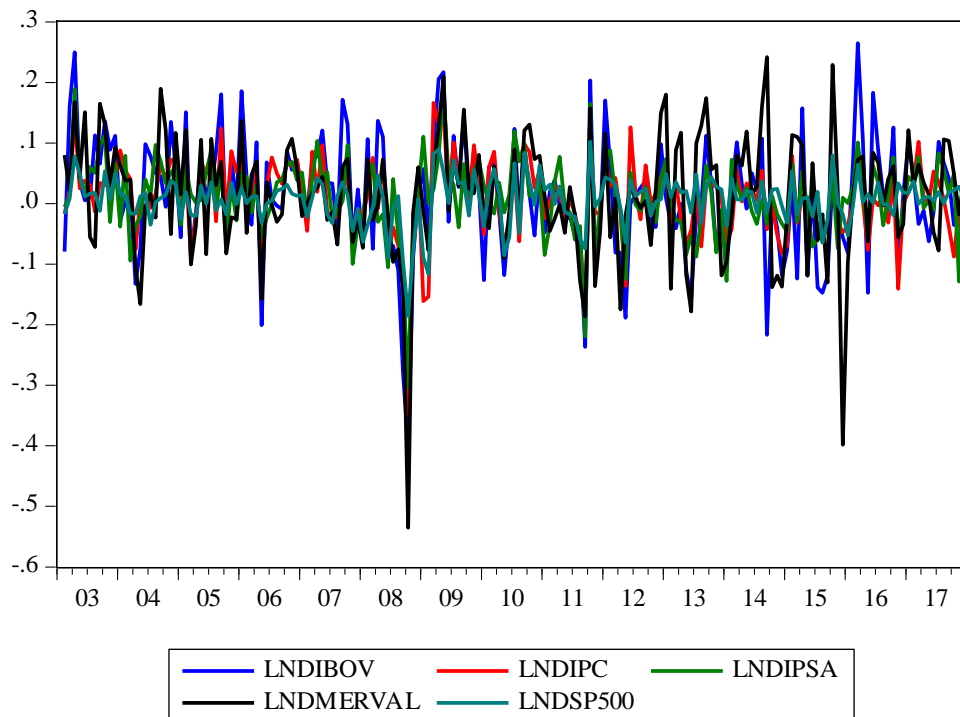


Fonte: dados da pesquisa.

Além disso, é possível depreender que houve uma queda conjunta de todos os índices entre o final de 2007 e parte de 2009. De maneira análoga, as Figuras 3 e 4 fornecem o padrão dos retornos dos índices de mercado de capitais e de atividade econômica. Constata-se que todos eles exibiram queda a partir da deflagração da crise econômica mundial de 2008, com destaque para os seus valores mínimos. Já as Figuras 5 e 6 exibem as volatilidades dos mesmos índices, sendo notáveis os picos no período da crise e a maior volatilidade existente para os índices de mercado de capitais em relação aos de atividade econômica.

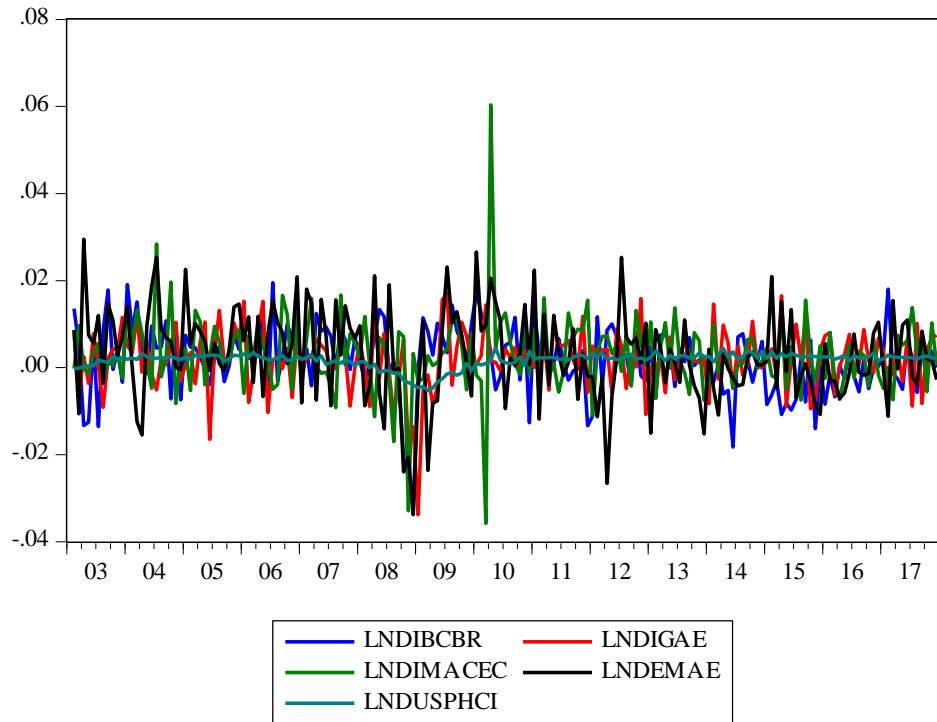
Essas observações mostram que o período de crise é coincidente com a variável *dummy* fornecida pelo Banco Mundial (2018) e utilizada neste estudo. A América Latina parece ser susceptível a abalos econômicos e se recupera um pouco mais devagar em relação à economia americana, possuindo maiores volatilidades em relação a essa última. Em um primeiro momento, essas informações são coerentes com as produzidas por Hwang, In e Kim (2010), Dornbusch, Park e Claessens (2000), Kaminsky, Reinhart e Vegh (2003), Singer (2009), Cano (2009) e Gonçalves (2008) acerca do efeito contágio da crise *subprime* sobre os mercados de capitais e atividade econômica dos países ao redor do mundo, inclusive os latino-americanos.

Figura 3 – Retornos dos índices de mercado de capitais.



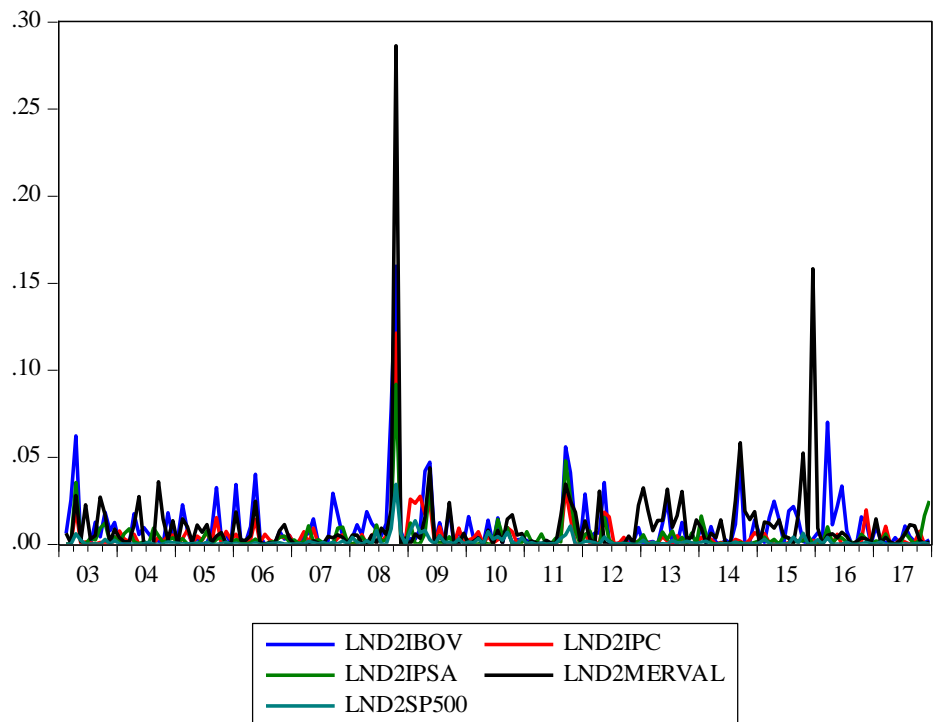
Fonte: dados da pesquisa.

Figura 4 – Retornos dos índices de atividade econômica.



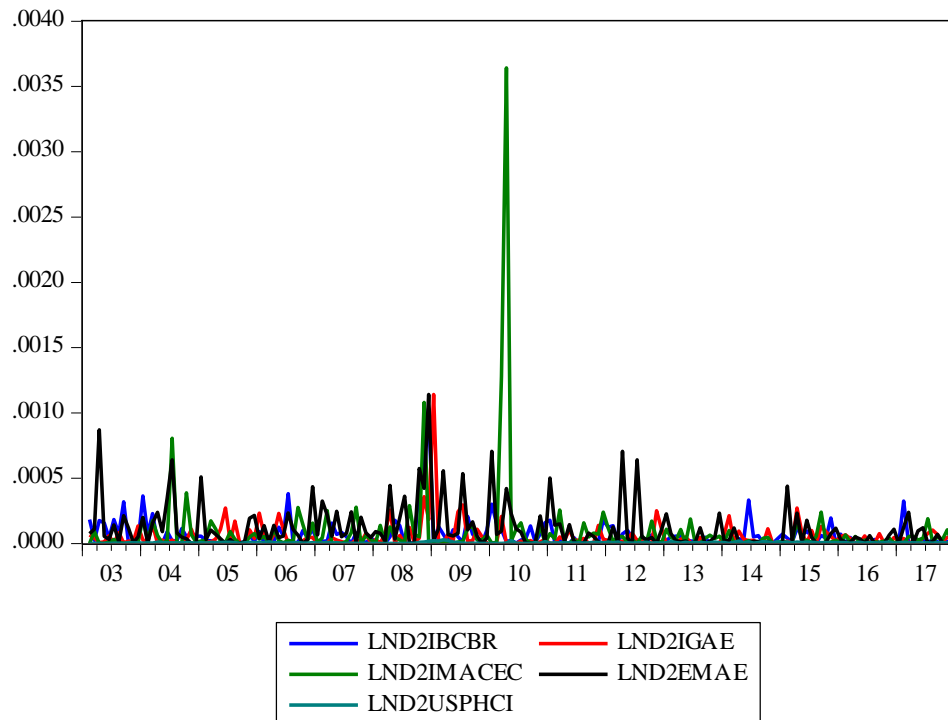
Fonte: dados da pesquisa.

Figura 5 – Volatilidades dos índices de mercado de capitais.



Fonte: dados da pesquisa. Variáveis elevadas ao quadrado.

Figura 6 – Volatilidades dos índices de atividade econômica.



Fonte: dados da pesquisa. Variáveis elevadas ao quadrado.

As informações da Tabela 3 resumam as estatísticas descritivas dos retornos dos índices. Para os mercados de capitais, a Argentina e os Estados Unidos apresentaram os retornos mais negativos e menos negativos, com respectivamente -0,5351 e -0,1856. Os retornos mais positivos foram constatados para o Brasil (0,2648) e o menos positivo para os Estados Unidos (0,1023). Esses resultados preliminares mostram que o mercado de capitais americano oscila menos do que os mercados latino-americanos, apresentando maior estabilidade ao se considerar todo o período analisado.

Para os índices de atividade econômica, a Tabela 3 informa que o Chile, com -0,0357, e os Estados Unidos, com -0,0052, apresentaram respectivamente os retornos mais e menos negativos. O retorno mais positivo também foi para o Chile (0,0603) e o menos positivo ficou com os Estados Unidos (0,0045). Assim como observado para o mercado de capitais, a atividade econômica americana é a que menos flutua quando comparada com os países da América Latina. A Argentina parece ser o país sul-americano com maior risco e instabilidade, enquanto que o Chile apresentou o menor risco em seu mercado de capitais, e o México, a menor instabilidade para a atividade econômica.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas dos retornos das séries temporais.

| Medidas | Argentina | | Brasil | | Chile | | México | | Estados Unidos | |
|-------------|-----------------|---------------|-------------|----------------|---------------|-----------------|--------------|---------------|----------------|-----------------|
| | Δ MERVAL | Δ EMAE | Δ B3 | Δ IBCBR | Δ IPSA | Δ IMACEC | Δ IPC | Δ IGAE | Δ SP500 | Δ USPHCI |
| Mínimo | -0,5351 | -0,0337 | -0,3997 | -0,0321 | -0,3031 | -0,0357 | -0,3483 | -0,0337 | -0,1856 | -0,0052 |
| 1° quartil | -0,0436 | -0,0034 | -0,0469 | 0,0030 | -0,0267 | -0,0020 | -0,0257 | -0,0013 | -0,0147 | 0,0014 |
| Média | 0,0125 | 0,0029 | 0,0111 | 0,0017 | 0,0105 | 0,0029 | 0,0085 | 0,0019 | 0,0063 | 0,0017 |
| Mediana | 0,0166 | 0,0023 | 0,0134 | 0,0021 | 0,0126 | 0,0025 | 0,0126 | 0,0021 | 0,0110 | 0,0021 |
| 3° quartil | 0,0768 | 0,0097 | 0,0748 | 0,0071 | 0,0514 | 0,0074 | 0,0521 | 0,0061 | 0,0290 | 0,0025 |
| Máximo | 0,2417 | 0,0295 | 0,2648 | 0,0195 | 0,1886 | 0,0603 | 0,1660 | 0,0171 | 0,1023 | 0,0045 |
| Desvio P. | 0,1012 | 0,0104 | 0,0988 | 0,0079 | 0,0645 | 0,0089 | 0,0658 | 0,0070 | 0,0387 | 0,0017 |
| Assimetria | -1,1807 | -0,2504 | -0,4410 | -0,7379 | -0,7409 | 0,8188 | -1,0750 | -0,8336 | -1,0590 | -2,0211 |
| Curtose | 7,8241 | 3,6722 | 4,3342 | 4,8167 | 6,2563 | 14,2475 | 7,3106 | 6,1213 | 6,4330 | 7,4733 |
| Observações | 179 | 179 | 179 | 179 | 179 | 179 | 179 | 179 | 179 | 179 |

Fonte: Elaboração própria. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Os valores apresentados são condizentes com a análise gráfica. Tanto a média quanto a mediana permaneceram mais próximas de zero para os índices de atividade econômica em relação aos índices de mercado de capitais; porém, os desvios-padrão para os primeiros foram maiores, principalmente para a Argentina, e menores para os Estados Unidos. Já para os segundos, novamente a Argentina apresenta o maior desvio-padrão e os Estados Unidos o menor.

As primeiras impressões mostram que o período de crise foi capaz de causar abalos importantes em todos os índices, conforme relatado por Cintra e Farhi (2008), Borça Junior e Torres Filho (2009), Kindleberger e Aliber (2013) e Ocampo (2009) e Bartram e Bodnar (2009), juntamente com o relatório Cepal (2009). O aumento das volatilidades nesse período denota aumento do risco para o mercado de capitais e instabilidade na economia. Outros picos de volatilidade são observados em momentos de pré-crise e pós-crise, provavelmente relacionados com a conjuntura interna de cada país. Uma possível explicação para o observado foi dada por Singer (2009), Cano (2009) e Gonçalves (2008), quando argumentam sobre o efeito da globalização sobre a América Latina durante a crise econômica mundial de 2008.

O caso do Chile com o índice IMACEC merece atenção. Para esse país, o Banco Central do Chile (2011) informou que realizou correções relativas às suas contas anuais, atualização de indicadores e novos equilíbrios na oferta, o que explica o resultado apresentado. Já as volatilidades grandes para a Argentina podem ser explicadas de acordo com notícias do FMI (2016) que removeu as censuras impostas pelo país anteriormente acusado de alterar seus dados estatísticos, não gerando confiança para mercados e investidores. Para o México, a baixa volatilidade da sua atividade econômica pode ser explicada pelo consumo e formação de capital fixo, conforme argumentado pelo relatório Cepal (2016).

O estudo da cointegração pode ser melhor compreendido junto da análise das correlações existentes entre os índices. O interesse reside nos pares de correlações altos, os quais podem indicar que um determinado índice é influenciado por outro, levantando a desconfiança de que os ganhos com a diversificação de carteiras de investimento podem ser limitados. A matriz de correlação também é importante por lidar com retornos anormais que não são preditos em informações baseadas em retornos anteriores, o que reflete a magnitude com que uma nova informação pode produzir um retorno anormal em relação a outro, no mesmo horizonte de tempo (CHEN, FIRTH e RUI, 2002; JIANG, YU e HASHMI, 2017). A Tabela 4 apresenta a matriz de correlação de todos os índices estudados nesta pesquisa.

Tabela 4 – Matriz de correlação dos retornos das séries temporais.

| | Δ MERVAL | Δ EMAE | Δ B3 | Δ IBCBR | Δ IPSA | Δ IMACEC | Δ IPC | Δ IGAE | Δ SP500 | Δ USPHCI |
|-----------------|-----------------|---------------|-------------|----------------|---------------|-----------------|--------------|---------------|----------------|-----------------|
| Δ MERVAL | 1,0000 | | | | | | | | | |
| Δ EMAE | 0,1208 | 1,0000 | | | | | | | | |
| Δ B3 | 0,6135 | 0,1016 | 1,0000 | | | | | | | |
| Δ IBCBR | 0,1577 | 0,1882 | 0,1284 | 1,0000 | | | | | | |
| Δ IPSA | 0,5313 | 0,1064 | 0,7147 | 0,0804 | 1,0000 | | | | | |
| Δ IMACEC | -0,0463 | 0,1318 | -0,0662 | 0,1080 | -0,0458 | 1,0000 | | | | |
| Δ IPC | 0,6254 | 0,1063 | 0,7205 | 0,1451 | 0,6329 | -0,0584 | 1,0000 | | | |
| Δ IGAE | -0,0035 | 0,2163 | 0,0320 | 0,1945 | -0,0593 | 0,0856 | 0,1045 | 1,0000 | | |
| Δ SP500 | 0,5302 | 0,0425 | 0,6227 | 0,1179 | 0,5367 | -0,0600 | 0,7486 | 0,1238 | 1,0000 | |
| Δ USPHCI | 0,0154 | 0,2112 | -0,0661 | -0,0601 | -0,0611 | 0,0979 | 0,0351 | 0,2601 | 0,1576 | 1,0000 |

Fonte: Elaboração própria. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Para os índices de mercados de capitais, é possível constatar que todos eles apresentam correlações superiores a 50%, sendo um indicativo de limitação dos ganhos com a diversificação de carteiras, principalmente no contexto de crises econômicas, conforme mencionado por Arshanapalli, Doukas e Lang (1995), Assidenou (2001), Masih e Masih (1997), Yang, Kolari e Min (2002), Chen, Firth e Rui (2002), Diamandis (2009) e Huyghebaert e Wang (2010). Para os índices de atividade econômica, as correlações são mais baixas e não superam 30%, o que pode ser um fator positivo por indicar que algumas economias podem reagir de forma diferente frente à dinâmica econômica dada as diferenças de conjuntura interna, conforme mencionado nos relatórios da CEPAL (2005, 2009, 2016).

Entre os índices de mercado de capitais e atividade econômica, as correlações foram menores, mas cabe destacar que algumas são negativas como observado para os pares Merval/IMACEC, B3/IMACEC, B3/USPHCI, IBCBR/USPHCI, IPSA/IMACEC, IPSA/IGAE, IPSA/USPHCI, IMACEC/IPC e IMACEC/SP500. Essa constatação preliminar indica que os movimentos dos mercados de capitais podem ser opostos aos da atividade econômica exibida pelos países da amostra, fato que depende de magnitudes com que uma variável influencia a outra, conforme dito por Levine (1991, 1996) e Levine e Zervos (1996, 1998). Além disso, ainda que as correlações entre índices de mercados de capitais e atividade econômica tenham sido menores, elas existem e podem denotar que o mercado de capitais é um importante canal que influencia o desempenho da economia. Portanto, as análises de longo prazo poderão corroborar melhor os resultados e as implicações aqui observadas permitindo entender melhor a forma como os índices se relacionam entre si.

De acordo com a literatura de referência para este trabalho e seguindo a recomendação proposta por Alexander (2001), a avaliação da cointegração entre variáveis demanda que testes consistentes de estacionariedade sejam realizados. Por serem os mais utilizados pela literatura mencionada, optou-se aqui por dois testes, o de Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron, os quais se encontram detalhados na Tabela 5. Ressalta-se que, para as séries em nível, o teste foi realizado com intercepto e tendência, enquanto que, para as primeiras diferenças (retornos), o teste foi realizado com intercepto. A escolha do número de defasagens foi baseada nos Critérios de Schwartz para o teste de Dickey-Fuller e Newey-West Bandwidth para o teste de Phillips-Perron.

Para as variáveis em nível, o teste de Dickey-Fuller aumentado acusa que todas elas não são estacionárias, exceto o índice Merval, o qual ficou muito próximo do nível de significância de 5%, enquanto o teste de Phillips-Perron acusou que todas as séries não são

estacionárias em nível. Como dito anteriormente por Heij et al. (2004) e Arshanapalli, Doukas e Lang (1995), o teste de Phillips-Perron é mais robusto ao tratar a estacionariedade, sendo aqui preferido para se obter as conclusões a respeito do tema. Esses resultados indicam que os índices apresentam raízes unitárias, sendo necessário realizar a diferenciação dos mesmos para que se obtenha a estacionariedade.

Para os retornos, os resultados do teste de Dickey-Fuller informam que todas as séries são estacionárias para o nível de significância de 1%, exceto o índice USPHCI. Já o teste de Phillips-Perron informa que todas as séries são estacionárias em primeiras diferenças com nível de significância de 5%. Novamente, conforme Heij et al. (2004) e Arshanapalli, Doukas e Lang (1995), optou-se pelo resultado do teste de Phillips-Perron para concluir que existe estacionariedade sobre os retornos, conclusão convergente com os resultados preliminares obtidos com a análise gráfica.

Brooks (2008), Gujarati e Porter (2011), Alexander (2001) e Heij et al. (2004) consideram que o estudo da cointegração requer que as séries sejam estacionárias em primeiras diferenças (retornos). Caso não exista estacionariedade, existirão tendências estocásticas ao longo do tempo, ou seja, aleatórias, gerando interpretações erradas dos coeficientes porque as frequências observadas gerarão regressões espúrias.

Após essa confirmação, fornecida pelos testes anteriores, a Tabela 6 informa os resultados obtidos com teste de cointegração proposto Johansen, empregado pelos autores do referencial teórico desta pesquisa e também justificado por Arshanapalli, Doukas e Lang (1995) e Nasseh e Strauss (2000), sendo o número de defasagens escolhido de acordo com os testes de diagnósticos residuais, os quais informam se o modelo VECM apresenta parâmetros eficientes e consistentes, permitindo que as conclusões extraídas para a pesquisa não estejam estatisticamente viesadas. O teste foi realizado com intercepto e sem termo de tendência, considerando ainda as variáveis *dummies* como exógenas. Ainda, a ordem das variáveis escolhida objetivou analisar os impactos do mercado de capitais sobre o crescimento econômico levando em conta a relevância econômica de cada país.

