



UNIVERSIDADE DA BEIRA INTERIOR

Ciências Sociais e Humanas

Impacto da Crise Financeira Global nos Mercados de Ações Latino-Americanos e o Efeito China

Versão definitiva após defesa pública

João Filipe Mateus de Almeida

Dissertação para obtenção do Grau de Mestre em
Economia
(2º Ciclo de Estudos)

Orientador: Professor Doutor José Alberto Fuinhas

Covilhã, agosto de 2019

Agradecimentos

Ao fechar este capítulo da minha vida acadêmica, não posso deixar de agradecer a todos os que me acompanharam e apoiaram ao longo deste percurso.

À minha família, principalmente aos meus pais e irmãos, um enorme obrigado por todo o apoio prestado, porque sem eles nada disto teria sido possível.

Ao Professor Doutor José Alberto Fuinhas um grande obrigado, pelos seus conhecimentos e profissionalismo, mas também pela disponibilidade e prontidão.

Um agradecimento especial à minha namorada por todo o carinho, paciência e compreensão. A sua presença foi fundamental, porque me fez acreditar que isto seria possível.

A todos os meus colegas e amigos expresso o meu grande apreço por todo o apoio prestado.

A todos, um enorme e sincero obrigado!

Resumo

A crise financeira global, desencadeada pelo mercado de hipotecas de alto risco dos EUA, alastrou-se por todo o mundo, afetando todas as classes de ativos financeiros. A crise de 2008 causou impactos negativos que ainda hoje têm reflexos nas economias mais pobres. O objetivo principal do estudo consiste na análise do impacto da crise financeira global nos principais mercados acionistas Latino-Americanos, nomeadamente Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru. Para analisar a volatilidade dos mercados recorreu-se ao uso do modelo EGARCH e foram usados dados diários de 1 de janeiro de 2004 a 31 de dezembro de 2017. Verificou-se também através de uma estrutura Pairwise os efeitos da China nos mercados acionistas e no PIB Latino-Americanos. Por fim realizou-se a estimação de um *Panel Vector Autoregressive* para verificar a existência do Efeito China nos países Latino-Americanos.

Os resultados apresentam uma forte relação do PIB e dos valores movimentados no mercado acionista chinês com os do PIB e dos valores movimentados nos mercados acionistas Latino-Americanos. A estrutura em *Panel Vector Autoregressive* revelou que o controlo da crise é necessário para estudar a relação entre mercados de ações, desemprego, inflação e PIB dos países Latino-Americanos e China. Através do modelo EGARCH verifica-se que os choques negativos têm maior impacto na volatilidade do que choques positivos e evidencia também a ocorrência de agrupamento de volatilidade nestes índices bolsistas. O estudo revela que a crise financeira global teve um impacto negativo nas rendibilidades dos países Latino-Americanos e que gerou um aumento da volatilidade nas respetivas bolsas de valores. O índice bolsista do Brasil foi o que sofreu maior impacto.

Palavras chave: Crise Financeira Global, América Latina, Mercados Acionistas, Efeito China, Volatilidade.

Abstract

The global financial crisis, triggered by the US high-risk mortgages market, has spread all over the world, affecting all classes of financial assets. The 2008 crisis has had a negative impact that until today have reflexes in the poorest economies. The main objective of the study is to analyze the impact of the global financial crisis on the main Latin American stock markets, namely Argentina, Brazil, Chile, Colômbia, Mexico and Peru. To analyze market volatility, was used the EGARCH model and daily data from January 1, 2004 to December 31, 2017. It was also verified through a Pairwise structure the effects of China on Latin American markets and Gross Domestic Product (GDP). Finally, an Autoregressive Vector Panel was evaluated to verify the existence of China effects in Latin American countries. The results show a strong relationship between the GDP and the values in the Chinese stock market with GDP and the values in the Latin American stock market. The Autoregressive Vector Panel structure revealed that crisis control is needed to study the relationship between Stocks traded, Unemployment, Inflation and GDP from Latin American countries and China. The EGARCH model shows that negative shocks have a greater impact on volatility than positive shocks and also evidence the occurrence of volatility grouping in these stock indices. The study reveals that the global financial crisis had a negative impact on the returns of the Latin American countries and that it generated an increase in the volatility in the respective stock exchanges. Brazil's stock market index was the most impacted.

Keywords: Global Financial Crisis, Latin American, Stock Market, China Effects, Volatility.

Índice

Agradecimentos.....	ii
Resumo.....	iii
Abstract.....	iv
Lista de figuras	vi
Lista de tabelas.....	vii
Lista de gráficos	viii
Lista de acrónimos	ix
1. Introdução	1
2. Revisão de literatura.....	3
2.1. História das crises	3
2.2. Crise <i>Subprime</i> e contágio do setor financeiro	5
2.3. A crise na América Latina	6
2.4. O efeito China	7
3. Metodologia e dados	9
3.1. Métodos	9
3.1.1. PVAR e Pairwise	9
3.1.2. EGARCH	10
3.2. Dados	12
4. Resultados e discussão.....	17
4.1. Relação de causalidade entre países (Pairwise).....	17
4.2. Relação bidirecional entre as variáveis (PVAR).....	19
4.3. Resultados da estimação do modelo EGARCH.....	22
5. Conclusões.....	26
6. Referências.....	28
7. Anexos.....	33

Lista de figuras

Figura 1 - Procedimento da estimação EGARCH	10
Figura 2 - Cotação dos Índices Latino-Americanos	13
Figura 3 - Relação Pairwise PIB	17
Figura 4 - Relação Pairwise Bootstrap PIB.....	18
Figura 5 - Relação Pairwise Mercados de Ações	18
Figura 6 - Relação Pairwise Bootstraps Mercados de Ações	19
Figura 7 - Comparação entre índice e resíduos.....	25
Figura A1 - Histogramas	34

Lista de tabelas

Tabela 1 - Crises.....	4
Tabela 2 - Estatística Descritiva	14
Tabela 3 - Teste de Raízes Unitárias	15
Tabela 4 - Resultados dos testes de Heterocedasticidade	16
Tabela 5 - Seleção do número de <i>lags</i>	19
Tabela 6 - PVAR sem choques	20
Tabela 7 - PVAR com choques da crise <i>Subprime</i>	21
Tabela 8 - Verificação de estabilidade/estacionariedade	22
Tabela 9 - Backcast	23
Tabela 10 - Resultados do Modelo EGARCH	23
Tabela A1 - Teste de Raízes Unitárias PVAR	33
Tabela A2 - Impacto da crise Brasil	35
Tabela A3 - Impacto da crise Peru.....	36
Tabela A4 - Impacto da crise Colômbia.....	37
Tabela A5 - Impacto da crise Mexico.....	38
Tabela A6 - Impacto da crise Chile	39
Tabela A7 - Impacto da crise Argentina	40
Tabela A8 - Ljung Box (Brasil).....	41
Tabela A9 - Ljung Box (Peru)	42
Tabela A10 - Ljung Box (Colômbia).....	43
Tabela A11 - Ljung Box (Mexico).....	44
Tabela A12 - Ljung Box (Chile)	45
Tabela A13 - Ljung Box (Argentina)	46
Tabela A14 - Resíduos Quadrados (Brasil)	47
Tabela A15 - Resíduos Quadrados (Peru)	48
Tabela A16 - Resíduos Quadrados (Colômbia)	49
Tabela A17 - Resíduos Quadrados (México)	50
Tabela A18 - Resíduos Quadrados (Chile).....	51
Tabela A19 - Resíduos Quadrados (Argentina).....	52

Lista de gráficos

Gráfico 1 - Impacto da crise nos mercados Latino-Americanos	7
---	---

Lista de acrónimos

ADF - *Augmented Dickey-Fuller test*

AL - América Latina

ARCH - *Autorregressive Conditional Heteroskedasticity*

EGARCH - *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedastic*

EUA - Estados Unidos da América

GARCH - *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*

GARCH-M - *Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity in Mean*

KPSS - *Kwiatkowski Philips Schmidt Shin*

OLS - *Ordinary Least Squares*

PIB - Produto Interno Bruto

PP - *Phillips-Perron test*

PVAR - *Panel Vetor Autoregressive*

TGARCH - *Threshold Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*

VAR - *Vetor Autoregressive*

1. Introdução

O efeito de constantes mudanças em algo durante um período de tempo é conhecido como volatilidade. Os economistas, gestores de risco, políticos e investigadores dão elevada importância à volatilidade dos índices, aos preços das ações e às taxas de juro. Desta forma conseguem gerir carteiras de ativos, estabelecer políticas públicas e contribuir para a literatura académica.

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

Os países Latino-Americanos (LA) estão fortemente ligados à China através do fluxo de capital, do comércio de *commodities* e de diversos efeitos macroeconómicos. Estes motivos fazem com que os investidores considerem os países LA importantes para fazerem os seus investimentos, apesar de denominados países emergentes, ou seja, à partida de maior risco. O país asiático é considerado pela forte relação económica com os países Latino-Americanos.

O objetivo geral desta dissertação é duplo: (i) analisar os efeitos da crise financeira global nos principais mercados acionistas Latino-Americanos, nomeadamente: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru; e (ii) verificar empiricamente se o crescimento económico chinês está relacionado com o crescimento Latino-Americano e se de igual modo o mercado de ações do país asiático está relacionado com o dos países Latino-Americanos. Posto isto, os objetivos específicos são: (i) recolher de dados para o maior número de índices bolsistas dos países LA e China; e (ii) identificar o modelo ideal para obter resultados empíricos sobre assimetria e agrupamento de volatilidade; (iii) estimar os modelos econométricos; (iv) propor medidas de políticas públicas.

As seguintes hipóteses são propostas nesta dissertação:

Hipótese 1: Um painel composto por países Latino-Americanos e a China são endógenos;

Hipótese 2: Existe relação de causalidade entre o Produto Interno Bruto (PIB) chinês e o PIB dos países Latino-Americanos;

Hipótese 3: Os valores negociados nos mercados de ações Latino-Americanos e da China são endógenos na presença do PIB e desemprego;

Hipótese 4: Os mercados brasileiro e colombiano, considerados os de maior e menor volume de negócios da América Latina foram afetados de igual forma pela crise;

Hipótese 5: Existe agrupamento de volatilidade, durante a crise, nas maiores economias da LA, nomeadamente, Brasil e México;

Hipótese 6: A volatilidade evoluiu da mesma forma nos diferentes países da América Latina durante a crise; e

Hipótese 7: Choques positivos e negativos nos índices têm o mesmo impacto na volatilidade.

Para cumprir os objetivos propostos e responder às hipóteses foram usados os modelos econométricos *Pairwise*, *Panel Vetor Autoregressive* e *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (EGARCH), com horizonte temporal compreendido entre 1 de janeiro de 2004 a 31 de dezembro de 2017. Inserindo para os gaps (feriados) a cotação de fecho do índice do dia útil anterior;

Através da equação da média os resultados obtidos através da variável *dummy* (crise económica), verifica-se que esta não é significativa para o Brasil, Colômbia, Chile e Argentina. Mas observou-se na equação da variância impacto positivo da crise em todos os países analisados.

Encontraram-se ainda indícios da existência de agrupamento da volatilidade e efeitos de alavancagem para todos os países. O coeficiente relativo à assimetria de informação apresenta resultados positivos para todos os índices, ou seja, o valor positivo indica que impactos positivos no índice têm maior impacto na volatilidade, do que impactos negativos da mesma dimensão.

No próximo capítulo desta dissertação é apresentada a revisão de literatura, na qual são enumerados vários estudos relacionados com o respetivo tema. Os dados e a metodologia são apresentados no capítulo 3, seguidos dos resultados obtidos no capítulo 4. O último capítulo compreende as principais conclusões obtidas ao longo desta dissertação.

2. Revisão de literatura

Nesta secção serão apresentados diversos aspectos das crises das últimas décadas. Apresentar-se-á 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 os 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 macroeconómicas, 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. Na tabela 1 são apresentados os períodos e os investigadores que nomearam diversos fenómenos como crise.

Tabela 1 - Crises		
Período	Crise	Autor
2014 a 2017	<i>Brazilian economic crisis</i>	Barbosa Filho (2017)
2013 a Atual	<i>Crise da Venezuela</i>	Pinto & Obregon (2018)
-	<i>Ukrainian crisis</i>	Nivorozhkin & Castagneto-Gissey (2016)
-	<i>Russian financial crisis</i>	Nivorozhkin & 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 & Miccoli (2018); Rhee & Park (2018); Fainshmidt, et al. (2017); Kräussl et al. (2016); Shachmurove (2011); Chen et al. (2008);
2007 a 2009	<i>Global financial crisis</i>	Hill (2018);
2007 a 2008	<i>Global financial crisis</i>	Bourgarg & Gomes (2017); Anderson (2013);
2003	<i>SARs</i>	Bennett et al. (2015)
2002	<i>Argentina Default</i>	Hill (2018)
2001 a 2002	<i>Argentine Economic Crisis</i>	Bourgarg & Gomes (2017)
2001	<i>September 11</i>	Nikkinen et al. (2008)
2000	<i>Dot-Com Bubble</i>	Chen et al. (2008)
1999 a 2001	<i>Argentine Economic Crisis</i>	Doyran (2015)
1999 a 2000	<i>Dotcom bubble</i>	Anderson (2013); Hill (2018)
1999	<i>Crise Brasileira</i>	Bourgarg & Gomes (2017)
1998	<i>1998 Russian Financial Crisis</i>	Hill (2018); Bourgarg & Gomes (2017); Saleem (2009)
1997 a 1998	<i>Asian Financial Crisis</i>	Bourgarg & Gomes (2017); Anderson (2013)
1997	<i>1997 Asian Financial Crisis</i>	Lee & Luk (2018); Hill (2018)
1994 a 1995	<i>México</i>	Bourgarg & 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 & 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 & Mantegna (2004); Schaede (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 & Bertero (2012).
1939 a 1945	<i>World War II</i>	Clayton & Barnes (2015)
1929 a 1939	<i>Great Depression</i>	Sornette (2003); Rothermund (2002)
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)
“-” Informações não especificadas.		

Torna-se importante assinalar os principais fenômenos denominados por crise conhecidos até à data, contudo para realização dos objetivos desta dissertação, apenas será feita uma abordagem aprofundada, da maior crise com impacto global ocorrida mais recentemente, denominada por crise financeira global ou crise *subprime*, no subcapítulo que se segue.

2.2. Crise *Subprime* e contágio do setor financeiro

Foi nos Estados Unidos da América (EUA) em 2007, que se iniciou uma série de eventos que se tornaria uma das maiores crises dos últimos séculos. A crise financeira global teve início em 2007 (Sosa et al., 2017 appud Mishkin 2010), porém alguns autores citam-na como tendo início em 2008 (exemplo: Lien, et al., 2018; Rhee & Park, 2018; Reynaud & Miccoli, 2018; Fainshmidt et al., 2017), quando ganhou proporção a nível global (Sosa et al., 2017).

A crise financeira global, desencadeada pelo incumprimento 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 isto, estes empréstimos foram agrupados em lotes, e revendidos a investidores interessados nos mesmos. Estes lotes, com reduzida pontuação de crédito, designam-se por “subprimes”. Na prática, isto pode traduzir-se como: quanto maior fosse o risco do incumprimento do crédito, maior seria a taxa de juro que o investidor iria obter. O aumento significativo das taxas de juro causou diversas execuções hipotecárias. Como consequência da subestimação do risco, milhares de instituições financeiras foram atingidas de diversas formas: falência; insolvência; oferta de crédito (exemplo: Cubillas & Suárez, 2018); fusões e aquisições, etc.

