



Crescimento econômico e mercados de ações: uma abordagem PVAR do efeito China na América Latina

*José Alberto Fuinhas*¹

*Mathews Belucio*²

*João Almeida*³

Resumo: A crise financeira global, desencadeada pelo mercado de hipotecas de alto risco dos Estados Unidos, alastrou-se por todo o mundo, afetando todas as classes de ativos financeiros. A crise causou impactos negativos que ainda hoje têm reflexos nas economias em desenvolvimento. O objetivo deste estudo consiste na análise da relação entre crescimento econômico e a instabilidade causada pela crise financeira nos principais mercados acionistas Latino-Americanos, nomeadamente: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Verificou-se também, por meio da aplicação da estrutura *Pairwise*, os efeitos da China nos mercados acionistas e no Produto Interno Bruto dos países Latino-Americanos. A estimação do *Panel Vector Autoregressive model* permitiu averiguar a existência do “Efeito China” nos países Latino-Americanos. Os resultados suportam a presença de uma forte relação entre Produto Interno Bruto e os valores movimentados no mercado acionista chinês, e o Produto Interno Bruto e os valores movimentados nos mercados acionistas Latino-Americanos.

Palavras-chave: Crise financeira global. América Latina. Mercados acionistas. Efeito China. Crescimento econômico.

Economic growth and the stock market: a PVAR approach to the effects of China in Latin America

Abstract: The global financial crisis, triggered by the U.S. high-risk mortgage market, has spread around the world, affecting all classes of financial assets. The crisis has caused negative impacts that still have repercussions on the weakest economies. The relationship between economic growth and the instability caused by the financial crisis is analysed in the leading Latin American stock markets, namely in Argentina, Brazil, Chile, Colombia, Mexico, and Peru. A Pairwise Granger causality also supports the presence of impacts from China to Latin American countries' equity markets and Gross Domestic Product. The estimation of a Panel Vector Autoregressive allowed us to confirm the presence of the called "China Effect" in Latin American countries. Finally, the results confirm a strong relationship between the Gross Domestic Product and stock market of China, and the Gross Domestic Product and stock markets of Latin American countries.

Keywords: Global financial crisis. Latin America. Stock market. China effects. Economic growth.

¹ Doutor em Economia pela Universidade da Beira Interior. Professor Associado com Agregação na Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra e Investigador do CeBER. E-mail: fuinhas@uc.pt.

² Mestre em Economia pela Universidade da Beira Interior. Doutorando e Investigador no CEFAGE-UE, Departamento de Economia, Universidade de Évora. Investigador do CeBER Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra. Técnico em Investigação e Assistente de docência do ISAG – European Business School and Research Group of ISAG (NIDISAG). E-mail: matheus.belucio@hotmail.com.

³ Mestre em Economia pela Universidade da Beira Interior. Departamento de Gestão e Economia, Universidade da Beira Interior. E-mail: joaofmalmeida@hotmail.com.

1. Introdução

Os economistas, gestores de risco, políticos e investigadores dão elevada importância à volatilidade dos índices, aos preços das ações e às taxas de juro dos países. Dessa forma, conseguem gerir carteiras de ativos, estabelecer políticas públicas e contribuir para a atração do investimento estrangeiro.

Os mercados financeiros globais sofreram um impacto negativo significativo com a crise *Subprime* dos Estados Unidos da América (EUA), que foi, na sua essência, provocada pela concessão de empréstimos hipotecários de alto risco. Esse fato levou várias instituições a uma situação de insolvência, causando perdas consideráveis para os investidores e, conseqüentemente, um aumento da volatilidade dos mercados financeiros.

Os países Latino-Americanos (LA) estão fortemente ligados à China por meio dos fluxos de capital, do comércio de *commodities* e de diversos efeitos macroeconômicos. Esses aspectos fazem com que os investidores considerem os países LA importantes para os seus investimentos, apesar de denominados países emergentes, o que em princípio implica a existência de um nível maior de risco.

Devido à forte relação econômica entre o país asiático e os países Latino-Americanos, o objetivo geral deste estudo é duplo: (i) analisar as relações do mercado de ação chinês e os principais mercados acionistas Latino-Americanos, nomeadamente: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru; e (ii) verificar empiricamente se o crescimento econômico chinês está relacionado com o crescimento Latino-Americano.

São propostas as seguintes hipóteses neste estudo:

Hipótese 1: O painel composto pelos países Latino-Americanos e a China apresenta relações de endogeneidade;

Hipótese 2: Há uma relação de causalidade unidirecional do *stock traded* da China para o *stock traded* dos países LA; e

Hipótese 3: Há uma relação de causalidade unidirecional do Produto Interno Bruto (PIB) da China para o PIB dos países Latino-Americanos.

Para responder à questão de investigação e testar as hipóteses foram usados dois modelos econométricos, nomeadamente o *Pairwise* e o *Panel Vector Autoregressive*. Os dados estatísticos utilizados neste estudo provêm de diversas bases de dados públicas, o que facilita a replicação dos métodos para fins acadêmicos. Foram utilizados dados anuais de 1991 a 2018 e dados mensais de janeiro de 2002 a janeiro de 2018.

Na próxima seção será apresentada a revisão de literatura, na qual são enumerados diversos estudos relacionados com a história das principais crises, a crise *Subprime*, a crise na América Latina e o Efeito China. De seguinte, os dados e a metodologia são apresentados na seção 3. Os resultados são apresentados na seção 4. A última seção traz as considerações finais deste estudo.

2. Revisão de literatura

Nesta seção, serão apresentados diversos aspectos das crises das últimas décadas. Apresentar-se-ão também a crise *Subprime* e a forma como ocorreu o contágio/transmissão para todo o mundo. Por fim,

far-se-á uma breve apresentação da economia Latino-Americana, bem como dos efeitos da crise *Subprime* na América Latina.

2.1. História das crises

Na história da humanidade, são diversos os motivos que podem originar uma crise: catástrofes naturais, guerras, epidemias, corrupções, entre outros. As consequências são micro e macroeconômicas, nomeadamente diminuição dos rendimentos familiares, aumento das taxas de juro e desemprego, fuga de capitais, redução de investimento, inflação etc.

Diversas áreas da literatura datam as principais crises dos últimos séculos. No Quadro 1, são apresentados os períodos em que investigadores nomearam fenômenos como crise. Dessa lista se destacam alguns eventos no último século: a) a grande recessão; b) a primeira e a segunda guerra mundial; e c) a *Black Monday*. Entretanto, logo na primeira década do século XXI, a Crise *Subprime* contagiou os mercados e desencadeou novas crises, comprometendo assim o crescimento econômico mundial. Recentemente, a crise causada pela pandemia de Covid-19 afetou todo o mundo.

Quadro 1: Crises

Período	Crise	Autor
2014 a 2017	<i>Brazilian economic crisis</i>	Barbosa Filho (2017)
2013 a Actual	Crise da Venezuela	Pinto e Obregon (2018)
-	<i>Ukrainian crisis</i>	Nivorozhkin e Castagneto-Gissey (2016)
-	<i>Russian financial crisis</i>	Nivorozhkin e Castagneto-Gissey (2016)
2010	<i>Greece bailout</i>	Hill (2018)
2009	<i>The great Greek crisis</i>	Ikonomou (2018)
2008	<i>Sovereign Debt Crisis</i>	Kräussl et al. (2016)
	<i>Subprime and / or Global Financial Crisis</i>	Reynaud e Miccoli (2019); Rhee e Park (2018); Fainshmidt, et al. (2017); Kräussl et al. (2016); Shachmurove (2011); Chen et al. (2018)
2007 a 2009	<i>Global financial crisis</i>	Hill (2018)
2007 a 2008	<i>Global financial crisis</i>	Bourgard e Gomes (2017); Anderson (2013)
2003	<i>Severe Acute Respiratory Syndrome (SARS)</i>	Bennett et al. (2015)
2002	<i>Argentina Default</i>	Hill (2018)
2001 a 2002	<i>Argentine Economic Crisis</i>	Bourgard e Gomes (2017)
2001	<i>September 11</i>	Nikkinen et al. (2008)
2000	<i>Dot-Com Bubble</i>	Chen et al. (2018)
1999 a 2001	<i>Argentine Economic Crisis</i>	Doyran (2015)
1999 a 2000	<i>Dotcom bubble</i>	Anderson (2013); Hill (2018)
1999	Crise Brasileira	Bourgard e Gomes (2017)
1998	<i>1998 Russian Financial Crisis</i>	Hill (2018); Bourgard e Gomes (2017); Saleem (2009)
1997 a 1998	<i>Asian Financial Crisis</i>	Bourgard e Gomes (2017); Anderson (2013)
1997	<i>1997 Asian Financial Crisis</i>	Lee e Luk (2018); Hill (2018)
1994 a 1995	<i>México</i>	Bourgard e Gomes (2017)
1994	<i>1994 Economic Crisis or tequila crisis</i>	Hill (2018); Anderson (2013); Kamin (1999); Mathur et al. (1998)
1991	<i>1991 Indian Economic Crisis</i>	Cerra e Saxena (2002)
1990s	<i>Nordic banking crises</i>	Sandal (2004)
1989	<i>Junk bond crash</i>	Anderson (2013)
1987	<i>Black Monday or Wall Street Crash</i>	Hill (2018); Lillo e Mantegna (2004); Schaefer (1991)
1987	<i>Stock market crash</i>	Anderson (2013); Sornette (2003)
1986	<i>Savings and Loan Scandal United States</i>	Hill (2018)
1982	<i>LatAm sovereign debt crisis</i>	Anderson (2013)
1980 a 1989	<i>Savings and loans crisis</i>	Anderson (2013)
1973	<i>Global Oil Crisis 1973</i>	Hill (2018); Friedrichs (2010); Mecking (2004)
Fim da Segunda Guerra mundial a 1991	<i>The cold war</i>	Alcadipani e Bertero (2012)
1939 a 1945	<i>World War II</i>	Clayton e Barnes (2015)
1929 a 1939	<i>Great Depression</i>	Sornette (2003); Rothermund (1996)
1929	<i>Great Depression</i>	Hill (2018); Shachmurove (2011)
1914 a 1918	<i>World War</i>	Neves (2016)
1907	<i>The Panic of 1907</i>	Hill (2018); Anderson (2013); Shachmurove (2011); Bruner et al. (2007); Donaldson (1993)
1819	<i>Bank Panic in the United States 1819</i>	Hill (2018)
1720	<i>The Mississippi Bubble in France 1720</i>	Hill (2018)
1720	<i>South Seas Bubble in the United Kingdom 1720</i>	Hill (2018); Sornette (2003)
1637	<i>Tulip bulb craze in the Netherlands 1637</i>	Hill (2018); Sornette (2003)

Nota: “-” Informações não especificadas.