A partir do momento em que a estatística do traço ou do máximo autovalor se torna menor do que o valor crítico do teste de Johansen, obtém-se o número de cointegrações em relação ao nível de significância de 5%. Os resultados do teste de cointegração mostraram que existem três vetores de cointegração (ou combinações lineares ou equações de cointegração) entre os índices estudados, tanto para a estatística do traço quanto para a estatística do

máximo autovalor. Conforme exposto por Alexander (2001), a cointegração entre séries integradas existe quando pelo menos um vetor de cointegração é identificado. Quanto mais vetores existentes, maior será a dependência entre o conjunto de variáveis analisadas.

Tabela 5 – Testes de estacionariedade ADF/PP das séries temporais (nível e retornos).

| Variáveis | Augmented Dickey-Fuller test | | | Phillips-Peron test | | |
|-----------------|------------------------------|-------------|---------|---------------------|-------------|---------|
| | Defasagens | Estatística | Valor-p | Defasagens | Estatística | Valor-p |
| MERVAL | 1 | -3,4443 | 0,0489 | 3 | -3,3289 | 0,0649 |
| EMAE | 0 | -1,8705 | 0,6656 | 4 | -1,9190 | 0,6404 |
| B3 | 0 | -2,5357 | 0,3107 | 5 | -2,5369 | 0,3101 |
| IBCBR | 2 | -0,8176 | 0,9612 | 4 | -0,6704 | 0,9731 |
| IPSA | 0 | -2,5654 | 0,2967 | 3 | -2,5776 | 0,2911 |
| IMACEC | 1 | -1,8062 | 0,6978 | 4 | -2,0036 | 0,5950 |
| IPC | 0 | -2,0919 | 0,5464 | 6 | -2,2000 | 0,4863 |
| IGAE | 0 | -1,9990 | 0,5975 | 7 | -2,2665 | 0,4496 |
| SP500 | 0 | -1,3040 | 0,8837 | 7 | -1,7117 | 0,7395 |
| USPHCI | 2 | -2,1311 | 0,5245 | 10 | -0,7451 | 0,9675 |
| Δ MERVAL | 0 | -11,5937 | 0,0000 | 2 | -11,5499 | 0,0000 |
| Δ EMAE | 0 | -11,6870 | 0,0000 | 5 | -11,9617 | 0,0000 |
| Δ B3 | 0 | -11,4727 | 0,0000 | 5 | -11,6361 | 0,0000 |
| Δ IBCBR | 1 | -6,8843 | 0,0000 | 4 | -10,8741 | 0,0000 |
| Δ IPSA | 0 | -11,9190 | 0,0000 | 4 | -12,0362 | 0,0000 |
| Δ IMACEC | 0 | -17,1745 | 0,0000 | 3 | -17,2596 | 0,0000 |
| Δ IPC | 0 | -11,4898 | 0,0000 | 6 | -11,6395 | 0,0000 |
| Δ IGAE | 0 | -14,1988 | 0,0000 | 7 | -14,2075 | 0,0000 |
| Δ SP500 | 0 | -11,2364 | 0,0000 | 7 | -11,3470 | 0,0000 |
| Δ USPHCI | 1 | -2,3617 | 0,1542 | 4 | -3,3238 | 0,0152 |

Fonte: Elaboração própria. Escolha de defasagens com base no Critério de Schwartz e Newey-West Bandwidth. Δ denota as primeiras diferenças (retornos). Teste realizado com intercepto e tendência para variáveis em nível e com intercepto e sem tendência para as primeiras diferenças.

Tabela 6 – Testes de cointegração de Johansen para as séries temporais endógenas e exógenas.

| H ₀ | H _A | Defasagens | Máximo Autovalor | Índices de Mercado de Capitais e Atividade Econômica | | | | | |
|----------------|----------------|------------|------------------|--|-------------|---------|------------------------------------|-------------|---------|
| | | | | $\lambda_{\text{traço}}$ | Estatística | Valor-p | $\lambda_{\text{máximoautovalor}}$ | Estatística | Valor-p |
| $r = 0$ | $r > 0$ | 3 | 0,4374 | 346,1929 | 239,2354 | 0,0000 | 101,2611 | 64,5047 | 0,0000 |
| $r \leq 1$ | $r > 1$ | 3 | 0,3513 | 244,9318 | 197,3709 | 0,0000 | 76,1727 | 58,4335 | 0,0004 |
| $r \leq 2$ | $r > 2$ | 3 | 0,2932 | 168,7591 | 159,5297 | 0,0142 | 61,0782 | 52,3626 | 0,0051 |
| $r \leq 3$ | $r > 3$ | 3 | 0,1782 | 107,6809 | 125,6154 | 0,3632 | 34,5449 | 46,2314 | 0,4891 |
| $r \leq 4$ | $r > 4$ | 3 | 0,1257 | 73,1360 | 95,7536 | 0,6123 | 23,6423 | 40,0775 | 0,8451 |
| $r \leq 5$ | $r > 5$ | 3 | 0,0989 | 49,4936 | 69,8188 | 0,6596 | 18,3447 | 33,8768 | 0,8597 |
| $r \leq 6$ | $r > 6$ | 3 | 0,0835 | 31,1489 | 47,8561 | 0,6585 | 15,3515 | 27,5843 | 0,7199 |
| $r \leq 7$ | $r > 7$ | 3 | 0,0594 | 15,7973 | 29,7970 | 0,7265 | 10,7903 | 21,1316 | 0,6682 |
| $r \leq 8$ | $r > 8$ | 3 | 0,0225 | 5,0069 | 15,4947 | 0,8081 | 4,0208 | 14,2646 | 0,8571 |
| $r \leq 9$ | $r = 10$ | 3 | 0,0055 | 0,9861 | 3,8414 | 0,3207 | 0,9861 | 3,8414 | 0,3207 |

Fonte: Elaboração própria. Valores críticos para um nível de significância de 5%. Teste realizado com intercepto e sem termo de tendência, variáveis de mercado de capitais e atividade econômica de todos os países da amostra para o período considerado e variáveis *dummies* como exógenas.

Esse resultado é condizente com os trabalhos de Chen, Firth e Rui (2002) e Diamandis (2009) para a América Latina e similares aos trabalhos de Arshanapalli, Doukas e Lang (1995), Masih e Masih (1997), Yang, Kolari e Min (2002), Jiang, Yu e Hashmi (2017), Assidenou (2011) e Christopoulos et al. (2014), os quais empregaram a mesma metodologia em contextos de crises econômicas, inclusive a *subprime*, com amostras de outros países. Além disso, conforme a literatura aponta, as vantagens da diversificação de carteiras de investimento entre os países analisados serão limitadas. Impactos significativamente positivos ou negativos nos retornos de um país apresentam efeitos semelhantes em outro, ou seja, a cointegração aponta que as variáveis apresentarão o mesmo comportamento no longo prazo.

Essas equações de cointegração, que também serão utilizadas no modelo VECM, informarão como os índices analisados se relacionam no longo prazo. Assim será possível analisar a velocidade de ajuste aos choques sofridos nas variáveis estudadas para entender como ocorre a convergência para o equilíbrio de longo prazo. A Tabela 7 apresenta o resultado da primeira parte da estimação do modelo VECM em relação ao longo prazo.

Para Alexander (2001) e Lütkepohl e Krätzig (2004), a presença de cointegração gera um modelo VECM com base nos vetores normalizados, os quais são responsáveis pelas relações de longo prazo, tratando da dinâmica dos retornos e suas correlações, permitindo inferir sobre o que acontece com cada índice com base em seus próprios valores passados e os valores defasados das demais variáveis do sistema. Ressalta-se que a estimação do modelo deve ser baseada no mesmo critério de ordenação endógena e exógena das variáveis empregadas na metodologia de Johansen e sua interpretação deve ser realizada com cautela, uma vez que qualquer mudança de ordenação é capaz de gerar mudanças nos coeficientes da Tabela 7.

Optou-se pela ordem apresentada visando avaliar o impacto dos índices de mercado de capitais sobre a atividade econômica dos maiores mercados da América Latina, levando em conta o número de vetores de cointegração encontrados para as variáveis estudadas. Dessa forma, os vetores de cointegração normalizados foram obtidos para as atividades econômicas do Brasil (IBCBR), México (IGAE) e Chile (IMACEC), sendo as análises de longo prazo realizadas em relação a eles.

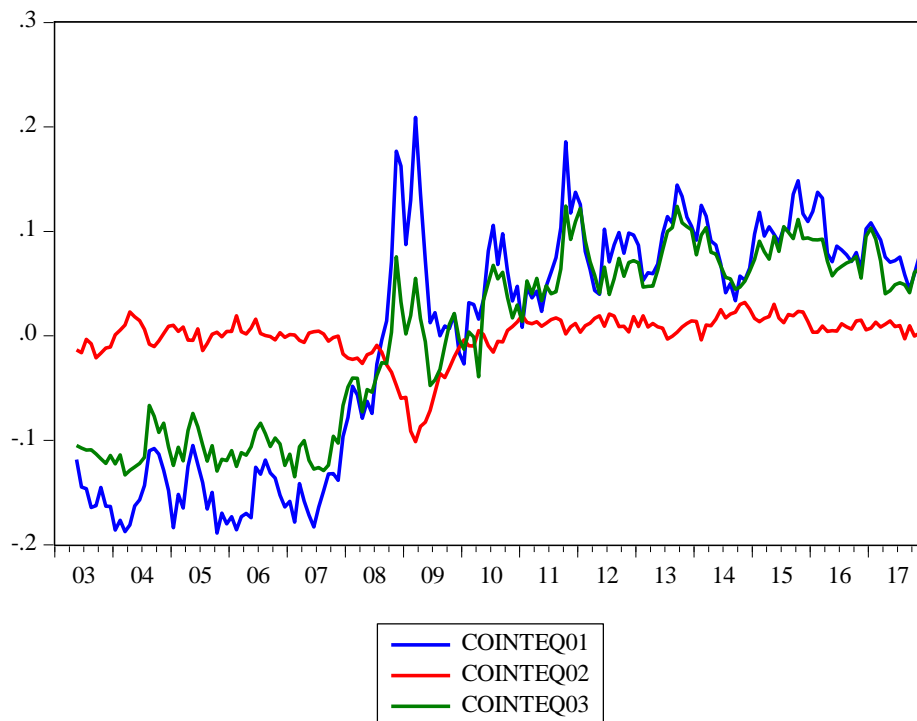
Tabela 7 – Primeira parte do modelo VECM para as séries temporais endógenas e exógenas.

| Cointegrações | Equação 1 | Equação 2 | Equação 3 |
|---------------|-------------|-------------|-------------|
| IBCBR(-1) | 1,0000 | 0,0000 | 0,0000 |
| IGAE(-1) | 0,0000 | 1,0000 | 0,0000 |
| IMACEC(-1) | 0,0000 | 0,0000 | 1,0000 |
| EMAE(-1) | 0,7781 *** | -0,2100 *** | 0,8313 *** |
| USPHCI(-1) | 0,5927 | -1,0418 *** | -1,3164 *** |
| B3(-1) | -0,0108 | -0,0193 ** | 0,0609 *** |
| IPC(-1) | -0,2344 *** | 0,0200 * | -0,2089 *** |
| IPSA(-1) | -0,0620 | 0,0173 | -0,1294 *** |
| MERVAL(-1) | -0,0017 | 0,0351 *** | -0,0025 |
| SP500(-1) | -0,2201 ** | 0,0197 | 0,0427 |
| CONSTANTE | -8,6071 | 0,8061 | -1,4128 |

Fonte: Elaboração própria, (*) indica valores críticos a 10%, (**) indica valores críticos a 5% e (***) indica valores críticos a 1%. Teste realizado com 3 defasagens, intercepto e sem tendência, variáveis de mercado de capitais e atividade econômica de todos os países da amostra para o período considerado e variáveis *dummies* como exógenas. Os termos “Equação 1”, “Equação 2” e “Equação 3” são as equações de cointegração fornecidas pelo teste de Johansen.

A Tabela 7 fornece as relações de longo prazo entre as variáveis utilizadas, sendo o resultado proveniente da estimação de cointegração feita através do procedimento de Johansen. Segundo o software Eviews 10, as corretas interpretações das relações de longo prazo dessa parte da tabela envolvem equações de equilíbrio, sendo necessário inverter o sinal fornecido, uma vez que as equações produzidas estão igualadas a zero. Ao isolar a variável normalizada em relação às demais variáveis do modelo, o sinal se inverterá. A partir dos vetores normalizados mencionados, foi produzida a Figura 7 mostrando as relações de equilíbrio de longo prazo entre os índices mencionados em relação ao restante do sistema.

Figura 7 – Equações de cointegração.



Fonte: dados da pesquisa.

De acordo com a Figura 7, as equações de cointegração exibem comportamento estacionário ao longo do período temporal analisado, o que está condizente com o relatado por Alexander (2001), Brooks (2008) e Lütkepohl e Krätzig (2004). Porém, elas sofrem mudanças relevantes em relação ao horizonte de tempo em que a crise *subprime* foi deflagrada. Quando a relação de equilíbrio se aproxima do eixo zero, a relação de longo prazo não gera impacto nos retornos das variáveis naquele momento.

Considerando a primeira equação ou vetor de cointegração, normalizado para o índice IBCBR, o crescimento da atividade econômica da Argentina, medido pelo índice EMAE, impacta negativamente a atividade econômica brasileira, com significância de 1%, enquanto

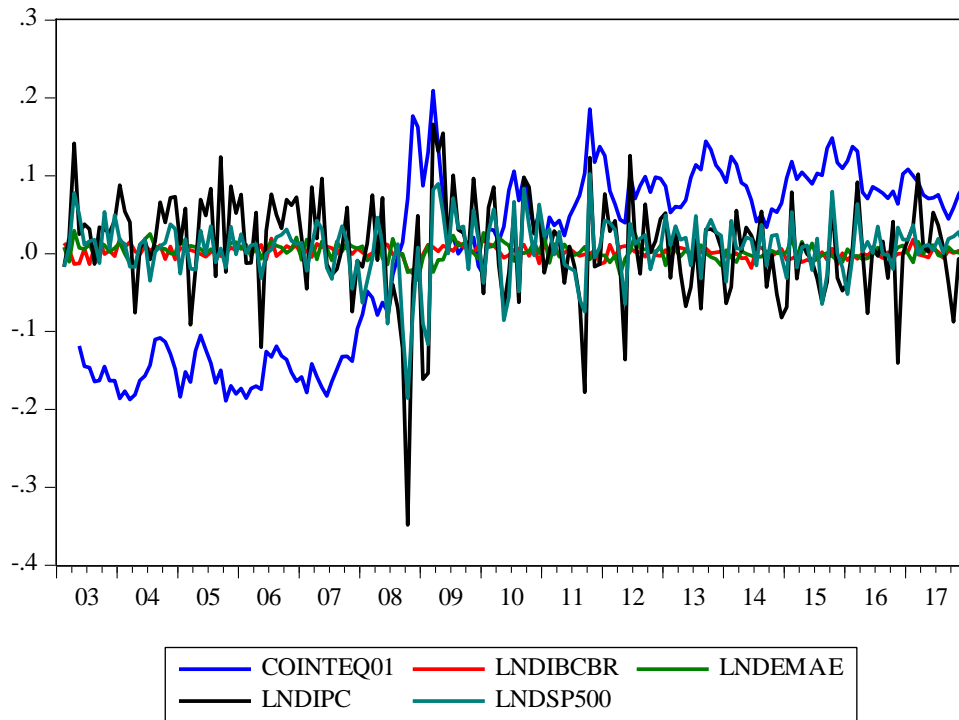
que bons desempenhos nos mercados de capitais mexicano e americano, medidos pelos índices IPC e S&P500, impactam positivamente, com significâncias respectivas de 1% e 5%. Para o segundo vetor de cointegração normalizado relativo ao IGAE, os índices EMAE, USPHCI e B3 impactam positivamente a atividade econômica do México com significância de 1% para os dois primeiros e 5% para o último. O índice IPC e Merval impactam negativamente com significâncias respectivas de 10% e 1%. Já para o terceiro vetor de cointegração normalizado para o IMACEC, os índices EMAE, B3, USPHCI, IPC e IPSA impactam sobre a atividade econômica chilena; os dois primeiros negativamente e os demais positivamente, todos com significância estatística igual a 1%.

Analisando o vetor normalizado para o índice IBCBR contido na Tabela 7 e contextualizando a informação com o padrão gráfico exibido pela Figura 7, observa-se que a relação era estacionária em um patamar baixo na pré-crise, elevando-se e mantendo-se estacionária já no pós-crise. O aumento de patamar durante o período de crise pode ser indicativo de quebra estrutural. A Figura 8 permite que se empreenda uma tentativa de inferência para entender a verdadeira causa do padrão observado para essa relação de longo prazo, reunindo o primeiro vetor de cointegração junto com os retornos das variáveis significativas.

A análise da Figura 8 pode indicar que tanto os retornos do índice IBCBR quanto do EMAE apresentaram menores volatilidades e quedas do que aquelas exibidas pelos retornos dos índices IPC e S&P500, especialmente no que tange à crise *subprime*. Esses dois últimos, por terem maiores volatilidades do que as atividades econômicas consideradas, podem ser os responsáveis por mudarem a relação de equilíbrio no decorrer do período de crise. A análise da Figura 2 também indica que, em nível, os mercados de capitais americano e mexicano declinaram mais durante a crise do que a atividade econômica dos demais países.

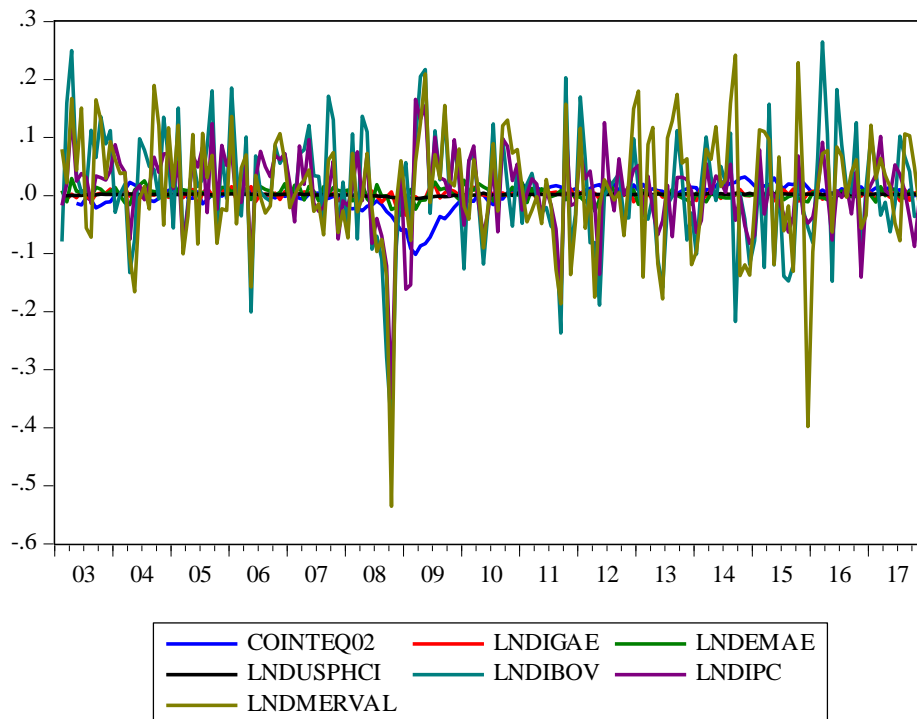
Para o segundo vetor normalizado referente ao índice IGAE, a Tabela 7 e a Figura 7 indicam que a relação é estacionária para todo o período analisado, ocorrendo uma queda durante o intervalo de crise, mas retomando o comportamento observado de pré-crise já no pós-crise. Novamente, uma quebra estrutural parece acontecer no período da crise *subprime*. Assim como feito para o primeiro vetor normalizado, a Figura 9 é uma tentativa para se entender o que ocasionou o comportamento obtido por essa relação de longo prazo junto com os demais retornos das variáveis significativas.

Figura 8 – Primeira equação de cointegração e retornos dos índices significativos.



Fonte: dados da pesquisa.

Figura 9 – Segunda equação de cointegração e retornos dos índices significativos.

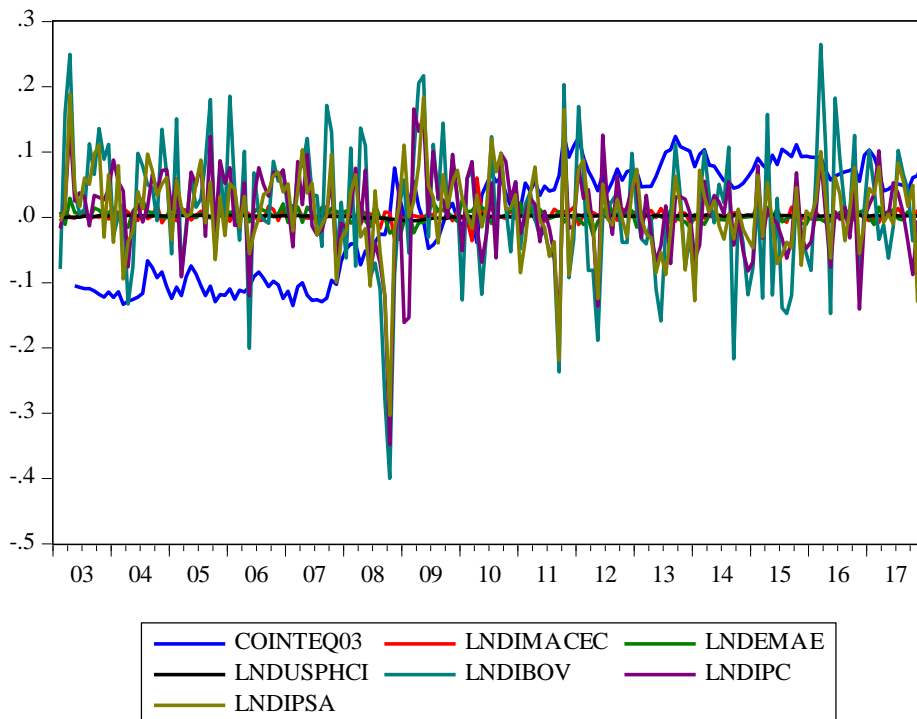


Fonte: dados da pesquisa.

Através da Figura 9, pode ser possível que os retornos dos índices Merval e B3 sejam os responsáveis pela queda da relação de equilíbrio durante a crise mundial de 2008 e, em menor escala, o índice IPC também. As atividades econômicas do México, Argentina e Estados Unidos apresentaram comportamento menos volátil ao longo do período. Contudo, a relação de equilíbrio na pós-crise foi retomada para patamares equivalentes aos observados na pré-crise, o que pode ser um indício de que os índices dos mercados de capitais latino-americanos dessa relação em específico não tiveram força suficiente para mover o equilíbrio de patamar. Novamente, os resultados da Figura 2 mostram que os índices de mercado de capitais declinaram mais do que os de atividade econômica.