Os efeitos de transmissão de uma crise podem ser vistos num curto espaço de tempo a partir do momento que surgem. Sosa et al. (2017) apontou as dimensões globais da crise e destacou que a mesma deu lugar a consideráveis desequilíbrios, principalmente em países desenvolvidos. Existem inúmeros estudos relativos a transmissão de crises financeiras, muitas vezes referidos como contágio (Forbes & Rigobon, 2002).

A crise financeira causa nos EUA uma forte recessão nos primeiros anos. Quando os efeitos da crise começam a ser controlados, a Europa é 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). Esta variação negativa, na América Latina foi detectada nos seus índices bolsistas, mas devido à procura internacional por *commodities* os efeitos da crise não foram momentâneos.

Boubaker et al. (2016) encontraram evidências de contágio entre o mercado acionista dos EUA e os mercados de países emergentes e também outros desenvolvidos. Resumidamente, o mundo inteiro sentiu impactos económicos 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 e Mirzaei (2018) argumenta que um setor bancário sustentável precisa ser mais resiliente, mantendo-se competitivo.

Ali & Afzal (2012) estudaram o impacto da crise financeira global nos principais mercados financeiros da Índia e do Paquistão com a aplicação do modelo EGARCH. Esta análise foi feita acrescentando no modelo, uma *dummy* temporal relativa ao período de crise. Os resultados do estudo, para ambos os países, apresentaram que choques negativos têm maior impacto na volatilidade do que choques positivos da mesma dimensão.

De forma idêntica, Angabini & Wasiuzzaman (2011) investigaram o impacto da crise financeira nos mercados financeiros da Malásia. Os resultados apresentaram um aumento significativo da volatilidade e 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, através da estimação do modelo GARCH-M. 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 maioritariamente pobres ou em vias de desenvolvimento os impactos de uma crise são devastadores frente aos efeitos causados nos países europeus e nos Estados Unidos da América (EUA).

As externalidades causadas pela crise foram sentidas principalmente nos países Latino-Americanos. Essas externalidades foram maioritariamente negativas e existiram diversos impactos, como por exemplo: redução do crescimento económico; aumento da taxa desemprego; aumento da taxa de inflação; insolvências de instituições e conseqüentemente a queda dos índices bolsistas.

O gráfico 1, apresenta a variação dos índices bolsistas de alguns países LA no período de crise.

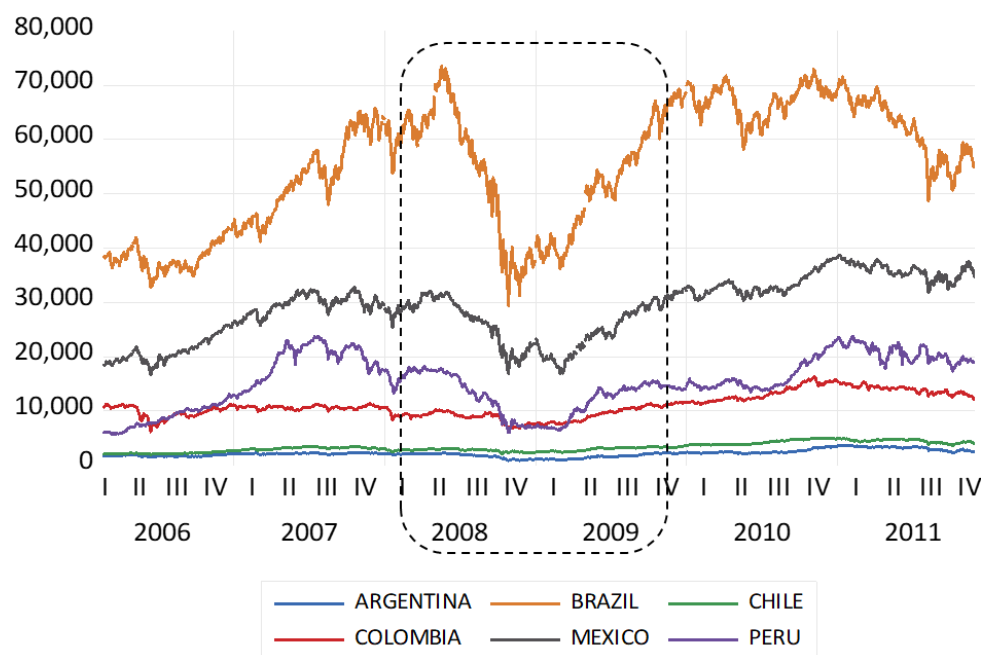


Gráfico 1 - Impacto da crise nos mercados Latino-Americanos

O período em destaque no gráfico 1, é o período frequentemente entendido como de duração da crise *Subprime*. Todos tiveram consequências 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. Medidas importantes, pois, sabe-se que o poder de mercado neutraliza o impacto negativo da crise (Cubillas & Suárez, 2018), devendo então ser motivado após o período de crise e indo de encontro a Mirzaei (2018) que reforça a ideia de que uma das principais preocupações dos formuladores de políticas é em manter sustentabilidade dos seus mercados financeiros.

Gutiérrez (2017) analisou os efeitos de longo prazo da assimetria e persistência da volatilidade nos mercados Latino-Americanos. Os resultados confirmam a presença de assimetria no curto e no longo prazo na estrutura da volatilidade dos rendimentos.

2.4. O efeito China

Cada vez mais as relações comerciais entre a América Latina e a China têm sido estudadas, devido ao seu aumento significativo nas últimas duas décadas. Os principais produtos exportados são oriundos das atividades extrativas (minerais, metais e petróleo) e agrícolas.

(Lima & Pellandra, 2017) referem que as exportações do Brasil e do Chile representam cerca de 65% do total de exportações da América Latina, sendo que o Brasil destaca-se pela exportação de soja e minério de ferro e o Chile cobre de refinado. O Peru, por sua vez, também exporta cobre

refinado para a China. A Argentina e a Venezuela também contribuem significativamente nas exportações da América Latina com soja e petróleo bruto, respectivamente.

Lima & Pellandra (2017) referem também na sua investigação que a China é responsável por 25% do total de exportações do Chile. Isto 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 pois este é responsável por 15 a 20% das suas exportações.

O aumento das relações comerciais da China com a América Latina motivou também o aumento do investimento direto estrangeiro, tornando a China o terceiro maior investidor na América Latina, a seguir aos Estados Unidos e ao Japão.

3. Metodologia e dados

Nesta secção, serão apresentados os métodos econométricos que serão aplicados para cumprir o objetivo desta dissertação, e que permitirão responder às hipóteses estabelecidas. O conjunto de dados aqui apresentados foram obtidos em diversas bases de dados e serão apresentados na segunda parte deste capítulo.

3.1. Métodos

3.1.1. PVAR e Pairwise

Belucio et al. (2019) combinou os modelos PVAR e Pairwise para estudar a relação entre as emissões de dióxido de carbono e o crescimento económico para 19 países desenvolvidos. Neste estudo serão também utilizados estes métodos econométricos para identificar a relação do PIB Latino-Americano com o da China, e também dos mercados acionistas da China com os da América Latina.

Love & Zicchino (2006) propuseram o modelo PVAR para a análise de países em painel, sendo possível estimar este modelo quando composto por variáveis estacionárias. O modelo permite ainda a adição de variáveis exógenas ao mesmo. Na equação 1, é apresentado o modelo proposto por Love & Zicchino (2006):

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

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

Dumitrescu & Hurlin (2012) propõe 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 através de uma estrutura de pares a relação entre as variáveis. Na equação 2, apresenta-se o modelo segundo Dumitrescu & Hurlin (2012):

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

O teste possui duas hipóteses: A variável independente não Granger causa a variável dependente; e a hipótese alternativa: A variável independente Granger causa a variável dependente para pelo menos um painel VAR (país).

3.1.2. EGARCH

O modelo auto-regressivo de heterocedasticidade condicionada foi desenvolvido por Eagle (1982) e, mais tarde Bollerslev completou o estudo com a generalização do modelo. EGARCH de Nelson (1991), GJR GARCH de Glosten et al. (1993) e FIEGARCH de Bollerslev e Mikkelsen (1996) são algumas das extensões amplamente utilizadas na literatura financeira moderna, porque explicam características importantes dos mercados financeiros, como agrupamento de volatilidade, persistência e o excesso de curtose. Além disso, também são muito utilizados na previsão de volatilidade (Abdalla, S. Z. S., & Suliman, Z. (2012), Chand, S., Kamal, S., & Ali, I. (2012).

O modelo EGARCH proposto por Nelson (1991) permite capturar assimetria nos termos de choques positivos e negativos (Asteriou & Hall, 2011). O modelo TGARCH também é conhecido por possibilitar a análise de assimetrias das séries. A natureza estocástica do processo faz com que não se aceite ou rejeite uma estrutura entre EGARCH e TGARCH. Porém, o modelo EGARCH em muitos casos é considerado como o melhor para analisar a volatilidade, comparado com outros métodos (e.g. Ahmed & Aal, 2011).

O EGARCH é facilmente encontrado na literatura atual (e.g. Elyasiani & Mansur, 2017; Chang & McAleer, 2017; Abdullah et al., 2017; Dash & Dash, 2016; Chiou-Wei, et al., 2016; Harvey & Sucarrat, 2014). Para uma boa estimação do modelo EGARCH são recomendados os seguintes pré testes e testes de robustez, conforme a figura 1.

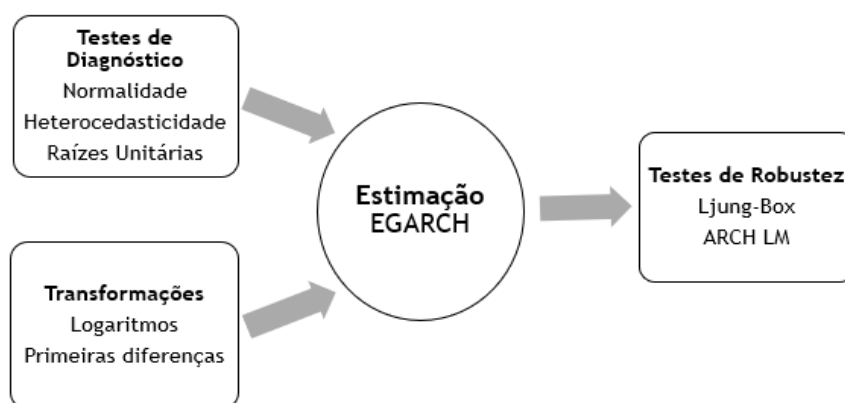


Figura 1 - Procedimento da estimação EGARCH

A boa prática econométrica recomenda as verificações de robustez antes e depois da estimação. Pierre (1998) já demonstrava preocupações com as estimações de modelos EGARCH. A análise prévia das variáveis, fornecem informações importantes sobre a série, facto este que permite ao investigador optar pelo método mais apropriado.

Engle (1982) foi o primeiro a modelar volatilidade usando uma regressão condicionalmente heteroscedástica com um ARCH. Com o passar dos anos surgiram diversos modelos que se foram

somando a família GARCH proposto por Bollerslev (1986). As equações da média e da variância do modelo EGARCH podem ser representadas da seguinte forma (Ali & Afzal, 2012):

$$R_t = a + \beta_1 AR(1) + \beta_2 MA(1) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\ln(h_t) = \mu + \sum_{j=1}^q \delta_j \log(h_{t-j}) + \sum_{i=1}^p \theta_i \left| \frac{\mu_{t-i}}{h_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma \frac{\mu_{t-1}}{\sqrt{h_{t-k}}} \quad (4)$$

Onde, μ é um parâmetro constante que mede a magnitude dos choques; γ é o parâmetro de assimetria que mede o impacto de choques no índice e a sua influência na volatilidade; θ_i que mede o efeito de alavancagem; Recordar-se que a variação condicional será sempre positiva, diferente das especificações GARCH. Quando a variável *dummy* é introduzida o modelo passa a ser representado conforme as equações 5 e 6:

$$R_t = a + \beta_1 AR(1) + \beta_2 MA(1) + \lambda CRISIS + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\ln(h_t) = \mu + \sum_{j=1}^q \delta_j \log(h_{t-j}) + \sum_{i=1}^p \theta_i \left| \frac{\mu_{t-i}}{h_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma \frac{\mu_{t-1}}{\sqrt{h_{t-k}}} + \varphi CRISIS \quad (6)$$

Onde, a variável φ verifica o efeito da crise de 2008 na rentabilidade dos índices.

Os métodos aqui apresentados têm funções distintas porém complementam-se. O Pairwise indica a relação entre duas variáveis que pode ser confirmada através do Panel VAR. O método EGARCH lida com variáveis voláteis como é o caso dos mercados de ações e fornece informações importantes quanto à equação da média e da variância, além de capturar os efeitos da crise nos mercados.

3.2. Dados

Para verificar a endogeneidade entre a China e os países Latino-Americanos optou-se por utilizar uma estrutura Pairwise com apenas duas variáveis. As variáveis selecionadas foram:

(i) o PIB (*constant LCU*); As informações estatísticas estão disponíveis em dados anuais de 1991 a 2017, proveniente do World Bank.

(ii) *Stock traded*; A informação estatística está organizada em dados mensais de janeiro de 2002 a janeiro de 2018, 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).

Para a realização do micro painel VAR utilizaram-se dados de seis países Latino-Americanos (nomeadamente: 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 2017. As variáveis utilizadas para dar robustez à endogeneidade entre os países Latino-Americanos e a China foram: mercado de ações, valor total (% do PIB), PIB *in constant LCU*, Desemprego, (% total da força de trabalho) e Inflação (% anual).

Para a estimação do modelo EGARCH utilizou-se o mercado de ações característico de cada país (ou seja, o mix entre os valores reais dos índices e a inflação). Os dados compreendem informações estatísticas dos mesmos índices Latino-Americanos já referidos (IBOVESPA; IGBVL, IGBC, IPC, IPSA e Merval).

As séries temporais foram retiradas do Yahoo Finance, com exceção da Colômbia, que foi obtida através do Grupo Aval Acciones y Valores, maior grupo financeiro do país. Para os gaps (feriados) foi inserido a cotação de fecho do índice do dia útil anterior. Os dados abrangem um período temporal compreendido entre 1 de janeiro de 2004 a 31 de dezembro de 2017, de modo a incluir um período pré-crise e pós-crise. Detalhes da série podem ser observados na figura 2, conforme segue.

