

## **Contágio financeiro e interdependência entre mercados da América Latina e Estados Unidos**

**Paulo Fernando Marschner**  
Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)  
*E-mail: paulofernandomarschner@hotmail.com*

**Paulo Sergio Ceretta**  
Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)  
*E-mail: ceretta10@gmail.com*

**Adriano Mendonça Souza**  
Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)  
*E-mail: amsouza@gmail.com*

**Leonardo Gress de Lima**  
Instituto Federal Farroupilha (IFFar)  
*E-mail: leogress@hotmail.com*

### **Resumo**

Neste artigo foi analisada a existência e a magnitude do contágio financeiro e das interdependências entre os mercados acionários da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México e Peru) e Estados Unidos. Foram aplicados modelos autorregressivos vetoriais (VAR) sobre as séries históricas dos retornos dos índices das bolsas de valores em três períodos: pré-crise, crise e pós-crise. Após estimados, observou-se que nos três subperíodos de amostra (pré-crise, crise e pós crise), foram ajustados modelos vetoriais com diferentes níveis de defasagens, VAR(1), VAR(3) e VAR(1), respectivamente, mostrando que no período de crise as variáveis endógenas afetam o sistema de equações simultâneas por até três períodos de defasagens e nas demais subamostras por apenas um período. A análise das decomposições das variâncias das séries e das funções de resposta a impulso revelaram a existência de contágio financeiro durante a crise financeira global de 2008. Indicaram também que posterior a crise, os vínculos dos mercados dessa região com o mercado americano permaneceram existentes, porém em menor magnitude.

**Palavras-chave:** Contágio Financeiro; Crise Financeira; Mercado de Capitais.

**Linha Temática:** Finanças e Mercado de Capitais

## 1 Introdução

A propagação de uma crise ocorrida em uma economia para outra é conhecida na literatura como efeito contágio. Nas últimas décadas, diversos estudos enfatizaram a relevância desse efeito devido a sua importância nas decisões de alocação de recursos e gerenciamento de riscos, e mesmo não existindo uma definição universalmente aceita para contágio, várias definições foram propostas na literatura para identificar sua existência (Ribeiro & Hotta, 2013). Embora amplas e diversas, essas propostas caracterizam o contágio financeiro como um aumento (ou redução) significativo nas relações entre índices de desempenho durante um período de crise em comparação às relações em períodos de estabilidade econômica (Forbes & Rigobon, 2001; Ribeiro & Hotta, 2013; Oliveira, Albuquerque & Carvalho, 2019).

Diferente do conceito de contágio, a interdependência é fenômeno em que os movimentos dos preços em um mercado acionário influenciam o comportamento dos preços de outro mercado (Pimenta Jr., 2004). Ou seja, a interdependência reflete o nível de relação entre mercados que ocorre em período de estabilidade. Soydemir (1997) pondera que o contágio entre mercados é, então, um efeito auto reforçador das interdependências, na medida em que investidores locais reagem de forma condicionada em função de informações externas, como crises, por exemplo.

As crises atingem uma ampla gama de países e territórios com tanta severidade e simultaneidade que a existência de um padrão é uma hipótese que surge espontaneamente (Marçal, Pereira, Martin & Nakamura, 2011). De acordo com Oliveira *et al.* (2019) é perfeitamente plausível supor que economias com similaridades ou relacionamentos mais intensos, como os blocos econômicos, recebam impacto maior e homogêneo desses eventos. Esses fenômenos são ocasionados pela correlação existente entre esses mercados e são relevantes na escolha de um portfólio de investimentos conforme fundamentos apresentados por Markowitz (1952).

É possível verificar na literatura que o agrupamento de países por critérios econômicos ou geográficos atraiu a atenção dos pesquisadores, sendo possível facilmente agrupar essas pesquisas nos países que compõem os BRICS (Aktan, Mandaci, Kopurlu & Ensener, 2009; An & Brown, 2010; Bergmann, Securato, Savoia & Contani, 2015; Wang, Xie, Lin & Stanley, 2017; Nashier, 2015; Oliveira *et al.* 2019), a região Ásia-Pacífico (Ahmed & Huo; 2018; Ahmed & Huo, 2019; Ribeiro & Hotta, 2013), América Latina (Pimenta Jr, 2004; Moterri & Mendes, 2005; Chuliá, Guillén & Uribe, 2017; Davidson, 2020; Fortunato, Martins & Bastian-Pinto, 2020), e ainda estudos com amostras mistas (Pimenta Jr. & Famá, 2002; Marçal, *et al.* 2011; Farias & Sáfadi, 2010; Zorgati, Lakhal & Zaabi, 2019).

Embora o mercado americano seja o mercado mais influente sobre as economias emergentes, sabe-se que a dependência dos mercados latino-americanos tende a ser consideravelmente maior devido a fatores macroeconômicos e vínculos comerciais (Marçal *et al.* 2011; Cardona, Gutiérrez, & Agudelo, 2017). Dessa forma é possível que o efeito contágio tenha ocorrido e acentuado a interdependência entre os países da América Latina com os EUA. Essa perspectiva foi documentada por Davidson (2020), entretanto esse estudo considera apenas os maiores mercados dessa região e não analisa o comportamento desses posterior a crise financeira, desconsiderando que após 2009 os mercados desenvolvidos tendem a sofrer maiores influências dos emergentes (Samarakoon, 2011).

Essas circunstâncias claramente limitam uma compreensão global das relações entre a

América Latina e os EUA, e implicam a necessidade de abordar a hipótese de *decoupling*, que propõe que os mercados emergentes se tornaram menos afetados por eventos nos mercados desenvolvidos adquirindo maior independência. Considerando esse contexto, o objetivo dessa pesquisa é analisar a existência e a magnitude do efeito contágio e das interdependências entre os mercados acionários da América Latina e dos EUA. Como os mercados financeiros se movem conjuntamente e considerando as alterações trazidas pela eclosão da crise do *subprime* uma análise desse comportamento por meio de uma modelagem multivariada tem potencial de revelar relações abrangentes que não poderiam ser reveladas na modelagem univariada.

Para isso a amostra foi subdividida em três períodos: i) pré-crise, ii) crise e iii) pós-crise, e estimados modelos de vetores autorregressivos (VAR) para cada um dos períodos, e analisada as funções de resposta a impulso e decomposição das variâncias. O estudo dessas relações é relevante para literatura econômica e financeira apresentando novas evidências sobre as relações entre os mercados da América Latina e EUA. É também relevante para investidores nacionais e internacionais interessados em uma adequada alocação de capital nos ativos que compõe seu portfólio de investimentos. Do ponto de vista financeiro esses resultados podem amparar o desenvolvimento de estratégias e ferramentas para precificação de ativos, precificações de opções, seleção de portfólios, *hedge* e para uma adequada gestão de riscos.

## 2 Revisão de literatura

Considerando o contágio financeiro como um aumento significativo nas relações entre índices de desempenho durante um período de crise em comparação às relações em períodos de estabilidade, uma interpretação lógica, é que países economicamente fracos apresentem maior risco de serem contagiados e enfrentarem crises econômicas em períodos de turbulência. As últimas décadas foram marcadas por diversas crises, incluindo o colapso do mercado dos EUA em 1987 (King & Wadhwani, 1990), a crise do peso mexicano em 1994, a crise asiática em 1997, a crise da Rússia em 1998, a crise do Brasil em 1999, a queda da Nasdaq em 2000, a crise Argentina em 2001 (Forbes & Rigobon, 2001; Filleti, Hotta & Zevallos, 2008) e a última crise financeira, de 2008, originada nos EUA (Lee, 2011).

A ocorrência dessas crises aumentou a preocupação das autoridades políticas e investidores fazendo com que os debates em torno do tema se tornassem mais intensos. Simultaneamente diversas pesquisas foram conduzidas a fim de verificar o efeito contágio ou a interdependência dos mercados de ações, na maioria das vezes agrupando países por critérios econômicos ou geográficos. Nos países que compõe o BRICS, Aktan *et al.* (2009) indicaram que o mercado americano tem um efeito significativo em todos os países dessa região no mesmo dia de negociação. Já An e Brown (2010) relatam que dentre esses mercados apenas a China possui relação com os EUA. Bergmann *et al.* (2015) também analisaram o contágio financeiro dos mercados dessa região com o mercado americano, além de outros mercados da União Europeia (UE), e descobriram evidências do efeito contágio em ambos os mercados. Outros trabalhos dessa região incluem os de Nashier (2015), Wang *et al.* (2017) e Oliveira *et al.* (2019), todos sendo favoráveis a existência de interdependências desses países com os EUA.