Já o vetor normalizado para o índice IMACEC, conforme apresentado pela Tabela 7 e a Figura 7, apresenta comportamento parecido em relação ao vetor normalizado para o IBCBR. A relação é estacionária, mas muda de patamar com a crise econômica mundial de 2008 indicando quebra estrutural. Para realizar inferências a respeito desse resultado, a Figura 10 apresenta, de forma agrupada, a equação de cointegração para o IMACEC junto das demais variáveis significativas para esse vetor normalizado.

Figura 10 – Terceira equação de cointegração e retornos dos índices significativos.



Fonte: dados da pesquisa.

Pela Figura 10, existem indicativos de que os retornos dos índices IPSA, B3, IPC são mais voláteis do que as atividades econômicas do Chile, Argentina e Estados Unidos. Os mercados

de capitais chileno, brasileiro e mexicano, juntos, podem ser os responsáveis por mudar a relação de equilíbrio de longo prazo. Em relação ao equilíbrio de longo prazo anterior, a diferença é que o mercado de capitais argentino foi significativo para o segundo vetor, enquanto que aqui a significância do chileno foi significativa. Esse resultado pode indicar que os mercados de capitais do Brasil, Chile e México, atuando em conjunto, tiveram força para alterar as relações de equilíbrio observadas. Assim como nos dois casos anterior, a Figura 2 confirma que os mercados de capitais são mais impactados do que as atividades econômicas em momentos de crise.

Singer (2009), Cano (2009) e Gonçalves (2008) já argumentaram que o efeito contágio da crise é influenciado por proximidades geográficas. Os trabalhos de Chen, Firth e Rui (2002), Hwang, Dimkpah e Ogwu (2014), Jiang, Yu e Hashmi (2017), Assidenou (2011) e Christoupoulos et al. (2014), os quais mencionam episódios de crise, confirmam que a cointegração e proximidade geográfica são canais de propagação do efeito contágio diante de choques econômicos. Dornbusch, Park e Claessens (2000) e Kaminsky, Reinhart e Vegh (2003) reforçam que equilíbrios de longo prazo podem ser perturbados diante de eventos econômicos adversos, sendo identificados seus comportamentos de mudança ou manutenção de acordo com as ideias e metodologias propostas por Brooks (2008), Gujarati e Porter (2011) e Heij et al. (2004). O próprio fato de existir cointegração entre variáveis econômicas e financeiras, conforme a literatura que embasa o referencial teórico deste trabalho, permite dizer que existe convergência para padrões de equilíbrio de longo prazo entre elas, ou seja, o mercado de capitais pode influenciar a atividade econômica e vice-versa, conforme exposto por Levine (1991, 1996), Levine e Zervos (1996, 1998) e Dermiguç-Kunt e Levine (1996).

Em consonância com os autores mencionados, as evidências empíricas sobre os equilíbrios de longo prazo desta pesquisa levantam indícios de que os mercados de capitais americano e mexicano, dada a proximidade geográfica, podem ser os responsáveis pela alteração da relação constatada nas Figuras 7 e 8. Já para os resultados exibidos nas Figuras 7 e 9, apenas os mercados de capitais brasileiro, mexicano e argentino por si só não foram capazes de alterar a relação de equilíbrio, mas isso já foi possível a partir dos resultados das Figuras 7 e 10, quando o mercado de capitais argentino não foi significativo, enquanto que o chileno foi. Por serem sistemas cointegrados, essas alterações provocadas pelos mercados de capitais podem levar a mudanças das trajetórias de longo prazo também para as atividades econômicas precursoras de crescimento econômico.

A Tabela 8 contém a segunda parte da estimação do modelo VECM para o sistema de variáveis consideradas nesta pesquisa. Os termos de correção de erro ECT1, ECT2 e ECT3 informam a velocidade do ajuste ao equilíbrio de longo prazo quando as variáveis do sistema sofrem algum choque. Caso essa velocidade seja muito elevada, os benefícios da diversificação poderão ser menores para os índices de mercado de capitais conforme os argumentos de Arshanapalli, Doukas e Lang (1995), Assidenou (2011), Masih e Masih (1997), Chen, Firth e Rui (2002), Yang, Kolari e Min (2002), Huyghebaert e Wang (2010), Jiang, Yu e Hashmi (2017), Levine (1991, 1996), Levine e Zervos (1996, 1998) e Demirçuc-Kunt e Levine (1996) e Diamandis (2009).

O raciocínio análogo serve para os indicadores de atividade econômica, podendo indicar vulnerabilidades menores dos mesmos frente a abalos econômicos, levando todos os índices de volta ao equilíbrio de longo prazo em intervalos curtos de tempo. Caso a velocidade seja pequena, os índices se ajustarão lentamente frente a um choque, o que pode gerar ganhos de curto prazo com a diversificação de carteiras e vulnerabilidades prolongadas das economias analisadas em relação a eventos econômicos adversos. Já os coeficientes das variáveis defasadas do modelo informam o impacto, nos retornos, que cada uma tem sobre as variáveis dependentes consideradas.

Com o objetivo de atestar a consistência e a eficiência dos coeficientes gerados através do modelo VECM, foram realizados testes de diagnósticos sobre os resíduos do modelo para averiguar a autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade, recomendados por Lütkepohl e Krätzig (2004), e agrupados na Tabela 9. Para o teste de autocorrelação, optou-se por utilizar uma janela suficientemente grande, de 24 períodos, para se ter algum grau de certeza de que os valores dos índices não apresentam correlação serial. Já para heterocedasticidade e normalidade, o teste foi realizado para o modelo como um todo.

É possível constatar que não existe autocorrelação com os dados do modelo durante os 24 períodos analisados, considerando um nível de significância de 5%. Também foi constatada a ausência de heterocedasticidade, uma vez que o valor-p do teste de Breush-Pagan foi de 38,30%, o que não permite rejeitar a hipótese nula de homocedasticidade. Contudo, o teste de normalidade de Jarque-Bera apresentou valor-p igual a zero, o que leva à rejeição da hipótese nula de normalidade. Ao observar as estatísticas descritivas, a causa da não normalidade pode residir no excesso de curtose das séries temporais utilizadas nesta pesquisa.

Tabela 8 – Segunda parte do modelo VECM para as séries temporais endógenas e exógenas.

(continua)

| Correção de erro | Δ IBCBR | Δ IGAE | Δ IMACEC | Δ EMAE | Δ USPHCI | Δ B3 | Δ IPC | Δ IPSA | Δ MERVAL | Δ SP500 |
|---------------------|----------------|---------------|-----------------|---------------|-----------------|-------------|--------------|---------------|-----------------|----------------|
| ECT1 | -0,2456 *** | -0,0928 * | 0,3072 *** | 0,1482 ** | -0,0042 | 0,2862 | 0,2055 | -0,2495 | -0,5713 | 0,1083 |
| ECT2 | -0,2144 ** | -0,3072 *** | -0,1894 * | 0,1076 | 0,0305 *** | -4,7269 *** | -2,3339 *** | -2,1065 *** | -3,7720 *** | -0,8195 * |
| ECT3 | 0,2327 *** | 0,0692 | -0,5044 *** | -0,3918 *** | 0,0071 | 0,0734 | 0,6408 | 0,6883 | 1,4762 | 0,3235 |
| Δ IBCBR(-1) | 0,1609 ** | 0,1286 * | -0,0441 | -0,0043 | 0,0114 | -0,1807 | 1,3326 ** | 0,4307 | 1,2547 | 0,4138 |
| Δ IBCBR(-2) | 0,2609 *** | 0,1424 ** | -0,0899 | -0,0405 | 0,0049 | -0,0968 | 0,8015 | -0,4597 | -0,3760 | 0,7813 ** |
| Δ IBCBR(-3) | -0,1062 | 0,0268 | -0,1820 ** | -0,0807 | 0,0101 | -0,5843 | -0,0686 | 0,2714 | 0,4199 | 0,2200 |
| Δ IGAE(-1) | -0,1052 | -0,1537 | 0,2269 * | -0,2023 | -0,0235 ** | 3,8321 *** | 2,3128 ** | 0,6039 | 2,0196 | 0,7321 |
| Δ IGAE(-2) | -0,1133 | -0,1221 | 0,1046 | -0,0834 | -0,0079 | 2,9061 ** | 2,2266 ** | 0,3225 | 3,6652 ** | 0,7340 |
| Δ IGAE(-3) | 0,0265 | -0,0401 | -0,0468 | 0,0282 | -0,0228 ** | 1,7351 | 1,3129 | -0,1469 | 0,1531 | 0,4368 |
| Δ IMACEC(-1) | -0,1297 | -0,0780 | -0,0442 | 0,1632 | 0,0133 | -0,2821 | -0,5258 | 0,2251 | -1,5887 | -0,2994 |
| Δ IMACEC(-2) | -0,0255 | -0,0924 | -0,0565 | 0,1451 | -0,0032 | 1,6262 | 0,9865 | 0,5246 | 0,6402 | 0,5766 |
| Δ IMACEC(-3) | -0,0482 | -0,0191 | 0,1210 | -0,0949 | -0,0026 | -0,0791 | 0,9766 | 0,4505 | -0,7058 | 0,8793 ** |
| Δ EMAE(-1) | 0,0448 | -0,0132 | 0,0354 | 0,0455 | 0,0006 | 1,3699 * | 0,5222 | 0,2140 | 1,0107 | 0,5741 ** |
| Δ EMAE(-2) | -0,0409 | 0,0321 | 0,1472 ** | 0,0371 | 0,0048 | -0,5376 | -0,3863 | -0,5827 | -0,2738 | -0,6148 ** |
| Δ EMAE(-3) | -0,1227 ** | -0,0123 | 0,1410 ** | 0,0476 | 0,0056 | -1,4761 * | -0,5868 | 0,3086 | -1,0293 | -0,4289 |
| Δ USPHCI(-1) | -0,1007 | 0,9574 | 3,4998 *** | -0,5074 | 0,1161 | -8,5771 | 2,2123 | -2,4484 | -8,6232 | -3,0021 |
| Δ USPHCI(-2) | -0,2189 | 0,9618 | 0,4663 | 1,0553 | 0,1983 ** | 32,2779 *** | 7,5711 | 6,2299 | 27,4851 ** | 6,9802 |
| Δ USPHCI(-3) | -0,3141 | 0,9251 | 2,3314 ** | 0,5874 | 0,1032 | 10,3172 | 3,2915 | 1,6355 | -0,4731 | -0,9696 |
| Δ B3(-1) | 0,0045 | -0,0209 ** | 0,0022 | 0,0133 | 0,0001 | -0,0389 | -0,0393 | 0,1085 | 0,0230 | 0,0063 |
| Δ B3(-2) | -0,0237 ** | 0,0064 | 0,0198 * | 0,0129 | 0,0023 ** | 0,0386 | 0,0101 | -0,0100 | 0,0535 | 0,0298 |
| Δ B3(-3) | -0,0056 | 0,0137 | 0,0149 | 0,0261 * | 0,0015 | 0,2027 | 0,0926 | 0,1101 | 0,1993 | 0,0596 |
| Δ IPC(-1) | -0,0059 | 0,0154 | -0,0132 | -0,0539 ** | 0,0005 | 0,1288 | 0,1699 | 0,1980 | 0,1723 | 0,1087 |

(continuação)

| Correção de erro | Δ IBCBR | Δ IGAE | Δ IMACEC | Δ EMAE | Δ USPHCI | Δ B3 | Δ IPC | Δ IPSA | Δ MERVAL | Δ SP500 |
|-------------------------|----------------|---------------|-----------------|---------------|-----------------|-------------|--------------|---------------|-----------------|----------------|
| Δ IPC(-2) | 0,0219 | -0,0025 | 0,0022 | -0,0126 | 0,0014 | 0,3380 | 0,2843 ** | 0,2810 ** | 0,4594 ** | 0,0927 |
| Δ IPC(-3) | -0,0010 | 0,0126 | -0,0137 | -0,0172 | 0,0005 | -0,0614 | 0,0369 | -0,0163 | -0,1699 | 0,0021 |
| Δ IPSA(-1) | 0,0018 | -0,0005 | -0,0177 | -0,0033 | 0,0012 | -0,2254 | -0,0601 | -0,2485 * | -0,0584 | -0,0908 |
| Δ IPSA(-2) | 0,0173 | -0,0174 | -0,0544 *** | -0,0178 | -0,0021 | 0,1112 | 0,1123 | 0,1009 | 0,2409 | 0,0959 |
| Δ IPSA(-3) | 0,0142 | 0,0029 | -0,0394 *** | -0,0374 ** | -0,0030 ** | -0,0396 | 0,0278 | -0,1477 | -0,0611 | -0,0274 |
| Δ MERVAL(-1) | -0,0071 | 0,0076 | 0,0125 | -0,0039 | 0,0006 | 0,1006 | 0,0515 | 0,0471 | 0,0875 | 0,0630 * |
| Δ MERVAL(-2) | 0,0007 | -0,0011 | -0,0102 | -0,0011 | -0,0011 | -0,0170 | -0,0082 | -0,0286 | -0,1882 * | 0,0388 |
| Δ MERVAL(-3) | 0,0024 | 0,0043 | 0,0153 * | -0,0060 | 0,0006 | -0,1263 | 0,0307 | -0,0931 | -0,0413 | 0,0501 |
| Δ SP500(-1) | -0,0074 | -0,0353 | 0,0614 ** | 0,0813 ** | -0,0023 | 0,3288 | 0,1085 | -0,1487 | 0,0806 | -0,0093 |
| Δ SP500(-2) | -0,0323 | 0,0191 | 0,0854 *** | 0,0191 | -0,0016 | -0,5854 * | -0,5338 ** | -0,5024 ** | -0,9382 *** | -0,4171 *** |
| Δ SP500(-3) | -0,0558 ** | -0,0472 ** | -0,0092 | 0,0075 | -0,0015 | -0,1887 | -0,0436 | 0,0043 | 0,0100 | -0,0674 |
| PRÉ-CRISE | -0,0049 | -0,0094 *** | -0,0187 *** | -0,0154 *** | 0,0012 *** | -0,0074 | 0,0607 * | 0,0391 | 0,0312 | 0,0354 * |
| D.CRISE | 0,0014 | -0,0024 | 0,0064 * | 0,0053 | -0,0012 *** | -0,1446 *** | -0,1275 *** | -0,1191 *** | -0,1432 *** | -0,0843 *** |
| D.POSCRISE | 0,0150 *** | 0,0128 *** | 0,0155 *** | 0,0269 *** | -0,0001 *** | -0,0740 | -0,1422 *** | -0,0515 | -0,0772 | -0,0602 *** |
| TESTE F | 2,9930 *** | 3,3013 *** | 3,8441 *** | 2,6023 *** | 29,035 *** | 2,0993 *** | 2,2357 *** | 1,8211 *** | 1,9847 *** | 3,1331 *** |
| R ² AJUSTADO | 0,2850 | 0,3151 | 0,3625 | 0,2426 | 0,8486 | 0,1802 | 0,1981 | 0,1410 | 0,1645 | 0,2990 |
| DESVIO-PADRÃO | 0,0078 | 0,0070 | 0,0089 | 0,0102 | 0,0017 | 0,0971 | 0,0656 | 0,0636 | 0,1013 | 0,0386 |

Fonte: Elaboração própria, (*) indica valores críticos a 10%, (**) indica valores críticos a 5% e (***) indica valores críticos a 1%. Teste realizado com 3 defasagens, intercepto e sem tendência, variáveis de mercado de capitais e atividade econômica de todos os países da amostra para o período considerado e variáveis *dummies* como exógenas.

Tabela 9 – Testes de autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade para o modelo VECM.

| Defasagens | Teste Breusch-Godfrey | | Teste Breusch-Pagan | | Teste Jarque-Bera | |
|------------|-----------------------|---------|---------------------|---------|-------------------|---------|
| | Estatística | Valor-p | Estatística | Valor-p | Estatística | Valor-p |
| 1 | 1,0905 | 0,2655 | 3765,134 | 0,3830 | 373,3366 | 0,0000 |
| 2 | 0,9730 | 0,5568 | | | | |
| 3 | 0,9925 | 0,5041 | | | | |
| 4 | 1,0438 | 0,3714 | | | | |
| 5 | 0,9133 | 0,7121 | | | | |
| 6 | 0,9855 | 0,5229 | | | | |
| 7 | 1,2042 | 0,0943 | | | | |
| 8 | 0,9209 | 0,6934 | | | | |
| 9 | 0,8413 | 0,8623 | | | | |
| 10 | 1,1773 | 0,1238 | | | | |
| 11 | 0,9443 | 0,6334 | | | | |
| 12 | 1,0785 | 0,2908 | | | | |
| 13 | 1,2040 | 0,0945 | | | | |
| 14 | 1,2097 | 0,0890 | | | | |
| 15 | 0,8684 | 0,8126 | | | | |
| 16 | 1,0488 | 0,3590 | | | | |
| 17 | 0,9662 | 0,5751 | | | | |
| 18 | 0,7969 | 0,9243 | | | | |
| 19 | 1,2295 | 0,0720 | | | | |
| 20 | 0,9585 | 0,5957 | | | | |
| 21 | 1,2328 | 0,0694 | | | | |
| 22 | 1,1032 | 0,2401 | | | | |
| 23 | 0,9634 | 0,5825 | | | | |
| 24 | 1,1034 | 0,2398 | | | | |

Fonte: Elaboração própria.

Apesar dos resultados desfavoráveis relativos ao teste de normalidade, o trabalho de Silvapulle e Podivinsky (2000) foi baseado na metodologia de cointegração de Johansen na presença de heterocedasticidade e não normalidade. Segundo os autores, o problema de heterocedasticidade é mais grave, mas dados não normais não causaram prejuízo às estimações dos coeficientes, mesmo quando as amostras são finitas. Corroborando essa evidência, Gurajati e Porter (2011) e Greene (2002) afirmam que, em amostras menores do que 100 observações, a hipótese de normalidade passa a ser fundamental, o que não é o caso desta pesquisa. Para amostras grandes, os coeficientes se mantêm consistentes já que seus valores se aproximam cada vez mais dos valores verdadeiros dos estimadores, fato assumido pela teoria de amostras grandes ou assintóticas.

No que tange ao equilíbrio de longo prazo, a literatura mencionada informa que os benefícios para os investidores dependerão da velocidade com que o ajuste de curto prazo é feito. Como dito anteriormente, os termos ECT1, ECT2 e ECT3 medem a velocidade do ajustamento para cada variável desta pesquisa. Em outras palavras, a interpretação é a de que os desvios do equilíbrio de longo prazo relativos aos períodos passados são corrigidos, no período presente, com a velocidade de ajuste fornecida pelo seu coeficiente, em porcentagem, invertendo-se o sinal.

Por questões algébricas, de acordo com Enders (2004) e a cointegração, se os seus valores são significativos e em valor negativo, é possível dizer que existe relação de longo prazo entre a variável dependente analisada e as demais do modelo. Caso exista mais de um termo de correção de erro negativo, a velocidade do ajuste se dará para aquela relação de equilíbrio com o termo mais negativo. No caso de termos de correção de erro positivos e negativos, a teoria exclui o termo positivo por não prever convergência, e ela se dará pelo termo negativo. Na presença de termos positivos, não existe convergência para o equilíbrio de longo prazo.

Em relação aos índices de atividade econômica, o índice IBCBR apresenta três termos de correção de erro, dois negativos e um positivo. A convergência para o equilíbrio se dará pelo mais negativo, ou seja, com velocidade de ajustamento, de correção de erro ao equilíbrio, igual a 24,56%, no período de um mês, com significância de 1%. O índice IGAE apresenta dois termos de correção de erros negativos, sendo que a convergência se dá com velocidade de ajustamento, de correção de erro ao equilíbrio, igual a 30,72% com significância de 1%. Para o IMACEC, o modelo retornou um termo de correção de erro positivo e outro negativo, promovendo um ajuste de 50,44% em um mês com significância de 1%. O mesmo pode ser observado para o índice EMAE, cuja velocidade de ajustamento de correção de erro é de 39,18% em um mês com a mesma significância. A exceção ficou para o índice USPHCI, o qual não tem uma relação de equilíbrio pela qual aparentemente exista convergência.

Para os índices de mercado de capitais, B3, IPC, IPSA e Merval apresentaram termos de correção de erro significativos a 1%, enquanto que o S&P500 foi significativo a 10%. O primeiro possui convergência a uma velocidade de ajustamento de correção de erro igual 472%, o segundo de 233%, o terceiro de 210%, o quarto de 377% e o S&P500 de 81,95%, indicando convergência ao equilíbrio já no próximo mês.

Dentro do arcabouço desenvolvido pela moderna teoria de finanças, o trabalho desenvolvido por Markowitz (1952) tem peso importante. Diversificar a alocação de recursos

criando carteiras atreladas a níveis de retorno e risco podem gerar resultados positivos em termos de lucro. Diante do observado até o momento, o período de crise elevou as volatilidades de todos os índices, conforme apresentado nas Figuras 5 e 6, sendo que os investidores poderiam enfrentar dificuldades para contornarem possíveis prejuízos caso alocassem parte dos seus recursos nos mercados emergentes latino-americanos, tendo em vista as limitações que a cointegração pode desempenhar, conforme mencionado pela literatura explorada para este estudo.

Para a atividade econômica, contudo, as velocidades do ajuste são mais lentas, com destaque para o Chile com a maior velocidade e os Estados Unidos, o qual não apresentou convergência para o equilíbrio de longo prazo. Por meio da Figura 7, também é possível verificar o comportamento do equilíbrio de longo prazo levando em conta as atividades econômicas do Brasil, México e Chile. Considerando os vetores normalizados para IBCBR, IGAE e IMACEC, os retornos calculados pelo modelo VECM convergem para as relações de longo prazo, quando os termos de correção de erro são negativos.

Além disso, para alguns vetores, a atividade econômica também foi significativa nas relações de equilíbrio, contribuindo para que o sistema convergisse para uma relação de longo prazo que envolve os índices de mercado de capitais. Esses resultados são convergentes com os argumentos de Levine (1991, 1996), Levine e Zervos (1996, 1998) e Dermićuc-Kunt e Levine (1996), ou seja, existem relações que vão tanto do mercado de capitais para a atividade econômica quanto desta para aquela. Se a atividade econômica também contribui para a cointegração envolvendo índices de mercado, os benefícios da diversificação propostos por Markowitz (1952) também serão reduzidos no longo prazo. Isso sinaliza aos investidores que economias que se movem juntas tendem a apresentar desempenho semelhante em seus mercados de capitais, fato a ser levado em consideração diante de abalos econômicos e proteção de carteiras de investimento.