Fonte: Elaborado pelos autores com base nas referências citadas acima.

2.2. Crise *Subprime* e contágio do setor financeiro

Por certo, a série de eventos que se tornaria uma das maiores crises dos últimos séculos iniciou-se nos EUA, mas identificar o exato momento em que a crise financeira global se iniciou é uma tarefa difícil.

Para Sosa *et al.* (2017), foi em agosto de 2007. Outro grupo de autores afirma que foi no ano seguinte: Reynaud e Miccoli (2019), por exemplo, estudaram o envelhecimento populacional na Itália após a crise econômica; Lien *et al.* (2018) investigaram o *Volatility spillovers* entre os mercados de ações dos EUA e da Ásia; Rhee e Park (2018) examinaram as mudanças na suavização de dividendos entre empresas coreanas após a crise financeira; e Fainshmidt *et al.* (2017) estudaram o desempenho de empresas multinacionais durante uma crise. Se, por um lado, a literatura diverge sobre a indicação do ano de início da crise, por outro, parece ser unânime a ideia de que, quando o fenômeno assumiu uma proporção global (SOSA *et al.*, 2017), os resultados foram catastróficos.

O aumento significativo das taxas de juro causou diversas execuções hipotecárias. A crise financeira global, desencadeada pelo não cumprimento de hipotecas de alto risco dos EUA, alastrou-se por todo o mundo, afetando todas as classes de ativos financeiros. Os empréstimos para as hipotecas eram concedidos com taxas de juro iniciais reduzidas, contudo, variáveis nos pagamentos futuros. Enquanto isso, esses empréstimos foram agrupados em lotes e revendidos a investidores interessados. Com reduzida pontuação de crédito, tais lotes se designam “*Subprimes*”. Na prática, isso pode se traduzir da seguinte forma: quanto maior o risco do incumprimento do crédito, maior a taxa de juro que o investidor obterá.

Como consequência da subestimação do risco, milhares de instituições financeiras foram atingidas, de diferentes formas. Cubillas e Suárez (2018) dedicaram-se por exemplo, debruçaram-se sobre a forma como a Crise Financeira Global afetou a oferta de crédito dos bancos. Para além da oferta de crédito, há falência, insolvência, fusões e aquisições.

Os efeitos de transmissão de uma crise podem ser vistos em um curto espaço de tempo a partir do momento que surgem. Sosa *et al.* (2017) apontaram as dimensões globais da crise e destacaram que ela cedeu lugar a consideráveis desequilíbrios, principalmente em países desenvolvidos. Existem inúmeros estudos relativos à transmissão de crises financeiras, muitas vezes referida simplesmente como contágio (FORBES e RIGOBON, 2002).

A crise financeira causou nos EUA uma forte recessão nos primeiros anos. Quando os efeitos da crise começam a ser controlados, a Europa foi afetada drasticamente. Na China, a variação percentual anual do PIB, em 2007, era de 14,2 e caiu, em 2008, para 9,6 (INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2018). Essa variação negativa, na América Latina, foi detectada nos seus índices bolsistas, mas devido à procura internacional por *commodities*, os efeitos da crise foram mitigados.

Boubaker *et al.* (2016) encontraram evidências de contágio entre o mercado acionista dos EUA e os mercados de países quer desenvolvidos quer emergentes. Resumidamente, o mundo inteiro sentiu impactos econômicos durante a crise. Fuinhas (2001) alertava que a ruptura de um mercado financeiro poderia desencadear uma crise financeira e aumentar os problemas de assimetria da informação. Mirzaei (2018) argumenta que um setor bancário sustentável precisa ser mais resiliente, mantendo-se competitivo.

Ali e Afzal (2012) estudaram o impacto da crise financeira global nos principais mercados financeiros da Índia e do Paquistão, com a aplicação do modelo *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic* (EGARCH). Essa análise foi feita acrescentando ao modelo uma *dummy* temporal relativa ao período de crise. Os resultados do estudo, para ambos os países, apresentaram assimetria

demonstrando que os choques negativos têm maior impacto na volatilidade do que os choques positivos da mesma dimensão.

De forma idêntica, Angabini e Wasiuzzaman (2011) investigaram o impacto da crise financeira nos mercados financeiros da Malásia. Os resultados apresentaram um aumento significativo da volatilidade e o efeito assimétrico no período de crise.

Choudhry (1996) estudou a volatilidade, o prêmio de risco e a persistência de volatilidade em seis mercados financeiros emergentes, antes e durante a crise de 1987, por meio da estimação do modelo *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (GARCH-in-mean). Os resultados indicam diferenças significativas na persistência da volatilidade nos referidos períodos.

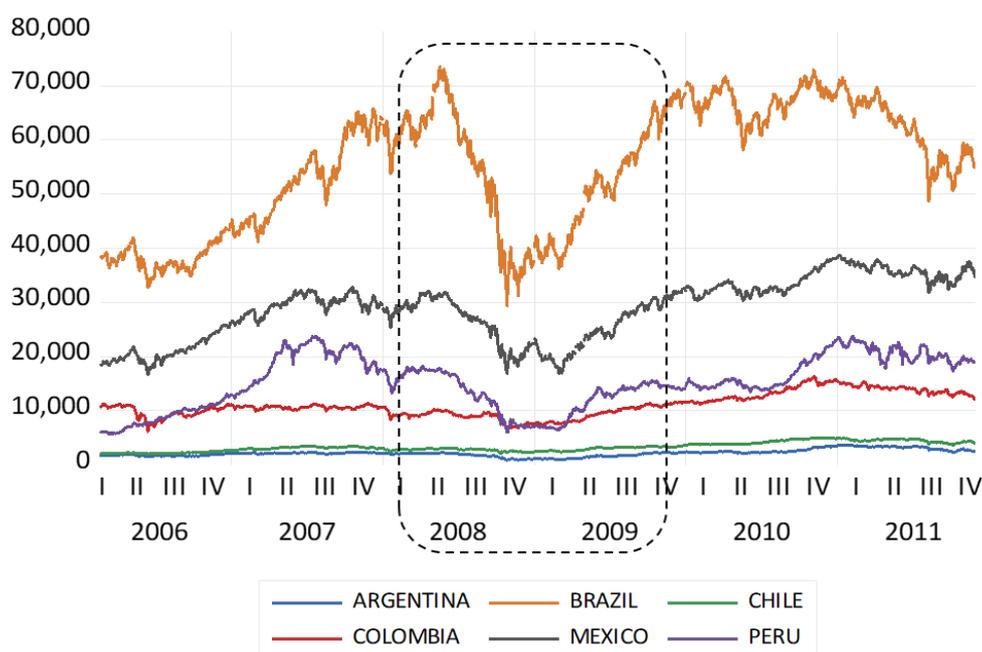
2.3. A CRISE NA AMÉRICA LATINA

Na América Latina, onde os países são majoritariamente pobres ou em vias de desenvolvimento, os impactos de uma crise são devastadores quando comparados com os efeitos causados nos países europeus e nos EUA.

As externalidades causadas pela crise foram sentidas principalmente nos países LA. Essas externalidades foram majoritariamente negativas e com diversos impactos, como por exemplo: redução do crescimento econômico; aumento da taxa desemprego; aumento da taxa de inflação; insolvências de instituições e, conseqüentemente, queda dos índices bolsistas.

A Figura 1 apresenta a variação dos índices bolsistas de alguns países LA no período de crise.

Figura 1: Impacto da crise nos mercados acionistas Latino-Americanos.



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

O período em destaque na Figura 1 é frequentemente entendido como a duração da crise *Subprime*. Todos os países tiveram conseqüências catastróficas nos seus índices, porém o Brasil e o México destacam-se, devido ao maior volume de negociação.