Os mercados da região Ásia-Pacífico também chamaram a atenção dos pesquisadores. Ahmed e Huo (2019) observaram a relação entre o mercado acionário chinês e outros mercados asiáticos e descobriram que os componentes de repercussão de preços e volatilidade são

diferentes durante períodos estáveis e de estresse financeiro. Verificaram também que em períodos de alta o mercado chinês causa forte impacto nos mercados asiáticos. Esses sinais de integração também foram observados entre as ações chinesas e africanas (Ahmed & Huo, 2018). Amparados em um modelo canônico, Ribeiro e Hotta (2013) observaram o efeito contágio em um grupo de países asiáticos (Hong Kong, Índia, Japão, Indonésia, Coreia, Cingapura e Taiwan), e indicaram que a Índia e a Indonésia são fortemente afetadas pelo bloco formado pelos demais países da região.

Os mercados latino-americanos foram analisados. Pimenta Jr (2004) por exemplo, não encontrou evidências de interdependência entre a Nasdaq e os mercados acionários da Argentina, Brasil, Chile e México. Moterri e Mendes (2005) também analisaram a relação entre os mercados da América Latina com os EUA, e concluíram que apenas uma parcela das interdependências observadas entre os mercados latino-americanos é resultante da influência do mercado acionário americano. Embora Chuliá *et al.* (2017) sustente que a dependência dos mercados latino-americanos tende a ser consideravelmente mais fraca quando comparada a outros países emergentes, Davidson (2020) observa que durante a crise financeira global, há evidências de contágio abrupto se espalhando abruptamente dos EUA para o Brasil e Argentina, demonstramos que o contágio só se manifestou na recente crise financeira global.

Naturalmente outras pesquisas consideram amostras mistas. Pimenta Jr. e Famá (2002) descobriram que os níveis de interdependência entre os oito maiores mercados de capitais dos países emergentes da América Latina e do Sudeste Asiático ainda não eram consistentes. Diferente do encontrado por Marçal *et al.* (2011) que uma década depois encontrou evidências favoráveis à hipótese de contágio regional que possivelmente espalhou a crise asiática para a América Latina. Farias e Sáfiadi (2010) em uma ampla amostra de economias emergentes e desenvolvidas, descobriram que o mercado brasileiro exerce forte influência sobre os mercados russo e chinês, bem como que o mercado americano exerce influência nos mercados inglês e japonês. Zorgati *et al.* (2019) investigaram o efeito contágio e sua intensidade em cinco países americanos (Brasil, Argentina, México, Canadá e EUA) e nove países asiáticos (Japão, Hong Kong, Índia, Austrália, Indonésia, Malásia, Coreia, China e Cingapura) de 2003 a 2011, encontrando evidências do efeito de contágio em todos os americanos e na maioria dos asiáticos.

Esses estudos revelaram que, segundo algum nível de interdependência, o mercado americano afeta os demais mercados. O efeito contágio também é observado na maioria dos mercados emergentes durante a crise financeira de 2008. Entretanto, diferente dos demais mercados emergentes, os latino-americanos estão fortemente vinculados com os EUA devido a fluxos de comércio e capital, proximidade cultural, fuso horário e efeitos macroeconômicos. Além disso, as bolsas latino-americanas se tornaram mais importantes para os investimentos em portfólio em todo o mundo já que oferecem variedade em termos de tamanho, desenvolvimento e vínculos econômicos com os EUA (Cardona, *et al.* 2017). Outra característica que pode ser observada na literatura é falta de evidências sobre a relação entre os mercados latino-americanos posterior a crise financeira de 2008.

Essas características implicam a necessidade de uma maior compreensão de como os mercados da América Latina se comportam entre si e em relação aos EUA. Os modelos VAR são adequados para analisar a relação entre mercados acionários já que permitem a visualização do contágio entre as variáveis incluídas no modelo quando um choque externo é imputado as inovações, além de mostrar a importância relativa de cada variável em si mesma e nas demais.



Alguns trabalhos que utilizam a modelagem VAR para verificar o contágio e interdependências incluem os de Pimenta Jr. (2004), Pimenta Jr. e Famá (2002), Dooley e Hutchison (2009) e Farias e Sáfiadi (2010), por exemplo.

### 3 Dados e método

Neste estudo foram utilizadas as séries de fechamento diário de cinco índices de mercados latino-americanos: o índice Bovespa do Brasil (Ibovespa), o índice de Precios y Cotaciones (IPC) do México, o índice Merval (Merval) da Argentina, o índice de Precio Selectivo de Acciones (IPSA) do Chile e o Índice Geral da Bolsa de Valores de Lima (IGBVL) do Peru. Para o mercado norte-americano foi escolhido o *Standard & Poor's 500 Index* (S&P500). O período coletado foi de 01/01/2002 a 31/12/2018, totalizando 17 anos.

As datas nas quais o valor de algum índice não estava disponível foram eliminadas, restando um total de 3900 observações diárias. Essas séries foram então segregadas em três períodos, período pré-crise, de 01/01/2000 a 30/11/2007, com 1385 observações; período de crise, de 01/12/2007 a 30/06/2009, com 360 observações; e período pós-crise 01/07/2009 a 31/12/2018, com 2155 observações. Estas sub amostras foram selecionadas com amparo nas datações do *Business Cycle Dating Committee* do *National Bureau of Economic Research*. Esse período tende a ser robusto o suficiente para relevar as relações existentes entre os mercados. Embora esse trabalho tenha como referência a crise de 2008, o período coletado cobre o reflexo de uma vasta gama de crises ocorridas, como a do Brasil em 1999, a queda da Nasdaq em 2000, a crise Argentina em 2001 e a última crise financeira de 2008.

Os dados originais foram transformados em séries de retornos, se  $X_t$  é o valor do índice no instante  $t$ , o log-retorno ou retorno é dado por:

$$R_t = \Delta \ln X_t = \ln(X_t) - \ln(X_{t-1}) \quad (1)$$

Para captar os efeitos contemporâneos e as relações de curto prazo entre as variáveis foi empregado um modelo vetorial autorregressivo (VAR). O modelo VAR foi inicialmente proposto por Sims (1980) e sua principal vantagem é a possibilidade de estimar diversas variáveis simultaneamente, evitando os problemas de identificação dos parâmetros em modelos multiequacionais. O modelo VAR de ordem ( $p$ ) é representado na equação 2.

$$Z_t = \sum_{i=1}^p A_i Z_{t-i} + V + e_t; \quad p = 1, 2, 3 \dots \quad (2)$$

Em (2)  $Z$  é a matriz das variáveis originais.  $Z_{t-1}$  é a matriz das variáveis originais com  $p$  lags de defasagens.  $A$  é a matriz dos coeficientes,  $v$  é o vetor das interceptos,  $e_t = (e_{yt}, e_{zt})$  são as inovações que devem apresentar a característica de ruído branco e  $k$ -dimensões para que  $E(e_t) = 0$ ;  $E(e_{yt}, e_{zt}) = \Sigma$  e  $E(e_{yt}, e_{zt}) = 0$  para  $s \neq t$ .

Para a implementação do modelo VAR é necessário realizar os testes de raízes unitárias pois a estacionariedade é uma condição necessária para ajustar um modelo estável que possibilite

estudar as relações de curto prazo entre as variáveis (Senna & Souza, 2016). Para isso serão aplicados os testes Augmented Dickey Fuller proposto por Dickey e Fuller (1981), e o teste KPSS proposto Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992). Para seleção do número de defasagens do modelo VAR(p), um VAR auxiliar é ajustado, com um número de defasagens arbitrário variando de  $p = 1, \dots, p = 8$ , e neste modelo serão aplicadas cinco testes/critérios para a seleção do melhor modelo: Teste estatístico LR sequencial modificado ao nível de 5% de significância, Teste do erro de predição final (FPE), Critério de Akaike (AIC), Critério de Schwarz (SBIC) e Critério de Hannan-Quinn (HQIC). O modelo que apresentar menores valores para estas estatísticas corresponderá ao número de defasagens utilizadas no modelo final.