Para compreender melhor as relações de curto prazo entre as variáveis pesquisadas, a próxima seção contém as análises e discussões dos resultados relativos à dinâmica de curto prazo, a saber, dos coeficientes defasados produzidos pelo modelo VECM, testes de causalidade de Granger, respostas ao impulso e decomposição das variâncias dos erros de previsão. Para um melhor entendimento das situações de curto prazo, optou-se por realizar as análises em relação a cada país da amostra.

4.2 DINÂMICA DE CURTO PRAZO

Nessa seção, foram realizados testes para entender como as variáveis da pesquisa se relacionavam no curto prazo. Para tanto, a análise da segunda parte da Tabela 8 foi desmembrada para cada variável, reunindo apenas aqueles coeficientes que foram significativos. Junto desta análise, foram inseridas também a interpretação dos resultados provenientes dos testes de causalidade de Granger, respostas ao impulso e decomposição das variâncias.

Conforme mencionado na seção 4.1 deste estudo, existem dificuldades e é necessário cautela para interpretar os efeitos conjuntos dos coeficientes estimados pelo modelo VECM, o que justifica o emprego das demais modelagens para o entendimento das relações de curto prazo. Em relação às Figuras de resposta ao impulso, ressalta-se que não são reportadas as bandas ou regiões de confiança de 95% por limitações do software Eviews 10.

4.2.1 Brasil

Para a atividade econômica do Brasil, a Tabela 10 reúne os resultados da segunda parte do modelo VECM, a Tabela 11 contém os resultados do teste de causalidade de Granger, a Figura 11 e a Tabela 12 informam as respostas ao impulso para um período de 24 meses e a Tabela 13 fornece a decomposição da variância dos erros de previsão para um período de 48 meses.

Tabela 10 – R² ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ IBCBR.

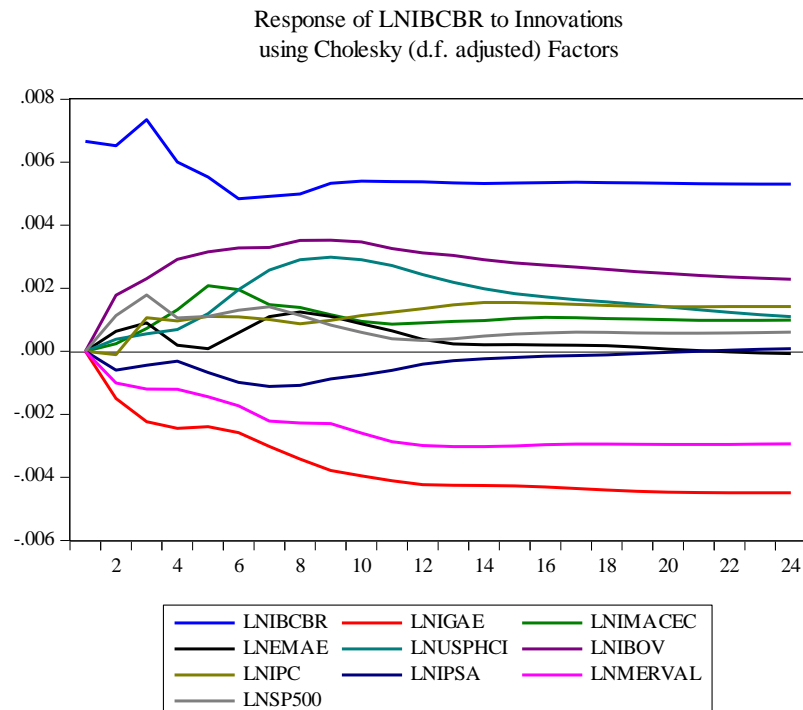
| Variável | Coefficiente |
|-------------------------|--------------|
| Δ IBCBR(-1) | 0,1609 ** |
| Δ IBCBR(-2) | 0,2609 *** |
| Δ EMAE(-3) | -0,1227 ** |
| Δ B3(-2) | -0,0237 ** |
| Δ SP500(-3) | -0,0558 ** |
| D.POSCRISE | 0,0150 *** |
| R ² AJUSTADO | 0,2850 |
| DESVIO-PADRÃO | 0,0078 |

Fonte: Elaboração própria. (*) indica valores críticos a 10%, (**) indica valores críticos a 5% e (***) indica valores críticos a 1%. Variáveis *dummies* como exógenas. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 11 – Testes de causalidade de Granger para Δ IBCBR.

| Variável Dependente | Variável Excluída | Valor-p |
|---------------------|-------------------|---------|
| Δ IBCBR | Δ IGAE | 0,5028 |
| Δ IBCBR | Δ IMACEC | 0,3983 |
| Δ IBCBR | Δ EMAE | 0,1334 |
| Δ IBCBR | Δ USPHCI | 0,9539 |
| Δ IBCBR | Δ B3 | 0,0872 |
| Δ IBCBR | Δ IPC | 0,5088 |
| Δ IBCBR | Δ IPSA | 0,5047 |
| Δ IBCBR | Δ MERVAL | 0,7571 |
| Δ IBCBR | Δ SP500 | 0,1216 |

Fonte: Elaboração própria. A hipótese nula do teste é a de que a variável dependente não Granger causa a variável excluída. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Figura 11 – Resposta ao impulso do Δ IBCBR em relação as demais variáveis.

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 12 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ IBCBR.

| Choques | Desvio-Padrão | Origem | Comportamento | Pico de Resposta | Tempo de Resposta | Estabilidade |
|-----------------|---------------|--------|----------------|------------------|-------------------|--------------|
| Δ IBCBR | 0,79% | 0,70% | Elevação-Queda | 0,75% | Até 10 meses | 0,50% |
| Δ IGAE | 0,70% | 0,00% | Queda | -0,40% | Até 12 meses | -0,40% |
| Δ IMACEC | 0,89% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,20% | Até 12 meses | 0,10% |
| Δ EMAE | 1,04% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,15% | Até 14 meses | 0,00% |
| Δ USPHCI | 0,17% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,30% | Até 24 meses | 0,10% |
| Δ B3 | 9,88% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,40% | Até 24 meses | 0,30% |
| Δ IPC | 6,58% | 0,00% | Elevação | 0,15% | Até 16 meses | 0,15% |
| Δ IPSA | 6,45% | 0,00% | Queda-Elevação | -0,10% | Até 20 meses | 0,00% |
| Δ MERVAL | 10,12% | 0,00% | Queda | -0,30% | Até 12 meses | -0,30% |
| Δ SP500 | 3,87% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,15% | Até 16 meses | 0,05% |

Fonte: Elaboração própria. Choques iguais a um desvio-padrão (Tabela 3) sobre os retornos de cada índice considerado. Após o tempo de resposta é alcançada a estabilidade. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 13 – Decomposição da variância do erro de previsão do IBCBR para 48 meses.

| Variável | IBCBR | IGAE | IMACEC | EMAE | USPHCI | B3 | IPC | IPSA | MERVAL | SP500 |
|----------|---------|---------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|
| IBCBR | 44,4402 | 26,1542 | 1,7262 | 0,2417 | 3,1837 | 9,3938 | 2,6174 | 0,2260 | 11,1510 | 0,8658 |

Fonte: Elaboração própria. Valores somados iguais a 100%.

Segundo a Tabela 10, os retornos do IBCBR defasados em um e dois meses geram impactos positivos e significativos a 1% no mês atual sobre si mesmos. Já os retornos do índice EMAE defasados em três meses, os do B3 defasados em dois meses e os do S&P500 defasados em três meses impactam negativamente os retornos atuais do IBCBR com significância de 5%. Após a crise, houve impacto significativo a 1% igual a 1,50% sobre a média dos retornos do índice. O desvio-padrão ficou em 0,78% equivalendo à terceira maior incerteza sobre o crescimento econômico em relação aos países da amostra. O modelo ainda conseguiu capturar 28,50% de informação e variância presente nos dados, informado pelo valor do R^2 ajustado.

O resultado do teste de causalidade de Granger contido na Tabela 11 rejeita a hipótese nula de que o índice B3 não Granger causa o índice IBCBR com significância de 10%. Esse resultado leva a indícios de que as informações provenientes do mercado de capitais brasileiro

são capazes de influenciar a atividade econômica do Brasil. Esse resultado é, de certa forma, convergente com os resultados do modelo VECM, exceto em relação aos índices EMAE e S&P500.

As principais impressões da resposta ao impulso contidas na Figura 11 foram reunidas na Tabela 12. Destaca-se que choques sobre os retornos da atividade econômica do México e do mercado de capitais da Argentina são capazes de gerar quedas nos retornos da atividade econômica brasileira de, respectivamente, -0,40% e -0,30%, pelo intervalo de um ano, resultado esse que se traduz em desaceleração do crescimento econômico do Brasil. Os choques sobre os retornos dos demais índices geraram respostas ondulatórias sobre o IBCBR, mas que, no geral, foram capazes de elevar os retornos para patamares superiores aos da origem durante intervalos que variaram entre 10 e 24 meses, exceto o mercado de capitais do Chile, cujo choque não foi capaz de elevar os retornos da atividade econômica do Brasil no intervalo considerado.

Em relação à decomposição da variância dos erros de previsão do IBCBR, constata-se que o índice pode ser explicado com maior relevância por ele próprio, IGAE, B3 e Merval, os quais juntos têm poder de explicação igual a 91,13%. Esses resultados também indicam que a atividade econômica do México e os mercados de capitais do Brasil e da Argentina contribuem nas previsões da atividade econômica brasileira, sendo o IGAE e Merval responsáveis por quedas e o B3 por altas nos retornos do IBCBR, conforme observado na Figura 8.

Para o mercado de capitais brasileiro, a Tabela 14 reúne os resultados da segunda parte do modelo VECM, a Tabela 15 contém os resultados do teste de causalidade de Granger, a Figura 12 e a Tabela 16 informam as respostas ao impulso para um período de 24 meses, e a Tabela 17 fornece a decomposição da variância dos erros de previsão para um período de 48 meses.

Tabela 14 – R² ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar $\Delta B3$.

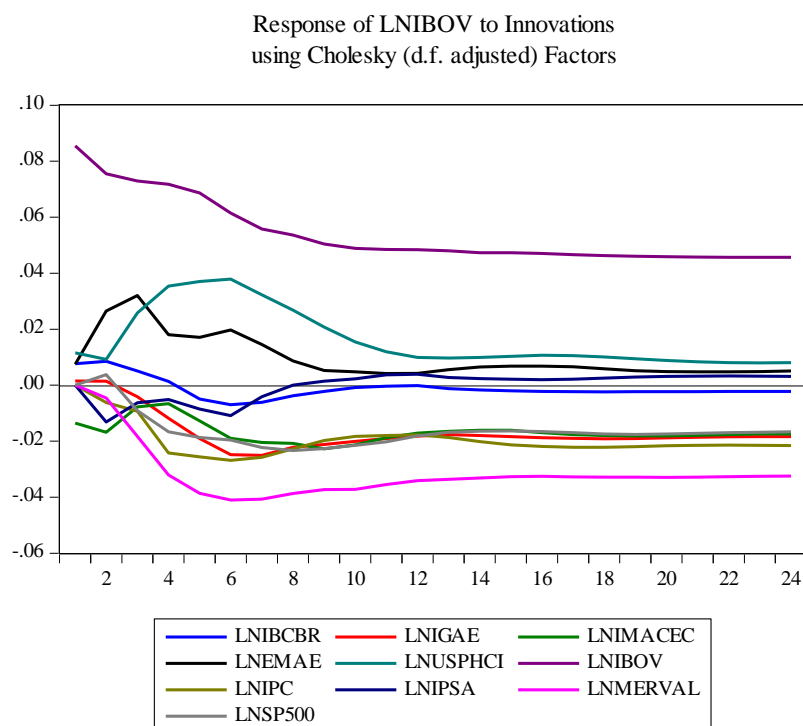
| Variável | Coefficiente |
|-------------------------|--------------|
| $\Delta IGAE(-1)$ | 3,8321 *** |
| $\Delta IGAE(-2)$ | 2,9061 ** |
| $\Delta EMAE(-1)$ | 1,3699 * |
| $\Delta EMAE(-3)$ | -1,4761 * |
| $\Delta USPHCI(-2)$ | 32,2779 *** |
| $\Delta SP500(-2)$ | -0,5854 * |
| D.CRISE | -0,1446 *** |
| R ² AJUSTADO | 0,1802 |
| DESVIO-PADRÃO | 0,0971 |

Fonte: Elaboração própria. (*) indica valores críticos a 10%, (**) indica valores críticos a 5% e (***) indica valores críticos a 1%. Variáveis *dummies* como exógenas. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 15 – Testes de causalidade de Granger para $\Delta B3$.

| Variável Dependente | Variável Excluída | Valor-p |
|---------------------|-------------------|---------|
| $\Delta B3$ | $\Delta IBCBR$ | 0,9522 |
| $\Delta B3$ | $\Delta IGAE$ | 0,0440 |
| $\Delta B3$ | $\Delta IMACEC$ | 0,2205 |
| $\Delta B3$ | $\Delta EMAE$ | 0,0602 |
| $\Delta B3$ | $\Delta USPHCI$ | 0,0226 |
| $\Delta B3$ | ΔIPC | 0,3907 |
| $\Delta B3$ | $\Delta IPSA$ | 0,5628 |
| $\Delta B3$ | $\Delta Merval$ | 0,3445 |
| $\Delta B3$ | $\Delta SP500$ | 0,1752 |

Fonte: Elaboração própria. A hipótese nula do teste é a de que a variável dependente não Granger causa a variável excluída. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Figura 12 – Resposta ao impulso do $\Delta B3$ em relação as demais variáveis.

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 16 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para $\Delta B3$.

| Choques | Desvio-Padrão | Origem | Comportamento | Pico de Resposta | Tempo de Resposta | Estabilidade |
|-----------------|---------------|--------|----------------|------------------|-------------------|--------------|
| $\Delta BCBR$ | 0,79% | 1,00% | Queda-Elevação | -1,00% | Até 12 meses | -0,50% |
| $\Delta IGAE$ | 0,70% | 0,00% | Queda-Elevação | -3,00% | Até 10 meses | -2,00% |
| $\Delta IMACEC$ | 0,89% | -1,00% | Elevação-Queda | -1,00% | Até 12 meses | -2,00% |
| $\Delta EMAE$ | 1,04% | 0,00% | Elevação-Queda | 3,50% | Até 10 meses | -2,00% |
| $\Delta USPHCI$ | 0,17% | 1,00% | Elevação-Queda | 4,00% | Até 22 meses | 1,00% |
| $\Delta B3$ | 9,88% | 9,00% | Queda | 5,00% | Até 18 meses | 5,00% |
| ΔIPC | 6,58% | 0,00% | Queda-Elevação | -3,00% | Até 14 meses | -2,00% |
| $\Delta IPSA$ | 6,45% | 0,00% | Queda-Elevação | -1,00% | Até 20 meses | 0,50% |
| $\Delta MERVAL$ | 10,12% | 0,00% | Queda-Elevação | -4,00% | Até 16 meses | -3,00% |
| $\Delta SP500$ | 3,87% | 0,00% | Queda | -2,00% | Até 14 meses | -2,00% |

Fonte: Elaboração própria. Choques iguais a um desvio-padrão (Tabela 3) sobre os retornos de cada índice considerado. Após o tempo de resposta é alcançada a estabilidade. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 17 – Decomposição da variância do erro de previsão do B3 para 48 meses.

| Variável | IBCBR | IGAE | IMACEC | EMAE | USPHCI | B3 | IPC | IPSA | MERVAL | SP500 |
|----------|--------|--------|--------|--------|--------|---------|--------|--------|---------|--------|
| B3 | 0,1858 | 6,2851 | 5,6810 | 1,6243 | 3,9911 | 48,1263 | 8,4179 | 0,3135 | 19,8981 | 5,4763 |

Fonte: Elaboração própria. Valores somados iguais a 100%.

De acordo com a Tabela 14, os retornos defasados em um e dois meses do IGAE geram impactos positivos e significativos a 1% e 5% respectivamente. Já os retornos defasados em um e três meses do EMAE geram impactos respectivamente positivos e negativos com significância de 10%. Em relação aos Estados Unidos, os retornos defasados em dois meses da sua atividade econômica e do seu mercado de capitais geram impactos positivos para o primeiro, com significância de 1%, e negativos para o segundo, com significância de 10%. Durante a crise, houve impacto negativo e significativo a 1% de -14,46% sobre a média dos retornos do índice. O desvio-padrão foi de 9,71%, o segundo maior em relação aos países considerados neste estudo, e o modelo captou 18,02% da informação e variância presente nos dados, segundo o R^2 ajustado.

Na Tabela 15, constam os resultados do teste de causalidade de Granger, o qual rejeitou a hipótese nula de que os índices IGAE, EMAE e USPHCI não Granger causam o índice B3 com significâncias de, respectivamente, 5%, 10% e 5%. Existem então suspeitas de que as atividades econômicas do México, Argentina e Estados Unidos conseguem impactar o mercado de capitais brasileiro. Esse é um resultado similar ao fornecido pelo modelo VECM retratado na Tabela 14, exceto para o índice S&P500.

Para a resposta ao impulso, a Figura 12 exibe o comportamento gráfico e a Tabela 16 concentra os principais resultados gerados. Destacam-se os resultados negativos produzidos por choques sobre os retornos dos índices IBCBR, IGAE, IMACEC, EMAE, B3, IPC, MERVAL e S&P500. Em outras palavras, choques nesses índices são capazes de reduzir os retornos do mercado de capitais em horizontes de tempo que variam entre 10 e 22 meses, exceto quando os choques são sobre a atividade econômica dos Estados Unidos e sobre o mercado de capitais do Chile.

A Tabela 17 informa o resultado da decomposição da variância dos erros de previsão para o índice B3. Quem mais explica o mercado de capitais brasileiro são o próprio índice B3 e os índices MERVAL, IPC, IGAE, IMACEC e S&P500, os quais juntos explicam 93,85% da

variância dos erros de previsão. Esses resultados são similares aos produzidos pela resposta ao impulso.

Os resultados para o Brasil confirmam as hipóteses levantadas por Levine (1991, 1996), Levine e Zervos (1996, 1998) e Dermiguç-Kunt e Levine (1996) e as informações divulgadas pelos relatórios da Cepal (2005, 2009, 2016). Tanto a atividade econômica quanto o mercado de capitais do Brasil sofrem influências das economias adjacentes e dos Estados Unidos. As evidências geradas com a resposta ao impulso e a decomposição das variâncias dos erros de previsão para a atividade econômica e o mercado de capitais brasileiro permitem concluir que o crescimento econômico do Brasil está atrelado à dinâmica dos mercados de capitais latino-americanos e americano, e o contrário também é válido. O teste de causalidade de Granger também foi capaz de sugerir que os retornos do índice B3 são capazes de causar a atividade econômica brasileira, respondendo ao problema levantado por esta pesquisa.

Para a crise econômica mundial de 2008, antes e durante o abalo econômico, não existiu variação percentual significativamente diferente de zero para atividade econômica, mas, após a crise, os retornos foram positivos e significativos em 1,5% na média. Para o mercado de capitais, não houve variação significativamente diferente de zero para o período anterior e posterior a crise, mas, durante ela, a média dos retornos foi negativa em -14,16%, o que confirma os dados fornecidos por Carvalho (2008), Cintra e Farhi (2008), Borça Junior e Torres Filho (2008), Kindleberger e Aliber (2013), e Bartram e Bodnar (2009).

Para o mercado de capitais, o resultado já era esperado, tendo em vista os estudos prévios produzidos pela literatura de referência para esta pesquisa. O resultado positivo para a economia brasileira no pós-crise (junho de 2009 em diante) pode ser proveniente da eficiência das medidas monetárias e creditícias adotadas pelo Brasil para contornar os resultados ruins que acometeram as economias mundiais a partir do momento que a desconfiança com a crise *subprime* se elevou (IPEA, 2009).

4.2.2 México

Para a atividade econômica do México, a Tabela 18 reúne os resultados da segunda parte do modelo VECM, a Tabela 19 contém os resultados do teste de causalidade de Granger, a Figura 13 e a Tabela 20 informam as respostas ao impulso para um período de 24 meses, e a Tabela 21 fornece a decomposição da variância dos erros de previsão para um período de 48 meses.

Tabela 18 – R² ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ IGAE.

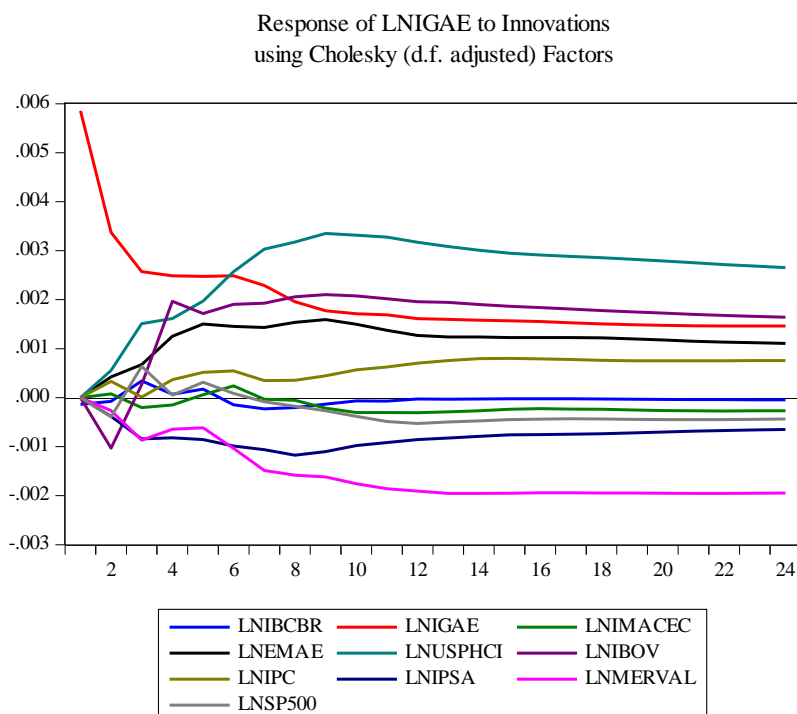
| Variável | Coefficiente |
|-------------------------|--------------|
| Δ IBCBR(-1) | 0,1286 * |
| Δ IBCBR(-2) | 0,1424 ** |
| Δ B3(-1) | -0,0209 ** |
| Δ SP500(-3) | -0,0237 ** |
| PRÉ-CRISE | -0,0094 *** |
| D.POSCRISE | 0,0128 *** |
| R ² AJUSTADO | 0,3151 |
| DESVIO-PADRÃO | 0,0070 |

Fonte: Elaboração própria. (*) indica valores críticos a 10%, (**) indica valores críticos a 5% e (***) indica valores críticos a 1%. Variáveis *dummies* como exógenas. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 19 – Testes de causalidade de Granger para Δ IGAE.

| Variável Dependente | Variável Excluída | Valor-p |
|---------------------|-------------------|---------|
| Δ IGAE | Δ IBCBR | 0,0545 |
| Δ IGAE | Δ IMACEC | 0,5392 |
| Δ IGAE | Δ EMAE | 0,9182 |
| Δ IGAE | Δ USPHCI | 0,0454 |
| Δ IGAE | Δ B3 | 0,0232 |
| Δ IGAE | Δ IPC | 0,5601 |
| Δ IGAE | Δ IPSA | 0,5587 |
| Δ IGAE | Δ MERVAL | 0,6638 |
| Δ IGAE | Δ SP500 | 0,0823 |

Fonte: Elaboração própria. A hipótese nula do teste é a de que a variável dependente não Granger causa a variável excluída. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Figura 13 – Resposta ao impulso do Δ IGAE em relação as demais variáveis.