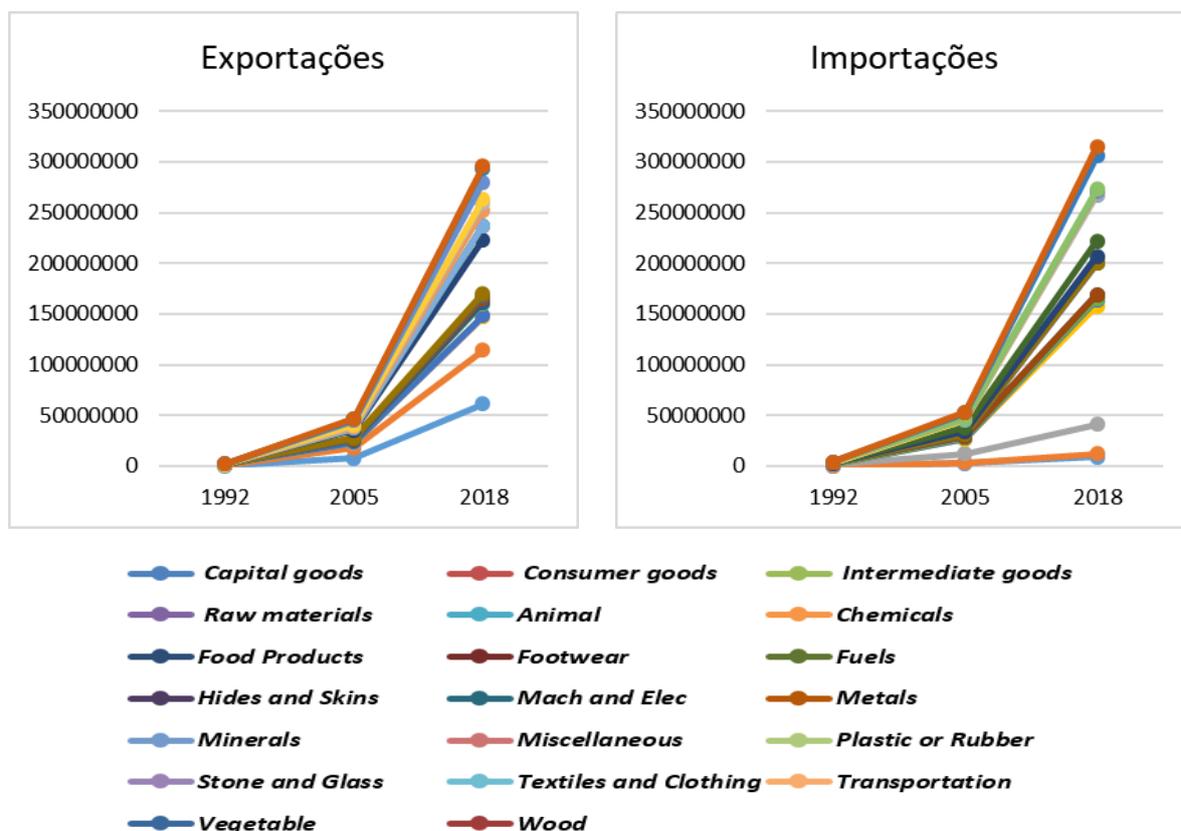
A crise trouxe novas perspectivas do ponto de vista legal e jurídico, novas regulações e a intensificação do combate à corrupção, gerando algumas externalidades positivas. Essas são medidas importantes para reforçar a resiliência dos mercados e mitigar o impacto negativo da crise (CUBILLAS e SUÁREZ, 2018). Tal reforço na melhoria do funcionamento dos mercados deve, então, ser estimulado após o período de crise, o que vai ao encontro das opiniões expostas por Mirzaei (2018), que enfatiza a ideia de que uma das principais preocupações dos formuladores de políticas é manter a sustentabilidade dos seus mercados financeiros.

Gutiérrez *et al.* (2017) analisaram os efeitos de longo prazo da assimetria e a persistência da volatilidade nos mercados Latino-Americanos. Os resultados dos autores confirmaram a presença de assimetria no curto e no longo prazo na estrutura da volatilidade dos rendimentos. O efeito de contágio é complexo e pode refletir ligeiras melhorias nas bolsas dos países em desenvolvimento quando há um choque positivo. Porém, quando o choque é negativo, como o causado por uma crise, as perdas podem ser desmesuradas. O efeito China nos mercados da América Latina é importante devido ao volume de negociações que o gigante asiático possui com os países LA.

2.4. O Efeito China

Há uma forte relação entre os países LA e a China. Desde o início da década de 1991, a China começou a fortificar os laços com os países do ocidente visando a sua expansão e crescimento. Para tanto, foram necessários parceiros comerciais com preços acessíveis. Por isso, o volume de importações da América Latina teve um aumento significativo em quantidade e valor. Esse aumento beneficiou ambos os lados, até a crise econômica *Subprime* que, no entanto, não foi capaz de romper as transações. Além de ser indiscutível o crescimento do volume de produtos negociados nas últimas décadas.

Na Figura 2, apresenta-se o comportamento do valor dos produtos importados e exportados pela China da América Latina e Caribe. Os dados para a elaboração da figura foram obtidos no *World Integrated Trade Solution* (2020) e estão disponíveis de 1992 a 2018, para série de dados anuais.

Figura 2: China - Exportações e importações de produtos da América Latina e Caribe.(US\$ *Thousand*)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Cada vez mais, as relações comerciais entre a América Latina e a China têm sido estudadas, devido ao seu aumento significativo nas últimas décadas. Os principais produtos exportados são oriundos das atividades extrativas (minerais, metais e petróleo) e agrícolas. O Brasil, por exemplo, se destaca pela exportação de soja e minério de ferro e o Chile, pela exportação do cobre (DURÁN LIMA e PELLANDRA, 2017). O Peru exporta minerais metálicos e cobre para a China. A Argentina e a Venezuela também contribuem significativamente para as exportações da América Latina, com soja e petróleo bruto, respectivamente (DURÁN LIMA e PELLANDRA, 2017).

Durán Lima e Pellandra (2017) declaram também na sua investigação que a China era responsável por quase 25% do total de exportações do Chile, em 2014. Isso faz com que o Chile se torne muito dependente do mercado chinês. O Brasil, a Venezuela e o Peru também são considerados muito dependentes do mercado chinês, sendo que a China é responsável por 15% a 20% das exportações de cada país.

3. Metodologia e dados

Nesta seção, serão apresentados os métodos econométricos aplicados para cumprir o objetivo deste estudo, e que permitirão responder às hipóteses estabelecidas. O conjunto de dados foi obtido em diversas bases de dados e será exposto na segunda parte desta seção.

3.1. Métodos (PVAR e *Pairwise*)

Belucio *et al.* (2019) combinaram dois modelos econométricos para estudar a relação entre as emissões de dióxido de carbono e o crescimento econômico para dezenove países desenvolvidos. O primeiro modelo foi o *Pairwise*, também conhecido como análise bivariada proposto por Dumitrescu e Hurlin (2012). O segundo modelo foi *Panel Vector Autoregressive* (PVAR). Neste estudo, ambos os métodos econométricos serão utilizados para identificar a relação entre o PIB dos países LA e o PIB da China, bem como a relação de causalidade à Granger entre os mercados acionistas da China e os dos países LA. Para os cálculos, usaram-se os *softwares* Stata 15 e EViews 11 e a programação indicada em Belucio *et al.* (2019).

Dumitrescu e Hurlin (2012) propõem um teste de não causalidade de Granger (1969) para dados em painel heterogêneos. O teste considera a implicação padrão da causalidade de Granger. O método permite capturar por meio de uma estrutura de pares a relação entre as variáveis. Na equação 1, apresenta-se o modelo segundo Dumitrescu e Hurlin (2012):

$$y_{i,t} = c_i + A_{i,1}y_{i,t-1} + A_{i,2}y_{i,t-2} + \dots + A_{i,p}y_{i,t-p} + \beta_{i,1}x_{i,t-1} + \beta_{i,2}x_{i,t-2} + \dots + \beta_{i,p}x_{i,t-p} + u_{i,t} \quad (1)$$

em que y e x são duas variáveis estacionárias observadas para N indivíduos em T períodos de tempo; para cada indivíduo $i=1, \dots, N$ em $t=1, \dots, T$; $p \in \mathbb{N}^*$ e $A_i = A_{i,1}, \dots, A_{i,p}$.

O teste de Dumitrescu e Hurlin (2012) possui duas hipóteses. A hipótese nula é que a variável independente não causa à Granger a variável dependente; e a hipótese alternativa é que a variável independente causa à Granger a variável dependente para, pelo menos, um Painel Vetorial Autorregressivo (país).

O modelo PVAR foi proposto por Love e Zicchino (2006) para a análise em painel de países, sendo possível estimar esse modelo quando composto por variáveis estacionárias. O modelo permite ainda a inclusão de variáveis exógenas, além do controle de choques (exemplo FUINHAS *et al.*, 2019a). Na equação 2, é apresentado o modelo proposto por Love e Zicchino (2006):

$$M_{it} = \Gamma_0 + \Gamma_1 j_{it-1} + A_i + d_{c,t} + e_t \quad (2)$$

em que M_{it} é um vetor de variáveis dependentes (mercados de ações, desemprego, inflação e PIB), e todas as variáveis são estacionárias. Γ_0 é um vector constante, $\Gamma_1 j_{it-1}$ na equação designa o polinômio da matriz, os efeitos fixos do modelo A_i , os efeitos do tempo $d_{c,t}$, e o termo erros aleatórios e_t .

Combinar os dois métodos traz algumas vantagens. Com o uso do modelo *Pairwise*, o utilizador tem informações iniciais sobre o comportamento entre pares de variáveis que serão incorporadas ao estudo, podendo servir de critério de sugestão para inclusão ou exclusão de variáveis do modelo. É

importante recordar que excluir uma variável, simplesmente por não ter relação estatística em um determinado cenário, ignorando a literatura e o horizonte temporal, pode ser um erro grave. O modelo ainda gera *insights* sobre a relação em painel das variáveis.