A modelagem VAR embora intuitiva requer cautela na decomposição utilizada na geração do vetor de inovações autocorrelacionado e no processo de ordenação das variáveis. A decomposição de *Cholesky* tem amplo apelo na literatura pelos efeitos dinâmicos proporcionados pelo método de ortogonalização das variáveis. Esse procedimento utilizado na estimação atribui todo o efeito sistêmico à primeira variável do modelo, e alterações na ordem das variáveis na modelagem VAR podem ocasionar mudanças na função de resposta a impulso e na decomposição da variância (Vartanian, 2012; Senna & Souza, 2016).

Devido ao efeito sistêmico atribuído à primeira variável utilizada na estimativa é recomendado ordená-las de acordo com o grau de endogeneidade (Vartanian, 2012). As variáveis com maior poder de causalidade devem ser inseridas no início da sequência e as variáveis com menor poder de causalidade no final da sequência. Essa ordenação será determinada pelo teste de *Block Exogeneity* (VAR *Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests*). Para cada equação do modelo VAR, a estatística Wald testa a significância de cada uma das outras variáveis na equação. O valor total da estatística da variável demonstra a significância de todas as outras variáveis endógenas na equação. Desse modo, a série que apresenta o menor valor da estatística refere-se à variável com endogeneidade fraca e a que apresentou o maior valor pode ser caracterizada por endogeneidade forte (Vartanian, 2012).

Após a validação do modelo, são realizadas análises da função de resposta a impulsos e decomposição de variância. A primeira verifica a magnitude do contágio entre as variáveis incluídas no modelo VAR quando um choque externo é imputado as inovações, representado pelo período de tempo que a variável que recebeu o choque externo levará para voltar a sua estabilidade, e o último mostra a importância relativa de cada variável em si mesma e nas demais que compõe o sistema. As funções de resposta a impulso serão geradas a partir da decomposição de *Cholesky* que utiliza a inversa do fator de *Cholesky* da matriz de covariância dos resíduos para ortogonalizar os impulsos. A decomposição de variância também se baseia nessa decomposição, o que implica reproduzir o mesmo raciocínio das funções de resposta a impulso.

#### 4 Resultados e discussões

Para confirmar o comportamento estacionário dos log-retornos foram aplicados os teste de estacionariedade e raiz unitária nas séries temporais. O p-valor do teste ADF rejeita a hipótese nula de raiz unitária. Resultado que foi confirmado com o teste KPSS, que não rejeitou a hipótese nula de estacionariedade. Verifica-se, portanto, que os log-retornos atendem os pressupostos de estacionariedade, possibilitando uma estimativa adequada dos modelos VAR.

Tabela 1. Testes de estacionariedade e raiz unitária.

Variáveis	ADF		KPSS	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Log(Argentina)	-29,095	0,000	0,086	>0,100
Log(Brasil)	-10,867	0,000	0,152	>0,100
Log(Chile)	-12,875	0,000	0,172	>0,100
Log(México)	-29,800	0,000	0,487	>0,100
Log(Peru)	-15,199	0,000	0,684	>0,100
Log(EUA)	-11,077	0,000	0,135	>0,100

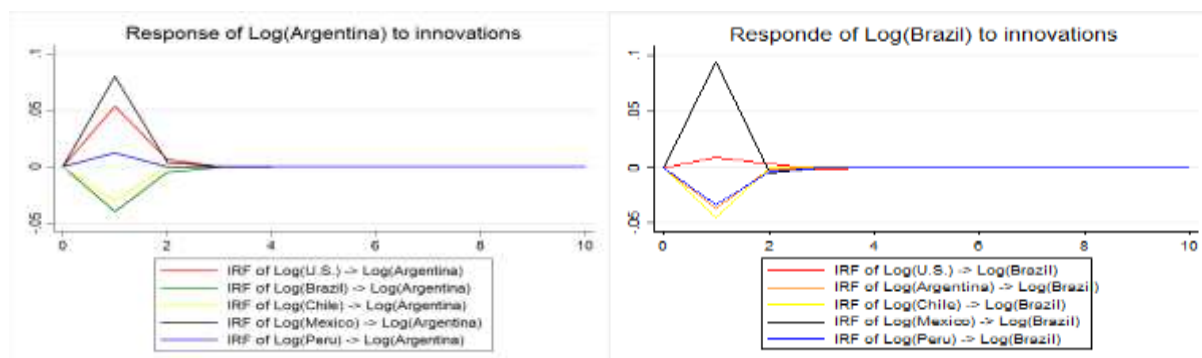
Nota: As seleções de comprimento de atraso apropriadas nos testes ADF são determinadas pelo critério de informação de Akaike.

Fonte: elaborado pelos autores (2020).

Para compreender como os mercados da América Latina se comportam entre si e em relação ao mercado americano seguem descritas análises de cada um dos períodos descritos na seção 3.

#### 4.1 Período pré- crise

Inicialmente foi determinado o número de defasagens das variáveis a serem incluídas no modelo. A maioria dos critérios de informação (FPE, AIC, HQIC e SBIC) indicaram apenas uma defasagem (Apêndice A). O teste de exogeneidade das variáveis (Apêndice B) indicou que a variável com endogeneidade fraca foi o mercado argentino e com endogeneidade forte o mercado peruano. Assim, a ordenação utilizada na decomposição de *Cholesky* foi a seguinte: Argentina ( $\chi^2 = 13,411$ ), México ( $\chi^2 = 18,864$ ), Brasil ( $\chi^2 = 23,904$ ), Chile ( $\chi^2 = 25,778$ ), EUA ( $\chi^2 = 35,441$ ) e Peru ( $\chi^2 = 41,015$ ). Após ajustar o modelo VAR(1) final, obedecendo a ordem de exogeneidade das variáveis, um choque de um desvio padrão foi transmitido para as outras variáveis usando a estrutura de defasagem do modelo VAR(1) em diferentes intervalos de tempo. A decomposição de *Cholesky* foi usada para realizar a resposta ao impulso. Após 2 períodos, as variáveis tenderam a se estabilizar, embora o choque externo tenha apresentado oscilações positivas ou negativas no período inicial.