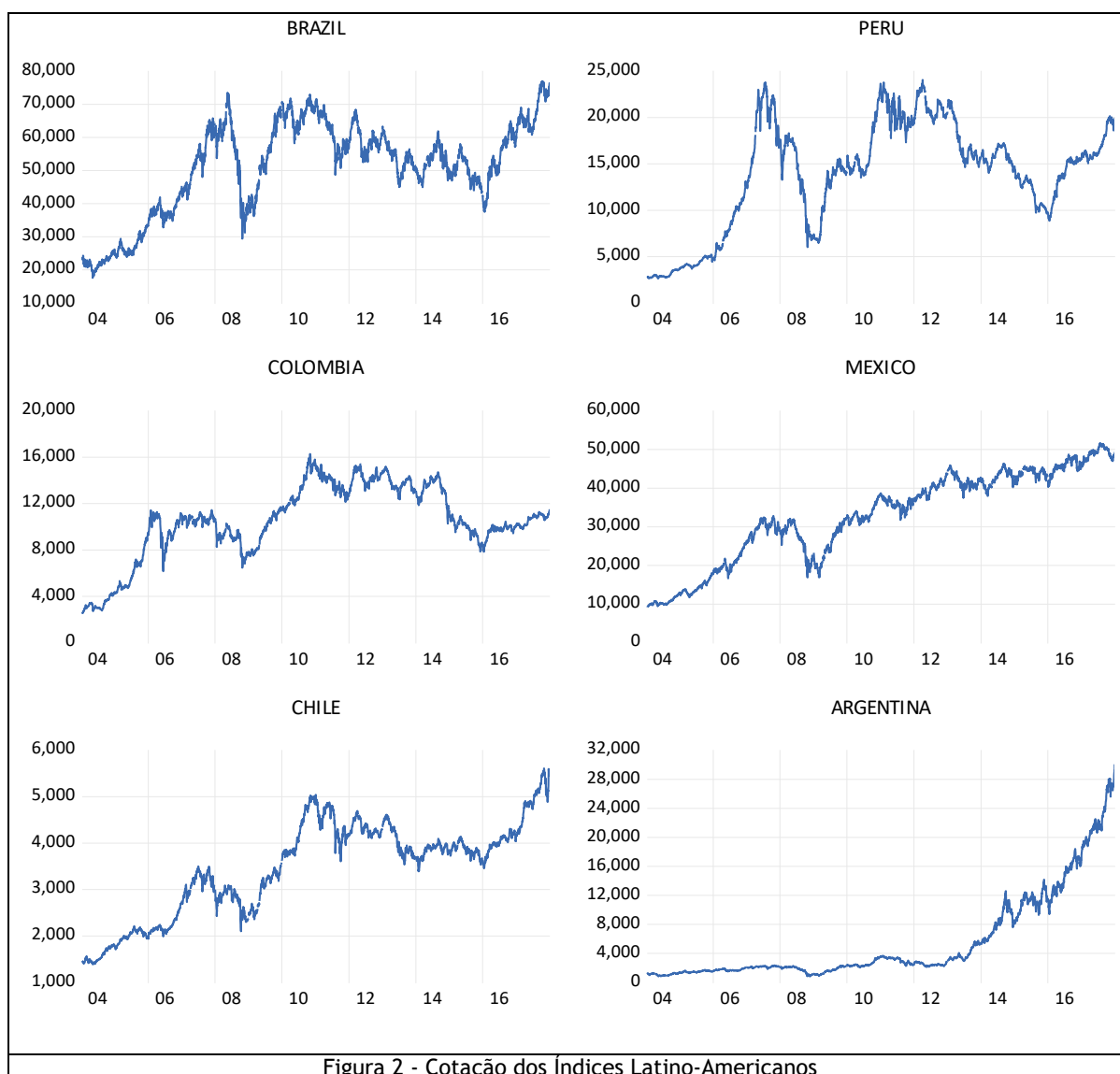


Figura 2 - Cotação dos Índices Latino-Americanos

A partir da análise gráfica, observa-se que o comportamento dos índices bolsitas não seguiu um padrão nos diferentes países da AL durante o período estudado. Mas nos últimos anos todos os índices analisados voltaram a crescer, Colômbia e México em menor proporção porém com resultados melhores atualmente. A Argentina destaca-se pois teve um crescimento substancial de 2013 a 2017. Ainda quanto à série, a análise gráfica sugere que as variáveis não são estacionárias em níveis, mas testes econométricos devem ser executados para confirmar essa informação, os mesmos serão apresentados em momento mais oportuno neste capítulo.

A normalidade das séries pode ser analisada de diversas formas: (i) histograma (quando o histograma tem a forma de sino, sugere uma distribuição normal); (ii) *skewness* (o valor da *skewness* deve ser próxima de zero para seguir uma distribuição normal), (iii) *kurtosis* (deve ser próxima de 3 para ser uma distribuição normal); e (iv) Jarque-Bera (sendo que a sua hipótese nula é normalidade). É comum os softwares econométricos darem-nos esses resultados de forma simplificada. Nesta dissertação foi utilizada a função *Histogram and Stats* do Eviews, detalhes na tabela 2.

	BRASIL	PERU	COLÔMBIA	MEXICO	CHILE	ARGENTINA
Mean	51129.98	13924.83	10513.91	32870.02	3465.205	5612.171
Median	53800.00	15105.80	10635.00	35013.88	3776.645	2412.260
Maximum	76990.00	24051.62	16278.88	51713.38	5608.670	29974.54
Minimum	17604.00	2673.130	2482.240	9193.810	1390.630	828.9900
Std. Dev.	14104.75	5788.235	3147.215	11750.62	1012.436	6282.897
Skewness	-0.606714	-0.455777	-0.675782	-0.468308	-0.359928	1.766087
Kurtosis	2.504667	2.239627	3.026395	2.063506	2.156023	5.322989
Jarque-Bera	257.9511	211.5997	274.4182	263.4332	184.7787	2683.858
Probability	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	1.84E+08	50185100	37892149	1.18E+08	12488599	20226266
Sum Sq. Dev.	7.17E+11	1.21E+11	3.57E+10	4.97E+11	3.69E+09	1.42E+11
Observations	3604	3604	3604	3604	3604	3604

Através das estatísticas descritivas pode-se concluir que os valores seguem uma distribuição normal. Os histogramas podem ser observados na figura A1, em anexo. De seguida procedeu-se com a elaboração dos testes Augmented Dickey Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP) para verificar a raiz unitária. Apresenta-se ainda o teste Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) de estacionariedade. Detalhes na tabela 3.

Tabela 3 - Teste de Raízes Unitárias							
Variables	Level			First differences			
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	
BRASIL	τ	-2.296187 (0)	-2.152055 (24)	1.260258 (45) ***	-60.95714 (0) ***	-61.26043 (25) ***	0.072346 (26)
	μ	-2.068594 (0)	-1.983284 (25)	3.709197 (45) ***	-60.96159 (0) ***	-61.25829 (25) ***	0.118473 (26)
	n	1.104220 (0)	1.228685 (26)	n.a.	-60.94698 (0) ***	-61.21092 (25) ***	n.a.
PERU	τ	-1.944852 (4)	-1.921808 (18)	1.239975 (45) ***	-25.90153 (3) ***	-50.80062 (16) ***	0.122859 (18) *
	μ	-2.462691 (4)	-2.455343 (18)	3.520018 (45) ***	-25.85290 (3) ***	-50.81838 (16) ***	0.389334 (19) *
	n	1.582788 (4)	1.589168 (19)	n.a.	-25.78721 (3) ***	-50.88887 (17) ***	n.a.
COLÔMBIA	τ	-2.961925 (1)	-3.026744 (18)	1.296355 (45) ***	-52.05502 (0) ***	-51.94737 (19) ***	0.116267 (13)
	μ	-3.807063 (1)	-3.950333 (13)	3.362897 (45) ***	-51.96507 (0) ***	-51.87885 (17) ***	0.748690 (11) ***
	n	1.553741 (1)	1.645597 (11)	n.a.	-51.92266 (0) ***	-51.84775 (16) ***	n.a.
MEXICO	τ	-2.613263 (1)	-2.471931 (26)	1.047433 (45) ***	-55.34957 (0) ***	-55.27145 (30) ***	0.054674 (27)
	μ	-2.518241 (1)	-2.674315 (27)	6.479484 (45) ***	-55.31780 (0) ***	-55.19563 (29) ***	0.354580 (26) *
	n	2.038990 (1)	2.337237 (26)	n.a.	-55.24816 (0) ***	-55.07539 (27) ***	n.a.
CHILE	τ	-2.272594 (1)	-2.162636 (11)	1.292870 (45) ***	-52.03602 (0) ***	-51.66520 (15) ***	0.081866 (11)
	μ	-1.867566 (1)	-1.849745 (11)	5.811356 (45) ***	-52.03377 (0) ***	-51.66818 (15) ***	0.167911 (11)
	n	1.910754 (1)	2.066415 (11)	n.a.	-51.97435 (0) ***	-51.62815 (13) ***	n.a.
ARGENTINA	τ	-1.333776 (1)	-1.313288 (5)	1.402458 (45) ***	-57.00723 (0) ***	-57.03297 (3) ***	0.044547 (4)
	μ	0.948917 (1)	0.908879 (4)	6.776821 (45) ***	-56.97135 (0) ***	-57.02776 (4) ***	0.300455 (5)
	n	2.699533 (1)	2.711932 (5)	n.a.	-56.86576 (0) ***	-56.92287 (6) ***	n.a.

Notas: Entre () encontram-se o número de lags; μ Constant; τ Constant and Trend; n denota none. ***, ** e * denota a significancia em 1%, 5% e 10%, respectivamente; n.a. significa não aplicavel.

Os testes de ADF e PP em nível aceitam a hipótese nula da presença de raiz unitária. Após a primeira diferença, as variáveis relevam não ter uma raiz unitária, ou seja, sugerem estacionariedade nas séries. O teste KPSS confirma que as variáveis são estacionárias em primeiras diferenças para todos os países, com exceção ao Peru que demonstra não ser estacionário a 10%. Contudo os resultados dos testes ADF e PP mostram *outputs* mais fiáveis em matéria de dados diários, logo o resultado do teste KPSS não causou nenhum problema para estimação do modelo do Peru.

As variáveis inicialmente foram transformadas em rentabilidade. Na equação 5 vê-se como se procedeu à transformação:

$$R_t = \text{logaritmo natural } P_t - \text{logaritmo natural } P_{t-1} \quad (5)$$

Onde R_t e P_t representam os retornos diários e os preços de fecho diários dos índices bolsistas, respectivamente.

Destaca-se que após o cálculo dos logaritmos naturais, executou-se as primeiras diferenças para todas as variáveis. Por fim uma regressão do tipo *Ordinary Least Squares* (OLS), com constante e tendência foi estimada com a finalidade de executar os testes *Autorregressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH) e White assumindo a hipótese nula de homocedasticidade. Detalhes na tabela 4.

Tabela 4 - Resultados dos testes de Heterocedasticidade						
	BRASIL	PERU	COLÔMBIA	MÉXICO	CHILE	ARGENTINA
ARCH test						
F-statistic (Prob F.)	104.3162 (0.0000)	778.9157 (0.0000)	443.9584 (0.0000)	102.0744 (0.0000)	235.7448 (0.0000)	196.2092 (0.0000)
White						
F-statistic (Prob F.)	15.37199 (0.0000)	36.02998 (0.0000)	29.07252 (0.0000)	42.84306 (0.0000)	13.05436 (0.0000)	3.863212 (0.0211)

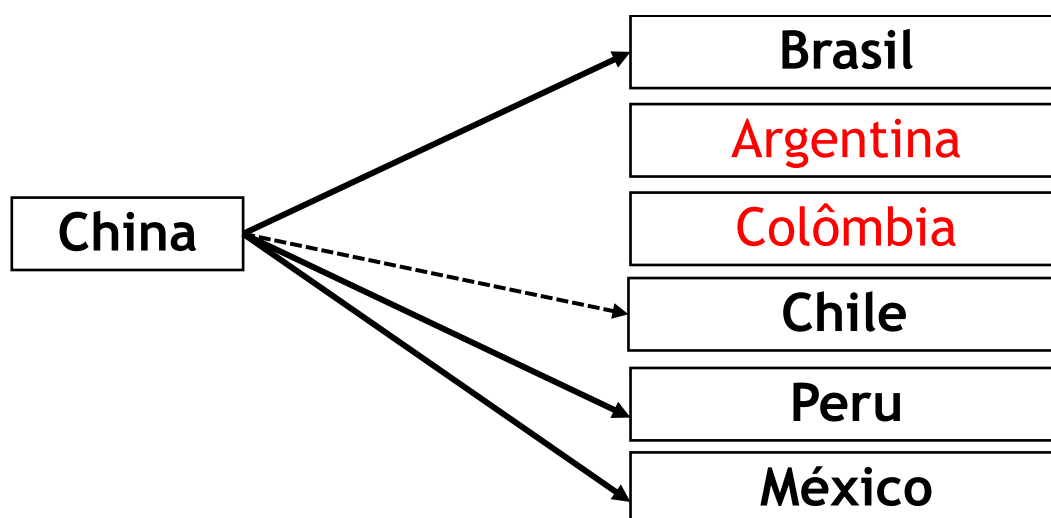
Os resultados dos testes mostram que a hipótese nula foi rejeitada para todos os índices, assumindo assim a existência de heterocedasticidade. No próximo capítulo apresentam-se os resultados da estimação do modelo EGARCH, bem como algumas discussões sobre os resultados.

4. Resultados e discussão

Nesta secção serão apresentados os resultados obtidos dos diversos modelos estimados nesta dissertação. Esses resultados permitirão propor medidas públicas de forma a criarem benefícios para os países Latino-Americanos. O software Stata15 foi utilizado para a estimação do modelo Pairwise e PVAR.

4.1. Relação de causalidade entre países (Pairwise)

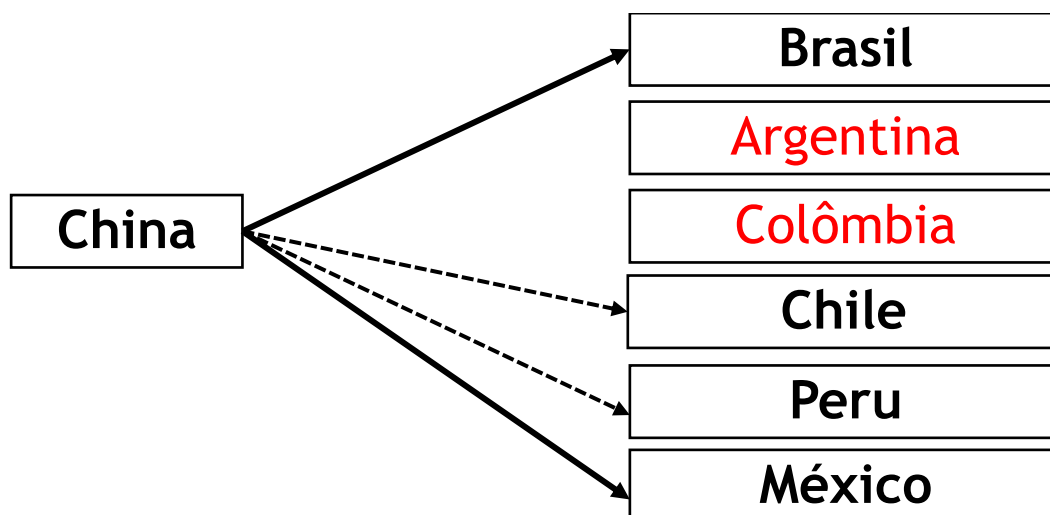
Na figura 3 apresentam-se os resultados da relação Pairwise do PIB chinês com o PIB dos países Latino-Americanos. Verifica-se que o PIB da China possui relações de causalidade a 1% de significância com o PIB do Brasil, Peru e México. O PIB do Chile apresenta uma resposta estatisticamente significativa, porém a 10%. Enquanto que, não se encontraram relações entre o PIB chinês e o PIB da Argentina e da Colômbia (em destaque na imagem).



Nota: A linha contínua denota a significância de 1% ou 5% e a linha a tracejado 10%.