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 20 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ IGAE.

| Choques | Desvio-Padrão | Origem | Comportamento | Pico de Resposta | Tempo de Resposta | Estabilidade |
|-----------------|---------------|--------|----------------|------------------|-------------------|--------------|
| Δ IBCBR | 0,79% | 0,00% | Elevaçãp-Queda | 0,05% | Até 12 meses | 0,00% |
| Δ IGAE | 0,70% | 0,60% | Queda | 0,20% | Até 12 meses | 0,20% |
| Δ IMACEC | 0,89% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,05% | Até 10 meses | -0,05% |
| Δ EMAE | 1,04% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,15% | Até 12 meses | 0,10% |
| Δ USPHCI | 0,17% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,35% | Até 20 meses | 0,30% |
| Δ B3 | 9,88% | 0,00% | Queda-Elevação | 0,20% | Até 20 meses | 0,20% |
| Δ IPC | 6,58% | 0,00% | Elevação | 0,10% | Até 14 meses | 0,10% |
| Δ IPSA | 6,45% | 0,00% | Queda-Elevação | -0,10% | Até 20 meses | -0,05% |
| Δ MERVAL | 10,12% | 0,00% | Queda | -0,20% | Até 14 meses | -0,20% |
| Δ SP500 | 3,87% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,05% | Até 12 meses | -0,05% |

Fonte: Elaboração própria. Choques iguais a um desvio-padrão (Tabela 3) sobre os retornos de cada índice considerado. Após o tempo de resposta é alcançada a estabilidade. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 21 – Decomposição da variância do erro de previsão do IGAE para 48 meses.

| Variável | IBCBR | IGAE | IMACEC | EMAE | USPHCI | B3 | IPC | IPSA | MERVAL | SP500 |
|----------|--------|---------|--------|--------|---------|---------|--------|--------|---------|--------|
| IGAE | 0,0432 | 18,5817 | 0,3182 | 7,0290 | 36,3485 | 14,6657 | 2,4757 | 2,7359 | 16,9308 | 0,8708 |

Fonte: Elaboração própria. Valores somados iguais a 100%.

A análise da Tabela 18 permite concluir que os retornos do IBCBR defasados em um e dois meses geram impactos positivos e significativos de, respectivamente, 10% e 5% no mês atual do índice IGAE. Já os retornos defasados em um mês do índice B3 e defasados em três meses do índice S&P500 causam impactos negativos nos retornos do índice IGAE hoje com significância de 5%. Antes da crise, existiu impacto negativo e significativo a 1% igual a -0,94% na média dos retornos do IGAE, mas, após a crise, esse impacto foi positivo e com mesma significância, mas igual a 1,28% sobre a média dos retornos. Já o desvio-padrão foi de 0,70%, o segundo menor em relação aos demais países da amostra. Através do modelo, foi ainda possível captar 31,51% de informação e variância com os dados utilizados.

Depreende-se da Tabela 19 que a hipótese nula do teste de causalidade de Granger, a qual indica que um determinado índice não Granger causa o índice IGAE, foi rejeitada para os índices IBCBR, USPHCI, B3 e S&P500 com significâncias estatísticas de, respectivamente, 10%, 5%, 5% e 10%. O resultado é semelhante ao obtido pelo modelo VECM na Tabela 18, exceto em relação ao índice USPHCI.

A análise das respostas ao impulso contidas na Figura 13 e reunidas na Tabela 20 permite concluir que o maior impacto negativo sobre os retornos do índice IGAE acontece quando os choques são sobre o próprio índice. De maneira contrária, o maior impacto positivo é oriundo de choques sobre os retornos do USPHCI, índice que é capaz de elevar em 0,30% os retornos do índice IGAE a partir do décimo mês. Os choques sobre os retornos do índice B3 também são relevantes para os retornos do IGAE, uma vez que os elevam para 0,20% após 20 meses. O contrário é visto para os choques sobre os retornos do índice MERVAL, capaz de reduzir os retornos do IGAE em -0,20% em tempo ainda mais curto, igual a 14 meses. Outro índice que merece destaque é o EMAE, pois choque sobre os seus retornos causam respostas de 0,15% sobre os retornos do IGAE, com leve queda para 0,10% após 12 meses.

Para a decomposição da variância dos erros de previsão do IGAE, a Tabela 21 informa que 93,53% dessa variância é explicada pelos índices IGAE (18,58%), EMAE (7,02%), USPHCI (36,34%), B3 (14,66) e MERVAL (16,93%). Assim como observado para a resposta ao

impulso, esses resultados indicam que os mercados de capitais brasileiro e argentino são os que mais explicam o comportamento da atividade econômica mexicana após 48 meses, enquanto que as atividades econômicas da Argentina, Estados Unidos e México são as que mais influenciam o IGAE. Merece destaque o índice USPHCI, indicando que a atividade econômica dos Estados Unidos explica 36,34% da atividade econômica mexicana.

Para o mercado de capitais do México, a Tabela 22 contém os resultados da segunda parte do modelo VECM, a Tabela 23 reúne os resultados do teste de causalidade de Granger, a Figura 14 e a Tabela 24 informam as respostas ao impulso para um período de 24 meses, e a Tabela 25 fornece a decomposição da variância dos erros de previsão para um período de 48 meses.

Tabela 22 – R² ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ IPC.

| Variável | Coefficiente |
|-------------------------|--------------|
| Δ IBCBR(-1) | 1,3326 ** |
| Δ IGAE(-1) | 2,3128 ** |
| Δ IGAE(-2) | 2,2266 ** |
| Δ IPC(-2) | 0,2843 ** |
| Δ SP500(-2) | -0,5338 ** |
| PRÉ-CRISE | 0,0607 * |
| D.CRISE | 0,1275 *** |
| D.POSCRISE | -0,1422 *** |
| R ² AJUSTADO | 0,1981 |
| DESVIO-PADRÃO | 0,0656 |

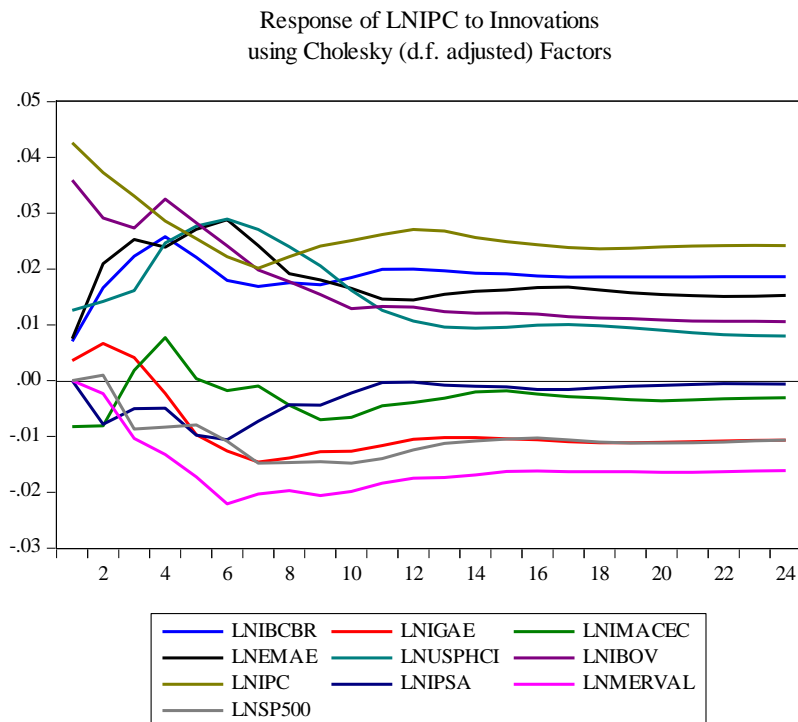
Fonte: Elaboração própria. (*) indica valores críticos a 10%, (**) indica valores críticos a 5% e (***) indica valores críticos a 1%. Variáveis *dummies* como exógenas. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 23 – Testes de causalidade de Granger para ΔIPC .

| Variável Dependente | Variável Excluída | Valor-p |
|---------------------|-------------------|---------|
| ΔIPC | $\Delta IBCBR$ | 0,1727 |
| ΔIPC | $\Delta IGAE$ | 0,0475 |
| ΔIPC | $\Delta IMACEC$ | 0,0915 |
| ΔIPC | $\Delta EMAE$ | 0,3982 |
| ΔIPC | $\Delta USPHCI$ | 0,6121 |
| ΔIPC | $\Delta B3$ | 0,7075 |
| ΔIPC | $\Delta IPSA$ | 0,7440 |
| ΔIPC | $\Delta Merval$ | 0,8657 |
| ΔIPC | $\Delta SP500$ | 0,0970 |

Fonte: Elaboração própria. A hipótese nula do teste é a de que a variável dependente não Granger causa a variável excluída. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Figura 14 – Resposta ao impulso do ΔIPC em relação as demais variáveis.



Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 24 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ IPC.

| Choques | Desvio-Padrão | Origem | Comportamento | Pico de Resposta | Tempo de Resposta | Estabilidade |
|-----------------|---------------|--------|----------------|------------------|-------------------|--------------|
| Δ IBCBR | 0,79% | 0,75% | Elevação-Queda | 2,50% | Até 12 meses | 2,00% |
| Δ IGAE | 0,70% | 0,40% | Queda-Elevação | -1,50% | Até 14 meses | -1,00% |
| Δ IMACEC | 0,89% | 0,00% | Queda-Elevação | 1,00% | Até 20 meses | -0,50% |
| Δ EMAE | 1,04% | 0,75% | Elevação-Queda | 3,00% | Até 20 meses | 2,50% |
| Δ USPHCI | 0,17% | 1,25% | Elevação-Queda | 3,00% | Até 22 meses | 1,00% |
| Δ B3 | 9,88% | 3,80% | Queda-Elevação | 1,00% | Até 20 meses | 1,00% |
| Δ IPC | 6,58% | 4,50% | Queda-Elevação | 2,00% | Até 20 meses | 2,50% |
| Δ IPSA | 6,45% | 0,00% | Queda-Elevação | -1,00% | Até 20 meses | 0,00% |
| Δ MERVAL | 10,12% | 0,00% | Queda-Elevação | -2,20% | Até 18 meses | -2,00% |
| Δ SP500 | 3,87% | 0,00% | Queda-Elevação | -1,50% | Até 16 meses | -1,00% |

Fonte: Elaboração própria. Choques iguais a um desvio-padrão (Tabela 3) sobre os retornos de cada índice considerado. Após o tempo de resposta é alcançada a estabilidade. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 25 – Decomposição da variância do erro de previsão para IPC para 48 meses.

| Variável | IBCBR | IGAE | IMACEC | EMAE | USPHCI | B3 | IPC | IPSA | MERVAL | SP500 |
|----------|---------|--------|--------|---------|--------|---------|---------|--------|---------|--------|
| IPC | 16,0347 | 5,1848 | 0,6547 | 13,2017 | 7,2808 | 10,4430 | 29,2669 | 0,4166 | 12,1084 | 5,4079 |

Fonte: Elaboração própria. Valores somados iguais a 100%.

As informações extraídas pela Tabela 22 permitem dizer que os retornos defasados em um mês para o índice IBCBR, um e dois meses para o índice IGAE, dois meses para o índice IPC e dois meses para o índice S&P500, geram impactos positivos e significativos a 5%, exceto para o índice S&P500, cujo impacto é negativo. Antes da crise, os retornos do índice IPC exibiram resultados positivos e significativos a 10% na média, iguais a 6,07%. Durante a crise, os retornos foram positivos em 12,75% na média, com significância de 1% e, após a crise, os retornos sofreram impactos negativos em -14,22% na média, com mesma significância. O risco, medido pelo desvio-padrão, foi de 6,56%, o terceiro maior da amostra, e os dados utilizados pela modelagem foram capazes de captar 19,81% da informação e variância de acordo com o R^2 ajustado.

Segundo a Tabela 23, a hipótese nula de que os índices IGAE, IMACEC e S&P500 não Granger causam o índice IPC foi rejeitada com significâncias de 5%, 10% e 10%

respectivamente. Esses resultados também são semelhantes para os observados na Tabela 22, exceto para o índice IMACEC.

A Figura 14 e Tabela 24 fornecem as respostas ao impulso. Percebe-se que choques sobre os retornos do IBCBR são importantes para elevar os retornos do IPC em 2%, enquanto que os choques provenientes do índice EMAE os elevam ainda mais, em 2,5%. Quando o choque acontece sobre os retornos do B3, o resultado é negativo, por diminuir os retornos do índice IPC para o patamar de 1% em até 20 meses. Choques sobre os retornos do índice Merval também são negativos, levando os retornos do IPC de 0% para -2% em um intervalo de até 18 meses. Resultado parecido acontece quando o choque é sobre os retornos do índice IGAE, ou seja, se a atividade econômica mexicana é acometida por alguma inovação, os retornos do índice IPC que se encontravam em 0,40% declinam para -1%. Desempenho ruim dos retornos do IPC é também observado quando os choques são sobre os retornos dele próprio e da atividade econômica e do mercado de capitais dos Estados Unidos.

Pela Tabela 25, é possível perceber que esses resultados convergem com as explicações da variância dos erros de previsão do índice IPC. Cerca de 98,89% da variância do índice é explicada por IBCBR (16,03%), IGAE (5,18%), EMAE (13,27%), USPHCI (7,28%), B3 (10,44%), IPC (29,26%), Merval (12,10%) e S&P500 (5,47%). Destaque importante está para a atividade econômica brasileira e o seu mercado de capitais, junto com o mercado de capitais da Argentina, os quais explicam parcela considerável do índice IPC após 48 meses.

Analisando os resultados para o México, novamente as hipóteses levantadas por Levine (1991, 1996), Levine e Zervos (1996, 1998) e Dermiguç-Kunt e Levine (1996) estão corretas. Tanto a atividade econômica quanto o mercado de capitais mexicano é capaz de sofrer influências de outras bolsas de valores e das economias vizinhas. No caso do índice IGAE, percebe-se que a maior parcela que explica o seu comportamento é advinda da economia dos Estados Unidos e dos mercados de capitais do Brasil e Argentina. Para o índice IPC, as explicações maiores são provenientes do Brasil e também do mercado de capitais da Argentina.

Durante a crise *subprime*, não houve variação percentual significativamente diferente de zero para a atividade econômica do país, mas, antes da crise, os impactos sobre a média foram de -0,94, enquanto que, após a crise, o impacto foi positivo em 1,28% sobre a média dos retornos. Para o mercado de capitais, os impactos sobre a média foram significativos em 6,07% antes da crise, 12,75% durante o período de crise e -14,22% após a crise. Esses

resultados fogem um pouco do esperado, principalmente quando levamos em conta os dados fornecidos por Carvalho (2008), Cintra e Farhi (2008), Borça Junior e Torres Filho (2008), Kindleberger e Aliber (2013) e Bartram e Bodnar (2009) sobre o período de crise, e as informações de Dornbusch, Park e Claessens (2000), Kaminsky, Reinhart e Vegh (2003), Edwards (2000), Singer (2009), Cano (2009) e Gonçalves (2008) sobre o efeito contágio na América Latina. Possível explicação pode residir no sucesso das medidas adotadas pelo México para amenizar os impactos da crise, conforme relatado pelo IPEA (2009).

4.2.3 Chile

Os dados relativos à atividade econômica do Chile provenientes do modelo VECM encontram-se na Tabela 26, enquanto que os resultados do teste de causalidade de Granger podem ser vistos na Tabela 27. A Figura 15 e a Tabela 28 fornecem as respostas ao impulso da variável, e a Tabela 29 informa a decomposição da variância dos erros de previsão para um período de 48 meses.

Tabela 26 – R² ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ IMACEC.

| Variável | Coefficiente |
|-------------------------|--------------|
| Δ IBCBR(-3) | -0,1820 ** |
| Δ IGAE(-1) | 0,2269 * |
| Δ EMAE(-2) | 0,1472 ** |
| Δ EMAE(-3) | 0,1410 ** |
| Δ USPHCI(-1) | 3,4998 *** |
| Δ USPHCI(-3) | 2,3314 ** |
| Δ IPSA(-2) | -0,0544 *** |
| Δ IPSA(-3) | -0,0394*** |
| Δ MERVAL(-3) | 0,0153 * |
| Δ SP500(-1) | 0,0614 ** |
| Δ SP500(-2) | 0,0854 *** |
| PRÉ-CRISE | -0,0187 *** |
| D.CRISE | 0,0064 * |
| D.POSCRISE | 0,0155 *** |
| R ² AJUSTADO | 0,3625 |
| DESVIO-PADRÃO | 0,0089 |

Fonte: Elaboração própria. (*) indica valores críticos a 10%, (**) indica valores críticos a 5% e (***) indica valores críticos a 1%. Variáveis *dummies* como exógenas. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 28 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ IMACEC.

| Choques | Desvio-Padrão | Origem | Comportamento | Pico de Resposta | Tempo de Resposta | Estabilidade |
|-----------------|---------------|--------|----------------|------------------|-------------------|--------------|
| Δ IBCBR | 0,79% | 0,10% | Elevação | 0,38% | Até 6 meses | 0,30% |
| Δ IGAE | 0,70% | -0,05% | Queda | -0,18% | Até 14 meses | -0,18% |
| Δ IMACEC | 0,89% | 0,70% | Queda | 0,30% | Até 18 meses | 0,30% |
| Δ EMAE | 1,04% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,18% | Até 18 meses | 0,05% |
| Δ USPHCI | 0,17% | 0,00% | Elevação | 0,30% | Até 18 meses | 0,30% |
| Δ B3 | 9,88% | 0,00% | Queda-Elevação | -0,10% | Até 16 meses | 0,05% |
| Δ IPC | 6,58% | 0,00% | Elevação | 0,30% | Até 10 meses | 0,30% |
| Δ IPSA | 6,45% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,10% | Até 18 meses | 0,10% |
| Δ MERVAL | 10,12% | 0,00% | Elevação-Queda | -0,10% | Até 14 meses | -0,10% |
| Δ SP500 | 3,87% | 0,00% | Queda | -0,22% | Até 18 meses | -0,20% |

Fonte: Elaboração própria. Choques iguais a um desvio-padrão (Tabela 3) sobre os retornos de cada índice considerado. Após o tempo de resposta é alcançada a estabilidade. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 29 – Decomposição da variância do erro de previsão para IMACEC para 48 meses.

| Variável | IBCBR | IGAE | IMACEC | EMAE | USPHCI | B3 | IPC | IPSA | MERVAL | SP500 |
|----------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|--------|---------|
| IMACEC | 18,1037 | 4,5316 | 22,9637 | 0,2169 | 17,6149 | 0,2050 | 22,2617 | 1,8547 | 2,0695 | 10,1778 |

Fonte: Elaboração própria. Valores somados iguais a 100%.

Pela Tabela 26, a atividade econômica chilena sofre impactos negativos dos retornos seguintes índices: IBCBR defasado em três meses e IPSA defasado em dois e três meses, com significância estatística de respectivamente 5%, 1% e 1%. Já os impactos positivos são de responsabilidade dos retornos dos índices: IGAE defasado em um mês, EMAE defasado em dois e três meses, USPHCI defasado em um e três meses, MERVAL defasado em três meses e S&P500 defasado em um e dois meses, com significância estatística de respectivamente 10%, 5%, 5%, 1%, 5%, 10%, 5% e 1%. O período anterior à crise econômica mundial de 2008 foi significativo a 1% levando a uma queda na média dos retornos do IMACEC igual a 1,87%. A crise ocasionou um aumento na média dos retornos igual a 0,64% com significância de 10% e o período posterior à crise levou a um aumento na média dos retornos igual a 1,55% com significância de 1%. O risco medido pelo desvio-padrão foi de 0,89%, o segundo maior para

os países da amostra. Os dados captaram 36,25% da informação e variância para o índice IMACEC, conforme valor do R^2 ajustado obtido.

Na Tabela 27, estão tabulados os resultados dos testes de causalidade de Granger para os retornos do IMACEC. Os resultados para EMAE, USPHCI, IPSA, Merval e S&P500 rejeitam a hipótese nula de que tais índices não Granger causam o índice IMACEC com significâncias de, respectivamente, 1%, 1%, 1%, 10% e 1%. Esses resultados são convergentes com os apresentados pela Tabela 26. Destaca-se o fato de três índices de mercado de capitais serem significativos para o indício de causalidade no sentido de Granger em relação à atividade econômica chilena.

De acordo com a Figura 15 e a Tabela 28, destaca-se que os retornos da atividade econômica do Brasil geram respostas positivas em até 6 meses sobre a atividade econômica chilena, enquanto que choques sobre os retornos do próprio índice IMACEC ocasionam quedas de 0,40% de amplitude sobre si mesmos ao longo de 18 meses. Quando as inovações são provenientes dos retornos da atividade econômica dos Estados Unidos, os retornos do IMACEC reagem positivamente no intervalo de 18 meses, elevando-se em 0,30%. Outro destaque importante pode ser dado aos choques sobre os retornos do mercado de capitais mexicano, os quais elevam a atividade econômica chilena em 0,30% após 10 meses. Em contrapartida, inovações sobre os retornos do índice S&P500 levam a quedas dos retornos do IMACEC em -0,20%.

A decomposição da variância do erro de previsão para o índice IMACEC, conforme consta na Tabela 29, é mais explicada pelos índices IBCBR (18,10%), IMACEC (22,96%), USPHCI (17,61%), IPC (22,26%) e S&P500 (10,17%). Juntos, esses índices explicam 91,10% da decomposição da variância dos erros de previsão da atividade econômica chilena. Os destaques ficam por conta das atividades econômicas do Brasil e Estados Unidos e pelos mercados de capitais do México e Estados Unidos, resultados convergentes com as análises obtidas pela resposta ao impulso.

Em relação ao mercado de capitais chileno, a Tabela 30 fornece a segunda parte do modelo VECM, a Tabela 31 contém os resultados do teste de causalidade de Granger, a Figura 16 e a Tabela 32 informam os resultados da resposta ao impulso para um período de 24 meses, e a tabela 33 contém a decomposição da variância dos erros de previsão para um período de 48 meses.