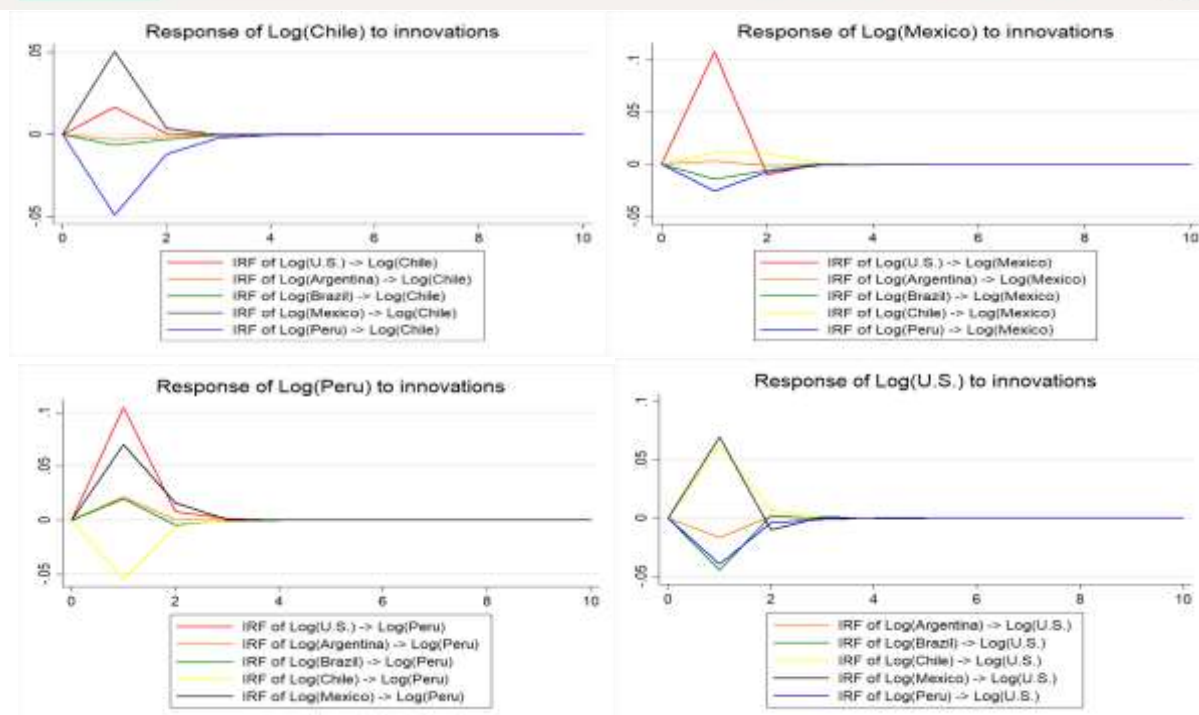


Figura 1. Resposta a impulso das variáveis usando modelo VAR(1).

Após verificar a análise das funções de resposta a impulso, cabe verificar a participação relativa de cada uma das variáveis através da decomposição da variância dos erros de previsão. Na Tabela 2, observa-se a influência de cada um dos mercados na explicação da variância dos demais, medida no primeiro, quinto e décimo dia após um choque não esperado. No período pré-crise financeira a maior parte dos desvios projetados na variância dos mercados explica-se por inovações (impactos) dos próprios mercados. O mercado americano não explica parcela significativa alguma da variância dos demais mercados. Os resultados encontrados são consistentes com pesquisas realizadas anteriormente. Pimenta Jr (2004) e Moterri e Mendes (2005) encontraram evidências de não existência do efeito contágio, ou quando existente apenas uma parcela das interdependências observadas entre os mercados latino-americanos é resultante da influência dos EUA. Isso também ocorre com o Chile e o Peru.

Tabela 2. Estimativas dos Percentuais de Decomposição das Variâncias utilizando modelo VAR(1).

Período	Erro Padrão	Log(Argentina)	Log(México)	Log(Brasil)	Log(Chile)	Log(EUA)	Log(Peru)
Decomposição da variância de Log(Argentina)							
1	0,0205	100	0	0	0	0	0
5	0,0451	99,8598	0,0030	0,0501	0,0192	0,0674	0,0005
10	0,0626	99,3943	0,0133	0,2173	0,0890	0,2843	0,0018
Decomposição da variância de Log(México)							
1	0,0122	6,3107	93,6893	0	0	0	0
5	0,0272	7,2865	92,6207	0,0022	0,0008	0,0820	0,0078
10	0,0383	8,5208	91,1039	0,0081	0,0044	0,3284	0,0345
Decomposição da variância de Log(Brasil)							



1	0,0176	7,2858	21,7265	70,9876	0	0	0
5	0,0384	8,5915	22,0690	69,3001	0,0102	0,0268	0,0023
10	0,0527	10,3005	22,3668	67,1662	0,0494	0,1063	0,0107
Decomposição da variância de Log(Chile)							
1	0,0095	4,7911	14,7456	6,9882	73,4751	0	0
5	0,0209	5,6431	14,4455	6,1971	73,6942	0,0081	0,0121
10	0,0291	6,7525	14,0444	5,3564	73,7621	0,0292	0,0555
Decomposição da variância de Log(EUA)							
1	0,0104	4,3521	24,0776	7,6911	1,9915	61,8876	0
5	0,0223	4,5377	24,5656	7,9118	2,3245	60,6604	0
10	0,0301	4,7917	25,1121	8,1420	2,7706	59,1836	0
Decomposição da variância de Log(Peru)							
1	0,0127	3,2593	4,3333	2,2574	1,0634	0,0258	89,0608
5	0,0284	4,0444	4,7600	1,7741	0,8301	0,0089	88,5825
10	0,0401	5,0956	5,2941	1,3212	0,6039	0,0134	87,6718

Ordem de *Cholesky*: Log(Argentina), Log(México), Log(Brasil), Log(Chile), Log(EUA), Log(Peru).

Fonte: elaborado pelos autores (2020).

O comportamento do mercado mexicano tem poder de explicação da variância dos demais mercados, o maior efeito é sobre o mercado americano, cerca de 24%. Esse resultado pode estar associado a maior integração econômica do México com os EUA no período que antecedeu a crise financeira (Pimenta Jr, 2004). Outros fatores que podem explicar essa relação podem incluir, mas não se limitar às relações comerciais e à proximidade geográfica entre esses países. Os mercados da Argentina e do Brasil também exercem influência sobre os demais, em todos os casos menos de 10%.

A impressão geral é que no período pré-crise financeira global os mercados latino-americanos não são afetados pelo mercado americano, mas sim pelos próprios mercados da região. Isso significa que a queda da Nasdaq em 2000 não desencadeou o efeito contágio sobre os mercados da América Latina, embora a crise ocorrida Brasil em 1999 e a crise Argentina em 2001 possam ter elevado os níveis de interdependência entre os países dessa região. As relações existentes entre os mercados no período pré-crise financeira são favoráveis para a diversificação internacional de portfólios já que os baixos níveis de interdependências são adequados para minimizar a exposição dos investidores ao risco.

#### 4.2 Período de crise

Na seleção de defasagens (Apêndice C) dois critérios de informação (HQIC e SBIC) indicaram o modelo VAR(1), dois critérios (FPE e AIC) o modelo VAR(3), e um critério (LR) o modelo VAR(5). Em face a essa divergência foi definido o modelo VAR(3), já que os critérios FPE e AIC tentem a definir com mais acurácia o número de defasagens em comparação aos demais critérios de informação (Soydemir, 1997). O teste de exogeneidade das variáveis (Apêndice D) indicou a seguinte ordem para decomposição de *Cholesky*: México ( $\chi^2 = 5,550$ ), EUA ( $\chi^2 = 8,082$ ), Brasil ( $\chi^2 = 14,421$ ), Argentina ( $\chi^2 = 23,308$ ), Chile ( $\chi^2 = 29,937$ ), Peru ( $\chi^2 = 45,556$ ). Um choque de um desvio padrão foi transmitido para as outras variáveis usando a estrutura de defasagem do modelo VAR(3) em diferentes intervalos de tempo. A decomposição de *Cholesky* foi usada para realizar a resposta ao impulso. Após 8 períodos, as variáveis tendem a

se estabilizar, embora o choque externo tenha apresentado oscilações positivas e negativas no período inicial.