3.2. Dados

3.2.1 *Pairwise*

Para verificar a endogeneidade entre a China e os países LA optou-se por utilizar inicialmente o modelo *Pairwise*, com apenas duas variáveis. As variáveis consideradas e analisadas, bem como o horizonte temporal selecionado são os seguintes:

(i) o Produto Interno Bruto (constante) em unidades de moeda local é proveniente do World Bank. Essa unidade do PIB permite ao utilizador trabalhar com a moeda nacional, desconsiderando efeitos da inflação. As informações estatísticas selecionadas estão disponíveis em dados anuais de 1991 a 2018. Tal período cobre a fase de acentuação da globalização e a abertura financeira da América Latina;

(ii) o *Stock traded* (stk) é proveniente de duas bases de dados: Yahoo Finance para os índices do Brasil, Chile, México, Peru, Argentina; e Grupo Aval Acciones y Valores para o índice colombiano. A informação estatística está organizada em dados mensais de janeiro de 2002 a janeiro de 2018. Esse período corresponde ao pós crise financeira asiática e à crise econômica da Argentina, em que se verificou uma quebra do sistema bancário. Faz-se saber que foi utilizado o valor de fechamento do último dia útil de cada mês. O Yahoo Finance (YF) é o principal site de notícias e pesquisas financeiras nos EUA desde janeiro de 2008 (BORDINO *et al.*, 2014). Estudos sobre a base de dados são frequentes na literatura (LAWRENCE *et al.*, 2018; ENGELBERG, 2018). Além disso, a base de dados é frequentemente utilizada para estudos econômicos, Jagwani *et al.* (2018), por exemplo, fizeram uma previsão dos preços de ações. Já o Grupo Aval Acciones y Valores é uma empresa privada colombiana de *holding* com foco em companhias de investimentos e seguros. Esse Grupo oferta em seu site dados de diversos índices bolsistas e informação estatística sobre as empresas e o índice do próprio país (GRUPO AVAL ACCIONES Y VALORES, 2020). Londoño *et al.* (2014), em seu estudo sobre o valor do risco no mercado de valores Colombiano, utilizaram diversas variáveis obtidas na página web do Grupo Aval, nomeadamente, o título de tesouro americano, a taxa de juro interbancária da Colômbia, a inflação acumulada da Colômbia e o índice de obrigações de mercado emergente.

A seguir, no Quadro 2, apresentam-se as estatísticas descritivas das variáveis PIB e *Stock traded* para os países analisados.

Quadro 2: Estatísticas descritivas (logaritmos naturais).

Produto Interno Bruto (1991 a 2018)					
País	Observações	Média	Desvio Padrão	Minímo	Máximo
China	28	30,87069	0,741516	29,57878	31,99533
Brasil	28	27,94212	0,231692	27,56822	28,26695
Argentina	28	27,00687	0,230523	26,57171	27,31442
Colômbia	28	33,47838	0,283587	33,04269	33,94403
Chile	28	32,14699	0,349705	31,4612	32,62505
Peru	28	26,35673	0,3849	25,76033	26,9659
México	28	30,22292	0,192644	29,87457	30,5299
Stock traded (janeiro de 2002 a janeiro de 2018)					
País	Observações	Média	Desvio Padrão	Minímo	Máximo
China	193	7,738571	0,384193	6,96672	8,691947
Brasil	193	10,6285	0,54723	9,064389	11,24378
Argentina	193	7,927479	1,075251	5,765473	10,31114
Colômbia	193	8,969951	0,720577	6,985355	9,674047
Chile	193	7,971028	0,473802	6,830161	8,628391
Peru	193	9,151009	0,883084	7,034326	10,06951
México	193	10,13045	0,651704	8,656672	10,8451

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

3.2.2. PVAR

Para a realização do micro PVAR utilizaram-se dados de seis países Latino-Americanos (Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru) e da China. As informações estatísticas foram obtidas no World Bank e compreendem informações anuais de 1991 a 2018. O horizonte temporal foi definido baseado no critério da disponibilidade de dados, dessa forma, compreende o máximo de informações estatísticas que estão disponíveis.

As variáveis utilizadas para verificar a endogeneidade entre os países Latino-Americanos e a China foram: *Stock traded* (STK), total (% do PIB); PIB *in constant LCU* (GDP); desemprego (UNE), em porcentagem da força de trabalho total; e *inflation* (IFT), em porcentagem da mudança anual. Para a Argentina, a variável *inflation* foi obtida no *International Monetary Fund* (IMF).

Os dados possuem algumas limitações que precisam ser nomeadas, mas que não comprometem a robustez das estimações efetuadas. A informação estatística não disponível para os países são: *Stock traded* da China (1991, 1992, 1993, 1994 e 1999); *Stock traded* do Peru (1991 e 1992); Inflação da Argentina (1991, 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 2014, 2015 e 2016). Dada a capacidade do programa estatístico Stata 15 para lidar com *gaps* nos dados, as lacunas apresentadas não foram preenchidas.

A indisponibilidade dessas observações, embora possa distorcer os resultados, principalmente do contributo da Argentina para o painel, apenas reduz as observações disponíveis de 196 para 186, deixando um grande número de graus de liberdade para a estimação do modelo.

No Quadro 3 apresentam-se a estatística descritiva e os pré-testes para as variáveis selecionadas para o modelo PVAR.

Quadro 3: Estatísticas descritivas e pré-testes.

<i>Estatísticas descritivas</i>					
Variáveis	Observações	Média	Desvio Padrão	Mínimo	Máximo
lgdp	196	29,91201	2,553547	25,76033	34,3818
ift	186	39,06825	220,9555	-1,40147	2075,888
une	196	7,326173	3,805309	2,4	20,52
stk	189	18,89154	37,94266	0,2678	357,0048
<i>Variance inflation factor (VIF)</i>					
Variável dependente: lgdp					
Nível			Primeiras diferenças		
Variáveis	VIF	1/VIF	Variável	VIF	1/VIF
stk	1,04	0,959391	dift	1	0,999210
une	1,04	0,959535	dune	1	0,999389
ift	1	0,996031	dstk	1	0,999727
VIF médio	1,03		VIF médio	1,00	
<i>Matriz de correlações</i>					
Variáveis	dlgdp	dift	dune	dstk	
dlgdp	1				
dift	-0,0112	1			
dune	-0,4195**	-0,0238	1		
dstk	0,0699	0,0151	-0,0248	1	

Nota: “**” indica estatisticamente significativa a 5%; o prefixo “l” indica que a variável está em logaritmos naturais; o prefixo “d” indica que a variável está em primeiras diferenças.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Com base nas estatísticas descritivas, é possível concluir que os valores seguem uma distribuição normal. A estatística VIF não revelou problemas com a multicolinearidade, como pode ser observado na sua média inferior a 10. A matriz de correlações apresentou apenas uma relação estatisticamente significativa a 5% entre o desemprego e o PIB e como o valor da correlação é inferior a 0,5, isso não representa uma barreira para estimação do método (FUINHAS et al., 2019b).

Em seguida procedeu-se com a elaboração do teste de raízes unitárias de Levin, Lin e Chu (2002) em nível e primeiras diferenças, Maddala e Wu (1999), CIPS (PESARAN, 2007) em primeiras diferenças. Os testes têm como hipótese nula que todos os painéis contêm uma raiz unitária. Detalhes nos Quadros 4 e 5.

Quadro 4: Testes de Levin, Lin e Chu.

Variável		Nível (p-value)	Primeiras diferenças (p-value)
Lgdp	<i>t</i>	-1,58536 (0,0564)	-3,81698 (0,0001)
	μ	1,24998 (0,8943)	-3,04043 (0,0012)
	<i>n</i>	6,75776 (1,0000)	-2,72378 (0,0032)
Ift	<i>t</i>	0,89550 (0,8147)	10,0199 (1,0000)
	μ	8,99379 (1,0000)	15,7020 (1,0000)
	<i>n</i>	-9,79734 (0,0000)	-12,3982 (0,0000)
Une	<i>t</i>	-1,17399 (0,1202)	-4,99696 (0,0000)
	μ	-0,30879 (0,3787)	-3,93349 (0,0000)
	<i>n</i>	-0,19785 (0,4216)	-8,28934 (0,0000)
Stk	<i>t</i>	-1,64894 (0,0496)	-7,71098 (0,0000)
	μ	-0,44645 (0,3276)	-6,10489 (0,0000)
	<i>n</i>	-1,79480 (0,0363)	-11,0647 (0,0000)

Nota: μ é relativo à constante; τ para constante e tendência; *n* relativo a nenhum (isto é, modelo sem constante e sem tendência); entre parênteses está indicado o nível de significância estatística.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Quadro 5: Testes de Maddala e Wu e CIPS.