Figura 3 - Relação Pairwise PIB

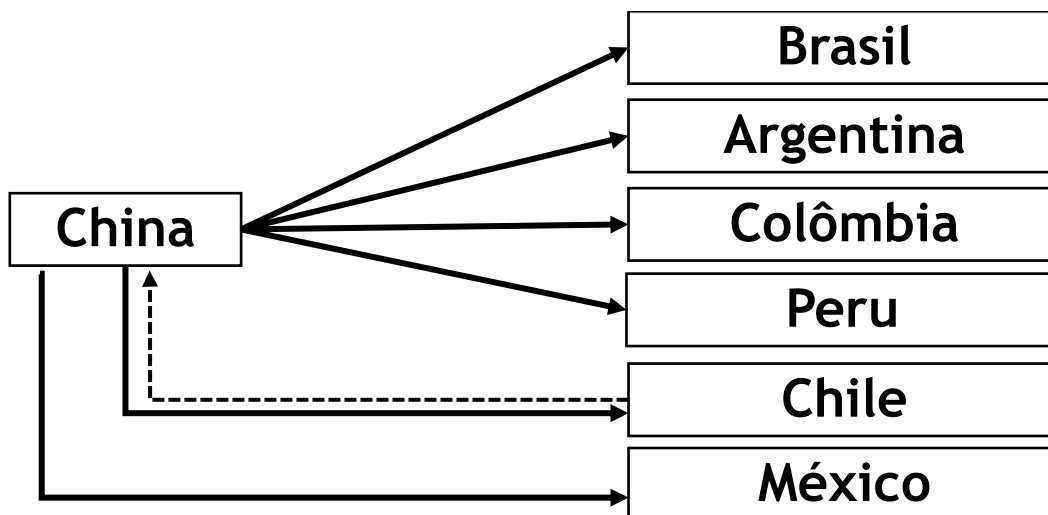
Na figura 4, após 300 *bootstrapping replications* é possível ver o mesmo resultado. O PIB chinês continua a mostrar relação com o PIB dos 4 países, nomeadamente: Brasil, Chile, Peru e México. Mas de igual modo não apresenta relações com o PIB da Argentina e Colômbia (em destaque na imagem).



Nota: A linha contínua denota a significância de 1% ou 5% e a linha a tracejado 10%.

Figura 4 - Relação Pairwise Bootstrap PIB

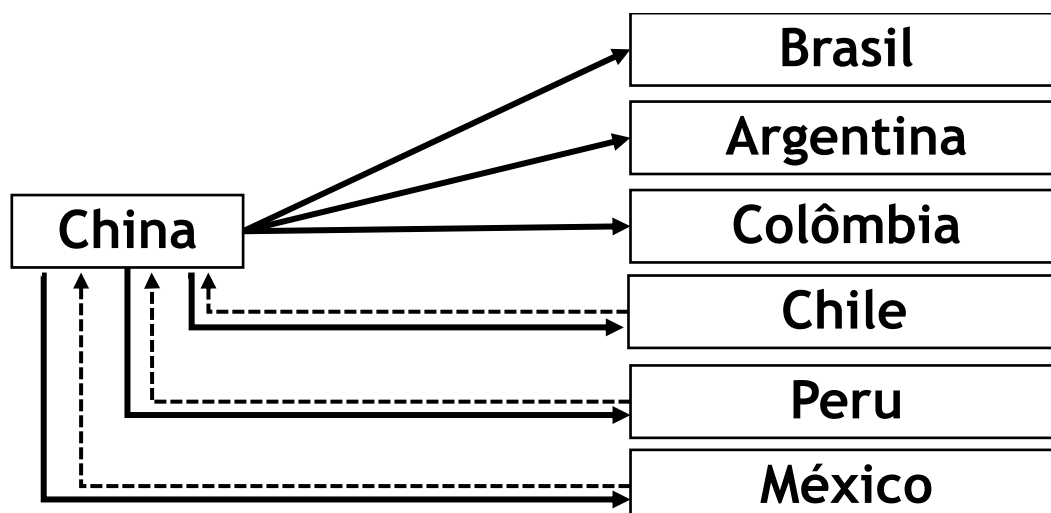
Na figura 5, apresentam-se os resultados da interação do mercado de ações chinês e o mercado de ações dos países Latino-Americanos. Os resultados sugerem que o mercado de ações chinês possui relação de causalidade com todos os países Latino-Americanos em análise. Sendo o Chile o único com relações bidirecionais, ou seja, que suger ainda uma forte relação estatística do mercado de ações desse país com o mercado de ações chinês.



Nota: A linha contínua denota a significância de 1% ou 5% e a linha a tracejado 10%.

Figura 5 - Relação Pairwise Mercados de Ações

Após as 300 bootstrapping replications (figura 6), os resultados da estrutura Pairwise reforçam-se. Porém nesta nova estimação os mercados de ações do Chile apresentam relações com os mercados de ações chinês.



Nota: A linha contínua denota a significância de 1% ou 5% e a linha a tracejado 10%.

Figura 6 - Relação Pairwise Bootstraps Mercados de Ações

4.2. Relação bidirecional entre as variáveis (PVAR)

Após a verificação das relações entre o PIB e o mercado de ações, procedeu-se com a estimação do PVAR (tabela 5) sem o controlo dos choques causados pela crise económica. Na parte inferior da tabela, encontra-se em destaque o fluxo que representa o resultado do teste de Causalidade Granger.

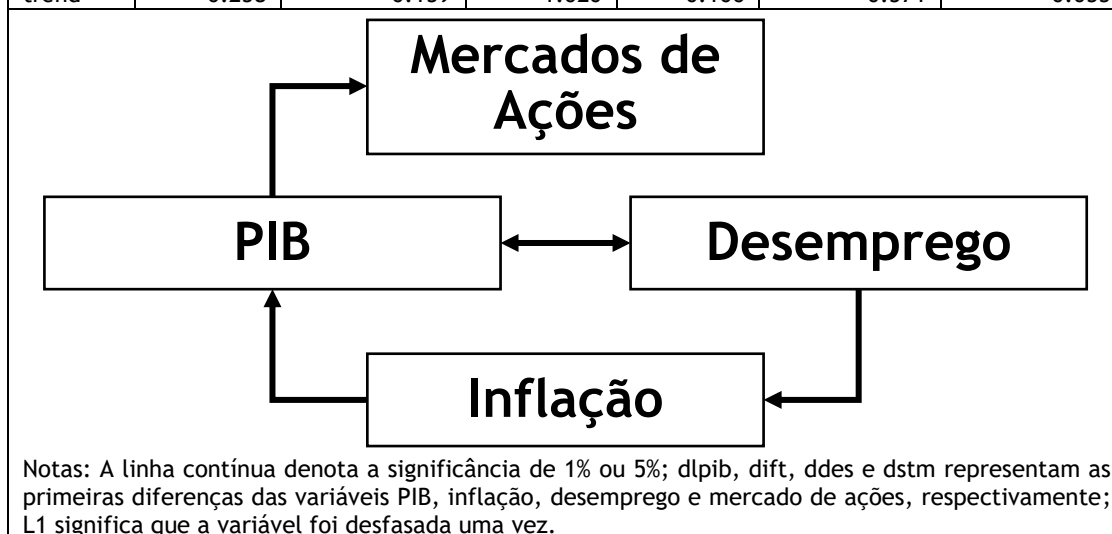
O teste Hausman de efeitos fixos ou aleatorios deu um resultado comum. Aprentou um *lag* como o número ideal de *lags*.

O χ^2 foi de 22.93 com $\text{Prob} > \chi^2 = 0.0000$ usando a função robusta *sigmamore* do Stata.

Lag	CD	J	J Pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	0,982744	67,90194	0,030778	-167,906	-28,0981	-84,9123
2	0,965481	37,35041	0,236642	-119,855	-26,6496	-64,5257
3	0,988672	8,926761	0,916399	-69,6757	-23,0732	-42,0113
4	0,712703					

Tabela 6 - PVAR sem choques

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
dlpib						
dlpib L1.	-0.339	0.099	-3.440	0.001	-0.533	-0.146
dift L1.	0.000	0.000	4.030	0.000	0.000	0.000
ddes L1.	-0.023	0.003	-8.260	0.000	-0.028	-0.017
dstm L1.	0.000	0.000	1.370	0.171	0.000	0.000
trend	-0.001	0.000	-2.920	0.003	-0.002	0.000
dift						
dlpib L1.	1485.411	1213.162	1.220	0.221	-892.344	3863.165
dift L1.	0.432	0.149	2.900	0.004	0.140	0.723
ddes L1.	378.424	42.636	8.880	0.000	294.858	461.990
dstm L1.	0.914	0.791	1.160	0.248	-0.635	2.464
trend	3.041	4.962	0.610	0.540	-6.685	12.767
ddes						
dlpib L1.	19.782	2.128	9.290	0.000	15.611	23.954
dift L1.	0.000	0.000	0.230	0.821	0.000	0.000
ddes L1.	0.983	0.104	9.440	0.000	0.779	1.187
dstm L1.	0.001	0.001	0.880	0.382	-0.001	0.003
trend	0.030	0.012	2.490	0.013	0.006	0.054
dstm						
dlpib L1.	-130.116	41.088	-3.170	0.002	-210.646	-49.586
dift L1.	0.000	0.001	-0.380	0.707	-0.002	0.001
ddes L1.	-0.904	0.667	-1.360	0.175	-2.211	0.403
dstm L1.	-0.354	0.056	-6.350	0.000	-0.463	-0.244
trend	-0.258	0.159	-1.620	0.106	-0.571	0.055



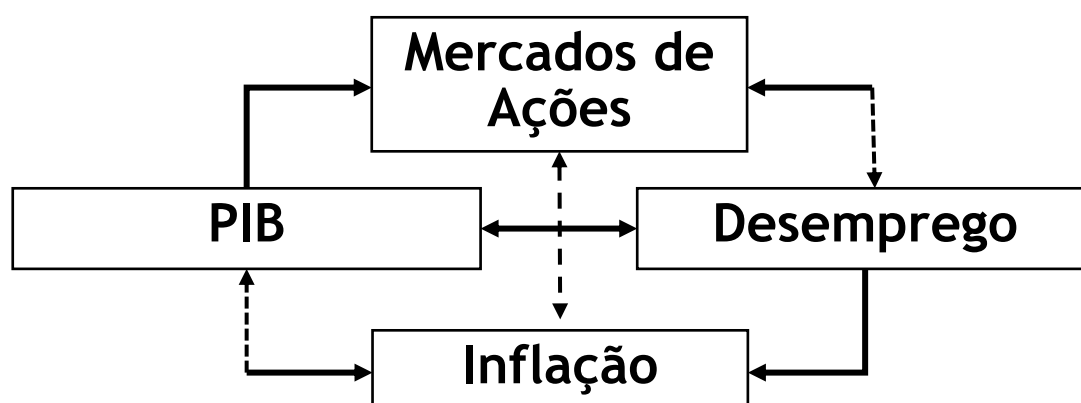
O modelo apresenta-se como sendo endógeno na presença da tendência como variável exógena. Os resultados sugerem apenas uma relação bidirecional entre o PIB e o Desemprego. Destaque para o PIB que apresenta uma relação unidirecional com Stocks traded, como espectável. Verifica-se também que o Desemprego apresenta uma relação unidirecional com a inflação.

Na tabela 7, o modelo PVAR, da mesma forma que o anterior, foi estimado na presença da tendência como variável exógena, mas neste modelo foram acrescentados as *dummies* (id 2008 e

id2009) para controlo do fenómeno crise *Subprime*. O modelo através das estatísticas também mostra alto nível de endogeneidade.

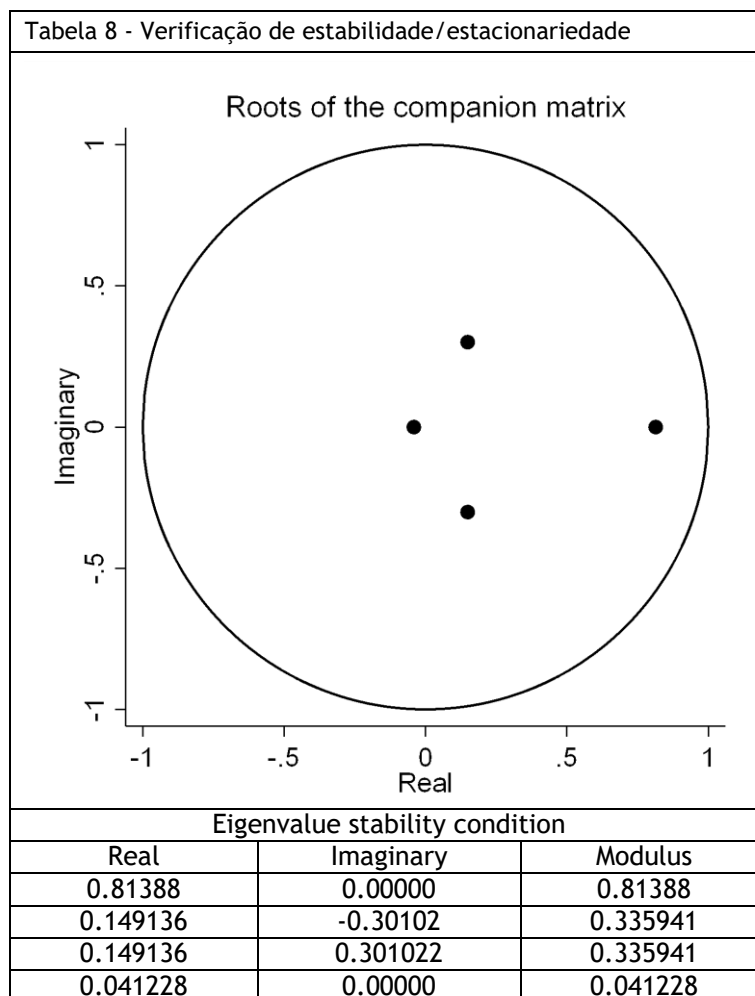
Tabela 7 - PVAR com choques da crise Subprime

	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
dlpib						
dlpib L1.	-0.302	0.133	-2.280	0.023	-0.562	-0.042
dift L1.	0.000	0.000	1.650	0.099	0.000	0.000
ddes L1.	-0.020	0.003	-7.010	0.000	-0.025	-0.014
dstm L1.	0.000	0.000	0.140	0.889	0.000	0.000
trend	0.000	0.000	-0.640	0.523	-0.001	0.001
id2008	0.029	0.022	1.310	0.190	-0.015	0.074
id2009	-0.021	0.027	-0.780	0.434	-0.073	0.031
dift						
dlpib L1.	4639.309	1589.430	2.920	0.004	1524.083	7754.536
dift L1.	0.322	0.252	1.280	0.200	-0.171	0.816
ddes L1.	508.385	65.460	7.770	0.000	380.085	636.684
dstm L1.	-4.014	1.644	-2.440	0.015	-7.235	-0.792
trend	9.703	10.888	0.890	0.373	-11.636	31.043
id2008	1523.258	1032.565	1.480	0.140	-500.531	3547.048
id2009	-86.635	165.735	-0.520	0.601	-411.470	238.200
ddes						
dlpib L1.	23.665	2.461	9.620	0.000	18.842	28.489
dift L1.	0.000	0.000	-0.360	0.718	0.000	0.000
ddes L1.	1.101	0.116	9.530	0.000	0.875	1.328
dstm L1.	-0.002	0.001	-1.670	0.096	-0.004	0.000
trend	0.024	0.014	1.700	0.088	-0.004	0.051
id2008	0.829	0.491	1.690	0.091	-0.133	1.791
id2009	-0.057	0.468	-0.120	0.903	-0.975	0.860
dstm						
dlpib L1.	-323.377	63.261	-5.110	0.000	-447.366	-199.387
dift L1.	-0.002	0.001	-1.750	0.080	-0.005	0.000
ddes L1.	-4.957	1.220	-4.060	0.000	-7.348	-2.566
dstm L1.	-0.051	0.105	-0.480	0.630	-0.257	0.156
trend	-0.300	0.424	-0.710	0.479	-1.131	0.531
id2008	-61.427	37.166	-1.650	0.098	-134.272	11.418
id2009	19.449	17.528	1.110	0.267	-14.905	53.802



Nota: A linha contínua denota a significância de 1% ou 5% e a linha a tracejado 10%; dlpib, dift, ddes e dstm representam as primeiras diferenças das variáveis PIB, inflação, desemprego e mercado de ações, respectivamente; L1 significa que a variável foi desfasada uma vez.