Tabela 30 – R² ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ IPSA.

| Variável | Coefficiente |
|-------------------------|--------------|
| Δ IPC(-2) | 0,2810 ** |
| Δ IPSA(-1) | -0,2485 * |
| Δ SP500(-2) | -0,5024 ** |
| D.CRISE | -0,1191 *** |
| R ² AJUSTADO | 0,1410 |
| DESVIO-PADRÃO | 0,0636 |

Fonte: Elaboração própria. (*) indica valores críticos a 10%, (**) indica valores críticos a 5% e (***) indica valores críticos a 1%. Variáveis *dummies* como exógenas. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 31 – Testes de causalidade de Granger para Δ IPSA.

| Variável Dependente | Variável Excluída | Valor-p |
|---------------------|-------------------|---------|
| Δ IPSA | Δ IBCBR | 0,8026 |
| Δ IPSA | Δ IGAE | 0,8930 |
| Δ IPSA | Δ IMACEC | 0,8433 |
| Δ IPSA | Δ EMAE | 0,6294 |
| Δ IPSA | Δ USPHCI | 0,8600 |
| Δ IPSA | Δ B3 | 0,4060 |
| Δ IPSA | Δ IPC | 0,1438 |
| Δ IPSA | Δ MERVAL | 0,3672 |
| Δ IPSA | Δ SP500 | 0,1580 |

Fonte: Elaboração própria. A hipótese nula do teste é a de que a variável dependente não Granger causa a variável excluída. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 33 – Decomposição da variância do erro de previsão para IPSA para 48 meses.

| Variável | IBCBR | IGAE | IMACEC | EMAE | USPHCI | B3 | IPC | IPSA | MERVAL | SP500 |
|----------|--------|---------|--------|--------|--------|---------|--------|---------|---------|--------|
| IPSA | 0,1488 | 17,4210 | 0,3102 | 2,4205 | 3,6180 | 13,9903 | 0,4543 | 46,2193 | 11,1251 | 4,2921 |

Fonte: Elaboração própria. Valores somados iguais a 100%.

Segundo a Tabela 30, os retornos do índice IPC e S&P500, ambos defasados em dois meses e com significância de 5%, geram impactos respectivamente positivos e negativos sobre os retornos do IPSA atuais. Já os retornos do próprio IPSA defasado em um mês geram impactos negativos com 10% de significância. Apenas a *dummy* de crise foi significativa, a 1%, informando que a média dos retornos foi impactada negativamente a -11,91% no período da crise *subprime*. O risco igual a 6,36% é o segundo menor para os países latino-americanos, e ressalta-se ainda que os dados do índice IPSA junto com os demais conseguem explicar 14,10% da informação e da variância observada.

Os resultados do teste de causalidade de Granger podem ser observados na Tabela 31. A hipótese nula de que um índice não Granger causa o índice IPSA não pode ser rejeitada em nenhum dos casos. Esses resultados divergem daqueles produzidos pelo modelo VECM conforme consta na Tabela 30, tendo em vista que IPC, IPSA e S&P500 gerariam impactos sobre os retornos atuais do índice IPSA.

A análise da Figura 16 e Tabela 32 indica que choques sobre os retornos dos índices IGAE e MERVAL são capazes de gerar respostas negativas sobre os retornos do mercado de capitais chileno em intervalos de 16 e 18 meses respectivamente. Outro resultado negativo importante é fornecido pelo choque sobre os retornos do índice S&P500, os quais diminuem os retornos do IPSA ao longo de 20 meses. Caso o choque aconteça sobre os retornos do índice B3, a queda sobre os retornos do índice IPSA também acontecem ao longo de 20 meses, mas a estabilidade não chega a valores negativos. As inovações sobre os retornos do índice EMAE desencadeiam respostas positivas sobre os retornos do mercado de capitais chileno nos primeiros meses, mas os ganhos vão se dissipando até que os retornos do índice IPSA se estabilizam próximo aos seus valores originais.

Pela Tabela 33, é possível concluir que a variância dos erros de previsão para o índice IPSA ao longo de 48 meses é melhor explicada pelo IGAE (17,42%), B3 (13,99%), IPSA (46,21%) e MERVAL (11,12%). Essas variáveis juntas explicam 88,74% da variância dos erros de previsão do IPSA, destacando que o próprio índice passa a explicar menos da metade

da variância dos seus erros após 48 períodos, ficando o restante sob responsabilidade das demais variáveis do sistema. Esses resultados convergem com as maiores amplitudes de resposta ao impulso fornecidas pela Figura 13.

De uma forma geral, para o Chile, os resultados são convergentes com a literatura mencionada no que tange à causalidade entre mercado de capitais e crescimento econômico medido pelos índices de atividade econômica deste estudo. O índice IMACEC é em boa parte explicado pela atividade econômica do Brasil (elevação positiva), Chile (queda com manutenção positiva), USPHCI (elevação positiva), IPC (elevação positiva) e S&P500 (queda negativa). Já o índice IPSA é em boa parte explicado pela atividade econômica mexicana (queda negativa), pelo mercado de capitais argentino (queda negativa), pelo mercado de capitais brasileiro (queda, com manutenção positiva) e pelo próprio índice IPSA.

Em relação à crise econômica mundial de 2008, a atividade econômica do Chile antes do abalo econômico foi negativada em 1,87% na média, apresentando resultados positivos iguais a 0,64%, durante a crise, e mais positivos ainda no pós-crise, iguais a 1,55%. Para o mercado de capitais, os impactos negativos na média foram mais sobressalentes, iguais a -11,91%. Esses resultados podem indicar que a atividade da economia chilena sofreu impactos menores sobre a média dos seus retornos, enquanto que o mercado de capitais sofreu abalos mais contundentes. Em termos econômicos, as medidas do IPEA (2009) e o bom histórico do Chile de acordo com Hofman (2000), Soto e Zurita (2011) e Solimano e Soto (2005) podem ser possíveis explicações. Ademais, os resultados corroboram os apresentados por Carvalho (2008), Cintra e Farhi (2008), Borça Junior e Torres Filho (2008), Kindleberger e Aliber (2013) e Bartram e Bodnar (2009) em relação à crise econômica mundial de 2008, e os argumentos de Dornbusch, Park e Claessens (2000), Kaminsky, Reinhart e Vegh (2003), Edwards (2000), Singer (2009), Cano (2009) e Gonçalves (2008) sobre o efeito contágio para a América Latina.

4.2.4 Argentina

Para a dinâmica de curto prazo da atividade econômica da Argentina, os dados do modelo VECM encontram-se reunidos na Tabela 34, os testes de causalidade de Granger na Tabela 35, as respostas ao impulso para 24 meses nas Figuras 17 e Tabela 36, e a decomposição da variância dos erros de previsão para 48 meses na Tabela 37.

Tabela 34 – R² ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ EMAE.

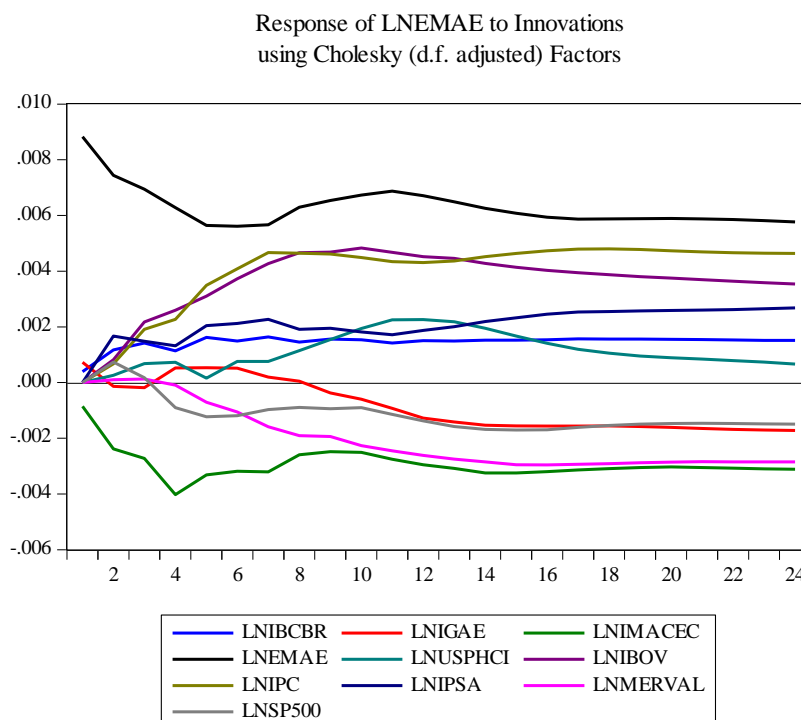
| Variável | Coefficiente |
|-------------------------|--------------|
| Δ B3(-3) | 0,0261 * |
| Δ IPC(-1) | -0,0539 ** |
| Δ IPSA(-3) | -0,0374 ** |
| Δ SP500(-1) | 0,0813 ** |
| PRÉ-CRISE | -0,0154 *** |
| D.POSCRISE | 0,0269 *** |
| R ² AJUSTADO | 0,2426 |
| DESVIO-PADRÃO | 0,0102 |

Fonte: Elaboração própria. (*) indica valores críticos a 10%, (**) indica valores críticos a 5% e (***) indica valores críticos a 1%. Variáveis *dummies* como exógenas. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 35 – Testes de causalidade de Granger para Δ EMAE.

| Variável Dependente | Variável Excluída | Valor-p |
|---------------------|-------------------|---------|
| Δ EMAE | Δ IBCBR | 0,8798 |
| Δ EMAE | Δ IGAE | 0,4656 |
| Δ EMAE | Δ IMACEC | 0,1087 |
| Δ EMAE | Δ USPHCI | 0,7417 |
| Δ EMAE | Δ B3 | 0,2089 |
| Δ EMAE | Δ IPC | 0,0762 |
| Δ EMAE | Δ IPSA | 0,1993 |
| Δ EMAE | Δ MERVAL | 0,9316 |
| Δ EMAE | Δ SP500 | 0,1472 |

Fonte: Elaboração própria. A hipótese nula do teste é a de que a variável dependente não Granger causa a variável excluída. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Figura 17 – Resposta ao impulso do Δ EMAE em relação as demais variáveis.

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 36 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ EMAE.

| Choques | Desvio-Padrão | Origem | Comportamento | Pico de Resposta | Tempo de Resposta | Estabilidade |
|-----------------|---------------|--------|----------------|------------------|-------------------|--------------|
| Δ IBCBR | 0,79% | 0,10% | Elevação | 0,18% | Até 12 meses | 0,18% |
| Δ IGAE | 0,70% | 0,10% | Queda | -0,18% | Até 12 meses | -0,18% |
| Δ IMACEC | 0,89% | -0,10% | Queda-Elevação | -0,40% | Até 18 meses | -0,30% |
| Δ EMAE | 1,04% | 0,90% | Queda-Elevação | 0,60% | Até 20 meses | 0,60% |
| Δ USPHCI | 0,17% | 0,00% | Elevação | 0,20% | Até 24 meses | 0,10% |
| Δ B3 | 9,88% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,50% | Até 24 meses | 0,40% |
| Δ IPC | 6,58% | 0,00% | Elevação | 0,50% | Até 20 meses | 0,50% |
| Δ IPSA | 6,45% | 0,00% | Elevação | 0,30% | Até 24 meses | 0,30% |
| Δ MERVAL | 10,12% | 0,00% | Queda | -0,30% | Até 20 meses | -0,30% |
| Δ SP500 | 3,87% | 0,00% | Elevação-Queda | -0,18% | Até 14 meses | -0,18% |

Fonte: Elaboração própria. Choques iguais a um desvio-padrão (Tabela 3) sobre os retornos de cada índice considerado. Após o tempo de resposta é alcançada a estabilidade. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 37 – Decomposição da variância do erro de previsão para EMAE para 48 meses.

| Variável | IBCBR | IGAE | IMACEC | EMAE | USPHCI | B3 | IPC | IPSA | MERVAL | SP500 |
|----------|--------|--------|--------|---------|--------|---------|---------|--------|--------|--------|
| EMAE | 2,2456 | 2,2671 | 9,5075 | 36,8945 | 0,9148 | 13,1720 | 19,9487 | 6,3762 | 6,7673 | 1,9056 |

Fonte: Elaboração própria. Valores somados iguais a 100%.

De acordo com a Tabela 34, os retornos do mercado de capitais brasileiro defasados em três meses causam impactos positivos sobre a atividade econômica da Argentina com significância de 10%, assim como o mercado de capitais americano defasado em um mês, mas com significância de 5%. Os retornos dos mercados de capitais do México, defasados em um mês, do Chile, defasados em três meses, e dos Estados Unidos, defasados em um mês, causam impacto negativo sobre os retornos do índice EMAE com significância de 5%. O período de pré-crise *subprime* provocou queda de -1,54% na média dos retornos do índice EMAE, enquanto que o período de pós-crise foi responsável pela elevação em 2,69% na mesma média. O desvio-padrão, medidor do risco, ficou em 1,02%, o maior em relação a todos os países considerados nesta pesquisa. Os dados utilizados captaram 24,26% da informação e variância para o índice EMAE.

Já na Tabela 35, apenas o resultado para o IPC rejeitou a hipótese nula de que o índice não Granger causa o índice EMAE com significância de 10%. Enquanto o resultado do modelo VECM da Tabela 34 informa que os retornos defasados dos mercados de capitais brasileiro, mexicano, chileno e americano impactam sobre os retornos da atividade econômica argentina, aqui apenas o mercado de capitais mexicano Granger causa a atividade econômica da Argentina.

A análise da Figura 17 e tabela 36 permite concluir que as inovações sobre os retornos dos índices IMACEC, MERVAL, S&P500 e IGAE geram respostas de queda sobre os retornos da atividade econômica do Chile, cuja estabilidade se dá em valores negativos. Já os choques sobre os retornos nos mercados de capitais do Brasil, México e Chile são capazes de gerar respostas positivas sobre os retornos do índice EMAE, sendo o mesmo observado quando os choques acontecem sobre os retornos dos índices IBCBR e USPHCI. As respostas variam de 12 a 24 meses em todos os casos.

Em relação à decomposição da variância do erro de previsão do índice EMAE após 48 períodos, conforme consta na Tabela 37, as maiores explicações são advindas do índice

IMACEC (9,50%), EMAE (36,89%), IBCBR (13,17%), IPC (19,94%), IPSA (6,37%) e Merval (6,76%). Juntos, esses índices explicam 92,63% da variância dos erros de previsão da atividade econômica argentina. Ressalta-se que o próprio índice EMAE perde espaço para os índices de mercados de capitais do Brasil, México e Chile após 48 meses, os quais possuem considerável poder de explicação da atividade econômica da Argentina.

Para o mercado de capitais da Argentina, medido pelo índice Merval, a Tabela 38 contém os resultados do modelo VECM, a Tabela 39 mostra os resultados do teste de causalidade de Granger, a Figura 18 e a Tabela 40 apresentam as respostas ao impulso para 24 meses, e na Tabela 41 constam os resultados para 48 meses da decomposição da variância dos erros de previsão.

Tabela 38 – R² ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ Merval.

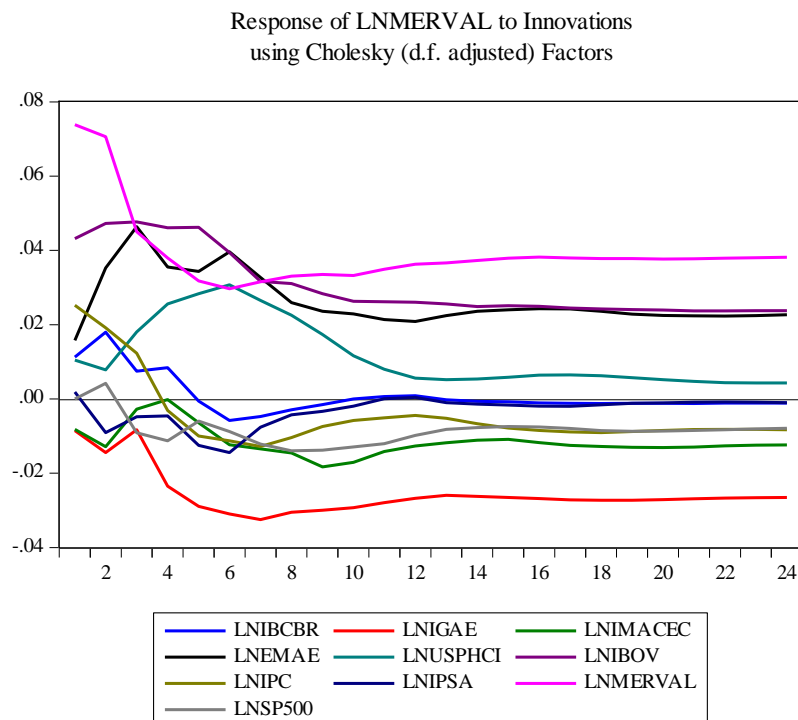
| Variável | Coefficiente |
|-------------------------|--------------|
| Δ IGAE(-2) | 3,6652 ** |
| Δ USPHCI(-1) | 27,4851 ** |
| Δ IPC(-2) | 0,4594 ** |
| Δ Merval(-2) | -0,1882 * |
| Δ SP500(-2) | -0,9382 *** |
| D.CRISE | -0,1432 *** |
| R ² AJUSTADO | 0,1645 |
| DESVIO-PADRÃO | 0,1013 |

Fonte: Elaboração própria. (*) indica valores críticos a 10%, (**) indica valores críticos a 5% e (***) indica valores críticos a 1%. Variáveis *dummies* como exógenas. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 39 – Testes de causalidade de Granger para Δ MERVAL.

| Variável Dependente | Variável Excluída | Valor-p |
|---------------------|-------------------|---------|
| Δ MERVAL | Δ IBCBR | 0,6472 |
| Δ MERVAL | Δ IGAE | 0,0535 |
| Δ MERVAL | Δ IMACEC | 0,1854 |
| Δ MERVAL | Δ EMAE | 0,3482 |
| Δ MERVAL | Δ USPHCI | 0,1636 |
| Δ MERVAL | Δ B3 | 0,5661 |
| Δ MERVAL | Δ IPC | 0,1265 |
| Δ MERVAL | Δ IPSA | 0,6044 |
| Δ MERVAL | Δ SP500 | 0,0592 |

Fonte: Elaboração própria. A hipótese nula do teste é a de que a variável dependente não Granger causa a variável excluída. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Figura 18 – Resposta ao impulso do Δ MERVAL em relação as demais variáveis.

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 40 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso do Δ MERVAL.

| Choques | Desvio-Padrão | Origem | Comportamento | Pico de Resposta | Tempo de Resposta | Estabilidade |
|-----------------|---------------|--------|----------------|------------------|-------------------|--------------|
| Δ IBCBR | 0,79% | 1,70% | Queda-Elevação | -0,30% | Até 14 meses | 0,00% |
| Δ IGAE | 0,70% | -1,00% | Queda-Elevação | -3,00% | Até 16 meses | -3,00% |
| Δ IMACEC | 0,89% | -1,00% | Elevação-Queda | -1,80% | Até 18 meses | -1,00% |
| Δ EMAE | 1,04% | 1,80% | Elevação-Queda | 4,20% | Até 16 meses | 2,00% |
| Δ USPHCI | 0,17% | 1,00% | Elevação-Queda | 3,00% | Até 14 meses | 0,80% |
| Δ B3 | 9,88% | 4,20% | Queda | 4,20% | Até 16 meses | 2,00% |
| Δ IPC | 6,58% | 2,50% | Queda-Elevação | -1,00% | Até 16 meses | -1,00% |
| Δ IPSA | 6,45% | 0,00% | Queda-Elevação | -1,00% | Até 12 meses | 0,00% |
| Δ MERVAL | 10,12% | 7,50% | Queda-Elevação | 3,00% | Até 16 meses | 3,50% |
| Δ SP500 | 3,87% | 0,00% | Elevação-Queda | -1,50% | Até 14 meses | -1,00% |

Fonte: Elaboração própria. Choques iguais a um desvio-padrão (Tabela 3) sobre os retornos de cada índice considerado. Após o tempo de resposta é alcançada a estabilidade. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 41 – Decomposição da variância do erro de previsão do MERVAL para 48 meses.

| Variável | IBCBR | IGAE | IMACEC | EMAE | USPHCI | B3 | IPC | IPSA | MERVAL | SP500 |
|----------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|--------|---------|--------|
| MERVAL | 0,3497 | 16,9205 | 3,7266 | 15,2206 | 2,7635 | 18,9897 | 2,1931 | 0,3207 | 37,6933 | 1,8217 |

Fonte: Elaboração própria. Valores somados iguais a 100%.

Através da Tabela 38, é possível afirmar que os retornos defasados em dois meses dos índices IGAE e IPC levam a impactos positivos sobre o índice MERVAL, o mesmo sendo observado para os retornos da atividade econômica americana defasados em um mês, todos significativos a 5%. Os retornos defasados em dois meses dos índices MERVAL e S&P500 geram impactos negativos, o primeiro com significância de 10% e o segundo com significância de 1%. Apenas a *dummy* para a crise foi significativa a 1%, indicando que a média dos retornos do índice MERVAL reduziu em -14,32% ao longo do período. O risco medido pelo desvio-padrão é o maior em relação aos países da amostra (10,13%), o que indica alta volatilidade do mercado de capitais argentino ao longo do período. Já o modelo consegue captar 16,45% da informação e variância com base nos dados utilizados.

A Tabela 39 informa os resultados para o teste de causalidade de Granger. Para os retornos relativos aos índices IGAE e S&P500, foi rejeitada a 10% a hipótese nula de que eles não

Granger causam o índice Merval. Esses resultados convergem com aqueles gerados pelo modelo VECM e sumarizados na Tabela 24, divergindo apenas em relação a USPHCI, IPC e ao próprio Merval.

Interpretando a Figura 18 e a Tabela 40, os impactos de maior amplitude sobre os retornos do índice Merval são dados por choques ou inovações sobre os retornos do próprio índice, B3, IPC, IGAE, EMAE, IBCBR e USPHCI. Todos eles diminuem o patamar dos retornos do índice Merval dentro do período considerado. Cabe destaque ao índice B3, levando a quedas de aproximadamente 2,20% nos retornos do índice Merval, o IPC que ocasiona queda de aproximadamente 3,50%, o IBCBR gerando queda de aproximadamente 1,70% e o IGAE que produz queda de aproximadamente 2%.

A decomposição da variância dos erros de previsão para o Merval, conforme Tabela 41, indica que as maiores explicações são oriundas dos índices IGAE (16,92%), EMAE (15,22%), B3 (18,98%) e Merval (37,69%). Juntos, esses índices explicam 88,81% da variância dos erros de previsão do índice Merval. A atividade econômica do México junto com a da Argentina e o mercado de capitais brasileiro são mais relevantes do que o próprio índice Merval para explicar os erros de previsão ao final de 48 períodos.