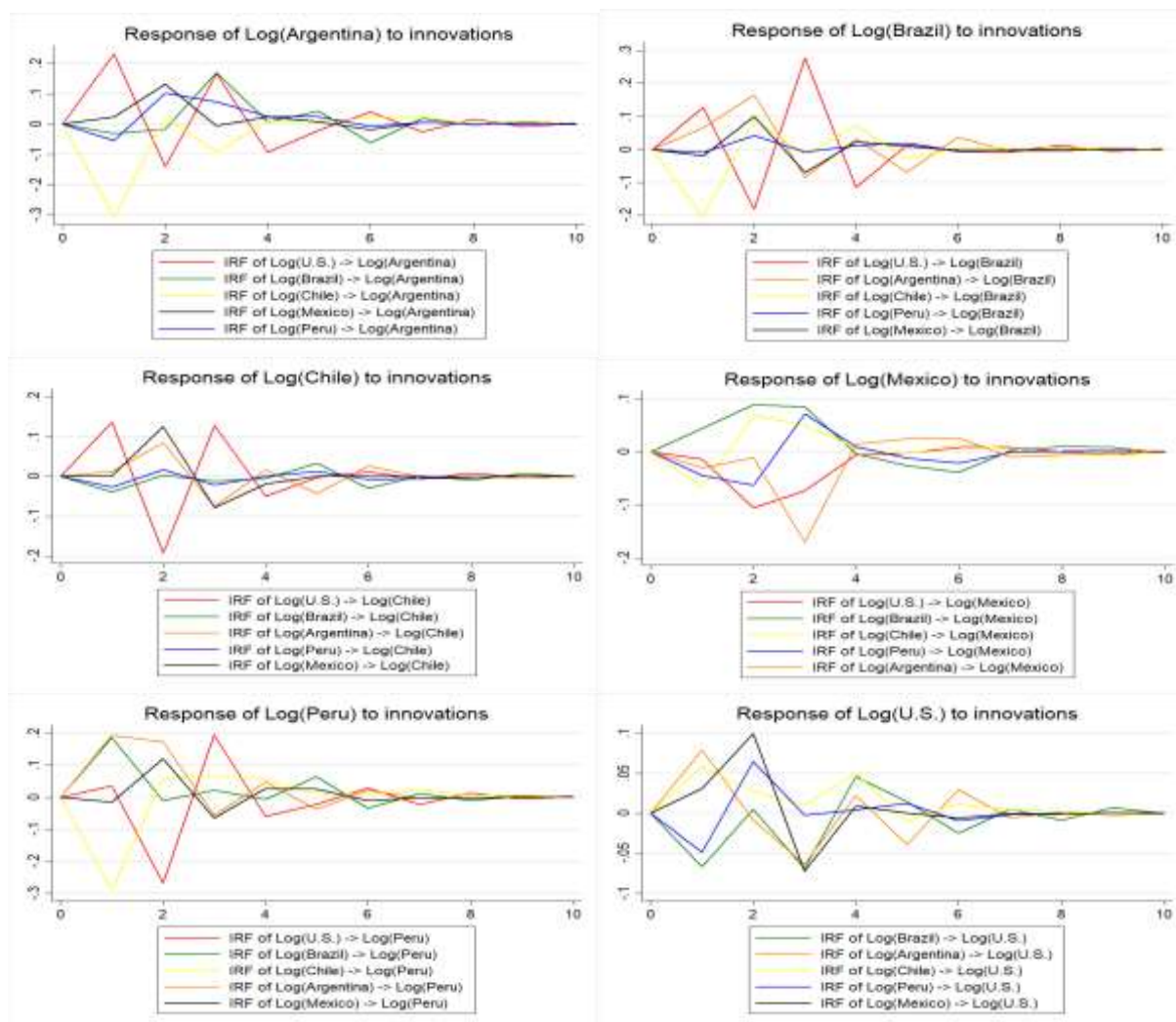


Figura 2. Resposta a impulso das variáveis usando modelo VAR(3).

Ao observar a decomposição das variâncias, é possível verificar que durante a crise financeira o mercado americano teve forte influência na explicação dos desvios projetados da variância na maioria dos mercados latino-americanos. Cerca de 65% da explicação da variância do mercado brasileiro no primeiro dia deve-se a inovações (impactos) do mercado americano, reduzindo para cerca de 62% no décimo dia. Na Argentina, esse número é cerca de 48% no primeiro dia e 45% até o décimo, no Chile fica em torno de 41% durante o todo o período e no Peru cerca de 29%. Isso significa que os EUA desempenharam um papel de vetor de contágio financeiro para América Latina durante a crise.

Uma possível explicação para esse resultado é apresentada por Marçal *et al.* (2011) e Cardona *et al.* (2017) que enfatiza os fortes vínculos comerciais e financeiros entre os EUA e a

América Latina, além dos fracos fundamentos econômicos dos países latinos que também passavam por uma fase de abertura comercial. A uniformidade de resposta dos países dessa região (linha vermelha) confirma que economias com similaridades ou relacionamentos mais intensos, como os blocos econômicos recebam impacto maior e homogêneo desses eventos (Oliveira, *et al.* 2019). Os fortes impactos dos EUA para o Brasil e Argentina corroboram com Davidson (2020) que observou um contágio se espalhando abruptamente dos EUA para o Brasil e Argentina durante a crise financeira. Como o retorno do mercado americano afeta as bolsas de valores da América Latina há uma redução na vantagem desses mercados serem uma alternativa de diversificação de portfólio, já que seria desejável que os níveis de interdependência entre os mercados sejam baixas para diluição do risco.

Tabela 3. Estimativas dos Percentuais de Decomposição das Variâncias utilizando modelo VAR(3).

Período	Erro padrão	Log(México)	Log(EUA)	Log(Brasil)	Log(Argentina)	Log(Chile)	Log(Peru)
Decomposição da variância do Log(México)							
1	0,0219	100	0	0	0	0	0
5	0,0225	96,2790	0,7460	0,4004	1,4298	0,4095	0,7352
10	0,0225	96,0242	0,8159	0,4851	1,4884	0,4130	0,7734
Decomposição da variância do Log(EUA)							
1	0,0234	0,0085	99,9915	0	0	0	0
5	0,0244	1,4927	96,4487	1,0310	0,4954	0,1631	0,3692
10	0,0244	1,4941	96,3155	1,0396	0,6035	0,1650	0,3823
Decomposição da variância do Log(Brasil)							
1	0,0301	0,3898	65,9869	33,6233	0	0	0
5	0,0310	1,4275	62,5866	33,7349	1,3346	0,8440	0,0725
10	0,0311	1,4335	62,4508	33,6769	1,5027	0,8477	0,0884
Decomposição da variância da Log(Argentina)							
1	0,0278	0,0578	48,2923	14,2431	37,4068	0	0
5	0,0293	1,1311	46,0567	14,5425	35,714	1,8076	0,748
10	0,0293	1,1663	45,9382	14,6481	35,6546	1,8223	0,7706
Decomposição da variância do Log(Chile)							
1	0,0170	0,5149	42,7522	10,2025	0,7157	45,8148	0
5	0,0180	4,2477	41,1000	10,6296	2,1220	41,756	0,1447
10	0,0181	4,2387	40,9851	10,6559	2,3193	41,632	0,169
Decomposição da variância do Log(Peru)							
1	0,0258	0,0053	28,5818	15,3254	1,9891	3,6015	50,4969
5	0,0281	1,3744	29,6692	15,6669	4,3791	5,1498	43,7606
10	0,0281	1,4386	29,6295	15,7605	4,4195	5,1478	43,6041

Ordem de Cholesky: Log(México), Log(EUA), Log(Brasil), Log(Argentina), Log(Chile), Log(Peru).

Fonte: elaborado pelos autores (2020).

Durante a crise, o mercado brasileiro também influenciou significativamente alguns mercados. O maior efeito é sobre Peru (cerca de 15%), seguido pela Argentina (cerca de 14%), e pelo Chile (cerca de 10%). No caso do México, os números revelaram que a maior parte dos desvios projetados da variância do mercado explica-se por inovações (impactos) no próprio mercado. Ainda revelam que suas flutuações não explicam parcela significativa da variância dos demais mercados. O distanciamento do México dos demais mercados, pode estar associada a medidas do governo mexicano que argumentou vigorosamente que sua economia estava

suficientemente isolada dos EUA para atravessar a crise sem uma recessão significativa (Dooley & Hutchison, 2009).

### 4.3 Período Pós-Crise

No último cenário de análise a maioria dos critérios de informação (FPE, AIC, HQIC e SBIC) determinaram a inclusão de uma defasagem no modelo (Apêndice E). O teste de exogeneidade das variáveis (Apêndice F) indicou a seguinte ordem para decomposição de *Cholesky*: Brasil ( $\chi^2 = 5,686$ ), EUA ( $\chi^2 = 6,406$ ), Argentina ( $\chi^2 = 7,538$ ), México ( $\chi^2 = 8,264$ ), Chile ( $\chi^2 = 27,733$ ) e Peru ( $\chi^2 = 29,009$ ). Um choque de um desvio padrão foi transmitido para as outras variáveis usando a estrutura de defasagem do modelo VAR (1) em diferentes intervalos de tempo. A decomposição de *Cholesky* foi usada para realizar a resposta ao impulso. Após 2 períodos, as variáveis tenderam a se estabilizar, embora o choque externo tenha apresentado oscilações positivas ou negativas no período inicial. Esse comportamento é semelhante ao ocorrido no período pré-crise.