(A) Maddala e Wu (1999) Panel Unit Root test (MW)							
Variável	Specification without trend			Variável	Specification with trend		
	lags	chi_sq	p-value		lags	chi_sq	p-value
dlgdp	0	78.818	0.0000	dlgdp	0	60.878	0.0000
dlgdp	1	41.514	0.0000	dlgdp	1	28.043	0.0140
dift	0	132.775	0.0000	dift	0	108.302	0.0000
dift	1	156.078	0.0000	dift	1	124.979	0.0000
dune	0	106.656	0.0000	dune	0	84.54	0.0000
dune	1	60.29	0.0000	dune	1	46.203	0.0000
dstk	0	184.291	0.0000	dstk	0	144.175	0.0000
dstk	1	94.703	0.0000	dstk	1	68.321	0.0000

(B) Pesaran (2007) Panel Unit Root test (CIPS)							
Variável	Specification without trend			Variável	Specification with trend		
	lags	Zt-bar	p-value		lags	Zt-bar	p-value
dlgdp	0	-5.847	0.0000	dlgdp	0	-4.997	0.0000
dlgdp	1	-2.084	0.0190	dlgdp	1	-1.508	0.0660
dift	0	-8.217	0.0000	dift	0	-7.52	0.0000
dift	1	-7.979	0.0000	dift	1	-7.181	0.0000
dune	0	-6.698	0.0000	dune	0	-5.416	0.0000
dune	1	-5.672	0.0000	dune	1	-4.401	0.0000
dstk	0	-9.263	0.0000	dstk	0	-7.612	0.0000
dstk	1	-4.605	0.0000	dstk	1	-3.035	0.0010

Nota: Null for MW and CIPS tests: series is $I(1)$. MW test assumes cross-section independence. CIPS test assumes cross-section dependence is in form of a single unobserved common factor.

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Os testes em nível não rejeitam a hipótese nula da presença de raiz unitária. Após fazerem as primeiras diferenças, as variáveis relevam não ter raízes unitárias, ou seja, sugerem estacionariedade nas séries em, no mínimo, uma das possibilidades de estimação (com o uso da constante; com o uso da constante e tendência; ou sem utilizar constante e tendência). Por fim, procedeu-se com o teste de dependência seccional. Detalhes no Quadro 6.

Quadro 6: Dependência seccional.

Variáveis	Nível				Primeiras diferenças			
	CD-test	p-value	corr	abs(corr)	CD-test	p-value	corr	abs(corr)
lgdp	21,37	0,0000	0,963	0,963	10,04	0,0000	0,481	0,481
ift	8,73	0,0000	0,363	0,523	1,68	0,0930	0,076	0,277
une	1,19	0,2320	0,058	0,45	2,42	0,0150	0,117	0,263
stk	2,96	0,0030	0,108	0,371	4,88	0,0000	0,219	0,232

Nota: Hipótese nula: Independência seccional.

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Após as primeiras diferenças, os resultados se mostram em conformidade, com probabilidade estatística de 1%, 5% ou 10% (ver P-value), exceto para a variável *une* (desemprego) em nível.

4. Resultados e discussão

Nesta secção, serão apresentados os resultados obtidos nos dois modelos econométricos estimados neste estudo. Esses resultados permitirão propor medidas públicas de forma a criarem benefícios para os países LA. Os softwares Stata 15 e EViews 11 foram utilizados para a estimação do modelo *Pairwise* e PVAR.

4.1. Relação de causalidade entre países (GDP e STK)

No Quadro 7, apresentam-se os resultados da relação *Pairwise* do PIB (taxa de variação) chinês com o PIB (taxa de variação) dos países LA. Via de regra, a relação de causalidade à Granger vai da taxa de crescimento do PIB chinês para a taxa de crescimento do PIB dos países LA. O efeito China está globalmente presente na América Latina. Verifica-se que o PIB da China possui relações de causalidade unidirecional a 1% de significância estatística com o PIB do Brasil, Peru e México. O PIB chinês possui relações de significância estatística a 5% com o PIB do Chile também de forma unidirecional. Não se verificaram relações estatísticas significantes entre o PIB chinês e o PIB da Argentina e da Colômbia.

Quadro 7: Relação *Pairwise* entre os PIB (GDP).

<i>Hypothesis null:</i>	F-Statistic (p-value)	Z-bar tilde (p-value)
<i>China (GDP) does not Granger-cause Brazil (GDP)</i>	12,0605 (0,0021)	6,5790 (0,0000)
<i>Brazil (GDP) does not Granger-cause China (GDP)</i>	0,93938 (0,3425)	-0,0935 (0,9255)
<i>China (GDP) does not Granger-cause Argentina (GDP)</i>	4,33372 (0,0487)	1,9346 (0,0530)
<i>Argentina (GDP) does not Granger-cause China (GDP)</i>	1,02788 (0,3212)	-0,0404 (0,9678)
<i>China (GDP) does not Granger-cause Colombia (GDP)</i>	3,19870 (0,0869)	1,2620 (0,2069)
<i>Colombia (GDP) does not Granger-cause China (GDP)</i>	1,94624 (0,1763)	0,6690 (0,6097)
<i>China (GDP) does not Granger-cause Chile (GDP)</i>	4,67603 (0,0412)	1,9685 (0,0490)
<i>Chile (GDP) does not Granger-cause China (GDP)</i>	0,14605 (0,7058)	-0,5695 (0,5690)
<i>China (GDP) does not Granger-cause Peru (GDP)</i>	15,0056 (0,0008)	5,8315 (0,0000)
<i>Peru (GDP) does not Granger-cause China (GDP)</i>	3,03765 (0,0947)	1,1566 (0,2438)
<i>China (GDP) does not Granger-cause Mexico (GDP)</i>	0,20612 (0,6541)	6,3284 (0,0000)
<i>Mexico (GDP) does not Granger-cause China (GDP)</i>	0,96731 (0,3356)	-0,0766 (0,9389)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

No Quadro 8, apresentam-se os resultados da interação do mercado de ações (taxa de variação) chinês e o mercado de ações (taxa de variação) dos países LA. Mais uma vez é perceptível que a relação da China com a América Latina é fundamentalmente da China para os países LA e que o efeito de *feedback* dos países LA para a China é diminuto. Os resultados indicam que o mercado de ações chinês possui relação de causalidade com todos os países LA analisados. O Chile e o México são os únicos que possuem relações bidirecionais, ou seja, sugere-se uma forte relação de *feedback* entre esses mercados.

Quadro 8: Relação *Pairwise* entre os mercados de ações (STK).

<i>Hypothesis null:</i>	F-Statistic (p-value)	Z-bar tilde (p-value)
<i>China (STK) does not Granger-cause Brazil (STK)</i>	30,6083 (0,0000)	20,5392 (0,0000)
<i>Brazil (STK) does not Granger-cause China (STK)</i>	1,88157 (0,1718)	0,6043 (0,5456)
<i>China (STK) does not Granger-cause Argentina (STK)</i>	20,2237 (0,0000)	13,3328 (0,0000)
<i>Argentina (STK) does not Granger-cause China (STK)</i>	1,33792 (0,2489)	0,2270 (0,8204)
<i>China (STK) does not Granger-cause Colombia (STK)</i>	13,0096 (0,0004)	8,3266 (0,0000)
<i>Colombia (STK) does not Granger-cause China (STK)</i>	1,05066 (0,3067)	0,0277 (0,9779)
<i>China (STK) does not Granger-cause Chile (STK)</i>	12,7057 (0,0005)	8,1157 (0,0000)
<i>Chile (STK) does not Granger-cause China (STK)</i>	3,91535 (0,0493)	2,0156 (0,0438)
<i>China (STK) does not Granger-cause Peru (STK)</i>	33,3396 (0,0000)	22,4347 (0,0000)
<i>Peru (STK) does not Granger-cause China (STK)</i>	2,88280 (0,0912)	1,2991 (0,1939)
<i>China (STK) does not Granger-cause Mexico (STK)</i>	15,4630 (0,0001)	10,0291 (0,0000)
<i>Mexico (STK) does not Granger-cause China (STK)</i>	5,69118 (0,0180)	3,2480 (0,0012)

Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Esses resultados indicam que existe um possível efeito de contágio entre os mercados de ações da Ásia e a América Latina. Esses resultados sugerem duas coisas. Primeiro, os cenários de crescimento

Asiático e os valores transacionados podem ser benéficos para as economias da América Latina. Por fim, o inverso também se verifica, isto é, um cenário de menos crescimento chinês pode prejudicar os países LA.

4.2. Relação causal entre as variáveis

Após a verificação das relações entre o PIB e o mercado de ações, procedeu-se com a estimação do modelo PVAR. O teste Hausman de efeitos fixos *versus* aleatórios foi executado e apresentou efeitos fixos para as variáveis PIB [*gdp*], inflação [*iff*], desemprego [*une*] e as ações negociadas [*stk*]. O χ^2 foi de 15,57 com $\text{Prob} > \chi^2 = 0,0014$ usando a função robusta *sigmamore* do programa Stata. Com esse resultado pode-se afirmar que os efeitos fixos foram identificados. Após o teste, prosseguiu-se com a verificação do número de defasamentos [*Lag*] (Quadro 9). Os resultados apresentaram um *lag* como o número ideal para a estimação do PVAR.

Quadro 9: Seleção do número de defasamentos [*lags*].

Lag	CD	J	J p-value	MBIC	MAIC	MQIC
1	0,997718	62,29721	0,080487	-171,712	-33,7028	-89,7822
2	0,995315	42,88093	0,094743	-113,125	-21,1191	-58,5054
3	0,992839	21,59826	0,156643	-56,4049	-10,4017	-29,0949
4	0,907744					

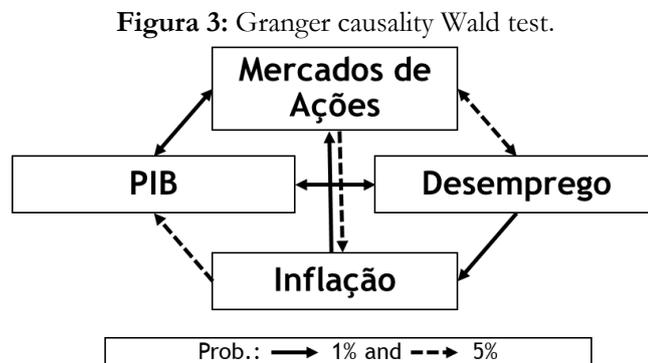
Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Na sequência, o modelo PVAR foi estimado (Quadro 10), seguindo as recomendações estatísticas, supracitadas. A Figura 3 é um esquema das relações encontradas entre as variáveis.