Os resultados encontrados para a Argentina são similares aos obtidos para Brasil, México e Chile. A atividade econômica, a qual mede crescimento ou decréscimo econômico, é impactada pela própria atividade econômica (queda, com manutenção em patamares menos positivos), do Chile (manutenção negativa), pelos mercados de capitais brasileiro, mexicano e chileno (elevação a patamares mais positivos) e pelo mercado de capitais argentino (queda para valores negativos). De maneira análoga, o mercado de capitais da Argentina é mais explicado e apresenta respostas negativas oriundas do IGAE, EMAE, B3 e Merval, uma vez que o índice Merval não responde positivamente a praticamente nenhum choque de nenhum índice utilizado nesta pesquisa, exceto levemente para o índice EMAE. As hipóteses e resultados propostos por Levine (1991, 1996), Levine e Zervos (1996, 1998) e Dermigüç-Kunt e Levine (1996) são também confirmadas.

Pegando o período da crise *subprime*, a atividade econômica da Argentina foi reduzida a valores iguais a -1,54% na média, antes do abalo econômico, ao passo que, após a crise, essa média foi elevada para 2,69%, talvez impulsionada pelas medidas adotadas pelo governo argentino para frear os impactos deletérios da crise (IPEA, 2009). Já o mercado de capitais apresentou queda igual a -14,32% na média dos seus retornos. A análise da Figura 2 mostra

que a queda do índice Merval foi íngreme para o período da crise (IPEA, 2009), o que explica as quedas na média medidas pela variável *dummy*. Novamente, Carvalho (2008), Cintra e Farhi (2008), Borça Junior e Torres Filho (2008), Kindleberger e Aliber (2013) e Bartram e Bodnar (2009) aparentemente estão corretos em relação à crise econômica mundial de 2008, e os argumentos de Dornbusch, Park e Claessens (2000), Kaminsky, Reinhart e Vegh (2003), Edwards (2000), Singer (2009), Cano (2009) e Gonçalves (2008) sobre o efeito contágio para a América Latina são procedentes.

4.2.5 Estados Unidos

Para os Estados Unidos, os resultados do modelo VECM podem ser vistos na Tabela 42; os testes de causalidade de Granger, na Tabela 43; as respostas ao impulso para 24 meses, na Figura 19 e Tabela 44, enquanto que a decomposição da variância dos erros de previsão para 48 meses, na Tabela 45.

Tabela 42 – R² ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ USPHCI.

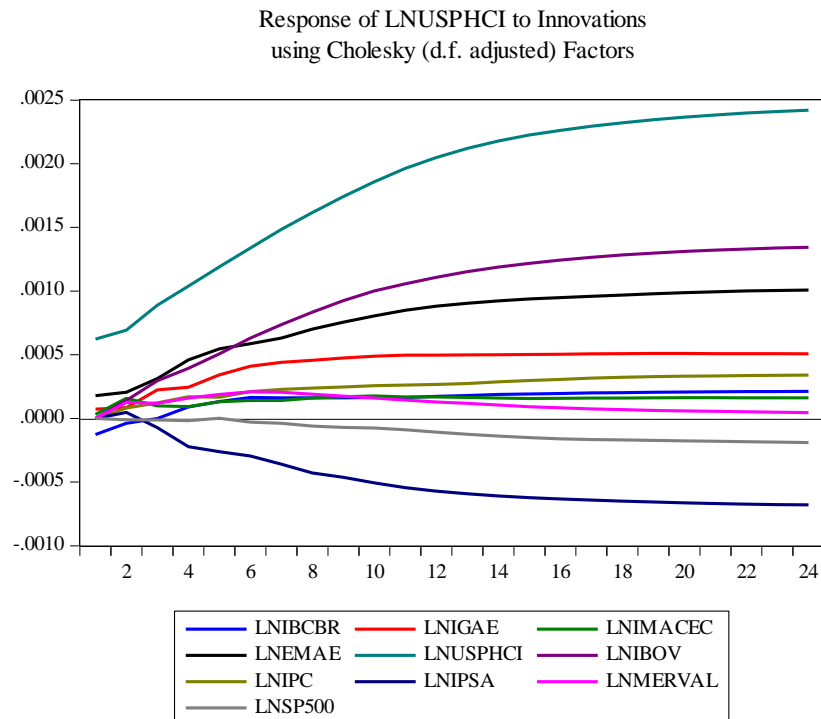
| Variável | Coefficiente |
|-------------------------|--------------|
| Δ IGAE(-1) | -0,0235 ** |
| Δ IGAE(-3) | -0,0228 ** |
| Δ USPHCI(-2) | 0,1983 ** |
| Δ B3(-2) | 0,0023 ** |
| Δ IPIA(-3) | -0,0030 ** |
| PRÉ-CRISE | 0,0012 *** |
| D.CRISE | -0,0012 *** |
| D.POSCRISE | -0,0001 *** |
| R ² AJUSTADO | 0,8486 |
| DESVIO-PADRÃO | 0,0017 |

Fonte: Elaboração própria. (*) indica valores críticos a 10%, (**) indica valores críticos a 5% e (***) indica valores críticos a 1%. Variáveis *dummies* como exógenas. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 43 – Testes de causalidade de Granger para Δ USPHCI.

| Variável Dependente | Variável Excluída | Valor-p |
|---------------------|-------------------|---------|
| Δ USPHCI | Δ IBCBR | 0,2387 |
| Δ USPHCI | Δ IGAE | 0,0316 |
| Δ USPHCI | Δ IMACEC | 0,1881 |
| Δ USPHCI | Δ EMAE | 0,6324 |
| Δ USPHCI | Δ B3 | 0,0655 |
| Δ USPHCI | Δ IPC | 0,8364 |
| Δ USPHCI | Δ IPSA | 0,0361 |
| Δ USPHCI | Δ MERVAL | 0,2870 |
| Δ USPHCI | Δ SP500 | 0,7745 |

Fonte: Elaboração própria. A hipótese nula do teste é a de que a variável dependente não Granger causa a variável excluída. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Figura 19 – Resposta ao impulso do Δ USPHCI em relação as demais variáveis.

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 44 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ USPHCI.

| Choques | Desvio-Padrão | Origem | Comportamento | Pico de Resposta | Tempo de Resposta | Estabilidade |
|-----------------|---------------|--------|----------------|------------------|-------------------|--------------|
| Δ IBCBR | 0,79% | -0,01% | Elevação | 0,01% | Até 6 meses | 0,01% |
| Δ IGAE | 0,70% | 0,00% | Elevação | 0,04% | Até 10 meses | 0,04% |
| Δ IMACEC | 0,89% | 0,00% | Elevação | 0,01% | Até 6 meses | 0,01% |
| Δ EMAE | 1,04% | 0,02% | Elevação | 0,10% | Até 24 meses | 0,10% |
| Δ USPHCI | 0,17% | 0,06% | Elevação | 2,50% | Até 24 meses | 2,50% |
| Δ B3 | 9,88% | 0,00% | Elevação | 0,12% | Até 24 meses | 0,12% |
| Δ IPC | 6,58% | 0,00% | Elevação | 0,03% | Até 20 meses | 0,03% |
| Δ IPSA | 6,45% | 0,00% | Queda | -0,08% | Até 20 meses | -0,08% |
| Δ MERVAL | 10,12% | 0,00% | Elevação-Queda | 0,02% | Até 18 meses | 0,01% |
| Δ SP500 | 3,87% | 0,00% | Queda | -0,03% | Até 20 meses | -0,03% |

Fonte: Elaboração própria. Choques iguais a um desvio-padrão (Tabela 3) sobre os retornos de cada índice considerado. Após o tempo de resposta é alcançada a estabilidade. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 45 – Decomposição da variância do erro de previsão para USPHCI para 48 meses.

| Variável | IBCBR | IGAE | IMACEC | EMAE | USPHCI | B3 | IPC | IPSA | MERVAL | SP500 |
|----------|--------|--------|--------|---------|---------|---------|--------|--------|--------|--------|
| USPHCI | 0,4801 | 2,8637 | 0,3053 | 10,6301 | 60,9737 | 18,3985 | 1,2117 | 4,6900 | 0,1058 | 0,3406 |

Fonte: Elaboração própria. Valores somados iguais a 100%.

Através da Tabela 42, os retornos do mercado de capitais brasileiro e da atividade econômica americana, ambos defasados em dois meses, causam impactos positivos sobre os retornos da atividade econômica americana atual com significância de 5%. Já os retornos da atividade econômica do México defasados em um e três meses e os retornos do mercado de capitais chileno defasados em três meses geram impactos negativos nos retornos da atividade econômica americana atual com significância de 5%. Os períodos de pré-crise, crise e pós-crise foram significativos para a média dos retornos da atividade econômica americana. Antes da crise *subprime*, o impacto na média era positivo em 0,12%, passando para negativo a -0,12%, mantendo-se negativo em -0,01%, todos com significância de 1%. O desvio-padrão foi de 0,17%, menor do que todos os países latino-americanos analisados, denotando baixa volatilidade da economia americana ao longo de todo o período da amostra. O valor do R² ajustado pode ser considerado elevado em relação aos países da América Latina, ou seja, os dados utilizados explicam 84,86% da informação e variância.

A Tabela 43 contém os resultados do teste de causalidade de Granger para o índice USPHCI. Os resultados para os retornos dos índices IGAE, B3 e IPSA rejeitaram a hipótese nula de que tais índices não Granger causam os retornos do índice USPHCI com significância estatística de, respectivamente, 5%, 10% e 5%. Esses resultados são convergentes com os obtidos pelo modelo VECM e reunidos na Tabela 42, exceto para os retornos do índice USPHCI.

As respostas ao impulso podem ser analisadas pelas Figuras 19 e Tabela 44. Choques iguais a um desvio padrão sobre os retornos dos índices IPSA e S&P500 foram capazes de gerar respostas negativas sobre os retornos do índice USPHCI. As demais inovações relevantes sobre os retornos ficaram por conta das variáveis IGAE, EMAE, B3 e USPHCI, as quais geraram impactos positivos e crescentes nos retornos da atividade econômica americana de maior amplitude. Choques nos demais índices geram respostas positivas, mas que não ficam muito distantes da neutralidade em relação aos valores iniciais.

Pela decomposição da variância dos erros de previsão para o índice USPHCI no período de 48 meses, conforme Tabela 45, as maiores explicações são provenientes dos índices EMAE (10,63%), USPHCI (60,97%) e B3 (18,39%), que juntos explicam 89,99% dos erros de previsão da atividade econômica americana. O destaque está no próprio índice USPHCI, o qual explica 60,97% dos erros de previsão de si próprio, enquanto que o mercado brasileiro fica em segundo lugar nessa análise, seguido da atividade econômica da Argentina.

Para o mercado de capitais americano, a Tabela 46 fornece o resultado do modelo VECM, a Tabela 47 fornece os testes de causalidade de Granger, a Figura 20 e Tabela 48 contém o resultado da resposta ao impulso para 24 meses, e a Tabela 40 fornece a decomposição da variância dos erros de previsão para um período igual a 48 meses.

Tabela 46 – R² ajustado, desvio-padrão e defasagens significativas para explicar Δ SP500.

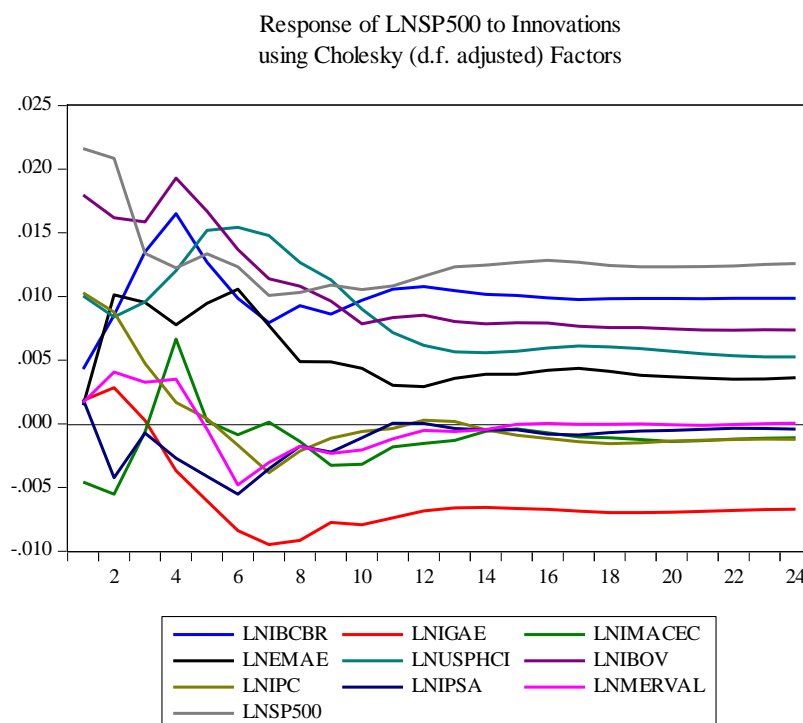
| Variável | Coefficiente |
|-------------------------|--------------|
| Δ IBCBR(-2) | 0,7813 ** |
| Δ IMACEC(-3) | 0,8793 ** |
| Δ EMAE(-1) | 0,5741 ** |
| Δ EMAE(-2) | -0,6148 ** |
| Δ MERVAL(-1) | 0,0630 * |
| Δ SP500(-2) | -0,4171 *** |
| PRÉ-CRISE | 0,0354 * |
| D.CRISE | -0,0843 *** |
| D.POSCRISE | -0,0602 *** |
| R ² AJUSTADO | 0,2990 |
| DESVIO-PADRÃO | 0,0386 |

Fonte: Elaboração própria. (*) indica valores críticos a 10%, (**) indica valores críticos a 5% e (***) indica valores críticos a 1%. Variáveis *dummies* como exógenas. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 47 – Testes de causalidade de Granger para Δ SP500.

| Variável Dependente | Variável Excluída | Valor-p |
|---------------------|-------------------|---------|
| Δ SP500 | Δ IBCBR | 0,1466 |
| Δ SP500 | Δ IGAE | 0,4343 |
| Δ SP500 | Δ IMACEC | 0,0124 |
| Δ SP500 | Δ EMAE | 0,0098 |
| Δ SP500 | Δ USPHCI | 0,4237 |
| Δ SP500 | Δ B3 | 0,6496 |
| Δ SP500 | Δ IPC | 0,3870 |
| Δ SP500 | Δ IPSA | 0,2180 |
| Δ SP500 | Δ MERVAL | 0,1860 |

Fonte: Elaboração própria. A hipótese nula do teste é a de que a variável dependente não Granger causa a variável excluída. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Figura 20 – Resposta ao impulso do Δ SP500 em relação as demais variáveis.

Fonte: dados da pesquisa.

Tabela 48 – Resumo dos resultados da resposta ao impulso para Δ SP500.

| Choques | Desvio-Padrão | Origem | Comportamento | Pico de Resposta | Tempo de Resposta | Estabilidade |
|-----------------|---------------|--------|----------------|------------------|-------------------|--------------|
| Δ IBCBR | 0,79% | 0,40% | Elevação-Queda | 1,75% | Até 12 meses | 1,00% |
| Δ IGAE | 0,70% | 0,25% | Queda-Elevação | -1,00% | Até 8 meses | -0,75% |
| Δ IMACEC | 0,89% | -0,50% | Elevação-Queda | 0,75% | Até 14 meses | -0,10% |
| Δ EMAE | 1,04% | 0,25% | Elevação-Queda | 1,00% | Até 16 meses | 0,50% |
| Δ USPHCI | 0,17% | 0,75% | Elevação-Queda | 1,50% | Até 16 meses | 0,50% |
| Δ B3 | 9,88% | 1,75% | Elevação-Queda | 2,00% | Até 16 meses | 0,80% |
| Δ IPC | 6,58% | 1,00% | Queda-Elevação | -0,40% | Até 18 meses | -0,10% |
| Δ IPSA | 6,45% | 0,25% | Queda-Elevação | -0,50% | Até 18 meses | 0,00% |
| Δ MERVAL | 10,12% | 0,25% | Queda-Elevação | -0,40% | Até 14 meses | 0,00% |
| Δ SP500 | 3,87% | 2,25% | Queda-Elevação | 1,00% | Até 14 meses | 1,30% |

Fonte: Elaboração própria. Choques iguais a um desvio-padrão (Tabela 3) sobre os retornos de cada índice considerado. Após o tempo de resposta é alcançada a estabilidade. Δ denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 49 – Decomposição da variância do erro de previsão para SP500 para 48 meses.

| Variável | IBCBR | IGAE | IMACEC | EMAE | USPHCI | B3 | IPC | IPSA | MERVAL | SP500 |
|----------|---------|--------|--------|--------|---------|---------|--------|--------|--------|---------|
| IBCBR | 20,6256 | 9,2159 | 0,7175 | 4,6788 | 11,1504 | 17,9138 | 1,2438 | 0,4571 | 0,3810 | 33,6156 |

Fonte: Elaboração própria. Valores somados iguais a 100%.

A análise da Tabela 46 permite dizer que os retornos defasados em dois meses do índice IBCBR, defasados em três meses do índice IMACEC, defasados em um mês do índice EMAE, causam impactos positivos nos retornos do índice S&P500 com significância de 5%. Os retornos defasados em um mês do índice MERVAL também causam impactos positivos, mas com significância estatística de 10%. Os impactos negativos foram de responsabilidade dos índices EMAE, defasados em dois meses, e S&P500, defasados em dois meses, com significância de, respectivamente, 5% e 1%. Antes da crise mundial de 2008, o impacto sobre os retornos do índice S&P500 era positivo de 3,54% na média com significância de 10%. Durante a crise, esse impacto foi negativo em -8,43% na média, enquanto que, após a crise, o impacto foi também negativo, de -6,02%, na média, ambos com significância de 1%. O risco, medido pelo desvio-padrão, ficou em 3,86%, menor do que todos aqueles observados para os países latino-americanos. Os dados utilizados também explicam 29,90% da informação e variância do mercado de capitais americano.

Os resultados para o teste de causalidade de Granger podem ser encontrados na Tabela 47. A hipótese nula de não causalidade no sentido de Granger foi rejeitada para os retornos dos índices IMACEC (5% de significância) e EMAE (1% de significância). Esses resultados estão alinhados com os apresentados na Tabela 28 para o modelo VECM, exceto por não incluírem os retornos dos índices IBCBR, MERVAL e S&P500.

Pela Figura 20 e Tabela 48, em todos os casos, as respostas produzidas se estabilizam após um período de 12, 14 ou 16 meses. Um choque sobre os retornos do índice IGAE move os retornos do índice S&P500 para patamares negativos, enquanto que um choque sobre os retornos do índice IBCBR provoca reação oposta, movendo os retornos do mercado de capitais americano para patamares mais positivos. Quando ocorre um choque sobre os retornos do índice IMACEC, a resposta dos retornos do índice S&P500 declinam, com posterior estabilização próxima de 0%. Choques sobre os retornos do EMAE geram dois picos de resposta positiva no intervalo de seis meses, mas a queda acontece a partir daí até a

estabilidade em níveis a zero, sendo o mesmo observado quando o choque é sobre o índice USPHCI. Contudo, a estabilidade é alcançada em níveis iguais a 0,60%. Choques sobre os retornos do B3 também causam respostas de amplitude elevada sobre os retornos do índice S&P500, os quais declinam e se tornam menos positivos com o passar do tempo.

A decomposição da variância dos erros de previsão do índice S&P500, dados pela Tabela 49, informa que as explicações mais relevantes são provenientes dos índices IBCBR (20,62%), IGAE (9,21%), USPHCI (11,15%), B3 (17,91%) e S&P500 (33,61%). Juntos, esses índices explicam 92,50% da decomposição dos erros de previsão do mercado de capitais americano. Depreende-se que, após 48 meses, a importância dos índices de atividade econômica do Brasil, México e Estados Unidos aumenta em relação ao próprio índice S&P500 em relação aos erros de previsão.

A atividade econômica americana é influenciada pelos demais índices utilizados nesta pesquisa, destacando que os mercados de capitais do Chile e dos Estados Unidos geram impactos negativos no curto prazo, enquanto que os demais índices geram respostas positivas sobre a economia, destaque para o mercado de capitais brasileiro e as atividades econômicas da Argentina e do México. Já para o mercado de capitais, a atividade econômica mexicana causa os impactos mais negativos, mas os positivos de maior amplitude são de responsabilidade das atividades econômicas brasileira e americana e do mercado de capitais brasileiro no intervalo de seis meses. A própria atividade econômica americana desencadeia respostas de amplitude consideráveis sobre o índice S&P500, sendo o comportamento parecido quando se trata da atividade econômica e o mercado de capitais do Chile.

Para a crise *subprime*, os períodos de pré-crise, crise e pós-crise foram significativos, tanto para a atividade econômica quanto para o mercado de capitais. A economia respondeu com média positiva de 0,12% antes da crise, -0,12% durante a crise e 0,01% para depois da crise. Já o mercado de capitais apresentou respostas, na média, positivas em 3,54% antes da crise, -8,43% durante a crise e -6,02% após a crise. Esses resultados estão condizentes com a Figura 2, através da qual é possível observar que o impacto da crise sobre a economia foi mais suave do que aquele observado para o mercado de capitais. Novamente, os impactos da crise e o fato de haver relações de curto prazo entre os índices analisados confirmam os argumentos utilizados pela literatura mencionada.

5 CONCLUSÕES

Este trabalho empírico buscou investigar o impacto e o contágio da crise econômica mundial de 2008 sobre os comportamentos de longo e curto prazos dos retornos dos mercados de capitais e das atividades econômicas dos países da América Latina entre si, com a presença dos Estados Unidos. Segundo Levine e Zervos (1996, 1998), Levine (1991, 1996) e Nasseh e Strauss (2000), a atividade econômica pode prever se é possível existir crescimento ou decréscimo da economia, sendo então utilizada nesta pesquisa para avaliar qual o comportamento exibido pela economia de cada país em relação ao mercado de capitais e vice-versa. Segundo Maysami, Hoew e Hamzah (2004), a teoria de finanças sugere que retornos no mercado de capitais estão relacionados com o panorama da economia, sendo que a relação não é unidirecional.

A modelagem econométrica empreendida é fruto do esforço em se investigar as relações de longo prazo (análises descritivas, testes de estacionariedade e modelo VECM) e curto prazo (modelo VECM, teste de causalidade de Granger, respostas ao impulso e decomposição das variâncias dos erros de previsão) dos índices durante um período em que a crise econômica mundial de 2008 supostamente alterou as dinâmicas das variáveis estudadas. Optou-se pelo uso de variáveis *dummies* porque, como os dados são mensais, as mesmas possibilitam ganhos com graus de liberdade com os modelos utilizados, além de serem úteis para se avaliar a presença ou ausência de quebra estrutural ao longo da amostra e o efeito-contágio, argumentos apresentados e sustentados por Gujarati e Porter (2011), Greene (2002), Brooks (2008), Heij et al. (2004) e Colombo, Loncan e Caldeira (2018).

