



**Nathália da Silva Martins**

**A influência de fatores globais nos retornos do mercado de  
ações brasileiro e de outros países da América Latina**

**Dissertação de Mestrado**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas do Departamento de Administração da PUC-Rio.

Orientadora: Profa. Graziela Fortunato

Rio de Janeiro  
Setembro de 2017



**Nathália da Silva Martins**

**A influência de fatores globais nos  
retornos do mercado de ações brasileiro e  
de outros países da América Latina**

Dissertação apresentada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre pelo Programa de Pós-Graduação em Administração de Empresas do Departamento de Administração da PUC-Rio. Aprovada pela Comissão Examinadora abaixo assinada.

**Profa. Graziela Xavier Fortunato**

Orientadora

Departamento de Administração – PUC-Rio

**Prof. Marcelo Cabus Klotzle**

Departamento de Administração - PUC-Rio

**Prof. Carlos de Lamare Bastian Pinto**

Grupo IBMEC

**Prof. Augusto Cesar Pinheiro da Silva**

Vice-Decano de Pós-Graduação do CCS – PUC-Rio

Rio de Janeiro, 01 de setembro de 2017

Todos os direitos reservados. É proibida a reprodução total ou parcial do trabalho sem autorização da universidade, da autora e do orientador.

### **Nathália da Silva Martins**

Graduou-se em Engenharia de Petróleo pela Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ) em 2011. Aluna de Mestrado da PUC-Rio em Administração em empresas com ênfase em Finanças desde março de 2015.

#### Ficha Catalográfica

Martins, Nathalia da Silva

A influência de fatores globais nos retornos do mercado de ações brasileiro e de outros países da América Latina / Nathalia da Silva Martins ; orientadora: Graziela Xavier Fortunato. – 2017.

52 f. : il. color. ; 30 cm

Dissertação (mestrado)–Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Departamento de Administração, 2017.

Inclui bibliografia

1. Administração – Teses. 2. Mercado de ações. 3. Fatores globais. 4. América Latina. 5. Regressão quantílica. I. Fortunato, Graziela Xavier. II. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro. Departamento de Administração. III. Título.

CDD: 658

Para meus pais, Elaine e Tarcísio, pelo amor incondicional.

## Agradecimentos

Ao meu marido Filipe Florentino de Moura, pelo carinho, suporte e compreensão nos momentos difíceis.

À minha orientadora, Graziela Xavier Fortunato, pelo estímulo e orientação nesta pesquisa.

À PUC-Rio, pelos auxílios concedidos, sem os quais o mestrado não poderia ter sido concluído.

## Resumo

Martins, Nathália da Silva; Fortunato, Graziela (Orientadora). **A influência de fatores globais nos retornos do mercado de ações brasileiro e de outros países da América Latina.** Rio de Janeiro, 2017. 52p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

Esse estudo examina a estrutura de dependência do mercado de ações do Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru em relação aos retornos do preço de commodities, do mercado de ações global e sua volatilidade e do índice de incerteza político-econômica americana. A metodologia empregada é a regressão quantílica por permitir o exame da dependência nos diferentes quantis de distribuição dos retornos, ou seja, sob diferentes circunstâncias de mercado. Os resultados mostraram que há dependência em relação ao mercado global de ações em todos os países. De uma maneira geral, os preços das commodities também influenciam no retorno do mercado acionários da América Latina, sendo a estrutura de dependência, por vezes, assimétrica. O índice de incerteza político-econômica americano não impacta o mercado acionário de Chile e Peru, ao passo que a estrutura de dependência é assimétrica e negativa no Brasil, Colômbia e México. Por fim, o índice VIX não é significativo para os retornos do mercados de ações de Brasil e Peru. Como uma contribuição adicional, foi examinada a relação de dependência do mercado acionário brasileiro em relação ao índice de incerteza político-econômico brasileiro. O estudo identificou que variações positivas do índice de incerteza político-econômico brasileiro levam a quedas no retorno acionário, quando o mercado está em ascensão. Os resultados desse estudo contribuem para a compreensão dos movimentos dos retornos do mercado acionário do Brasil e de outros países da América Latina em relação a diversos fatores, os quais são do interesse de diversos *stakeholders*, tais como investidores internacionais e gestores de portfólio.

## Palavras-chave

Fatores Globais; Mercado de ações; América Latina; Regressão Quantílica

## Abstract

Martins, Nathália da Silva; Fortunato, Graziela (Advisor). **The impact of global factors on stock market returns of Brazil and other Latin American countries.** Rio de Janeiro, 2017. 52p. Dissertação de Mestrado - Departamento de Administração, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro.