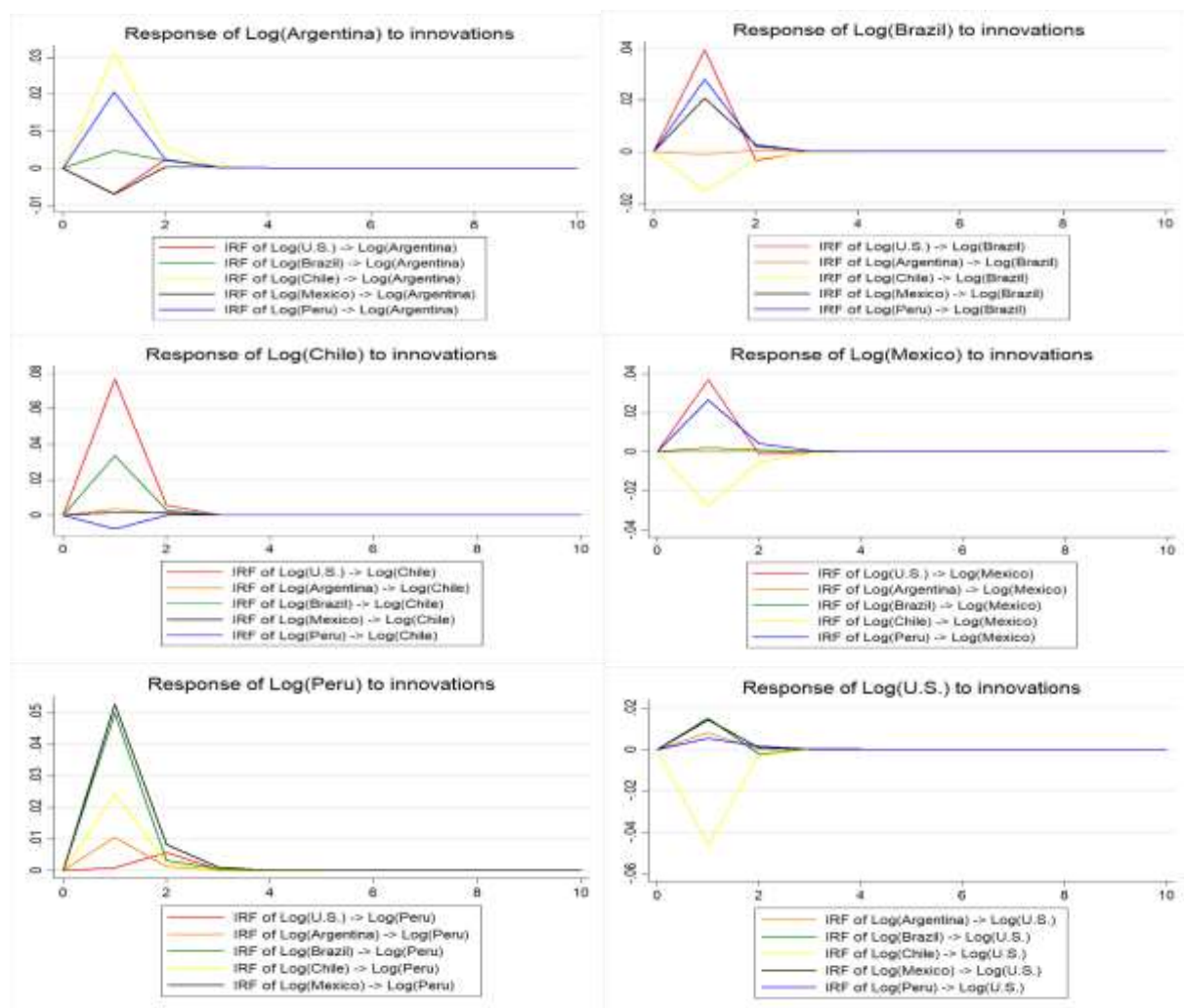




Figura 3. Resposta a impulso das variáveis usando modelo VAR(1).

A partir da decomposição da variância é possível observar que no período pós-crise financeira a maior parte dos desvios projetados da variância dos mercados latino-americanos voltam a explicar-se por inovações (impactos) nos próprios mercados. O mercado americano influencia os demais, mas em todos os casos em menos de 10%. Esse resultado sugere que após a crise financeira global o mercado americano continuou a exercer influências sobre as bolsas latino-americanas, embora seu percentual de explicação tenha reduzido significativamente. Esse evidência não suporta de forma abrangente a hipótese de *decoupling* já que o aumento da integração financeira no período pós-crise é superior às do período que antecedeu a crise. A hipótese de *decoupling* também foi refutada em outros mercados emergentes no contexto da crise do *subprime* (Dooley e Hutchison, 2009; Cardona, *et al.* 2017).

Tabela 4. Estimativas dos Percentuais de Decomposição das Variâncias utilizando modelo VAR(1).

Período	Erro Padrão	Log(Brasil)	Log(EUA)	Log(Argentina)	Log(México)	Log(Chile)	Log(Peru)
Decomposição da variância para Log(Brasil)							
1	0,0150	100	0	0	0	0	0
5	0,0150	99,8703	0,0675	0,0001	0,0196	0,0025	0,0400
10	0,0150	99,8703	0,0675	0,0001	0,0196	0,0025	0,0400
Decomposição da variância para Log(EUA)							
1	0,0099	31,3056	68,6944	0	0	0	0
3	0,0100	31,2192	68,6309	0,0142	0,0214	0,1108	0,0035
5	0,0100	31,2192	68,6309	0,0142	0,0214	0,1108	0,0035
10	0,0100	31,2192	68,6309	0,0142	0,0214	0,1108	0,0035
Decomposição da variância para Log(Argentina)							
1	0,0208	27,1193	6,5003	66,3804	0	0	0
5	0,0208	27,1680	6,5018	66,3016	0,0010	0,0163	0,0113
10	0,0208	27,1680	6,5018	66,3016	0,0011	0,0163	0,0113
Decomposição da variância para Log(México)							
1	0,0095	0,2459	0,3389	0,2044	99,2108	0	0
5	0,0095	0,3272	0,4796	0,2038	98,8700	0,0312	0,0883
10	0,0095	0,3272	0,4796	0,2038	98,8700	0,0312	0,0883
Decomposição da variância para Log(Chile)							
1	0,0088	23,2652	5,6893	0,4516	0,0395	70,5545	0
5	0,0089	24,6674	6,3435	0,4514	0,0382	68,4917	0,0079
10	0,0089	24,6674	6,3435	0,4514	0,0382	68,4917	0,0079
Decomposição da variância para Log(Peru)							
1	0,0123	16,5059	6,7387	0,4717	0,0528	1,3950	74,8360
5	0,0124	17,4173	6,7029	0,5141	0,2284	1,4224	73,7149
10	0,0124	17,4173	6,7029	0,5141	0,2284	1,4224	73,7149

Ordem de Cholesky: Log(Brasil), Log(EUA), Log(Argentina), Log(México), Log(Chile), Log(Peru).

Fonte: elaborado pelos autores (2020).

O comportamento do mercado brasileiro tem poder de explicação da variância na maioria dos demais mercados: EUA (31%), Argentina (27%), Chile (24%) e Peru (17%). Os mercados da Argentina, Chile, México e Peru, não explicam parcela significativa da variância dos demais mercados. A impressão geral é que posterior a crise financeira os países dessa região mantiveram

vínculos de interdependência com o mercado americano. O mercado brasileiro aumentou significativamente sua influência nos demais mercados, inclusive sobre os EUA corroborando com a premissa de que os mercados desenvolvidos tendem a sofrer influências dos mercados emergentes (Samarakoon, 2011). O aumento da integração financeira na América Latina pode estar relacionado a vários fatores como o aumento dos fluxos de portfólio para a região, a crescente convergência nas estruturas de mercado e a diminuição das barreiras financeiras (IMF, 2016). Ou seja, caso um investidor desejasse realizar uma diversificação de portfólio com ações que pertencem a esses índices encontraria mais dificuldades posteriores pois uma parcela significativa de interdependências entre a maioria dos mercados permaneceu existente.