Quadro 10: Resultados da estimação do PVAR.

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Intervall]
dlgdp						
dlgdp (-1)	-0,1753778	0,1177041	-1,49	0,1360	-0,4060736	0,0553179
dift (-1)	3,88E-06	1,83E-06	2,12	0,0340	2,97E-07	7,45E-06
dune (-1)	-0,0240284	0,0035014	-6,86	0,0000	-0,0308911	-0,0171656
dstm (-1)	0,0001087	0,0000414	2,62	0,0090	0,0000275	0,00019
trend	-0,0008207	0,0003119	-2,63	0,0090	-0,0014319	-0,0002094
dift						
dlgdp (-1)	1072,363	1439,229	0,75	0,4560	-1748,474	3893,2
dift (-1)	0,4674885	0,1212065	3,86	0,0000	0,2299282	0,7050488
dune (-1)	357,5867	64,24039	5,57	0,0000	231,6778	483,4956
dstm (-1)	0,7954709	0,3763954	2,11	0,0350	0,0577494	1,533192
trend	3,19058	5,595937	0,57	0,5690	-7,777255	14,15842
dune						
dlgdp(-1).	12,31354	3,614559	3,41	0,0010	5,229137	19,39795
dift (-1)	0,0001335	0,0000976	1,37	0,1710	-0,0000578	0,0003249
dune (-1)	0,9055959	0,1218341	7,43	0,0000	0,6668055	1,144386
dstm (-1)	-0,0016556	0,0007386	-2,24	0,0250	-0,0031032	-0,000208
trend	0,0125943	0,0111252	1,13	0,2580	-0,0092107	0,0343993
dstm						
dlgdp(-1).	-151,6471	39,98398	-3,79	0,0000	-230,0143	-73,27998
dift (-1)	-0,0027861	0,0006883	-4,05	0,0000	-0,0041351	-0,0014371
dune (-1)	-1,71204	0,6999167	-2,45	0,0140	-3,083851	-0,3402282
dstm (-1)	-0,3051758	0,0505871	-6,03	0,0000	-0,4043247	-0,206027
trend	-0,4921096	0,1468933	-3,35	0,0010	-0,7800152	-0,2042039

Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.



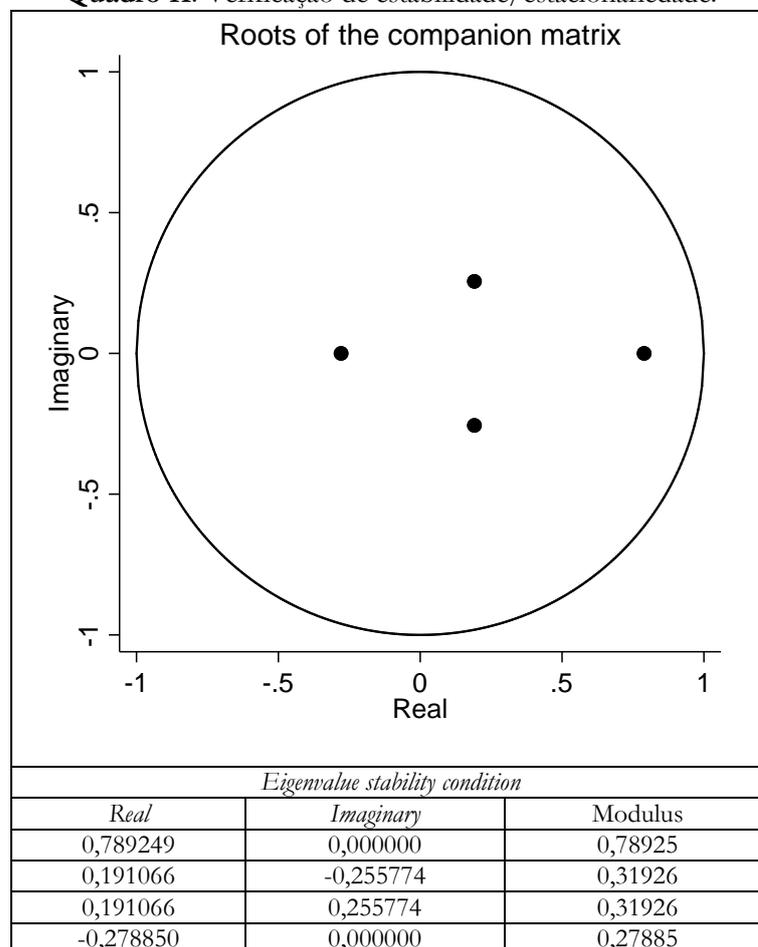
Fonte: Elaboração própria a partir dos resultados da pesquisa.

Após a estimação PVAR, procedeu-se com a realização do teste Wald de causalidade à Granger, que tem por hipótese nula “*Excluded variable does not Granger-cause Equation variable*” e por hipótese alternativa “*Excluded variable Granger-causes Equation variable*”. O modelo apresenta-se como endógeno, na presença da tendência como variável exógena. O resultado do teste mostra diversas relações de causalidade unidirecional e bidirecional. Os destaques são as relações bidirecionais entre: 1) o mercado de ações e o PIB; 2) mercado de ações e o desemprego; 3) mercado de ações e a inflação; e 4) PIB e desemprego. Todos esses resultados apresentam 1% ou 5% de significância estatística, o que revela a robustez do modelo estimado. Alguns desses resultados não são estranhos à literatura. Por exemplo, foram detectadas relações causais entre o mercado de ações e o crescimento econômico (MARQUES *et.*

al., 2013; PRADHAN *et al.*, 2015), o desemprego (SIBANDE *et al.*, 2019; PAN, 2018) e a inflação (PRADHAN *et al.*, 2015).

No Quadro 11, apresenta-se um teste de robustez imprescindível, que verifica a estabilidade do modelo estimado. Detalhes abaixo.

Quadro 11: Verificação de estabilidade/estacionariedade.



Fonte: Elaboração própria com base nos resultados da pesquisa.

Por meio da análise gráfica, observa-se que o modelo é estável, fato que sugere que também é estacionário. A leitura dessa análise ocorre com base nos pontos que estão dentro do círculo, ou pela estatística que pode conter valores de 1 a -1.

5. Considerações finais

O objetivo geral deste estudo foi cumprido, foram analisados os efeitos da crise financeira global nos principais mercados acionistas Latino-Americanos, nomeadamente: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Verificou-se empiricamente a presença de endogeneidade entre o crescimento econômico chinês e o crescimento econômico Latino-Americano e, de igual modo, verificou-se que o mercado de ações chinês está relacionado ao dos países LA. Foram utilizados dois métodos econométricos para cumprir os objetivos deste estudo: *Pairwise* e PVAR. Os horizontes temporais

variaram entre os métodos, dados anuais (de 1991 a 2018) em ambos os métodos e dados mensais de janeiro de 2002 a janeiro de 2018 apenas para o *Pairwise*.

As seguintes hipóteses foram propostas e verificadas neste estudo: 1) o painel composto por países LA e a China são endógenos; 2) há relação de causalidade unidirecional entre o *stock traded* da China e o *stock traded* dos países LA; e 3) há relação de causalidade unidirecional entre o PIB da China e o PIB dos países LA. O modelo *Pairwise* indicou que o mercado de ações chinês possui relação de causalidade com todos os países LA analisados, sendo relações bidirecionais com o Chile e o México. Na análise do PIB, vê-se que a China possui relações de causalidade unidirecional com o Brasil, Peru e México e Chile. O modelo PVAR apresenta a relação em painel entre o PIB, mercado de ações, desemprego e inflação dos países LA e a China. O resultado de maior destaque indica que o mercado de ações e o PIB possuem relação bidirecional, reforçando os resultados do modelo *Pairwise*.

Após a análise desses resultados verifica-se que os países da América Latina são muito vulneráveis às crises financeiras devido à sua dependência de países mais desenvolvidos. Para combater isso, os países da América Latina devem unir-se, de modo a criar políticas públicas para controlar possíveis crises. Devem também investir em tecnologia, e não apenas em bens primários, para assim controlarem os seus níveis de dependência de outros países.

Para melhorar e aperfeiçoar o estudo do impacto da crise financeira global na América Latina e o efeito China, sugere-se a aplicação dos métodos utilizados para mais economias e a inclusão de variáveis exógenas representando a instabilidade política da América Latina (FUINHAS *et al.*, 2020). Outra sugestão de investigação seria utilizar os modelos heterocedasticidade condicional, que permitem a análise do impacto da crise e das assimetrias de informação.

