

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

**PEDRO OLIVEIRA DE SENA BATISTA**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS (UFMG)

**MARCOS VINICIUS LOPES PEREIRA**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS (UFMG)

**HUDSON FERNANDES AMARAL**

CENTRO UNIVERSITÁRIO UNIHORIZONTES - MG

**ROBERT ALDO IQUIAPAZA**

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS (UFMG)

Agradecimento à órgão de fomento:

Agradecimentos especiais à Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e ao Centro de Pós-Graduação e Pesquisas em Administração (CEPEAD) da Faculdade de Ciências Econômicas (FACE) pertencente À Universidade Federal de Minas Gerais (UFMG).

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

## 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)

Ainda que os países latino-americanos enfrentem dificuldades, um importante vetor para dirimir obstáculos ao desenvolvimento está na relação entre crescimento econômico e o mercado de capitais. 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.

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 não só indicadores de mercados de capitais, mas também 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 desse efeito é importante para que os investidores aloquem seus recursos de forma mais eficiente. 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).

Contudo, os agentes econômicos frequentemente se deparam com eventos adversos capazes de alterar o destino de políticas econômicas e da alocação de recursos. Crises econômicas são algo inerente ao sistema capitalista de produção, e dada a importância da cointegração para o mercado de capitais e crescimento econômico, análises dos impactos gerados sobre os mercados em contexto de choques econômicos se torna uma importante evidência de efeito contágio.

A globalização elevou a cointegração e a abertura dos mercados do mundo, trazendo maior volatilidade e exposição dos países aos impactos econômicos e financeiros externos. O contágio das 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).

Diante do exposto, este trabalho 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.

## 2. Problema de Pesquisa, Objetivo e Justificativa

Partindo do movimento real observado, este trabalho procura responder à 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?

Como objetivo geral, a proposta é analisar como a crise econômica mundial de 2008 afetou a relação de longo prazo entre os mercados de capitais da América Latina e investigar os reflexos dessas inter-relações sobre o crescimento econômico dos países da amostra para o mesmo horizonte de tempo.

Para cumprir com o objetivo geral, este trabalho pretende atender aos seguintes objetivos específicos:

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

Conforme mencionado por Cintra e Farhi (2008) e Borça Junior e Torres Filho (2008), a crise econômica mundial de 2008, proveniente da criação do *global shadow banking system* que burlou os Acordos de Basileia 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) 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), 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.

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. Existem indícios de causalidades importantes entre o mercado de capitais e o crescimento econômico, mas a literatura tem se dedicado a analisar a cointegração com crises ou com a economia e não em conjunto dentro da mesma modelagem multivariada.

### 3. Fundamentação Teórica

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 (HEIJ et al., 2004).

Ferramenta estatística importante para pesquisa em finanças, a cointegração é 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. 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 (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 cointegrados. 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 (ASSIDENOU, 2011; CHEN, FIRTH e RUI, 2002; DIAMANDIS, 2009).

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; ARSHANAPALLI, DOUKAS e LANG, 1995).

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), Chen, Firth e Rui (2002), Diamandis (2009), Assidenou (2011) e Jiang, Yu e Hashmi (2017). 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 de variáveis *dummies* relativa à crise sobre cada variável analisada. Resultados desse tipo são importantes ao 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.

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) e Maysami, Hoew e Hamzah (2004) 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, extraíndo 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. 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. (KWON e SHIN, 1999; HUMPE e MACMILLAN, 2007).

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, modelos autorregressivos e modelos de correção de erro vetorial (VECM).

#### 4. Metodologia

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, testes de cointegração e modelo VECM que passará por testes de validade estatística (autocorrelação, heterocedasticidade e normalidade).

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 Levine (1991, 1996), Levine e Zervos (1996, 1998) e Chen, Firth e Rui (2002). Com base neles, selecionou-se Argentina, Brasil, Chile e México, além dos Estados Unidos.

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.

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).

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 em escala logarítmica dos mercados de capitais e 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, conforme Tabela 1.

De acordo com Johansen (1988, 1991) e Johansen e Juselius (1990), o ponto de partida para o teste de cointegração é um vetor autorregressivo em que a ordem ou o número de defasagens ou *lags* é dado por  $p$ , conforme a equação 1:

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

Através do número de observações e defasagens disponíveis, obtém-se matrizes com o quadrado dos resíduos para, posteriormente, encontrar relações canônicas as quais evidenciarão correlações lineares entre as variáveis de interesse.

A hipótese nula do teste de que existem  $r$  ou menos vetores de cointegração pode ser testada pela estatística do traço ou do autovalor, conforme equações 2 e 3, e as tabelas com valores críticos do teste podem ser encontradas em Johansen e Juselius (1990):

$$TRAÇO = -T \sum_{i=r+1}^M \ln[1 - (r^*_1)^2] \quad (2)$$

$$(3)$$

$$MÁXIMO AUTOVALOR = -T \ln[1 - (r^*_1)^2]$$

Tabela 1 – Resumo das variáveis financeiras, econômicas e binárias (*dummies*) da pesquisa.