Estudos similares empreendidos por Kwon e Shin (1999), Humpe e Macmillan (2007), Nasseh e Strauss (2000), Arestis, Demetriades e Luintel (2001), Maysami, Hoew e Hamzah (2004), Colombo, Loncan e Caldeira (2018), Silva e Coronel (2012), Arshanapalli, Doukas e Lang (1995), Masih e Masih (1997), Yang, Kolari e Min (2002), Chen, Firth e Rui (2002), Diamandis (2009), Assidenou (2011), Wang e Huyghebaert (2010), Christopoulos et al. (2014) e Jiang, Yu e Hashmi (2017) analisaram não só as relações entre mercados de capitais e crescimento econômico, mas também entre mercados de capitais em contextos de crise. A modelagem apresentada visou cumprir com os três objetivos específicos enumerados por esta pesquisa seguindo os exemplos da literatura mencionada

Através da seção 4, é possível inferir que os resultados discutidos por esta pesquisa de fato comprovam que as relações entre os índices dos mercados de capitais e de atividade

econômica da América Latina foram alteradas por conta da crise *subprime*. Pela análise de longo prazo fornecida pelos resultados do teste de cointegração de Johansen e modelo VECM, é possível afirmar que ocorreram quebras estruturais importantes nos três vetores de cointegração obtidos, sendo que, para dois deles, a dinâmica do equilíbrio de longo prazo foi alterada de negativa para positiva no momento em que a variável *dummy* do Banco Mundial (2018) marca o período de crise.

Ademais, a presença de três vetores de cointegração é um indicativo de ganhos limitados com a diversificação de portfólios proposta por Markowitz (1952), conforme defendido por Chen, Firth e Rui (2002), Assidenou (2011), Masih e Masih (1997), Yang, Kolari e Min (2002), Huyghebaert e Wang (2010), Arshanapalli, Doukas e Lang (1995), Jiang, Yu e Shashmi (2017) e Diamandis (2009). Isso indica que os índices analisados convergem para equilíbrios de longo prazo, mesmo em momentos de crise econômica, o que não é capaz de gerar nenhum ganho ou proteção para o investidor interessado em minimizar seu risco com base na diversificação de sua carteira de investimentos.

Ao que parece, o investidor interessado em proteger o seu patrimônio não terá tanto sucesso ao fazê-lo destinando recursos à América Latina, o que demanda mais estudos sobre outros mercados emergentes os quais podem ser capazes de promover uma diversificação eficiente. Em outras palavras, buscar por mercados que sejam menos cointegrados entre si poderá ser uma atitude mais racional e pode ser necessário ponderar melhor a alocação de recursos na América Latina com base nos resultados obtidos com esta pesquisa. Retornos acima da média ou proteção contra eventos econômicos adversos dependem deste tipo de resultado.

Quanto ao efeito-contágio, os resultados desta pesquisa confirmam as afirmações feitas por Dornbusch, Park e Claessens (2000), Kaminsky, Reinhart e Vegh (2003), Edwards (2000), Singer (2009), Cano (2009) e Gonçalves (2008), ou seja, a cointegração de fato é um canal importante para o efeito-contágio de abalos econômicos, principalmente na América Latina, tendo em vista os resultados apresentados e discutidos em relação às Figuras 8, 9 e 10; do contrário, a mudança do comportamento de equilíbrio exibido pela análise gráfica não seria esperada ou constatada.

Através das análises de curto prazo também fornecidas pelo modelo VECM junto dos testes de causalidade de Granger, respostas ao impulso e decomposição das variâncias, foi possível entender como o mercado de capitais impacta a atividade econômica e vice-versa. Os

resultados confirmam, para a América Latina, as afirmações realizadas por Levine (1991, 1996), Levine e Zervos (1996, 1998) e Dermiguç-Kunt e Levine (1996). É importante ter em mente que a construção de cada indicador de atividade econômica engloba informações passadas e similares entre si, o que ajuda a explicar as razões pelas quais variáveis defasadas impactam em cada variável dependente dentro da análise de curto prazo fornecida pelo modelo VECM.

Para o Brasil, sua atividade econômica pode ser explicada por si própria, pela atividade econômica do México e também pelos mercados de capitais brasileiro e argentino. A resposta ao impulso informa que o índice B3 pode gerar crescimento econômico no Brasil ao longo do tempo, enquanto que o índice Merval é capaz de ocasionar o oposto, assim como a atividade econômica do México. Já o mercado de capitais do Brasil pode ser explicado pelas atividades econômicas do México e os mercados de capitais do Brasil, México e Argentina. A atividade econômica mexicana é capaz de gerar impactos negativos sobre o B3.

Para o México, sua atividade econômica é mais explicada por si própria, mas também pela atividade econômica da Argentina e Estados Unidos, os mercados de capitais brasileiro e também argentino. Enquanto o B3 promove crescimento da economia mexicana, o Merval ocasiona a sua queda. Mas o índice IPC é mais explicado pelas atividades econômicas do Brasil, Argentina, Estados Unidos e também pelos mercados de capitais do Brasil e Argentina. A atividade econômica mexicana causa a queda do seu mercado de capitais, assim como as atividades econômicas dos Estados Unidos e Chile, em menor escala.

Para o Chile, a atividade econômica é mais explicada por ela própria, a brasileira e a americana, mas os mercados de capitais do México e Estados Unidos também a explicam de forma considerável. O primeiro causa crescimento econômico, enquanto o segundo, desaceleração. O mercado de capitais do Chile, por sua vez, é bem explicado pela atividade econômica mexicana e os mercados de capitais do Brasil, Chile e Argentina. A economia mexicana causa a queda dos retornos do índice IPSA, assim como o B3, IPSA e Merval.

Para a Argentina, a sua atividade econômica pode ser explicada pelos mercados de capitais do Brasil, Chile México e por si própria. Os índices B3 e IPC são capazes de gerar crescimento econômico, enquanto o índice Merval gera desaceleração da economia. O mercado de capitais argentino é explicado pela atividade econômica do México, Argentina e o seu próprio mercado de capitais, os quais causam quedas nos retornos do Merval. Salienta-se que, para o caso especial da Argentina, é fato que o seu mercado de capitais é pequeno em

relação aos demais da amostra; porém, as possíveis explicações para o país conseguir influenciar em algum grau os mercados adjacentes pode residir nas transações comerciais existentes entre eles, conforme dados provenientes da OEC (2017) e que ajudaram a justificar a manutenção do país no escopo deste estudo.

Já a América Latina é capaz de promover crescimento econômico nos Estados Unidos, exceto pelo índice IPSA que ocasiona a sua desaceleração. O comportamento do índice S&P500 fornece padrões distintos de resposta quando os choques são dados, tanto nos índices de mercado de capitais quanto nos de atividade econômica dos países aqui analisados.

Contudo, este estudo apresenta algumas limitações. Caso seja estatisticamente possível, seria interessante empreender a mesma modelagem econométrica com cada país latino-americano em relação aos Estados Unidos, com o intuito de captar efeitos isolados da crise *subprime* sobre o mercado de capitais e a atividade econômica de cada país. Outra limitação está no uso de indicadores de atividade econômica para mensurar crescimento econômico. Apesar de serem defendidos pela literatura como *proxies* que retratam crescimento, seria igualmente interessante empreender a modelagem econométrica considerando outras variáveis macroeconômicas, tornando ainda mais robusta a análise sobre o problema de pesquisa. Porém, ressalta-se que a disponibilidade de dados e problemas estatísticos possam vir a ser um problema, sendo recomendada a utilização de modelos dois a dois para a realização das análises.

Como sugestões para trabalhos futuros, é possível empreender análises mais focadas nas relações de longo prazo para investigar as causas das mudanças de equilíbrio observadas nos vetores de cointegração obtidos por esta pesquisa. A utilização de modelos dois a dois e com mais variáveis macroeconômicas pode ser feita para investigar as verdadeiras causas dessas quebras estruturais. Além disso, futuros trabalhos podem expandir o período de amostragem para incluir o impacto de mais crises econômicas, aumentando a robustez dessa discussão. Outra possibilidade para o futuro está na utilização da mesma modelagem utilizada nesta pesquisa em conjunto com variáveis de interação, aumentando o grau de entendimento dos impactos de um mercado sobre o outro. Por fim, a inclusão de variáveis sobre o mercado financeiro/bancário/comercial pode ser interessante para entender se as mesmas são mais importantes em magnitude para refletir ou não crescimento da economia, principalmente por ajudar a explicar as relações que o mercado argentino apresenta com os demais países latino-americanos.

REFERÊNCIAS

- ALEXANDER, Carol. **Quantitative methods in finance**. John Wiley & Sons Ltd, The Atrium, Southern Gate, Chichester, West Sussex PO19 8SQ, England, 2001.
- ARESTIS, P.; DEMETRIADES, P.; LUINTEL, K. **Financial development and economic growth: the role of stock markets**. Journal of Money, Credit, and Banking, 33: 16-41, 2001.
- ARSHANAPALLI, B.; DOUKAS, J.; LANG, L. **Pre- and post-october 1987 stock market linkages between U.S. and asian markets**. Pacific-Basin Finance Journal 3: 57-73, 1995.
- ASSIDENOU, Komlavi. **Cointegration of major stock market indices during the 2008 global financial distress**. Int.J.Econ.Financ., 3 (2):212-222, 2011.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Índice de atividade econômica do banco central (IBC-Br) – revisão metodológica**. Brasília, 2016.
- BANCO CENTRAL DE CHILE. **Indicador mensual de actividad económica (IMACEC)**. Santiago, 2005.
- BANCO CENTRAL DE CHILE. Cuentas nacionales de Chile 2003-2010. Disponível em: https://si3.bcentral.cl/estadisticas/Principal1/informes/CCNN/ANUALES/CCNN2003_2010.pdf. Acesso em: 15 de dez, 2018, 2011.
- BANCO MUNDIAL. **World bank open data**. World Bank, July 2018. Disponível em: <https://data.worldbank.org/>. Acesso em: 20 jul. 2018.
- BARTRAM, S.; BODNAR, G. **No place to hide: the global crisis in equity markets in 2008/2009**. Journal of International Money and Finance, v. 28, p. 1246-1292, 2009.
- BOLSA DE COMERCIO SANTIAGO. **Detalle índices bursátiles**. Disponível em: <http://www.bolsadesantiago.com/mercado/Paginas/detalleindicesbursatiles.aspx?indice=SPC LXIPSA>. Acesso em: julho, 2018.
- BOLSA MEXICANA DE VALORES. **Índice IPC**. Disponível em: <https://www.bmv.com.mx/>. Acesso em: julho, 2018.
- BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO (BOVESPA). **Índice B3 (Antigo Ibovespa)**. Disponível em: http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/produtos/indices/indices-amplos/indice-bovespa-ibovespa.htm. Acesso em: julho, 2018.

BORÇA JUNIOR, G. R.; TORRES FILHO, E. T. **Analisando a crise do subprime**. Revista do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social, v. 15, n. 30, p. 129-159, dez, 2008.

BROOKS, Chris. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge University Press, Cambridge, 2008.

CANO, Wilson. **América Latina: notas sobre a crise atual**. Revista Economia e Sociedade, v. 18, n. 3, p. 603-621, dez, 2009.

CARVALHO, Fernando. **Entendendo a recente crise financeira global**. Novembro, disponível em: <http://www.ppge.ufrgs.br/akb>, Acesso em 30/01/18, 2008.

CEPAL (COMISSÃO ECONÔMICA PARA AMÉRICA LATINA E CARIBE). **Preliminary overviews of the economies of Latin America and the Caribbean 2005**. ECLAC, 1684-1417 LC/ G.2292-P, Santiago, Chile, 2005.

CEPAL (COMISSÃO ECONÔMICA PARA AMÉRICA LATINA E CARIBE). **Preliminary overviews of the economies of Latin America and the Caribbean 2009**. ECLAC, 1684-1387 LC/ G.2424-P, Santiago, Chile, 2009.

CEPAL (COMISSÃO ECONÔMICA PARA AMÉRICA LATINA E CARIBE). **Preliminary overviews of the economies of Latin America and the Caribbean 2016**. ECLAC, Sales Number E.17.II.G.2, LC/G.2698-P, Santiago, Chile, 2016.

CHEN, G. M.; FIRTH, M.; RUI, O. M. **Stock market linkages: evidence from Latin America**. Journal of Banking and Finance 26, 1113-1141, 2002.

CHRISTOPOULOS, A.; PAPATHANASIOU, S.; KALANTONIS, P.; CHOULIARAS, A.; KATSIKIDES, S. **An investigation of cointegration and casualty relationships between the PIIGS' Stock Markets**. European Research Studies. 18(2): 109-123, 2014.

CINTRA, M. A. M.; FARHI, M. **A crise financeira e o global shadow banking system**. Novos Estudos Cebrap, n.82, nov, 2008.

COLOMBO, J. A.; LONCAN, T. R.; CALDEIRA, J. F. **Do foreign portfolio capital flows affect domestic investment? Evidence from Brazil**. International Journal of Finance e Economics, 2018.

DEMIRGUÇ-KUNT, A.; LEVINE, R. **Stock markets, corporate finance, and economic growth: an overview.** World Bank Economic Review, 10, 223-240, 1996.

DIAMANDIS, Panayiotis. **International stock market linkages: evidence from Latin America.** Global Finance Journal 20, 13-30, 2009.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root.** Journal of the American Statistical Association, v. 74, p. 427–431, 1979.

DICKEY, D. A., FULLER, W. A. **Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root.** Econometrica, v. 49, p. 1057-1072, 1981

DORNBUSCH, R.; PARK, Y.C.; CLAESSENS, S. **Contagion: understanding how it spreads.** The World Bank Research Observer, 15(2), 177-97, 2000.

DOW JONES. **S&P Dow Jones índices: index methodology.** Disponível em: <https://us.spindices.com/documents/methodologies/methodology-sp-us-indices.pdf>. Acesso em: janeiro, 2019.

DUFRENOT, G.; MIGNON, V.; PÉGUIN-FEISSOLLE, A. **The effects of the subprime crisis on the Latin American financial markets: an empirical assessment.** Economic Modelling, 28, 2342-2357, 2011.

EDWARDS, Sebastian. **Contagion.** The World Economy, Vol. 23 (July), pp. 873–900, 2000.

EDWARDS, Sebastian. **Crises and growth: a Latin American perspective.** Revista de Historia Económica / Journal of Iberian and Latin American Economic History (Second Series) 25 (01): 19–51, 2007.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series.** Wiley, New York, second edition, 2004.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. **Co-integration and error correction: representation, estimation and testing.** Econometrica, 55, 251-276, 1987.

FEDERAL RESERVE BANK OF PHILADELPHIA. **Coincident economic activity index for the United States.** Philadelphia, 2018.

FMI. **Financial crises: characteristics and indicators of vulnerability.** p. 74-97.

FMI. **IMF Executive Board Removes Declaration of Censure on Argentina**. Disponível em: <https://www.imf.org/en/News/Articles/2016/11/09/PR16497-Argentina-IMF-Executive-Board-Removes-Declaration-of-Censure>. Acesso em 15 dez. 2018, 2016.

GONÇALVES, R. **A crise internacional e a América Latina. Com referência especial ao caso do Brasil**. Disponível em:

<http://www.ie.ufrj.br/datacenter/ie/pdfs/seminarios/pesquisa/texto2110.pdf>. Acesso em 30 out. 2018., 2008.

GRANGER, C. W. J. **Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods**. *Econometrica*, July, 37(3), pp. 424-38, 1969.

GRANGER, C.W. **Some properties of time series data and their use in econometric model specification**. *Journal of Econometrics*, 16, 121-130, 1981.

GREENE, William. **Econometric analysis**. Englewood Cliffs, NJ: Pren, 2002.

GRIFFITH-JONES, S.; OCAMPO, J. A. **The financial crisis and its impact on developing countries**. Working Paper 53. Brasília: International Policy Centre for Inclusive Growth, 2009.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Bookman: Porto Alegre, 2011.

HARRISON, A.; SEPÚLVEDA, C. **Learning from developing country experience: growth and economic thought before and after the 2008-09 crisis**. Policy Research Working Paper. The World Bank, 2011.

HEIJ, C.; DE BOER, P.; FRANSES, P. H.; KLOEL, T.; VAN DIJK, H. K. **Econometric methods with applications in business and economics**. Oxford University Press, Oxford, 2004.

HOFMAN, Andre. **The economic development of Latin America in the twentieth century**. Cheltenham, U.K.: Edward Elgar, 2000.

HUMPE, A.; MACMILLAN, P. **Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan**. *Applied Financial Economics*, Volume 19(2), pp. 111-19, 2007.

HUYGHEBAERT, N.; WANG, L. **The co-movement of stock markets in east Asia. Did the 1997–1998 asian financial crisis really strengthen stock market integration?** China Economic Review, 21(1): 98-112, 2010.

HWANG, I.; IN, F.; KIM, T. **Contagion effects of the U.S. subprime crisis on international stock markets.** Mimeo, 2010.

HWANG, J. K.; DIMKPAH, Y.; OGWU, A. **Impacts of the 2008 financial crisis on South American equity markets.** The International Business & Economics Research Journal (Online) 13 (3), 573, 2014.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y GEOGRAFÍA. **Indicador global de la actividad económica.** INEGI, 2013.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS. **Metodología del estimador mensual de actividad económica (EMAE).** INDEC, 2016

IPEA. **Crise internacional:** reações na América Latina e canais de transmissão no Brasil. Disponível em:

http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/5237/1/Comunicado_n17_Crise_rea%C3%A7%C3%B5es.pdf. Acesso em 30 out. 2018., 2009.

JIANG, Y.; YU, M.; HASHMI, S. B. **The financial crisis and co-movement of global stock markets:** a case of six major economies. European Financial Management, Vol.20(3), pp.574-595, 2017.

JOHANSEN, Soren. **Statistical analysis of cointegration vectors.** Journal of Economic Dynamics and Control, v. 12, p. 231–254, 1988.

JOHANSEN, Soren. **Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models.** Econométrica 59(6), 1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. **Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money.** Oxford Bulletin of Economics and Statistics. v. 52, p. 169-210, 1990.

KAMINSKY, G. L.; REINHART, C. M.; VEGH, C. A. **The unholy trinity of financial contagion.** Journal of Economic Perspectives, 17(4): 51-74, 2003.

KINDLEBERGER, C. P.; ALIBER, R. Z. **Manias, pânico e crises**. São Paulo: Saraiva, 2013.

KWON, C. S.; SHIN, T.S. **Co-integration and causality between macroeconomic variables and stock market returns**. Global Finance Journal, 10, 1, 71-81, 1999.

LEVINE, Ross. **Stock markets, growth, and tax policy**. Journal of Finance, XLVI, 1445-65, 1991.

LEVINE, Ross. **Stock markets: a spur to economic growth**. Finance and Development, vol. 33, no. I, pp- 7-10, 1996.

LEVINE, R.; ZERVOS, S. **Stock market development and long-run growth**. World Bank Economic Review, vol. 10, no. 2, pp. 323-39, 1996.

LEVINE, R.; ZERVOS, S. **Stock markets, banks, and economic growth**. American Economic Review, 88: 537-558, 1998.

LÜTKEPOHL, H.; KRATZIG, M. **Applied time series econometrics**. Cambridge University Press. Cambridge, 2004.

MARGARIDO, M. A; ANEFALOS, L. C. **Testes de raiz unitária e o software SAS**. Agricultura em São Paulo, São Paulo, v. 46, t. 2, p. 19-45, 1999.

MARKOWITZ, Harry. **Portfólio selection** in: Journal of Finance, mars, pp. 77-91, 1952.

MASIH, A. M. M.; MASIH, R. **Dynamic linkages and the propagation mechanism driving major international stock markets**, Quarterly Review of Economics and Finance, 37, 859-885, 1997.

MAYSAMI, R. C.; HOWE, L. C.; HAMAZ, M. A. **Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of singapore's all-s sector indices**. Jurnal Pengurusan, 24: 47-77, 2004.

MERCADO DE VALORES DE BUENOS AIRES S.A. (MERVAL). **Índice merval**. Disponível em: <http://www.merval.sba.com.ar/Vistas/Cotizaciones/Indices.aspx>. Acesso em: julho, 2018.

NASSEH A.; STRAUSS, J. **Stock prices and domestic and international macroeconomic activity: a cointegration approach**. Quarterly Review of Economics and Finance 40(2): 229-245, 2000.

OCAMPO, José. **Latin America and the global financial crisis**. Cambridge Journal of Economics, 33, 703-724, 2009.

OCAMPO, José. **The history and challenges of Latin American development**. United Nations Publication, Santiago, 2013.

OBSERVATORY OF ECONOMIC COMPLEXITY (OEC). Disponível em <https://atlas.media.mit.edu/en/profile/country/arg/#Imports>. Acesso em dezembro, 2018.

PEROBELLI, F. F. C.; VIDAL, T. L.; SECURATO, J. R. **Avaliando o efeito contágio entre economias durante crises financeiras**. Estudos Econômicos (São Paulo), v. 43, n. 3, p. 557–594, set, 2013.

PHILLIPS, P.; PERRON P. **Testing for a unit root in time series regression**. Biometrika. v. 75, p. 335-346, 1988.

REINHART, C. M.; REINHART, V. R. **Financial crises, development, and growth: a long-term perspective**. World Bank Economic Review 29(suppl.1): S53–S76, 2015.

SILVA, F. M.; CORONEL, D. A. **Análise da causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o ibovespa**. R. Adm. FACES Journal Belo Horizonte, II (3): 31–52, 2012.

SILVAPULLE, P; PODIVINSKY J. The effect of non-normal disturbances and conditional heteroskedasticity on multiple cointegration tests. Journal of Statistical Computation and Simulation, Vol. 65, No. 2 pp. 173-189, 2000.

SINGER, Paul. **A América Latina na crise mundial**. Estudos Avançados, v. 23, n. 66, p. 91-102, 2009.

SOLIMANO, A.; SOTO, R. **Economic growth in Latin America in the late 20th century: evidence and interpretation**. ECLAC, 2005.

SOTO, R.; ZURITA, F. **Two centuries of economic growth: Latin America at its bicentennial celebration**. Latin American Journal of Economics 48 (2): 113-32, 2011.

TSAY, R. S. **Analysis of financial time series**. Wiley Series in Probability and Statistics, 2002.

YANG, J.; KOLARI, J. W.; MIN, L. **Stock market integration and financial crises: the case of Asia**. Applied Financial Economics, 13(7), 477-486, 2002.