## 5 Considerações finais

Nesse artigo foi verificada a existência e magnitude do efeito contágio e das interdependências entre mercados da América Latina e EUA. A análise das funções de resposta a impulso e das decomposições das variâncias confirmam que no período pré- crise financeira os níveis de interdependência entre os mercados da América Latina e EUA são insignificantes, isso complementa e atualiza as evidências de estudos anteriores na região de Pimenta Jr. (2004) e Moretti e Mendes (2005). Todavia, no período de crise os resultados revelaram que os EUA tiveram um poder de explicação da variância da maioria dos mercados latino-americanos com destaque para o brasileiro e argentino, indicando claramente um efeito contágio. Diferente das evidências apresentadas por Davidson (2020) que documentou um contágio abrupto dos EUA para o Brasil e Argentina, estes resultados indicam que o contágio também se espalhou para o Chile e Peru de forma homogênea e em magnitude elevada.

Como os mercados financeiros estão cada vez mais integrados devido a um contexto de digitalização e facilidade nos fluxos internacionais de capital os investidores diversificam seu portfólio de investimentos de forma internacional buscando ativos pouco correlacionados para minimizar sua exposição ao risco. Como os mercados dessa região possuíam baixos níveis de interdependência entre si e em relação aos EUA no período anterior à crise, é possível que os investidores tenham diversificados seus investimentos nos mercados da América Latina. Como consequência dessa internacionalização dos investimentos e dos fatores econômicos apresentados por Marçal *et al.* (2011) e Cardona *et al.* (2017) é que, em momentos de turbulência em uma economia, os mercados em outros países também são afetados, como ocorrido na crise de 2008. Os resultados ainda indicaram que posterior a crise os vínculos dos mercados dessa região com o mercado americano permaneceram existentes, porém em menor magnitude. Indicaram também uma elevação das interdependências dos demais mercados ao Brasil, incluindo os EUA. Esses resultados não fornecem suporte à hipótese de *decoupling* financeira.

Em termos teóricos esses resultados ampliam a literatura econômica e financeira apresentando novas evidências sobre a relação entre os mercados da América Latina e EUA, antes, durante e depois da crise de 2008. Em termos práticos, estes resultados podem ser particularmente interessantes para investidores, que devem considerar os períodos de crise financeira como um sinal de cautela na composição ou alteração do seu portfólio de investimentos. Os gerentes de risco também devem tomar diferentes medidas em resposta aos diferentes níveis de exposição ao risco sob condições econômicas variadas. Reguladores do mercado de capitais, incluindo governos, entidades e autoridades monetárias também devem

considerar a magnitude das crises para aprimorar suas regulamentações e criar possíveis estratégias de intervenções político-econômicas para minimizar a exposição dos mercados emergentes ao risco de contágio. Isso seria útil tanto para o desenvolvimento desses mercados, quanto para a atração de investidores internacionais.

Embora os resultados obtidos sejam consistentes teoricamente e com orientação prática, o alcance do presente estudo é limitado por sua capacidade de generalização em função de considerar apenas os mercados latino-americanos. Pesquisas futuras podem aprofundar essa investigação em outros mercados emergentes. Além disso, seria promissor a inclusão de variáveis comportamentais como medidas de sentimento do investidor para novas interpretações sobre a dinâmica dos mercados em momentos de crise.

## Referências

- Ahmed, A. D., & Hou, R. (2018). China–Africa financial markets linkages: Volatility and interdependence. *Journal of Policy Modeling*, 40(6), pp. 1140-1164. doi:10.1016/j.jpolmod.2018.05.002
- Ahmed, A. D., & Huo, R. (2019). Impacts of China's Crash on Asia-Pacific Financial Integration: Volatility Interdependence, Information Transmission and Market Co-movement. *Economic Modelling*, 79, pp. 28-46. doi:10.1016/j.econmod.2018.09.029
- Aktan, B., Mandaci, P. E., Kopurlu, B. S., & Ensener, B. (2009). Behaviour of emerging stock markets in the global financial meltdown: Evidence from bric-a. *African Journal of Business Management*, 3(7), pp. 396-404. doi:10.5897/AJBM09.121
- An, L., & Brown, D. (2010). Equity Market Integration between the US and BRIC Countries: Evidence from Unit Root and Cointegration Test. *Research Journal of International Studies*, pp. 15-24.
- Bergmann, D. R., Securato, J. R., Savoia, J. R., & Contani, E. A. (2015). U.S. subprime financial crisis contagion on BRIC and European Union stock markets. *Revista de Administração (São Paulo)*, 50(2), pp. 229-240. doi:10.5700/rausp1196
- Cardona, L., Gutiérrez, M., & Agudelo, D. A. (2017). Volatility transmission between US and Latin American stock markets: Testing the decoupling hypothesis. *Research in International Business and Finance*, 39, pp. 115–127. doi:10.1016/j.ribaf.2016.07.008
- Chuliá, H., Guillén, M., & Uribe, J. M. (2017). Spillovers from the United States to Latin American and G7 stock markets: A VAR quantile analysis. *Emerging Markets Review*, 31, pp. 32-46. doi:10.1016/j.ememar.2017.01.001
- Davidson, S. N. (2020). Interdependence or contagion: A model switching approach with a focus on Latin America. *Economic Modelling*, 85, pp. 166-197. doi:10.1016/j.econmod.2019.05.015
- Dickey, D., & Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), pp. 1057-1072.
- Dooley, M., & Hutchison, M. (2009). Transmission of the U.S. subprime crisis to emerging markets: Evidence on the decoupling–recoupling hypothesis. *Journal of International Money and Finance*, 28, pp. 1331–1349. doi:10.1016/j.jimonfin.2009.08.004

- Farias, H. P., & Sáfadi, T. (2010). Causalidade entre as principais bolsas de valores do mundo. *Revista de Administração Mackenzie*, 11(2), pp. 96-122. doi:10.1590/S1678-69712010000200005
- Filleti, J., Hotta, L., & Zevallos, M. (2008). Analysis of contagion in emerging markets. *Journal of Data Science*, 6, pp. 601-626.
- Forbes, K., & Rigobon, R. (2001). Measuring contagion: conceptual and empirical issues. *International Financial Contagion*, 1, pp. 43-66.
- Fortunato, G., Martins, N., & Bastian-Pinto, C. L. (2020). Global Economic Factors and the Latin American Stock Markets. *LATIN AMERICAN BUSINESS REVIEW (BINGHAMTON, N.Y.)*, 21(1), pp. 61-91. doi:10.1080/10978526.2019.1665467
- IMF. (2016). *Financial Integration in Latin America*. Fonte: Financial Integration in Latin America: [www.imf.org/external/np/pp/eng/2016/030416.pdf](http://www.imf.org/external/np/pp/eng/2016/030416.pdf)
- King, M., & Wadhwani, S. (1990). Transmission of volatility between stock markets. *Review of Financial Studies*, 3(1), pp. 5-33.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unitroot? *Journal of Econometrics*, pp. 159-178.
- Lee, H. (2011). Contagion in international stock markets during the sub prime mortgage crisis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 2(1), pp. 41-53.
- Marçal, E. F., Pereira, P. L., Martin, D. M., & Nakamura, W. T. (2011). Evaluation of contagion or interdependence in the financial crises of Asia and Latin America, considering the macroeconomic fundamentals. *Applied Economics*, 43, pp. 2365–2379. doi:10.1080/00036840903194204
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), pp. 77-91.
- Moretti, A. R., & Mendes, B. V. (2005). Medindo a influência do mercado dos EUA sobre as interdependências observadas na América Latina. *Revista Brasileira de Finanças*, 3(1), pp. 123-137.
- Nashier, T. (2015). Financial integration between BRICS and developed stock markets. *International Journal of Business and Management Invention*, 4(1), pp. 65-71.
- Oliveira, F. F., Albuquerque, A. A., & Carvalho, F. L. (2019). Estudo das inter-relações entre os mercados acionários do BRICS e dos Estados Unidos. *Revista Contabilidade Vista & Revista*, 30(2), pp. 01-21. doi:doi.org/10.22561/cvr.v30i2.4717
- Pimenta Jr, T. (2004). Uma mensuração do fenômeno da interdependência entre os principais mercados acionários da América Latina e a Nasdaq. *Revista de Administração (São Paulo)*, 39(2), pp. 177-185.
- Pimenta Jr, T., & Famá, R. (2002). Interdependence Between the Major Capital Markets of the Emerging Countries of Latin America and Southeast Asia. *Latin American Business Review*, 3(3), pp. 1-25. doi:10.1300/J140v03n03\_01
- Ribeiro, A. L., & Hotta, L. K. (2013). An analysis of contagion among Asian countries using the canonical model of contagion. *International Review of Financial Analysis*, 29, pp. 62-69. doi:10.1016/j.irfa.2013.03.014
- Samarakoon, L. P. (2011). Stock market interdependence, contagion, and the U.S. financial crisis: the case of emerging and frontier markets. *Journal of International Financial Markets, Institution and Money*, 21(5), pp. 724-742. doi:10.1016/j.intfin.2011.05.001