Após o controlo da crise, nota-se a robustez nos resultados do modelo, todas as variáveis passaram a interagir entre si, com relações de causalidade unidirecional e bidirecional a 1 e 5% nas linhas em destaque e a 10% nas linhas tracejadas.



Através tabela 8 observa-se que todos os pontos se encontram dentro do círculo, evidenciando estabilidade/estacionariedade.

4.3. Resultados da estimação do modelo EGARCH

Através da ferramenta econométrica Eviews 10+, foi estimado o modelo EGARCH para os diferentes índices LA. Para analisar o impacto da crise financeira global foi adicionada uma *dummy* stability ao modelo, com igual período para as diferentes séries, compreendido entre 1 de janeiro de 2008 e 1 de julho de 2009, definido na literatura como o período de crise financeira.

Nas equações do México e Argentina foram adicionados os termos ARMA(1,1), sendo o MA inserido apenas quando necessário conforme recomendado por Asteriou & Hall (2011), em estudos onde o foco é a previsão, a especificação do modelo EGARCH requer a presença do termo MA. A série

do Brasil demonstrou comportamento diferente, sendo necessária a aplicação da especificação ARMA(2,2) para estabilizar o modelo.

Para o Peru, Colômbia e Chile utilizou-se apenas (vetores) autorregressivos pois a média móvel é estatisticamente insignificante. Esta prática é comum e pode ser verificada em outros estudos, por exemplo Ali & Afzal (2012).

Para a estimação dos modelos foram selecionados os *backcast* que apresentavam os melhores resultados estatísticos. Detalhes na tabela 9.

Índice bolsista	Backcast
BRASIL	Unconditional
PERU	0.8
COLÔMBIA	0.1
MEXICO	0.2
CHILE	0.1
ARGENTINA	0.7

Após obter a informação do *backcast* mais adequado, procedeu-se com a estimação dos modelos para os diferentes índices bolsistas. Os *outputs* são apresentados na tabela 10.

	BRASIL	PERU	COLÔMBIA	MÉXICO	CHILE	ARGENTINA
Equação da Média						
λ - Dummy	-0.000828 (0.001235)	-0.003013* (0.001620)	0.000761 (0.000710)	-0.001743* (0.000918)	5.38E-05 (0.000657)	-0.001271 (0.001287)
β - AR(1)	-	1.127408*** (0.032848)	0.150533*** (0.016614)	-0.329374*** (0.125953)	0.178292*** (0.015244)	-
β - AR(2)	-0.480391* (0.277518)	-0.168047*** (0.021641)	-	-	-	0.041824*** (0.016197)
β - MA(1)	-	-0.920166*** (0.025540)	-	0.392301*** (0.123713)	-	0.067626*** (0.017476)
β - MA(2)	0.509831* (0.272163)	-	-	-	-	-
Equação da Variância						
μ - C(4)	- 0.379874*** (0.045637)	-0.618374*** (0.050064)	-0.794879*** (0.063928)	-0.347433*** (0.035669)	-0.606557*** (0.055929)	-0.635221*** (0.055591)
δ - C(5)	0.108588*** (0.011653)	0.264570*** (0.013801)	0.297007*** (0.016190)	0.150932*** (0.012537)	0.212404*** (0.015462)	0.194036*** (0.013052)
θ - C(6)	- 0.084058*** (0.008282)	-0.079296*** (0.008608)	-0.088165*** (0.008724)	-0.098357*** (0.008058)	-0.098334*** (0.009013)	-0.073664*** (0.007514)
γ - C(7)	0.964812*** (0.004858)	0.953252*** (0.004883)	0.937343*** (0.006209)	0.974723*** (0.003336)	0.953973*** (0.004987)	0.939107*** (0.005973)
φ - C(8)	0.037759*** (0.008909)	0.048230*** (0.011582)	0.023490* (0.012558)	0.037239*** (0.008757)	0.049995*** (0.009413)	0.036947*** (0.009610)
Teste de Robustez						
DW	2.026959	2.021148	2.007297	1.955596	2.064906	2.031085
ARCH LM test	0.1097	0.9394	0.4011	0.3905	0.1764	0.9336
Notas: ***, ** e * denota 1%, 5% ou 10% níveis de significância estatística, respectivamente; DW denota Durbin Watson Statistic; Os valores entre () são os erros padrão.						

Ao analisar a tabela 10, verifica-se que a *dummy* introduzida na equação da média não é significativa para o Brasil, Colômbia, Chile e Argentina. Contudo o φ que representa o impacto da crise na equação da variância é estatisticamente significativo para todos os países, mostrando sempre coeficiente positivo. Isto significa que a crise financeira causou um impacto positivo na rentabilidade dos índices. Porém, esse impacto foi quase nulo pois os coeficientes estão compreendidos entre 2% e 5%.

Para verificar o efeito na variância actual através da variância passada observa-se o coeficiente δ , designado também por agrupamento de volatilidade. Observa-se que em todos os países existe efeito estatisticamente significativo para o agrupamento de volatilidade. Colômbia e Brasil apresentam maior e menor magnitude, respetivamente.

Através do θ podemos analisar o efeito alavancagem para os diferentes índices. Verifica-se que todos os coeficientes são estatisticamente significantes, sendo estes compreendidos entre -7% e -10%.

O coeficiente γ é relativo à assimetria de informação apresentando apenas coeficientes positivos para todos os índices. Quando o coeficiente é positivo significa que impactos positivos no índice têm maior impacto na volatilidade, do que impactos negativos da mesma dimensão.

A estatística DW sugere que não existe autocorrelação nas séries, porém, a realização do teste Ljung-Box é necessária porque a estatística DW não preenche os requisitos de robustez. As tabelas A7 a A13 apresentam os resultados do teste Ljung-Box. Com a análise do teste Ljung-Box confirmamos os resultados obtidos do teste anterior, ou seja, ausência de autocorrelação testando a hipótese nula (ausência de autocorrelação).

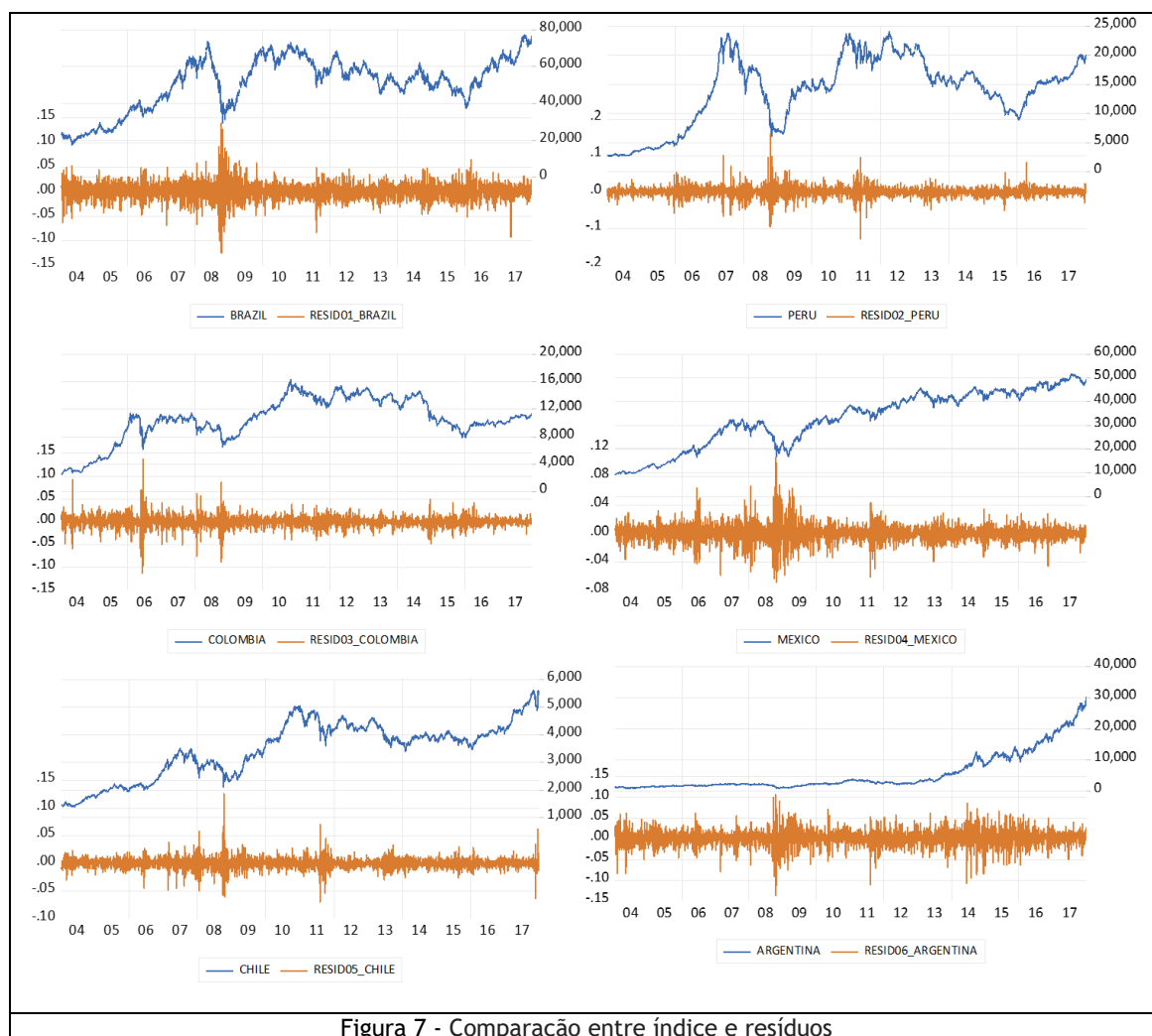


Figura 7 - Comparação entre índice e resíduos

A análise gráfica dos resíduos permite capturar problemas que aconteceram nas cotações. Observa-se na figura 7 que em todos os índices, perto do fim do ano de 2008 aconteceram perturbações nas cotações, período esse identificado como período de crise.

Após a análise destes resultados verifica-se que os países da AL são muito vulneráveis às crises financeiras, devido à sua dependência de países mais desenvolvidos. Para combater isto, os países da AL 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.

5. Conclusões

O objetivo geral desta dissertação foi cumprido, analisaram-se os efeitos da crise financeira global nos principais mercados acionistas Latino-Americanos, nomeadamente: Argentina, Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru; e verificou-se empiricamente a endogeneidade entre o crescimento económico chinês e o crescimento económico Latino-Americano e de igual modo verificou-se que o mercado de ações chinês está relacionado com o dos países Latino-Americanos.

Foram utilizados três métodos econométricos para cumprir os objetivos desta dissertação: Pairwise, PVAR e EGARCH. O horizonte temporal variou entre os métodos, fazendo uso de dados diários, mensais e anuais, cada um de acordo com os objetivos estabelecidos.

As seguintes hipóteses foram propostas nesta dissertação. Na hipótese 1, um painel composto por países Latino-Americanos e pela China são endógenos. Os resultados revelaram endogeneidade neste modelo, reforçando os resultados após o controlo da crise *Subprime*; Hipótese 2: Existe relação de causalidade entre PIB chinês e o PIB dos países Latino-Americanos. Esta hipótese foi aceite como verdadeira após os resultados da estrutura Pairwise mostrarem a existência de endogeneidade, que foi confirmada na análise em painel; Hipótese 3: Os valores negociados nos mercados de ações Latino-Americanos e na China são endógenos na presença do PIB e desemprego. A hipótese três também foi aceite como verdadeira após encontrarmos relações de 1, 5 e 10 por cento entre as variáveis; Na hipótese 4 temos que, os mercados brasileiro e colombiano, considerados os de maior e menor volume de negócios da América Latina foram afetados de igual forma pela crise. Os resultados mostram que esta premissa não se verifica, sendo que foi o Chile o mais afetado pela crise. O Brasil aparece em terceiro lugar e os resultados para o mercado colombiano mostram-no como sendo o menos afetado. Quanto à hipótese 5, existência de agrupamento de volatilidade durante a crise, nas maiores economias da LA, nomeadamente, Brasil e México, os resultados mostram que em todos os países analisados existe agrupamento de volatilidade, contudo o México e o Brasil, de entre todos são os que apresentam menor magnitude; A Hipótese 6 refere que a volatilidade evoluiu da mesma forma, nos diferentes países LA durante a crise. A análise dos gráficos que dizem respeito à volatilidade dos índices mostra-nos que todos os índices apresentam aspectos em comum, nomeadamente no período de crise 2008-2009 apresentam maior turbulência. Também em 2011, todos eles, à exceção da Colômbia, apresentam um período de maiores oscilações. Verifica-se também que o México e a Colômbia em 2006, revelam maior perturbação. Por último, a Argentina de 2014 a 2017, apresenta um período de grande agitação; e por fim, na hipótese 7, temos que, choques positivos e negativos nos índices têm o mesmo impacto na volatilidade. Ao observarmos os resultados do efeito assimetria de informação podemos afirmar que todos os índices, no período compreendido entre 2004 e 2017, apresentam sinais de assimetria, ou seja, diferentes respostas a choques positivos e negativos. Desta forma, observamos que em todos os índices se verifica que quando ocorrem choques positivos nos índices, têm maior impacto na volatilidade do que choques negativos da mesma dimensão.

A aplicação do modelo Pairwise tornou-se importante para o estudo, por forma a que nos permitiu obter relações de causalidade do PIB e dos mercados de ações entre a China e cada um dos países da América Latina. O modelo PVAR foi utilizado de modo a nos apresentar a relação entre PIB, mercado de ações, desemprego e inflação, sem e com inclusão de uma *dummy* temporal de forma a controlar a crise, concluindo-se assim que com a inclusão da *dummy* as variáveis passam a interagir todas entre si. Por fim, através dos testes de diagnóstico (normalidade, heterocedasticidade e raízes unitárias) e de algumas transformações (logaritmos e primeiras diferenças), verificamos que o modelo EGARCH se tornaria válido para o estudo da nossa investigação. A estimação deste modelo permitiu-nos concluir que a crise *subprime* causou impacto positivo, porém quase nulo, na ordem dos 2% a 5%. Verifica-se também, com a aplicação deste modelo, a presença de agrupamento de volatilidade, ou seja, que acontece quando períodos de maiores oscilações tendem a ser seguidos por períodos de também grandes oscilações. Por último, o modelo também nos indica a presença de assimetria na volatilidade, ou seja, impactos positivos no índice têm maior impacto na volatilidade do que impactos negativos da mesma dimensão.

No sentido de melhorar e aperfeiçoar o estudo do impacto da crise financeira global na América Latina e o efeito China sugere-se a replicação dos métodos utilizados para a economia da Venezuela. Ainda sobre a Venezuela, é sugerida uma investigação com a inclusão de uma *dummy* temporal que compreenda o período da actual crise económica que o país enfrenta. Uma outra sugestão de investigação seria utilizar o modelo TGARCH, que também permite a análise de assimetrias de informação, e verificar se os resultados estão de acordo com os do modelo utilizado nesta investigação (EGARCH).