Referências

- ALCADIPANI, R.; BERTERO, C. O. Guerra Fria e ensino do management no Brasil: o caso da fgv-eaes. **Revista de Administração de Empresas**, [S.L.], v. 52, n. 3, p. 284-299, jun. 2012. <http://dx.doi.org/10.1590/s0034-75902012000300002>.
- ALI, R.; AFZAL, M. Impact of global financial crisis on stock markets: Evidence from Pakistan and India. **Journal of Business Management and Economics**, [S.L.], v. 3, n. 7, p. 275-282, jul. 2012.
- ANDERSON, S. A history of the past 40 years in financial crises. International Financing Review Special Report. Disponível em: <https://www.ifre.com/story/1291951/a-history-of-the-past-40-years-in-financial-crises-0dxjzsrcx>. Acesso em: 5 jun. 2019.
- BARBOSA FILHO, Fernando de Holanda. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, [S.L.], v. 31, n. 89, p. 51-60, abr. 2017. <http://dx.doi.org/10.1590/s0103-40142017.31890006>.
- BELUCIO, M.; LOPES, C. M.; FUINHAS, J. A.; MARQUES, A. C. Energy-growth nexus, domestic credit and environmental sustainability: A panel causality analysis. In: Fuinhas, J. A., Marques, A. C (Eds.): **The Extended Energy-Growth Nexus**. Amsterdam, p. 173-197, 2019. <http://dx.doi.org/10.1016/b978-0-12-815719-0.00006-1>.

BENNETT, D.; CHIANG, C.; MALANI, A. Learning during a crisis: the SARS epidemic in Taiwan. **Journal Of Development Economics**, [S.L.], v. 112, p. 1-18, jan. 2015. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jdeveco.2014.09.006>.

BORDINO, I.; KOURTELLIS, N.; LAPTEV, N.; BILLAWALA, Y. Stock trade volume prediction with Yahoo Finance user browsing behavior. In **2014 IEEE 30Th International Conference On Data Engineering**, [S.L.], p. 1168-1173, mar. 2014. <http://dx.doi.org/10.1109/icde.2014.6816733>.

BOUBAKER, S.; JOUINI, J.; LAHIANI, A. Financial contagion between the US and selected developed and emerging countries: the case of the subprime crisis. **The Quarterly Review Of Economics And Finance**, [S.L.], v. 61, p. 14-28, ago. 2016. <http://dx.doi.org/10.1016/j.qref.2015.11.001>.

BRUNER, R. F.; DEBAERE, P. M.; CARR, S. The Panic of 1907. Darden Case No. UVA-G-0619. Out. 2007. Disponível em: SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1419820>. Acesso em: 6 ago. 2019.

CERRA, V.; SAXENA, S. C. What Caused the 1991 Currency Crisis in India?. **Imf Staff Papers**, [S.L.], v. 49, n. 3, p. 395-425, 2002.

CHEN, H.; CHOU, R. K.; LU, C. Saving for a rainy day: evidence from the 2000 dot-com crash and the 2008 credit crisis. **Journal Of Corporate Finance**, [S.L.], v. 48, p. 680-699, fev. 2018. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2017.12.025>.

CHOUDHRY, T. Stock market volatility and the crash of 1987: evidence from six emerging markets. **Journal Of International Money And Finance**, [S.L.], v. 15, n. 6, p. 969-981, dez. 1996. [http://dx.doi.org/10.1016/s0261-5606\(96\)00036-8](http://dx.doi.org/10.1016/s0261-5606(96)00036-8).

CLAYTON, D.; BARNES, T. J. Continental European geographers and World War II. **Journal Of Historical Geography**, [S.L.], v. 47, p. 11-15, jan. 2015. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jhg.2014.12.003>.

CUBILLAS, E.; SUÁREZ, N. Bank market power and lending during the global financial crisis. **Journal Of International Money And Finance**, [S.L.], v. 89, p. 1-22, dez. 2018. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2018.08.003>.

DONALDSON, R. G. Financing banking crises. **Journal Of Monetary Economics**, [S.L.], v. 31, n. 1, p. 69-95, fev. 1993. [http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932\(93\)90017-a](http://dx.doi.org/10.1016/0304-3932(93)90017-a).

DOYRAN, M. A. (2015). Argentine Development After the Financial Crisis. **Problemas del desarrollo**, Cidade do México, v. 46, n. 180, p. 347-370, mar. 2015

DUMITRESCU, E.; HURLIN, C. Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. **Economic Modelling**, [S.L.], v. 29, n. 4, p. 1450-1460, jul. 2012. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>.

ENGELBERG, J. Discussion of “earnings announcement promotions: a yahoo finance field experiment”. **Journal Of Accounting And Economics**, [S.L.], v. 66, n. 2-3, p. 415-418, nov. 2018. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jacceco.2018.08.005>.

FAINSHMIDT, S.; NAIR, A.; MALLON, M. R. MNE performance during a crisis: an evolutionary perspective on the role of dynamic managerial capabilities and industry context. **International Business Review**, [S.L.], v. 26, n. 6, p. 1088-1099, dez. 2017. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ibusrev.2017.04.002>.

FORBES, K. J.; RIGOBON, R. No Contagion, Only Interdependence: measuring stock market comovements. **The Journal Of Finance**, [S.L.], v. 57, n. 5, p. 2223-2261, out. 2002. <http://dx.doi.org/10.1111/0022-1082.00494>.

FRIEDRICH, J. Global energy crunch: how different parts of the world would react to a peak oil scenario. **Energy Policy**, [S.L.], v. 38, n. 8, p. 4562-4569, ago. 2010. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2010.04.011>.

FUINHAS, J. A. **O Canal do Crédito–Admissibilidade Teórica e Implicações para a Política Monetária**. Beira: Departamento de Gestão e Economia, Universidade da Beira Interior, 2001.

FUINHAS, J. A.; A. BELUCIO, M.; LOPES, T. A.; SANTIAGO, R. (Eds). **Exercícios Introdutórios de Análise Económica de Dados**. Covilhã: Universidade da Beira Interior, 2019b.

FUINHAS, J. A.; BELUCIO, M.; CASTILHO, D.; MATEUS, J.; CAETANO, R. Tourism and Economic Growth Nexus in Latin America and Caribbean Countries: evidence from an autoregressive distributed lag panel. **Academica Turistica**, [S.L.], v. 13, n. 1, p. 12-34, 30 jun. 2020. <http://dx.doi.org/10.26493/2335-4194.13.21-34>.

FUINHAS, J. A.; FILIPE, M. D.; BELUCIO, M.; MARQUES, A. C. The Nexus between Financial Development and Economic Growth: evidence from european countries. **Journal Of Economics Studies And Research**, [S.L.], p. 1-20, 26 abr. 2019a. <http://dx.doi.org/10.5171/2019.790582>.

GARCIA, B. B. M.; GOMES, C. F. S. As variáveis econômicas no Brasil e o PIB: uma análise em períodos de crises financeiras através da correlação de Pearson. **Engevista**, [S.L.], v. 19, n. 5, p. 1466, 4 dez. 2017. <http://dx.doi.org/10.22409/engevista.v19i5.996>.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, [S.L.], v. 37, n. 3, p. 424, ago. 1969. <http://dx.doi.org/10.2307/1912791>.

GRUPO AVAL ACCIONES Y VALORES. **Portal Financeiro**. Disponível em: <https://www.grupoaval.com/wps/portal/grupo-aval/aval/> Acesso em: 04 jul. 2020.

GUTIÉRREZ, R. d. J.; CALISTO, E. O.; SALGADO, O. G. Los efectos de largo plazo de la asimetría y persistencia en la predicción de la volatilidad: evidencia para mercados accionarios de américa latina. **Contaduría y Administración**, [S.L.], v. 62, n. 4, p. 1063-1080, out. 2017. <http://dx.doi.org/10.1016/j.cya.2015.12.004>.

HILL, J. Bubbles, Panics, Crashes, and Crises. **Fintech And The Remaking Of Financial Institutions**, [S.L.], p. 95-137, 2018. <http://dx.doi.org/10.1016/b978-0-12-813497-9.00005-6>.

IKONOMOU, C. The great Greek crisis. **Funding The Greek Crisis**, [S.L.], p. 1-71, 2018. <http://dx.doi.org/10.1016/b978-0-12-814566-1.00001-x>.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. Real PIB growth. Annual percent change. Disponível em: https://www.imf.org/external/datamapper/NGDP_RPCH@WEO/CHN. Acesso em: 17 set. 2018.

JAGWANI, J.; GUPTA, M.; SACHDEVA, H.; SINGHAL, A. Stock Price Forecasting Using Data from Yahoo Finance and Analysing Seasonal and Nonseasonal Trend. **2018 Second International Conference On Intelligent Computing And Control Systems (Iciccs)**, [S.L.], p. 462-467, jun. 2018. <http://dx.doi.org/10.1109/iccons.2018.8663035>.

KAMIN, S. B. The current international financial crisis. **Journal Of International Money And Finance**, [S.L.], v. 18, n. 4, p. 501-514, ago. 1999. [http://dx.doi.org/10.1016/s0261-5606\(99\)00025-x](http://dx.doi.org/10.1016/s0261-5606(99)00025-x).

KRÄUSSL, R.; LEHNERT, T.; STEFANOVA, D. The European sovereign debt crisis: what have we learned?. **Journal Of Empirical Finance**, [S.L.], v. 38, p. 363-373, set. 2016. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jempfin.2016.04.005>.

LAWRENCE, A.; RYANS, J.; SUN, E.; LAPTEV, N. Earnings announcement promotions: a yahoo finance field experiment. **Journal Of Accounting And Economics**, [S.L.], v. 66, n. 2-3, p. 399-414, nov. 2018. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jacceco.2018.08.004>.