- Senna, V., & Souza, A. M. (2016). Assessment of the relationship of government spending on social assistance programs with Brazilian macroeconomic variables. *Physica A*, 462, pp. 21-30. doi:10.1016/j.physa.2016.05.022.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), pp. 1-48.
- Soydemir, G. (1997). The linkages between national stock markets: evidence from emerging markets. *Thesis (Doctoral) –Faculty of the Claremont Graduate School, Claremont.*
- Vartanian, P. F. (2012). Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: uma análise do efeito contágio. *Revista de Administração Contemporânea*, 16(4), pp. 608-627. doi:10.1590/S1415-65552012000400007.
- Wang, G.-J., Xie, C., Lin, M., & Stanley, E. (2017). Stock market contagion during the global financial crisis: A multiscale approach. *Finance Research Letters*, 22, pp. 163-168. doi:10.1016/j.frl.2016.12.025
- Zorgati, I., Lakhal, F., & Zaabi, E. (2019). Financial contagion in the subprime crisis context: A copula approach. *The North American Journal of Economics and Finance*, 47, pp. 269-282. doi:10.1016/j.najef.2018.11.014

#### Apêndice A: Seleção do número de defasagens do modelo VAR (período pré-crise).

Lag	Log likelihood	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
1	24959,1	NA	8,1e-24*	-36,1467*	-36,0956*	-36,0101*
2	24987,3	56,409	8,2e-24	-361,354	-360,332	-358,623
3	25002,6	30,49	8,4e-24	-361,053	-35,952	-356,957
4	25028,9	52,729*	8,5e-24	-360,913	-35,887	-355,452
5	25047,2	36,608	8,8e-24	-360,656	-358,103	-353,831

Nota: LR é o teste estatístico LR sequencial modificado (cada teste ao nível de 5%), FPE é o erro de predição final (*Final Prediction Error*), AIC é o critério de informação de Akaike, HQIC é o critério de Hannan-Quinn, e SBIC é o critério bayesiano de Schwarz.

Fonte: elaborado pelos autores (2020).

#### Apêndice B: Teste de Exogeneidade das variáveis – VAR Granger *Causality/Block Exogeneity Wald Tests* (período pré-crise).

	(1) Argentina		(2) Brasil		(3) Chile		(4) México		(5) Peru		(6) EUA	
	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.
(1)			10,914	0,004	6,626	0,036	5,205	0,074	6,041	0,048	1,473	0,478
(2)	5,043	0,080			2,080	0,353	1,103	0,575	1,703	0,426	4,846	0,088
(3)	4,787	0,091	1,307	0,520			0,182	0,912	3,420	0,180	4,536	0,103
(4)	3,290	0,193	3,634	0,162	3,781	0,151			9,113	0,010	6,888	0,031
(5)	0,534	0,765	1,782	0,410	10,835	0,004	3,260	0,195			2,869	0,238
(6)	5,164	0,075	0,848	0,645	0,330	0,847	8,674	0,195	6,541	0,038		
Total	13,411	0,201	23,904	0,007	25,778	0,004	18,864	0,042	41,015	0,000	35,441	0,000

Fonte: elaborado pelos autores (2020).

#### Apêndice C: Seleção do número de defasagens do modelo VAR (período de crise).

Lag	Log likelihood	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
1	5455,14	NA	2,0e-21	-476,439	-47,4873*	-47,2504*
2	5491,74	73,187	2,0e-21	-476,473	-473,341	-468,603
3	5528,28	73,081	2,0e-21*	-47,6503*	-471,806	-464,698
4	5554,99	53,431	2,1e-21	-475,978	-469,716	-460,239
5	5591,90	73,821*	2,1e-21	-47,603	-468,202	-456,356

Nota: LR é o teste estatístico LR sequencial modificado (cada teste ao nível de 5%), FPE é o erro de predição final (*Final Prediction Error*), AIC é o critério de informação de Akaike, HQIC é o critério de Hannan-Quinn, e SBIC é o critério bayesiano de Schwarz.

Fonte: elaborado pelos autores (2020).

**Apêndice D: Teste de Exogeneidade das variáveis – VAR Granger *Causality/Block Exogeneity Wald Tests* (período de crise).**

	(1) Argentina		(2) Brasil		(3) Chile		(4) México		(5) Peru		(6) EUA	
	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.
(1)			4,218	0,121	2,811	0,245	0,250	0,882	10,270	0,005	1,290	0,524
(2)	0,565	0,753			0,529	0,767	1,101	0,576	3,298	0,192	0,425	0,808
(3)	5,317	0,070	3,052	0,217			0,485	0,784	7,980	0,018	0,434	0,804
(4)	2,693	0,260	1,488	0,475	7,102	0,028			2,616	0,270	3,071	0,215
(5)	2,814	0,244	0,183	0,912	0,779	0,677	1,981	0,371			1,196	0,549
(6)	8,343	0,015	3,691	0,157	16,040	0,003	0,518	0,771	11,820	0,002		
Total	23,308	0,009	14,421	0,154	29,937	0,000	5,550	0,851	45,556	0,000	8,082	0,620

Fonte: elaborado pelos autores (2020).

**Apêndice E: Seleção do número de defasagens do modelo VAR (período de pós-crise).**

Lag	Log likelihood	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
1	40142.5	NA	2.5e-24*	-37.3257*	-37.291*	-37.2307*
2	40178.3	71.645	2.5e-24	-373.256	-37.256	-371.355
3	40208.5	60.4*	2.5e-24	-373.202	-372.159	-370.351
4	40230.7	44.33	2.5e-24	-373.073	-371.682	-369.272
5	40252.5	43.69	2.6e-24	-372.941	-371.203	-36.819

Nota: LR é o teste estatístico LR sequencial modificado (cada teste ao nível de 5%), FPE é o erro de predição final (*Final Prediction Error*), AIC é o critério de informação de Akaike, HQIC é o critério de Hannan-Quinn, e SBIC é o critério bayesiano de Schwarz.

Fonte: elaborado pelos autores (2020).

**Apêndice F: Teste de Exogeneidade das variáveis – VAR Granger *Causality/Block Exogeneity Wald Tests* (período pós-crise).**

	(1) Argentina		(2) Brasil		(3) Chile		(4) México		(5) Peru		(6) EUA	
	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.
(1)			0,243	0,885	0,881	0,643	0,174	0,916	4,212	0,121	0,392	0,121
(2)	0,759	0,684			3,710	0,156	0,126	0,938	6,205	0,044	1,325	0,515
(3)	0,419	0,810	0,038	0,981			0,728	0,694	2,852	0,240	4,258	0,118
(4)	0,080	0,960	1,764	0,413	0,220	0,895			4,401	0,110	0,475	0,788
(5)	5,293	0,070	1,935	0,379	4,252	0,119	2,288	0,318			0,324	0,850
(6)	0,078	0,961	1,162	0,559	7,344	0,025	1,879	0,390	0,132	0,935		
Total	7,538	0,673	5,686	0,840	27,733	0,002	8,264	0,603	29,009	0,001	6,406	0,780

Fonte: elaborado pelos autores (2020).