6. Referências

- Abdalla, S. Z. S., & Suliman, Z. (2012). Modelling stock returns volatility: Empirical evidence from Saudi stock exchange. *International Research Journal of Finance and Economics*, 85, 166-179.
- Abdullah, S. M., Siddiqua, S., Siddiquee, M. S. H., & Hossain, N. (2017). Modeling and forecasting exchange rate volatility in Bangladesh using GARCH models: a comparison based on normal and Student's t-error distribution. *Financial Innovation*, 3(1), 18.
- Ahmed, M., and A. E. Aal. 2011. 'Modelling and Forecasting Time Varying Stock Return Volatility in the Egyptian Stock Market.' *International Research Journal of Finance and Economics* 78:96-113.
- Alcadipani, R., & Bertero, C. O. (2012). Guerra Fria e ensino do management no Brasil: o caso da FGV-EAESP. *RAE-Revista de Administração de Empresas*, 52(3), 284-299.
- Ali, R., & Afzal, M. (2012). Impact of global financial crisis on stock markets: Evidence from Pakistan and India. *Journal of Business Management and Economics*, 3(7), 275-282.
- Anderson, S. (2013). A history of the past 40 years in financial crises. *International Financing Review Special Report*, (2013)
- Angabini, A., & Wasiuzzaman, S. (2011). GARCH Models and the Financial Crisis-A Study of the Malaysian. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 5(3), 226-236.
- Asteriou, D., & Hall, S. G. (2011). *Applied econometrics*. Palgrave Macmillan. (pp 1-492). ISBN: 978-0-230-27182-1
- Barbosa Filho, F. D. H. (2017). A crise econômica de 2014/2017. *Estudos Avançados*, 31(89), 51-60.
- 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. Elsevier. 2019. ISBN: 9780128157190
- Bennett, D., Chiang, C. F., & Malani, A. (2015). Learning during a crisis: The SARS epidemic in Taiwan. *Journal of Development Economics*, 112, 1-18.
- Bollerslev T (1986) heteroscedasticidade condicional autorregressiva generalizada. *J Econ* 31 (3): 307-327
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
- Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Modeling and pricing long memory in stock market volatility. *Journal of econometrics*, 73(1), 151-184.
- Boubaker, S., Jouini, J., & Lahiani, A. (2016). Financial contagion between the US and selected developed and emerging countries: The case of the subprime crisis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 61, 14-28. 10.1016/j.qref.2015.11.001
- Bourgard, B. B., & Gomes, C. F. S. (2017). As variáveis econômicas no Brasil e o PIB: uma análise em períodos de crises financeiras através da correlação de Pearson. *Almanaque Multidisciplinar de Pesquisa*, 1(2), 76-98

- Bruner, R., Debaere, P., & Carr, S. (2007). The Panic of 1907.
- C.W.J. Granger (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37 (3), pp. 424-438
- Cerra, V., & Saxena, S. C. (2002). What caused the 1991 currency crisis in India?. *IMF staff papers*, 49(3), 395-425.
- Chand, S., Kamal, S., & Ali, I. (2012). Modelling and volatility analysis of share prices using ARCH and GARCH models. *World Applied Sciences Journal*, 19(1), 77-82.
- Chang, C. L., & McAleer, M. (2017). The correct regularity condition and interpretation of asymmetry in EGARCH. *Economics Letters*, 161, 52-55.
- Chen, H. C., Chou, R. K., & Lu, C. L. (2018). Saving for a rainy day: Evidence from the 2000 dot-com crash and the 2008 credit crisis. *Journal of Corporate Finance*, 48, 680-699.
- Chiou-Wei, S. Z., Zhu, Z., Chen, S. H., & Hsueh, S. P. (2016). Controlling for relevant variables: Energy consumption and economic growth nexus revisited in an EGARCH-M (Exponential GARCH-in-Mean) model. *Energy*, 109, 391-399.
- Choudhry, T. (1996). Stock market volatility and the crash of 1987: evidence from six emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 15(6), 969-981.
- Christofi, A., & Pericli, A. (1999). Correlation in price changes and volatility of major Latin American stock markets. *Journal of Multinational Financial Management*, 9(1), 79-93.
- Clayton, D., & Barnes, T. J. (2015). Continental European geographers and World War II. *Journal of Historical Geography*, 47, 11-15.
- Cubillas, E., & Suárez, N. (2018). Bank Market Power and Lending during the Global Financial Crisis. *Journal of International Money and Finance*. Doi. 10.1016/j.jimonfin.2018.08.003
- Dash, R., & Dash, P. K. (2016). An evolutionary hybrid Fuzzy Computationally Efficient EGARCH model for volatility prediction. *Applied Soft Computing*, 45, 40-60.
- de Jesús Gutiérrez, R., Calisto, E. O., & Salgado, O. G. (2017). Long-term effects of the asymmetry and persistence of the prediction of volatility: Evidence for the equity markets of Latin America. *Contaduría y Administración*, 62(4), 1081-1099.
- Donaldson, R. G. (1993). Financing banking crises: lessons from the panic of 1907. *Journal of Monetary Economics*, 31(1), 69-95.
- Doyran, M. A. Argentine Development After the Financial Crisis. *Econometrica* 59(2), 347-370
- Dumitrescu, E.I., & Hurlin, C. (2012) Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 2012, 29.4: 1450-1460.
- Durán Lima, J. E., & Pellandra, A. (2017). La irrupción de China y su impacto sobre la estructura productiva y comercial en América Latina y el Caribe.
- Elyasiani, E., & Mansur, I. (2017). Hedge fund return, volatility asymmetry, and systemic effects: A higher-moment factor-EGARCH model. *Journal of Financial Stability*, 28, 49-65.
- Engle RF (1982) Heteroscedasticidade condicional autorregressiva com estimativas da variância da inflação do Reino Unido. *Econometrica J Econometric Soc*, 50 (4): 987-1007

- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 987-1007.
- Fainshmidt, S., Nair, A., & Mallon, M. R. (2017). MNE performance during a crisis: An evolutionary perspective on the role of dynamic managerial capabilities and industry context. *International Business Review*, 26(6), 1088-1099.
- Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The journal of Finance*, 57(5), 2223-2261.
- Friedrichs, J. (2010). Global energy crunch: How different parts of the world would react to a peak oil scenario. *Energy policy*, 38(8), 4562-4569.
- Fuinhas, J. A. (2001). O Canal do Crédito-Admissibilidade Teórica e Implicações para a Política Monetária. Departamento de Gestão e Economia, Universidade da Beira Interior.
- Fuinhas, J., A. Belucio, M., Lopes, T. A. & Santiago, R. Exercícios Introdutórios de Análise Económica de Dados. Covilhã: Universidade da Beira Interior.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., & Runkle, D. E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *The journal of finance*, 48(5), 1779-1801.
- Harvey, A., & Sucarrat, G. (2014). EGARCH models with fat tails, skewness and leverage. *Computational Statistics & Data Analysis*, 76, 320-338.
- Hill, J. (2018). Bubbles, Panics, Crashes, and Crises. In: *FinTech and the Remaking of Financial Institutions* (pp. 95-137). Doi: 10.1016/B978-0-12-813497-9.00005-6
- Ikonomou, C. (2018). The great Greek crisis. In: *Funding the Greek Crisis. The European Union, Cohesion Policies, and the Great Recession.* (pp. 1-71). doi: 10.1016/B978-0-12-814566-1.00001-X
- International Monetary Fund (2018). Real PIB growth. Annual percent change. Available in: https://www.imf.org/external/datamapper/NGDP_RPCH@WEO/CHN. Access in: 17/09/2018.
- Kamin, S. B. (1999). The current international financial crisis: how much is new?. *Journal of International Money and Finance*, 18(4), 501-514.
- Kräussl, R., Lehnert, T., & Stefanova, D. (2016). The European sovereign debt crisis: What have we learned?
- Lee, S. S., & Luk, P. (2018). The Asian Financial Crisis and international reserve accumulation: A robust control approach. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 90, 284-309.
- Lien, D., Lee, G., Yang, L., & Zhang, Y. (2018). Volatility spillovers among the US 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*.
- Lillo, F., & Mantegna, R. N. (2004). Dynamics of a financial market index after a crash. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 338(1-2), 125-134.

- Love, I., & Zicchino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behaviour: evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2), 190-210, <https://doi.org/10.1016/j.qref.2005.11.007>.
- Mathur, I., Gleason, K. C., & Singh, M. (1998). Did markets react efficiently to the 1994 Mexican peso crisis? Evidence from Mexican ADRs. *Journal of Multinational Financial Management*, 8(1), 39-48.
- Mecking, S. (2004). Nature or petrochemistry?—biologically degradable materials. *Angewandte Chemie International Edition*, 43(9), 1078-1085. doi: 10.1111/jcms.12650
- Mirzaei, A. (2018). Market power among UAE banks: The 2008 financial crisis and its impact. *The Quarterly Review of Economics and Finance*. Doi.: 10.1016/j.qref.2018.06.001
- Mishkin, F. S. (2010). Over the cliff: From the subprime to the global financial crisis (No. w16609). National Bureau of Economic Research.
- Nelson, D. B. (1991) Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: a New Approach,
- Neves, A. M. S. D. (2016). Casas (pós-) rurais entre 1900 e 2015: Expressões arquitetônicas e trajetórias identitárias. Tese (Doutorado em Antropologia) - Faculdade de Ciências Sociais e Humanas, Universidade Nova de Lisboa. Lisboa, p. 1-348.
- Nikkinen, J., Omran, M. M., Sahlström, P., & Äijö, J. (2008). Stock returns and volatility following the September 11 attacks: Evidence from 53 equity markets. *International Review of Financial Analysis*, 17(1), 27-46.
- Nivorozhkin, E., & Castagneto-Gissey, G. (2016). Russian stock market in the aftermath of the Ukrainian crisis. *Russian Journal of Economics*, 2(1), 23-40.
- Pierre, E. F. S. (1998). Estimating EGARCH-M models: Science or art?. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 38(2), 167-180.
- Pinto, L. C., & Obregon, M. F. Q. (2018). A CRISE DOS REFUGIADOS NA VENEZUELA E A RELAÇÃO COM O BRASIL. 52, 1-21. ISSN: 2224-4131
- Reynaud, C., & Miccoli, S. (2018). Population ageing in Italy after the 2008 economic crisis: a demographic approach. *Futures* (In press). Doi: 10.1016/j.futures.2018.07.011
- Rhee, K., & Park, K. S. (2018). Changes in dividend smoothing after the financial crisis. *Economics Letters*. 172, 37-39. Doi: 10.1016/j.econlet.2018.08.019
- Rothermund, D. (2002). *The global impact of the Great Depression 1929-1939*. Routledge.
- Saleem, K. (2009). International linkage of the Russian market and the Russian financial crisis: A multivariate GARCH analysis. *Research in International Business and Finance*, 23(3), 243-256.
- Sandal, K. (2004). The Nordic banking crises in the early 1990s-resolution methods and fiscal costs. *The Norwegian banking crisis*, 33, 77-111.
- Schaede, U. (1991). Black Monday in New York, Blue Tuesday in Tokyo: The October 1987 Crash in Japan. *California Management Review*, 33(2), 39-57.
- Shachmurove, Y. (2011). A historical overview of financial crises in the United States. *Global Finance Journal*, 22(3), 217-231.

Sornette, D. (2003). Critical market crashes. *Physics Reports*, 378(1), 1-98.

Sosa, M., Ortiz, E., & Cabello, A. (2017). Crisis financiera global y su impacto en la dinámica bursátil europea y americana. *Revista mexicana de economía y finanzas*, 12(3), 1-27. doi: 10.21919/remef.v12i3.94.

7. Anexos

Tabela A1 - Teste de Raízes Unitárias PVAR

Variáveis	Levin, Lin & Chu t		
		Nível	Primeiras diferenças
PIB	τ	3.14	-2.88***
	μ	-1.5*	-7.16***
	n	9.1658	-0.4574
Inflação	τ	-22.8757***	55.5579
	μ	30.6558	56.6234
	n	-15.9164***	-8.36438***
Desemprego	τ	-0.53012	-8.18092***
	μ	-0.25886	-5.23391***
	n	-1.07250	-10.6313
Mercados de Ações	τ	-2.06364**	-6.15697**
	μ	-0.13811	-3.84106***
	n	-2.34283***	-10.8848***

Notas: μ é relativo a *Constant*; τ para *Constant and Trend*; n relativo a *none*. ***, ** e * denota a significância em 1%, 5% e 10%, respectivamente; n.a. não aplicável.

Estatística Descritiva

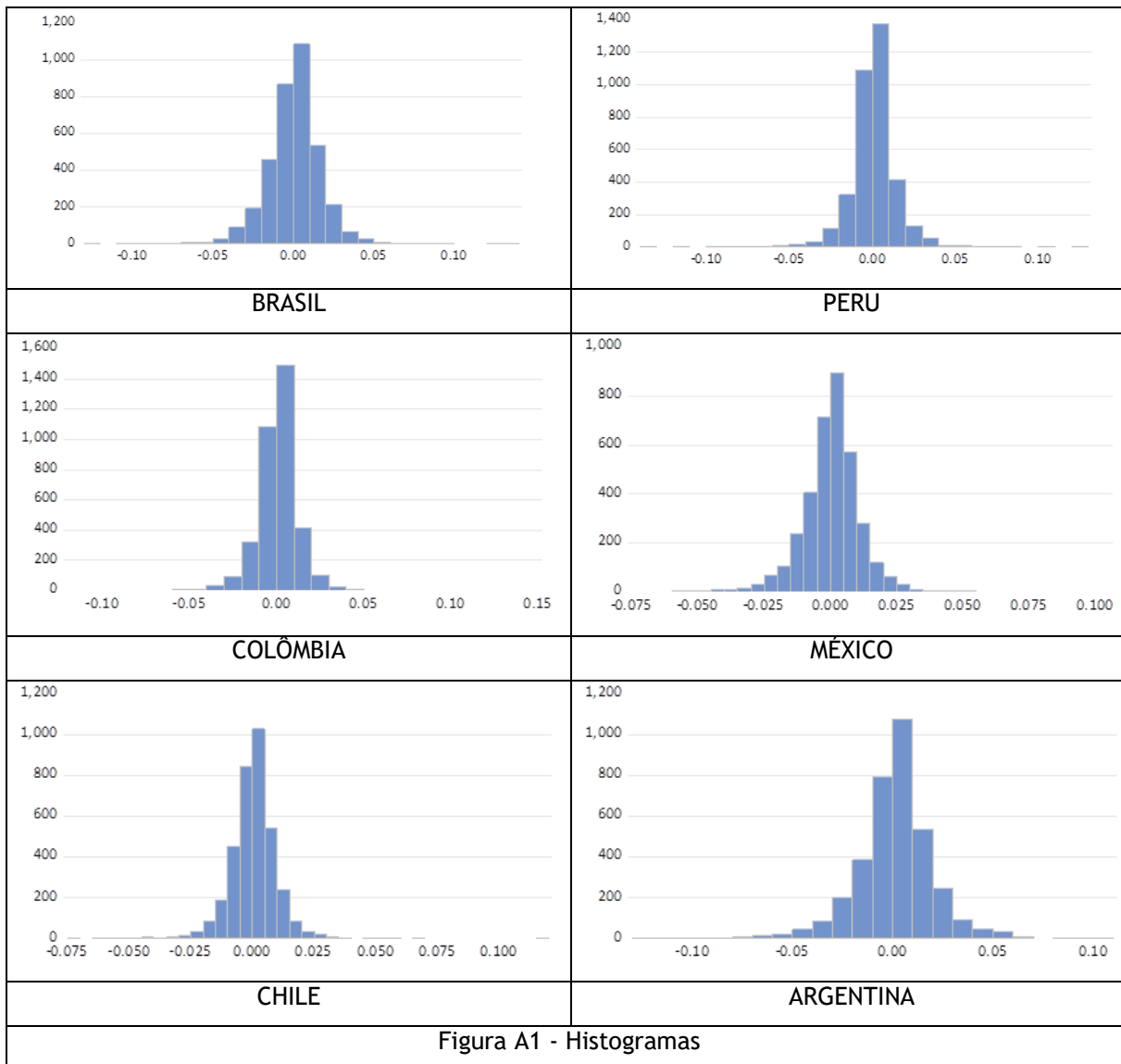


Tabela A2 – Impacto da crise Brasil				
Dependent Variable: DLBRASIL				
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)				
Sample (adjusted): 7/01/2004 29/12/2017				
Included observations: 3611 after adjustments				
Convergence achieved after 68 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
MA Backcast: 5/01/2004 6/01/2004				
Presample variance: unconditional				
LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(6)*RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(7)*LOG(GARCH(-1)) + C(8)*D_JAN08JUL09				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D_JAN08JUL09	-0.000828	0.001235	-0.670620	0.5025
AR(2)	-0.480391	0.277518	-1.731025	0.0834
MA(2)	0.509831	0.272163	1.873255	0.0610
Variance Equation				
C(4)	-0.379874	0.045637	-8.323767	0.0000
C(5)	0.108588	0.011653	9.318452	0.0000
C(6)	-0.084058	0.008282	-10.14989	0.0000
C(7)	0.964812	0.004858	198.6003	0.0000
C(8)	0.037759	0.008909	4.238217	0.0000
R-squared	-0.001576	Mean dependent var		0.000326
Adjusted R-squared	-0.002131	S.D. dependent var		0.017023
S.E. of regression	0.017041	Akaike info criterion		-5.540530
Sum squared resid	1.047727	Schwarz criterion		-5.526813
Log likelihood	10011.43	Hannan-Quinn criter.		-5.535642
Durbin-Watson stat	2.026959			
Inverted AR Roots	-.00+.69i	-.00-.69i		
Inverted MA Roots	-.00+.71i	-.00-.71i		