Variáveis	Natureza	Fonte	Frequência	Período	Observações
Financeiras					
LNSP500 (EUA)	Endógena	Bloomberg	Mensal	2003-2017	180
LNB3 (BRA)	Endógena	Bloomberg	Mensal	2003-2017	180
LNMERVAL (ARG)	Endógena	Bloomberg	Mensal	2003-2017	180
LNIPSA (CHI)	Endógena	Bloomberg	Mensal	2003-2017	180
LNIPC (MEX)	Endógena	Bloomberg	Mensal	2003-2017	180
Econômicas					
LNUSPHCI (EUA)	Endógena	BC dos EUA	Mensal	2003-2017	180
LNIBCBR (BRA)	Endógena	BC do BRA	Mensal	2003-2017	180
LNEMAE (ARG)	Endógena	BC da ARG	Mensal	2003-2017	180
LNIMACEC (CHI)	Endógena	BC do CHI	Mensal	2003-2017	180
LNIGAE (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. As dummies foram geradas da USRECP.

Assim como o teste de cointegração de Johansen, o modelo VECM oriundo dos trabalhos de Engle e Granger (1987) é proveniente de um VAR em primeiras diferenças considerando variáveis endógenas e exógenas, conforme a equação 4:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + C D_t + B z_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

A validade do teste de cointegração de Johansen e do modelo VECM será dada por testes sobre os resíduos do modelo, a saber: heterocedasticidade, autocorrelação e normalidade.

## 5. Análise dos Resultados

As informações da Tabela 2 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 2 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.

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) e Borça Junior e Torres Filho (2009). Uma possível explicação para o observado foi dada por Singer (2009), quando argumentam sobre o efeito da globalização sobre a América Latina durante a crise econômica mundial de 2008.

A Tabela 3 apresenta a matriz de correlação de todos os índices estudados nesta pesquisa. O estudo da cointegração pode ser melhor compreendido junto da análise das correlações existentes entre os índices. O interesse reside nos pares de correlações altas, 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).

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), Chen, Firth e Rui (2002) e Diamandis (2009). 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.

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, ICBR/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.

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 4. 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.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas dos retornos das séries temporais.

Medidas	Argentina			Brasil			Chile			México			Estados Unidos		
	$\Delta$ MERVAL	$\Delta$ EMAE	$\Delta$ B3	$\Delta$ IBCBR	$\Delta$ IPSA	$\Delta$ IMACEC	$\Delta$ IPC	$\Delta$ IGAE	$\Delta$ SP500	$\Delta$ 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					

Fonte: Elaboração própria. Nota:  $\Delta$  denota as primeiras diferenças (retornos). Foram utilizadas 179 observações.

Tabela 3 – Matriz de correlação dos retornos das séries temporais.

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

Fonte: Elaboração própria.  $\Delta$  denota as primeiras diferenças (retornos).

Tabela 4 – 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
$\Delta$ MERVAL	0	-11,5937	0,0000	2	-11,5499	0,0000
$\Delta$ EMAE	0	-11,6870	0,0000	5	-11,9617	0,0000
$\Delta$ B3	0	-11,4727	0,0000	5	-11,6361	0,0000
$\Delta$ IBCBR	1	-6,8843	0,0000	4	-10,8741	0,0000
$\Delta$ IPSA	0	-11,9190	0,0000	4	-12,0362	0,0000
$\Delta$ IMACEC	0	-17,1745	0,0000	3	-17,2596	0,0000
$\Delta$ IPC	0	-11,4898	0,0000	6	-11,6395	0,0000
$\Delta$ IGAE	0	-14,1988	0,0000	7	-14,2075	0,0000
$\Delta$ SP500	0	-11,2364	0,0000	7	-11,3470	0,0000
$\Delta$ 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.  $\Delta$  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.

Para as variáveis em nível, o teste de Dickey-Fuller aumentado acusa que todas elas rejeitam a hipótese de estacionariedade, 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 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 levam a crer 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.

Após os testes de estacionariedade, empreendeu-se o teste de cointegração proposto por Johansen sendo o número de *defasagens* escolhido igual a 3 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.

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 rejeitam a hipótese de que existam menos de três vetores de cointegração (ou combinações lineares ou equações de cointegração) entre os índices estudados, tanto para a estatística do traço (107,6808 e p-valor de 36,32%) quanto para a estatística do máximo autovalor (34,5449 e p-valor de 48,91%). 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.