LEE, S. S.; LUK, P. The Asian Financial Crisis and international reserve accumulation: a robust control approach. **Journal Of Economic Dynamics And Control**, [S.L.], v. 90, p. 284-309, maio 2018. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jedc.2018.03.010>.

LEVIN, A.; LIN, C.; CHU, C. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal Of Econometrics**, [S.L.], v. 108, n. 1, p. 1-24, maio 2002. [http://dx.doi.org/10.1016/s0304-4076\(01\)00098-7](http://dx.doi.org/10.1016/s0304-4076(01)00098-7).

LIEN, D.; LEE, G.; YANG, L.; ZHANG, Y. Volatility spillovers among the U.S. and Asian stock markets: a comparison between the periods of asian currency crisis and subprime credit crisis. **The North American Journal Of Economics And Finance**, [S.L.], v. 46, p. 187-201, nov. 2018. <http://dx.doi.org/10.1016/j.najef.2018.04.006>.

LILLO, F.; MANTEGNA, R. N. Dynamics of a financial market index after a crash. **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, [S.L.], v. 338, n. 1-2, p. 125-134, jul. 2004. <http://dx.doi.org/10.1016/j.physa.2004.02.034>.

LIMA, J. E. D.; PELLANDRA, A. (Eds). La irrupción de China y su impacto sobre la estructura productiva y comercial en América Latina y el Caribe. Serie Comercio Internacional – CEPAL Naciones Unidas, n. 131, p. 1-87, fev. 2017.

LONDOÑO, C. A.; CORREA, J. C.; & LOPERA, M. Estimación bayesiana del valor en riesgo: una aplicación para el mercado de valores colombiano. **Cuadernos de Economía**, v.33, n. 63, p. 635-678, 2014. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v33n63.45351>.

LOVE, I.; ZICCHINO, L. Financial development and dynamic investment behavior: evidence from panel var. **The Quarterly Review Of Economics And Finance**, [S.L.], v. 46, n. 2, p. 190-210, maio 2006. <http://dx.doi.org/10.1016/j.qref.2005.11.007>.

MADDALA, G. S.; WU, S. A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. **Oxford Bulletin Of Economics And Statistics**, [S.L.], v. 61, n. 1, p. 631-652, nov. 1999. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>.

MARQUES, L. M.; FUINHAS, J. A.; MARQUES, A. C. Does the stock market cause economic growth? Portuguese evidence of economic regime change. **Economic Modelling**, [S.L.], v. 32, p. 316-324, maio 2013. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econmod.2013.02.015>.

MATHUR, I.; GLEASON, K. C.; SINGH, M. Did markets react efficiently to the 1994 Mexican peso crisis? Evidence from Mexican ADRS. **Journal Of Multinational Financial Management**, [S.L.], v. 8, n. 1, p. 39-48, jan. 1998. [http://dx.doi.org/10.1016/s1042-444x\(98\)00016-4](http://dx.doi.org/10.1016/s1042-444x(98)00016-4).

MECKING, S. Nature or Petrochemistry?-Biologically Degradable Materials. **Angewandte Chemie International Edition**, [S.L.], v. 43, n. 9, p. 1078-1085, 20 fev. 2004. <http://dx.doi.org/10.1002/anie.200301655>.

- MIRZAEI, A. Market power among UAE banks: the 2008 financial crisis and its impact. **The Quarterly Review Of Economics And Finance**, [S.L.], v. 71, p. 56-66, fev. 2019. <http://dx.doi.org/10.1016/j.qref.2018.06.001>.
- NEVES, A. M. S. D. Casas (pós-) rurais entre 1900 e 2015: **Expressões arquitetónicas e trajetórias identitárias**. 2016. 348 f. Tese (Doutorado em Antropologia) - Faculdade de Ciências Sociais e Humanas, Universidade Nova de Lisboa, Lisboa, PT, 2016.
- NIKKINEN, J.; OMRAN, M. M.; SAHLSTRÖM, P.; ÄIJÖ, J. Stock returns and volatility following the September 11 attacks: evidence from 53 equity markets. **International Review Of Financial Analysis**, [S.L.], v. 17, n. 1, p. 27-46, jan. 2008. <http://dx.doi.org/10.1016/j.irfa.2006.12.002>.
- NIVOROZHKIN, E.; CASTAGNETO-GISSEY, G. Russian stock market in the aftermath of the Ukrainian crisis. **Russian Journal Of Economics**, [S.L.], v. 2, n. 1, p. 23-40, mar. 2016. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ruje.2016.04.002>.
- PAN, Wei-Fong. Does the stock market really cause unemployment? A cross-country analysis. **The North American Journal Of Economics And Finance**, [S.L.], v. 44, p. 34-43, abr. 2018. <http://dx.doi.org/10.1016/j.najef.2017.11.002>.
- PESARAN, M. H. A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. **Journal Of Applied Econometrics**, [S.L.], v. 22, n. 2, p. 265-312, 2007. <http://dx.doi.org/10.1002/jae.951>.
- PINTO, L. C.; OBREGON, M. F. Q. A Crise dos Refugiados na Venezuela e a Relação com o Brasil. **Derecho y Cambio Social**, [S.L.], p. 1-21. ISSN: 2224-4131.
- PRADHAN, R. P.; ARVIN, M. B.; BAHMANI, Sahar. Causal nexus between economic growth, inflation, and stock market development: the case of oecd countries. **Global Finance Journal**, [S.L.], v. 27, p. 98-111, jul. 2015. <http://dx.doi.org/10.1016/j.gfj.2015.04.006>.
- REYNAUD, C.; MICCOLI, S. Population ageing in Italy after the 2008 economic crisis: a demographic approach. **Futures**, [S.L.], v. 105, p. 17-26, jan. 2019. <http://dx.doi.org/10.1016/j.futures.2018.07.011>.
- RHEE, K.; PARK, K. S. Changes in dividend smoothing after the financial crisis. **Economics Letters**, [S.L.], v. 172, p. 37-39, nov. 2018. <http://dx.doi.org/10.1016/j.econlet.2018.08.019>.
- ROTHERMUND, D. **The global impact of the Great Depression 1929-1939**. London: Routledge, 1996. <https://doi.org/10.4324/9780203430194>.
- SALEEM, K. International linkage of the Russian market and the Russian financial crisis: a multivariate GARCH analysis. **Research In International Business And Finance**, [S.L.], v. 23, n. 3, p. 243-256, set. 2009. <http://dx.doi.org/10.1016/j.ribaf.2008.09.003>.
- SANDAL, K. The Nordic banking crises in the early 1990s – resolution methods and fiscal costs. In: MOE, T. G.; SOLHEIM, J. A.; VALE, B. (Eds). *The Norwegian Banking Crisis*. Oslo: Norges Bank Occasional Paper 33, 2004. cap. 3, p. 77-115.
- SCHAEDE, U. Black Monday in New York, Blue Tuesday in Tokyo: the october 1987 crash in japan. **California Management Review**, [S.L.], v. 33, n. 2, p. 39-57, jan. 1991. <http://dx.doi.org/10.2307/41166649>.
- SHACHMUROVE, Y. A historical overview of financial crises in the United States. **Global Finance Journal**, [S.L.], v. 22, n. 3, p. 217-231, jan. 2011. <http://dx.doi.org/10.1016/j.gfj.2011.10.012>.

SIBANDE, X.; GUPTA, R.; WOHAR, M. E. Time-varying causal relationship between stock market and unemployment in the United Kingdom: historical evidence from 1855 to 2017. **Journal Of Multinational Financial Management**, [S.L.], v. 49, p. 81-88, mar. 2019. <http://dx.doi.org/10.1016/j.mulfin.2019.02.003>.

SORNETTE, D. Critical market crashes. **Physics Reports**, [S.L.], v. 378, n. 1, p. 1-98, abr. 2003. [http://dx.doi.org/10.1016/s0370-1573\(02\)00634-8](http://dx.doi.org/10.1016/s0370-1573(02)00634-8).

SOSA, M.; ORTIZ, E.; CABELLO, A. Crisis financiera global y su impacto en la dinámica bursátil europea y americana. **Revista Mexicana de Economía y Finanzas**, [S.L.], v. 12, n. 3, p. 1-27, 1 jul. 2017. <http://dx.doi.org/10.21919/remef.v12i3.94>.

WASIUZZAMA, S.; ANGABINI, A. GARCH Models and the Financial Crisis-A Study of the Malaysian Stock Market. **The International Journal Of Applied Economics And Finance**, [S.L.], v. 5, n. 3, p. 226-236, 1 mar. 2011. <http://dx.doi.org/10.3923/ijaef.2011.226.236>.

WORLD INTEGRATED TRADE SOLUTION. China Product exports and imports from Latin America & Caribbean 2018. Disponível em: <https://wits.worldbank.org/CountryProfile/en/Country/CHN/Year/2018/TradeFlow/EXPIMP/Partner/LCN/Product/all-groups>. Acesso em: 05/07/2019.

Agradecimentos

Este trabalho é financiado por fundos nacionais por meio da Fundação para a Ciência e a Tecnologia (FCT), I.P., no âmbito dos projetos UIDB/05037/2020 e UIDB/04007/2020). A contribuição de Luiz Braun para a revisão do português e das normas técnicas também é reconhecida com gratidão. Os autores também agradecem à Revista Cadernos de Ciências Sociais Aplicadas (CCSA) e toda sua equipe pela revisão de linguagem e a constante cordialidade.

Recebido em: 16 de outubro de 2019

Aprovado em: 19 de maio de 2020.