Tabela A3 – Impacto da crise Peru				
Dependent Variable: DLPERU				
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)				
Sample (adjusted): 7/01/2004 29/12/2017				
Included observations: 3611 after adjustments				
Convergence achieved after 91 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
MA Backcast: OFF				
Presample variance: backcast (parameter = 0.8)				
LOG(GARCH) = C(5) + C(6)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(7) RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(8)*LOG(GARCH(-1)) + C(9)				
D_JAN08JUL09				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D_JAN08JUL09	-0.003013	0.001620	-1.860387	0.0628
AR(1)	1.127408	0.032848	34.32172	0.0000
AR(2)	-0.168047	0.021641	-7.765368	0.0000
MA(1)	-0.920166	0.025540	-36.02864	0.0000
Variance Equation				
C(5)	-0.618374	0.050064	-12.35167	0.0000
C(6)	0.264570	0.013801	19.17027	0.0000
C(7)	-0.079296	0.008608	-9.212466	0.0000
C(8)	0.953252	0.004883	195.2153	0.0000
C(9)	0.048230	0.011582	4.164189	0.0000
R-squared	0.031547	Mean dependent var		0.000558
Adjusted R-squared	0.030741	S.D. dependent var		0.014541
S.E. of regression	0.014316	Akaike info criterion		-6.131570
Sum squared resid	0.739206	Schwarz criterion		-6.116138
Log likelihood	11079.55	Hannan-Quinn criter.		-6.126071
Durbin-Watson stat	2.021148			
Inverted AR Roots	.95	.18		
Inverted MA Roots	.92			

Tabela A4 – Impacto da crise Colômbia				
Dependent Variable: DLCOLOMBIA				
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)				
Sample: 6/01/2004 29/12/2017				
Included observations: 3612				
Convergence achieved after 44 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Presample variance: backcast (parameter = 0.1)				
LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(5)				
RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1)) + C(7)				
D_JAN08JUL09				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D_JAN08JUL09	0.000761	0.000710	1.071044	0.2841
AR(1)	0.150533	0.016614	9.060354	0.0000
Variance Equation				
C(3)	-0.794879	0.063928	-12.43399	0.0000
C(4)	0.297007	0.016190	18.34466	0.0000
C(5)	-0.088165	0.008724	-10.10629	0.0000
C(6)	0.937343	0.006209	150.9601	0.0000
C(7)	0.023490	0.012558	1.870570	0.0614
R-squared	0.019481	Mean dependent var		0.000439
Adjusted R-squared	0.019210	S.D. dependent var		0.012691
S.E. of regression	0.012569	Akaike info criterion		-6.325469
Sum squared resid	0.570265	Schwarz criterion		-6.313469
Log likelihood	11430.80	Hannan-Quinn criter.		-6.321193
Durbin-Watson stat	2.007297			
Inverted AR Roots	.15			

Tabela A5 – Impacto da crise Mexico				
Dependent Variable: DLMEXICO				
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)				
Sample: 6/01/2004 29/12/2017				
Included observations: 3612				
Convergence achieved after 57 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
MA Backcast: 5/01/2004				
Presample variance: backcast (parameter = 0.2)				
LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(6)				
RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(7)*LOG(GARCH(-1)) + C(8)				
D_JAN08JUL09				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D_JAN08JUL09	-0.001743	0.000918	-1.899088	0.0576
AR(1)	-0.329374	0.125953	-2.615055	0.0089
MA(1)	0.392301	0.123713	3.171053	0.0015
Variance Equation				
C(4)	-0.347433	0.035669	-9.740346	0.0000
C(5)	0.150932	0.012537	12.03938	0.0000
C(6)	-0.098357	0.008058	-12.20617	0.0000
C(7)	0.974723	0.003336	292.1610	0.0000
C(8)	0.037239	0.008757	4.252301	0.0000
R-squared	0.004176	Mean dependent var		0.000469
Adjusted R-squared	0.003624	S.D. dependent var		0.011944
S.E. of regression	0.011922	Akaike info criterion		-6.389105
Sum squared resid	0.512994	Schwarz criterion		-6.375391
Log likelihood	11546.72	Hannan-Quinn criter.		-6.384219
Durbin-Watson stat	1.955596			
Inverted AR Roots	-.33			
Inverted MA Roots	-.39			

Tabela A6 – Impacto da crise Chile				
Dependent Variable: DLCHILE				
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)				
Sample: 6/01/2004 29/12/2017				
Included observations: 3612				
Convergence achieved after 48 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
Presample variance: backcast (parameter = 0.1)				
LOG(GARCH) = C(3) + C(4)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(5)				
RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(6)*LOG(GARCH(-1)) + C(7)				
D_JAN08JUL09				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D_JAN08JUL09	5.38E-05	0.000657	0.081818	0.9348
AR(1)	0.178292	0.015244	11.69576	0.0000
Variance Equation				
C(3)	-0.606557	0.055929	-10.84521	0.0000
C(4)	0.212404	0.015462	13.73748	0.0000
C(5)	-0.098334	0.009013	-10.91045	0.0000
C(6)	0.953973	0.004987	191.3083	0.0000
C(7)	0.049995	0.009413	5.311136	0.0000
R-squared	0.017681	Mean dependent var		0.000366
Adjusted R-squared	0.017408	S.D. dependent var		0.009727
S.E. of regression	0.009642	Akaike info criterion		-6.804393
Sum squared resid	0.335599	Schwarz criterion		-6.792393
Log likelihood	12295.73	Hannan-Quinn criter.		-6.800117
Durbin-Watson stat	2.064906			
Inverted AR Roots	.18			

Tabela A7 – Impacto da crise Argentina				
Dependent Variable: DLARGENTINA				
Method: ML ARCH - Normal distribution (BFGS / Marquardt steps)				
Sample (adjusted): 7/01/2004 29/12/2017				
Included observations: 3611 after adjustments				
Convergence achieved after 54 iterations				
Coefficient covariance computed using outer product of gradients				
MA Backcast: 6/01/2004				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
LOG(GARCH) = C(4) + C(5)*ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))) + C(6) RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)) + C(7)*LOG(GARCH(-1)) + C(8)				
D_JAN08JUL09				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
D_JAN08JUL09	-0.001271	0.001287	-0.987654	0.3233
AR(2)	0.041824	0.016197	2.582176	0.0098
MA(1)	0.067626	0.017476	3.869551	0.0001
Variance Equation				
C(4)	-0.635221	0.055591	-11.42666	0.0000
C(5)	0.194036	0.013052	14.86605	0.0000
C(6)	-0.073664	0.007514	-9.803656	0.0000
C(7)	0.939107	0.005973	157.2214	0.0000
C(8)	0.036947	0.009610	3.844478	0.0001
R-squared	-0.000527	Mean dependent var		0.000901
Adjusted R-squared	-0.001081	S.D. dependent var		0.019241
S.E. of regression	0.019251	Akaike info criterion		-5.247737
Sum squared resid	1.337139	Schwarz criterion		-5.234020
Log likelihood	9482.790	Hannan-Quinn criter.		-5.242850
Durbin-Watson stat	2.031085			
Inverted AR Roots	.20	-.20		
Inverted MA Roots	-.07			

Ljung Box

Tabela A8 - Ljung Box (Brasil)
 Sample: 6/01/2004 29/12/2017
 Included observations: 3611
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.002	-0.002	0.0109	
		2	-0.020	-0.020	1.4841	
		3	-0.027	-0.027	4.1804	0.041
		4	-0.018	-0.018	5.3334	0.069
		5	0.003	0.001	5.3581	0.147
		6	-0.004	-0.005	5.4035	0.248
		7	-0.023	-0.024	7.3003	0.199
		8	-0.005	-0.005	7.3881	0.286
		9	0.002	0.001	7.4038	0.388
		10	0.024	0.023	9.5650	0.297
		11	0.003	0.002	9.6037	0.384
		12	0.021	0.022	11.233	0.340
		13	-0.011	-0.010	11.681	0.388
		14	-0.009	-0.007	11.958	0.449
		15	0.018	0.018	13.117	0.439
		16	-0.004	-0.004	13.172	0.513
		17	0.029	0.030	16.273	0.364
		18	-0.014	-0.013	16.965	0.388
		19	-0.027	-0.024	19.568	0.297
		20	0.027	0.027	22.298	0.219
		21	0.019	0.018	23.560	0.214
		22	0.023	0.022	25.450	0.185
		23	-0.015	-0.013	26.233	0.198
		24	-0.001	0.003	26.239	0.242
		25	-0.015	-0.015	27.108	0.251
		26	0.012	0.011	27.634	0.276
		27	0.005	0.003	27.725	0.321
		28	-0.006	-0.004	27.839	0.366
		29	0.016	0.017	28.730	0.374
		30	-0.004	-0.004	28.776	0.424
		31	-0.013	-0.013	29.417	0.443
		32	-0.007	-0.011	29.581	0.487
		33	-0.005	-0.005	29.686	0.534
		34	0.010	0.009	30.033	0.566
		35	0.006	0.006	30.146	0.610
		36	-0.020	-0.019	31.549	0.588

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Tabela A9 - Ljung Box (Peru)
 Sample: 6/01/2004 29/12/2017
 Included observations: 3611
 Q-statistic probabilities adjusted for 3 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
		1	0.009	0.009	0.2998	
		2	-0.019	-0.019	1.5914	
		3	0.011	0.011	1.9963	
		4	0.011	0.011	2.4681	0.116
		5	-0.001	-0.001	2.4722	0.291
		6	-0.006	-0.006	2.5983	0.458
		7	0.004	0.004	2.6623	0.616
		8	0.008	0.008	2.8984	0.716
		9	-0.006	-0.006	3.0324	0.805
		10	0.020	0.021	4.5162	0.719
		11	0.024	0.023	6.5841	0.582
		12	-0.005	-0.004	6.6616	0.672
		13	-0.023	-0.022	8.5663	0.574
		14	0.013	0.012	9.1698	0.606
		15	-0.012	-0.014	9.7109	0.641
		16	-0.019	-0.017	10.978	0.613
		17	0.007	0.007	11.162	0.673
		18	0.027	0.026	13.818	0.539
		19	-0.002	-0.002	13.832	0.611
		20	0.020	0.022	15.315	0.573
		21	-0.005	-0.007	15.408	0.634
		22	-0.028	-0.029	18.282	0.504
		23	-0.009	-0.007	18.563	0.550
		24	0.003	0.002	18.589	0.612
		25	-0.000	-0.001	18.589	0.671
		26	0.003	0.005	18.620	0.723
		27	0.014	0.015	19.293	0.736
		28	0.008	0.005	19.509	0.772
		29	0.002	0.001	19.523	0.814
		30	-0.017	-0.017	20.587	0.805
		31	-0.017	-0.017	21.595	0.800
		32	-0.022	-0.022	23.388	0.759
		33	-0.031	-0.027	26.898	0.629
		34	-0.031	-0.031	30.382	0.498
		35	0.023	0.022	32.347	0.450
		36	-0.020	-0.021	33.871	0.425

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Tabela A10 - Ljung Box (Colômbia)

Sample: 6/01/2004 29/12/2017

Included observations: 3612

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.015	0.015	0.7735	
		2	0.035	0.035	5.1781	0.023
		3	0.009	0.008	5.4952	0.064
		4	0.014	0.012	6.1803	0.103
		5	0.018	0.017	7.3946	0.116
		6	0.006	0.004	7.5173	0.185
		7	0.018	0.017	8.7094	0.191
		8	0.023	0.021	10.549	0.160
		9	0.034	0.032	14.857	0.062
		10	0.041	0.038	20.804	0.014
		11	0.012	0.008	21.303	0.019
		12	-0.008	-0.013	21.537	0.028
		13	0.016	0.013	22.416	0.033
		14	0.004	0.001	22.466	0.049
		15	0.002	-0.002	22.478	0.069
		16	0.001	-0.001	22.482	0.096
		17	0.007	0.004	22.638	0.124
		18	0.003	-0.000	22.681	0.160
		19	0.017	0.014	23.748	0.163
		20	-0.000	-0.003	23.749	0.206
		21	-0.002	-0.004	23.764	0.253
		22	0.012	0.011	24.265	0.280
		23	-0.004	-0.005	24.313	0.331
		24	0.014	0.012	24.986	0.351
		25	0.017	0.017	25.989	0.354
		26	-0.016	-0.018	26.908	0.360
		27	0.015	0.013	27.693	0.374
		28	0.025	0.024	29.938	0.317
		29	-0.005	-0.008	30.018	0.362
		30	0.021	0.019	31.578	0.339
		31	-0.006	-0.006	31.694	0.382
		32	0.018	0.014	32.891	0.375
		33	-0.035	-0.037	37.439	0.234
		34	0.002	0.000	37.454	0.272
		35	0.020	0.020	38.939	0.257
		36	0.008	0.008	39.194	0.287

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Tabela A11 - Ljung Box (Mexico)
 Sample: 6/01/2004 29/12/2017
 Included observations: 3612
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.006	0.006	0.1124	
		2	0.003	0.003	0.1495	
		3	-0.023	-0.023	2.0397	0.153
		4	-0.022	-0.021	3.7467	0.154
		5	-0.011	-0.011	4.1775	0.243
		6	-0.007	-0.007	4.3362	0.362
		7	0.002	0.001	4.3468	0.501
		8	-0.010	-0.011	4.7247	0.580
		9	-0.019	-0.020	6.0529	0.534
		10	0.014	0.014	6.7253	0.567
		11	0.023	0.023	8.6881	0.467
		12	0.022	0.020	10.458	0.401
		13	0.017	0.017	11.565	0.397
		14	-0.009	-0.008	11.869	0.456
		15	-0.005	-0.003	11.944	0.532
		16	-0.011	-0.009	12.405	0.574
		17	0.028	0.029	15.272	0.432
		18	-0.005	-0.005	15.361	0.498
		19	-0.010	-0.010	15.755	0.541
		20	-0.000	0.001	15.755	0.610
		21	-0.011	-0.010	16.184	0.645
		22	0.012	0.011	16.693	0.673
		23	0.037	0.035	21.598	0.423
		24	-0.008	-0.011	21.851	0.469
		25	-0.036	-0.036	26.494	0.278
		26	-0.004	-0.001	26.563	0.325
		27	0.000	0.001	26.563	0.378
		28	-0.031	-0.033	30.095	0.264
		29	-0.011	-0.013	30.538	0.291
		30	-0.007	-0.009	30.735	0.329
		31	-0.001	-0.001	30.739	0.378
		32	0.000	0.000	30.739	0.428
		33	0.026	0.023	33.149	0.363
		34	0.008	0.003	33.401	0.399
		35	0.017	0.016	34.434	0.399
		36	-0.000	0.002	34.434	0.447