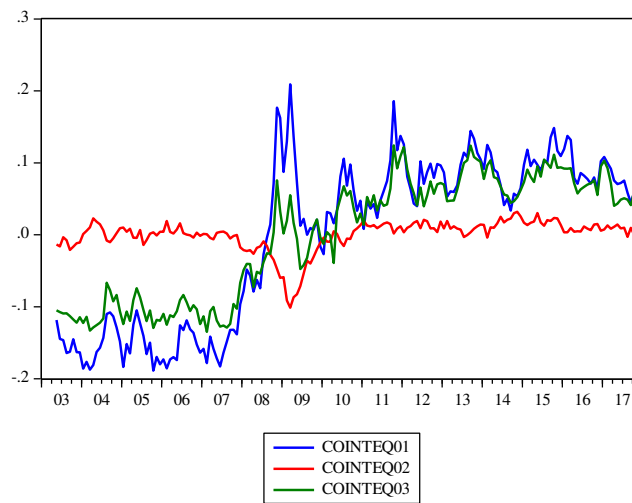
Esse resultado é condizente com os trabalhos de Chen, Firth e Rui (2002) e Diamandis (2009) para a América Latina e similares aos trabalhos de Arshanapalli, Doukas e Lang (1995), Jiang, Yu e Hashmi (2017) e Assidenou (2011), os quais empregaram a mesma metodologia em contextos de crises econômicas, inclusive 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. Na Tabela 5 estão os 3 vetores de cointegração utilizados também no modelo VECM enquanto que a Figura 1 traz o padrão gráfico das 3 equações de equilíbrio de longo prazo. Os dados informam como os índices analisados se relacionam no longo prazo.

Tabela 5 – Vetores de cointegração.

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/vetores de cointegração fornecidas pelo teste de Johansen.

Figura 1 – Equações de equilíbrio.



Fonte: dados da pesquisa.

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). 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.

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, Greene (2002) afirma 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.

Estatisticamente não existiu 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.

As equações de cointegração exibem comportamento estacionário ao longo do período temporal analisado, o que está condizente com o relatado por 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 5 e contextualizando a informação com o padrão gráfico exibido pela Figura 1, 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.

Para o segundo vetor normalizado referente ao índice IGAE, a Tabela 5 e a Figura 1 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*.

Já o vetor normalizado para o índice IMACEC, conforme apresentado pela Tabela 5 e a Figura 1, 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. De acordo com os resultados da Tabela 5, as variáveis significativas podem ser as responsáveis por mudar a relação de equilíbrio de longo prazo.

Singer (2009) já argumentara que o efeito contágio da crise é influenciado por proximidades geográficas. Os trabalhos de Chen, Firth e Rui (2002), Hwang, Dimkpa e Ogwu (2014), Jiang, Yu e Hashmi (2017) e Assidenou (2011), 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 Heij et al. (2004). O próprio fato de existir cointegração entre variáveis econômicas e financeiras 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 as variáveis significativas da Tabela 5 podem ser as responsáveis pela alteração das relações exibidas na Figura 1, ou seja, variáveis que respondem pelo mercado de capitais são capazes de influenciar o crescimento econômico no longo prazo.

## 6. Conclusão

Este trabalho empírico buscou investigar o impacto e o contágio da crise econômica mundial de 2008 sobre o comportamento de longo prazo 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, 1988) e Levine (1991, 1996), a atividade econômica pode predizer 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) 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 Greene (2002) e Heij et al. (2004).

Estudos similares empreendidos por Kwon e Shin (1999), Humpe e Macmillan (2007), Maysami, Hoew e Hamzah (2004), Arshanapalli, Doukas e Lang (1995), Chen, Firth e Rui (2002), Diamandis (2009), Assidenou (2011) 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 5, 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), 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, especialmente 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, ao menos no período analisado, 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) e Kaminsky, Reinhart e Vegh (2003) e Singer (2009), 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 a Figura 1; do contrário, a mudança do comportamento de equilíbrio exibido pela análise gráfica não seria esperada ou constatada.

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 curto e longo prazos 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.

## 7. Referências Bibliográficas

- 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 MUNDIAL. World bank open data. World Bank, July 2018. Disponível em: <https://data.worldbank.org/>. Acesso em: 20 jul. 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.
- CHEN, G. M.; FIRTH, M.; RUI, O. M. Stock market linkages: evidence from Latin America. *Journal of Banking and Finance* 26, 1113-1141, 2002.
- CINTRA, M. A. M.; FARHI, M. A crise financeira e o global shadow banking system. *Novos Estudos Cebrap*, n.82, nov, 2008.
- 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.
- DORNBUSCH, R.; PARK, Y.C.; CLAESSENS, S. Contagion: understanding how it spreads. *The World Bank Research Observer*, 15(2), 177-97, 2000.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276, 1987.
- 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.
- HEIJ, C.; DE BOER, P.; FRANCES, P. H.; KLOEL, T.; VAN DIJK, H. K. *Econometric methods with applications in business and economics*. Oxford University Press, Oxford, 2004.

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.

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.

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. *Econometría* 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.

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. 1, 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.

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

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.

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

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.

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.