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Tabela A12 - Ljung Box (Chile)

Sample: 6/01/2004 29/12/2017

Included observations: 3612

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.004	0.004	0.0608	
		2	-0.009	-0.009	0.3420	0.559
		3	-0.034	-0.034	4.5593	0.102
		4	0.010	0.010	4.9176	0.178
		5	0.037	0.036	9.8992	0.042
		6	0.006	0.005	10.020	0.075
		7	0.004	0.006	10.087	0.121
		8	0.019	0.022	11.434	0.121
		9	0.006	0.005	11.545	0.173
		10	0.030	0.029	14.779	0.097
		11	0.025	0.026	17.124	0.072
		12	0.019	0.019	18.415	0.072
		13	-0.028	-0.027	21.251	0.047
		14	0.011	0.012	21.672	0.061
		15	0.000	-0.002	21.672	0.086
		16	-0.003	-0.007	21.699	0.116
		17	-0.009	-0.010	21.996	0.143
		18	-0.026	-0.026	24.477	0.107
		19	0.023	0.021	26.420	0.091
		20	-0.005	-0.008	26.513	0.117
		21	0.029	0.028	29.629	0.076
		22	-0.003	-0.002	29.657	0.099
		23	-0.000	0.002	29.657	0.127
		24	-0.008	-0.007	29.917	0.152
		25	0.011	0.012	30.371	0.173
		26	-0.011	-0.013	30.832	0.195
		27	-0.006	-0.005	30.950	0.230
		28	0.004	0.006	30.997	0.271
		29	0.012	0.010	31.516	0.295
		30	0.001	0.000	31.523	0.341
		31	-0.005	-0.007	31.603	0.386
		32	0.004	0.006	31.667	0.433
		33	-0.008	-0.011	31.920	0.471
		34	0.001	0.002	31.921	0.521
		35	0.001	0.001	31.928	0.570
		36	-0.025	-0.026	34.298	0.502

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Tabela A13 - Ljung Box (Argentina)
 Sample: 6/01/2004 29/12/2017
 Included observations: 3611
 Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA terms

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.003	0.003	0.0336	
		2	-0.009	-0.009	0.2987	
		3	0.012	0.012	0.8241	0.364
		4	0.008	0.008	1.0684	0.586
		5	-0.030	-0.030	4.4154	0.220
		6	0.011	0.011	4.8240	0.306
		7	0.017	0.016	5.8544	0.321
		8	0.018	0.018	6.9876	0.322
		9	-0.019	-0.019	8.3359	0.304
		10	0.029	0.028	11.432	0.178
		11	-0.015	-0.016	12.283	0.198
		12	0.002	0.004	12.305	0.265
		13	0.006	0.006	12.443	0.331
		14	0.012	0.010	12.973	0.371
		15	0.012	0.013	13.461	0.413
		16	-0.025	-0.027	15.819	0.325
		17	0.027	0.027	18.402	0.242
		18	-0.012	-0.014	18.923	0.273
		19	0.009	0.012	19.194	0.318
		20	0.011	0.010	19.667	0.352
		21	0.012	0.010	20.156	0.385
		22	0.004	0.005	20.202	0.445
		23	0.021	0.020	21.783	0.412
		24	0.010	0.011	22.167	0.450
		25	0.017	0.016	23.243	0.447
		26	-0.028	-0.025	26.152	0.345
		27	0.017	0.013	27.213	0.345
		28	-0.013	-0.012	27.869	0.365
		29	0.016	0.015	28.756	0.373
		30	-0.009	-0.009	29.047	0.410
		31	-0.020	-0.023	30.541	0.387
		32	0.006	0.006	30.666	0.432
		33	0.012	0.011	31.154	0.458
		34	-0.019	-0.018	32.438	0.445
		35	0.025	0.024	34.712	0.386
		36	-0.017	-0.017	35.772	0.385

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Resíduos Quadrados

Tabela A14 – Resíduos Quadrados (Brasil)

Sample: 6/01/2004 29/12/2017

Included observations: 3611

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1			-0.027	-0.027	2.5617	0.109
2			0.033	0.032	6.3869	0.041
3			0.007	0.009	6.5691	0.087
4			-0.002	-0.003	6.5839	0.160
5			-0.002	-0.003	6.6053	0.252
6			0.009	0.009	6.9030	0.330
7			0.004	0.005	6.9641	0.433
8			-0.024	-0.025	9.0815	0.335
9			0.026	0.025	11.572	0.239
10			0.044	0.047	18.485	0.047
11			-0.004	-0.003	18.547	0.070
12			0.011	0.007	18.952	0.090
13			-0.010	-0.010	19.298	0.114
14			-0.010	-0.010	19.662	0.141
15			-0.007	-0.007	19.826	0.179
16			0.012	0.011	20.354	0.205
17			-0.018	-0.016	21.508	0.204
18			-0.009	-0.009	21.783	0.242
19			0.006	0.004	21.894	0.290
20			0.015	0.015	22.725	0.302
21			-0.006	-0.006	22.877	0.351
22			0.033	0.030	26.750	0.221
23			0.025	0.028	29.013	0.180
24			-0.026	-0.025	31.481	0.140
25			0.011	0.007	31.956	0.159
26			-0.010	-0.009	32.345	0.182
27			-0.008	-0.007	32.607	0.210
28			-0.008	-0.008	32.835	0.242
29			0.004	0.002	32.884	0.282
30			-0.000	0.002	32.884	0.328
31			-0.019	-0.020	34.226	0.315
32			0.002	-0.005	34.242	0.361
33			-0.011	-0.010	34.716	0.386
34			-0.010	-0.009	35.114	0.415
35			0.010	0.009	35.473	0.446
36			-0.033	-0.030	39.472	0.317

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Tabela A15 - Resíduos Quadrados (Peru)

Sample: 6/01/2004 29/12/2017

Included observations: 3611

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.001	0.001	0.0058	0.939
		2	0.058	0.058	12.138	0.002
		3	-0.001	-0.001	12.142	0.007
		4	0.016	0.013	13.074	0.011
		5	0.007	0.007	13.252	0.021
		6	-0.003	-0.004	13.275	0.039
		7	-0.005	-0.006	13.358	0.064
		8	-0.032	-0.032	16.987	0.030
		9	0.005	0.006	17.087	0.047
		10	-0.025	-0.022	19.386	0.036
		11	0.001	0.000	19.388	0.054
		12	-0.017	-0.014	20.496	0.058
		13	0.006	0.006	20.621	0.081
		14	-0.018	-0.016	21.752	0.084
		15	0.007	0.006	21.913	0.110
		16	0.014	0.015	22.602	0.125
		17	0.030	0.029	25.859	0.077
		18	-0.016	-0.019	26.760	0.084
		19	0.014	0.012	27.522	0.093
		20	0.010	0.010	27.889	0.112
		21	0.002	-0.001	27.898	0.143
		22	0.017	0.014	28.945	0.146
		23	0.035	0.036	33.289	0.076
		24	-0.006	-0.009	33.438	0.095
		25	-0.018	-0.021	34.676	0.094
		26	-0.014	-0.014	35.370	0.104
		27	-0.001	0.002	35.377	0.130
		28	0.014	0.016	36.141	0.139
		29	-0.021	-0.019	37.689	0.129
		30	0.049	0.050	46.460	0.028
		31	-0.000	0.005	46.460	0.037
		32	-0.002	-0.010	46.474	0.047
		33	0.029	0.029	49.538	0.032
		34	-0.008	-0.010	49.792	0.039
		35	0.023	0.020	51.662	0.034
		36	0.011	0.011	52.107	0.040

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Tabela A16 - Resíduos Quadrados (Colômbia)

Sample: 6/01/2004 29/12/2017

Included observations: 3612

	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*
1			0.014	0.014	0.7061	0.401
2			0.012	0.012	1.2494	0.535
3			0.002	0.002	1.2673	0.737
4			-0.013	-0.013	1.8441	0.764
5			0.016	0.016	2.7244	0.742
6			0.011	0.011	3.1625	0.788
7			0.039	0.038	8.6030	0.282
8			-0.001	-0.003	8.6091	0.376
9			-0.004	-0.005	8.6678	0.468
10			-0.013	-0.013	9.3200	0.502
11			-0.006	-0.005	9.4519	0.580
12			-0.008	-0.009	9.6764	0.644
13			-0.003	-0.004	9.7134	0.717
14			0.018	0.017	10.954	0.690
15			-0.003	-0.003	10.997	0.753
16			-0.001	-0.000	10.998	0.810
17			-0.009	-0.008	11.320	0.839
18			0.011	0.012	11.762	0.859
19			0.021	0.021	13.410	0.817
20			0.020	0.019	14.824	0.786
21			-0.002	-0.004	14.833	0.831
22			-0.003	-0.002	14.857	0.868
23			-0.006	-0.006	15.011	0.894
24			0.001	0.002	15.017	0.920
25			0.021	0.019	16.588	0.896
26			0.025	0.023	18.827	0.844
27			-0.003	-0.005	18.855	0.875
28			-0.008	-0.008	19.103	0.895
29			0.008	0.009	19.323	0.913
30			-0.021	-0.020	20.990	0.888
31			0.038	0.038	26.282	0.708
32			0.000	-0.003	26.282	0.751
33			0.005	0.002	26.361	0.787
34			0.013	0.012	26.981	0.798
35			0.006	0.008	27.103	0.828
36			-0.010	-0.011	27.504	0.844

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Tabela A17 - Resíduos Quadrados (Mexico)

Sample: 6/01/2004 29/12/2017

Included observations: 3612

	Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob*
			1	-0.014	-0.014	0.7384	0.390
			2	0.005	0.005	0.8220	0.663
			3	-0.008	-0.008	1.0335	0.793
			4	0.013	0.012	1.6119	0.807
			5	-0.012	-0.011	2.1253	0.832
			6	0.002	0.002	2.1405	0.906
			7	0.014	0.014	2.8149	0.902
			8	-0.021	-0.020	4.3391	0.825
			9	0.016	0.016	5.3146	0.806
			10	0.028	0.028	8.0717	0.622
			11	-0.012	-0.012	8.6049	0.658
			12	0.007	0.007	8.7728	0.722
			13	-0.008	-0.008	9.0137	0.772
			14	-0.005	-0.006	9.1171	0.823
			15	0.016	0.017	10.002	0.820
			16	0.002	0.001	10.021	0.866
			17	-0.001	-0.001	10.028	0.902
			18	-0.017	-0.016	11.056	0.892
			19	-0.008	-0.011	11.294	0.914
			20	-0.003	-0.002	11.319	0.938
			21	-0.005	-0.005	11.424	0.954
			22	0.011	0.010	11.882	0.960
			23	0.045	0.047	19.177	0.691
			24	0.039	0.039	24.614	0.427
			25	0.006	0.007	24.749	0.476
			26	-0.031	-0.031	28.238	0.347
			27	0.003	0.002	28.277	0.397
			28	0.021	0.023	29.939	0.366
			29	-0.006	-0.006	30.087	0.410
			30	0.014	0.013	30.759	0.427
			31	-0.017	-0.017	31.874	0.423
			32	-0.015	-0.018	32.707	0.432
			33	0.010	0.008	33.059	0.464
			34	-0.005	-0.008	33.152	0.509
			35	0.017	0.018	34.248	0.504
			36	-0.012	-0.008	34.764	0.527

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Tabela A18 - Resíduos Quadrados (Chile)

Sample: 6/01/2004 29/12/2017

Included observations: 3612

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.023	0.023	1.8308	0.176
		2	0.012	0.012	2.3619	0.307
		3	0.004	0.004	2.4273	0.489
		4	-0.015	-0.015	3.2541	0.516
		5	0.014	0.014	3.9196	0.561
		6	-0.038	-0.039	9.2331	0.161
		7	-0.006	-0.004	9.3536	0.228
		8	-0.011	-0.011	9.8269	0.277
		9	0.009	0.010	10.113	0.341
		10	0.031	0.029	13.516	0.196
		11	0.003	0.002	13.546	0.259
		12	0.007	0.005	13.726	0.319
		13	0.005	0.005	13.814	0.387
		14	0.011	0.011	14.291	0.428
		15	0.044	0.043	21.339	0.126
		16	-0.005	-0.004	21.414	0.163
		17	-0.013	-0.013	22.000	0.185
		18	-0.014	-0.013	22.731	0.201
		19	0.022	0.024	24.520	0.177
		20	0.109	0.107	67.313	0.000
		21	0.011	0.010	67.774	0.000
		22	0.006	0.002	67.892	0.000
		23	0.011	0.010	68.300	0.000
		24	-0.012	-0.013	68.828	0.000
		25	0.006	0.003	68.952	0.000
		26	-0.022	-0.014	70.740	0.000
		27	-0.010	-0.006	71.104	0.000
		28	-0.028	-0.025	73.916	0.000
		29	-0.014	-0.016	74.669	0.000
		30	-0.010	-0.018	75.030	0.000
		31	0.007	0.008	75.211	0.000
		32	0.007	0.004	75.367	0.000
		33	0.005	0.004	75.475	0.000
		34	0.014	0.007	76.188	0.000
		35	0.029	0.018	79.259	0.000
		36	-0.018	-0.020	80.415	0.000

*Probabilities may not be valid for this equation specification.

Tabela A19 - Resíduos Quadrados (Argentina)

Sample: 6/01/2004 29/12/2017

Included observations: 3611

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.001	-0.001	0.0070	0.934
		2	0.040	0.040	5.6923	0.058
		3	0.001	0.001	5.6979	0.127
		4	0.016	0.014	6.5988	0.159
		5	0.023	0.023	8.4596	0.133
		6	0.011	0.010	8.8806	0.180
		7	-0.005	-0.006	8.9574	0.256
		8	0.002	0.000	8.9655	0.345
		9	-0.007	-0.007	9.1502	0.424
		10	0.004	0.003	9.2153	0.512
		11	0.003	0.003	9.2414	0.600
		12	-0.018	-0.018	10.370	0.584
		13	0.003	0.003	10.413	0.660
		14	-0.017	-0.015	11.405	0.654
		15	-0.005	-0.005	11.479	0.718
		16	-0.018	-0.017	12.668	0.697
		17	0.001	0.002	12.673	0.758
		18	0.031	0.033	16.108	0.585
		19	0.011	0.011	16.524	0.622
		20	0.013	0.012	17.159	0.643
		21	0.020	0.020	18.603	0.611
		22	0.012	0.010	19.094	0.640
		23	0.024	0.021	21.225	0.567
		24	0.010	0.008	21.602	0.603
		25	-0.001	-0.004	21.608	0.658
		26	-0.010	-0.012	21.956	0.691
		27	-0.002	-0.003	21.968	0.739
		28	-0.004	-0.005	22.019	0.780
		29	0.009	0.009	22.345	0.806
		30	-0.012	-0.011	22.865	0.821
		31	-0.007	-0.007	23.041	0.848
		32	0.006	0.008	23.163	0.873
		33	0.021	0.023	24.756	0.849
		34	0.012	0.014	25.300	0.860
		35	0.001	0.002	25.304	0.886
		36	0.006	0.006	25.447	0.905

*Probabilities may not be valid for this equation specification.