This study examines the dependence structure between the stock markets of Brazil, Chile, Colombia, Mexico and Peru and the commodity price, the global stock market and its volatility, and the U.S. economic-policy uncertainty index. The methodology employed is the quantile regression because it allows to examine the dependence in different quantiles of the returns distribution, that is, under different market circumstances. The results showed that there is dependence on the global stock market in all countries. In general, commodity prices also influence the stock markets of Latin America, with the dependence structure being often asymmetric. The U.S. economic-policy uncertainty index doesn't impact the stock markets of Chile and Peru, while the dependence structure is negative and asymmetric in Brazil, Colombia, and Mexico. Finally, the VIX index is not significant for the stock market returns in Brazil and Peru. As an additional contribution, the dependence of the Brazilian stock market in relation to the Brazil economic-policy uncertainty index. The study identified that positive changes in the political-economic uncertainty index lead to declines in shareholder returns, when the market is bullish. The results of this study contribute to understand the movements of stock market returns in Brazil and other Latin American countries in relation to several factors, which are of interest to several stakeholders, such as international investors and portfolio managers.

## Keywords

Global factors; Stock Markets; Latin America; Quantile Regression

## Sumário

1.Introdução	11
1.1. Objetivo e Proposta	13
2.. Referencial Teórico	15
2.1. A dependência do mercado de capitais	15
2.2. Regressão quantílica	20
3.Metodologia	22
3.1. Coleta de dados	25
4.Análise de resultados	28
4.1. Análise descritiva	28
4.2. Aspectos gerais: Mercados acionários da América Latina e fatores globais	32
4.2.1. Estrutura de dependência entre os mercados da América Latina e o maior mercado global de ações	37
4.2.2. Estrutura de dependência entre os mercados da América Latina e o mercado de commodities	40
4.2.3. Estrutura de dependência entre os mercados da América Latina e o índice VIX e o de incerteza político-econômico americano	43
4.3. Mercado acionário brasileiro em foco	45
5.Conclusão	47
6.Referências bibliográficas	50

## Lista de figuras

Figura 1 - Série de retornos do mercado acionário brasileiro	28
Figura 2 - Série de retornos do índice S&P	29
Figura 3 - Série de retornos do índice VIX	29
Figura 4 - Série de retornos do índice de incerteza político-econômico americana	30
Figura 5 - Série de retornos dos preços das commodities, ouro e petróleo	30
Figura 6 - Mudanças no coeficiente de regressão do Índice S&P para a distribuição dos retornos do mercado brasileiro	37
Figura 7 - Mudanças no coeficiente de regressão do Índice S&P para a distribuição dos retornos do mercado chileno	38
Figura 8 - Mudanças nos coeficientes de regressão do Índice S&P para a distribuição dos retornos do mercado da Colômbia, à esquerda, e do México, à direita	38
Figura 9 - Mudanças no coeficiente de regressão do Índice S&P para a distribuição dos retornos do mercado peruano	39
Figura 10 - Mudanças no coeficiente de regressão do ouro para a distribuição dos retornos do mercado peruano	41

## Lista de tabelas

Figura 1 - Série de retornos do mercado acionário brasileiro	28
Figura 2 - Série de retornos do índice S&P	29
Figura 3 - Série de retornos do índice VIX	29
Figura 4 - Série de retornos do índice de incerteza político-econômico americana	30
Figura 5 - Série de retornos dos preços das commodities, ouro e petróleo	30
Tabela 2 – Análise descritiva das variáveis dependentes	31
Figura 6 - Mudanças no coeficiente de regressão do Índice S&P para a distribuição dos retornos do mercado brasileiro	37
Figura 7 - Mudanças no coeficiente de regressão do Índice S&P para a distribuição dos retornos do mercado chileno	38
Figura 8 - Mudanças nos coeficientes de regressão do Índice S&P para a distribuição dos retornos do mercado da Colômbia, à esquerda, e do México, à direita	38
Figura 9 - Mudanças no coeficiente de regressão do Índice S&P para a distribuição dos retornos do mercado peruano	39
Figura 10 - Mudanças no coeficiente de regressão do ouro para a distribuição dos retornos do mercado peruano	41

## 1. Introdução

Após um período de crise financeira e econômica endêmica durante os anos 80 e 90, muitos países latino-americanos abriram suas economias, anteriormente fechadas, às instituições financeiras internacionais, buscando atrair capital e proteção contra a instabilidade regional. Com exceção das crises na Argentina e Uruguai no período 2001-02, as economias dessa região não sofreram nenhuma grave crise financeira no novo século. Ainda, emergiram da crise financeira global de 2008, em grande parte, incólumes com os altos preços das commodities que aumentaram as receitas de exportação e, conseqüentemente, geraram crescimento econômico (IMF, 2017).

Entre dezembro de 2008, ano da crise, e dezembro de 2016, o valor em reais de mercado da bolsa brasileira<sup>1</sup>, a maior dentre as bolsas na América Latina, cresceu 91%, o que representou uma taxa média de crescimento do índice de 6,1% ao ano (BM&FBovespa, 2017).

Atualmente, o valor do mercado de capitais no Brasil ultrapassa US\$ 700 milhões, o equivalente a 47% do total da América Latina. A bolsa de valores do México é a segunda mais relevante com valor de mercado de US\$ 373 milhões. (Economática, 2016).

Ainda, no ano de 2016, segundo dados do Economática (2016), as bolsas de valores da América Latina obtiveram crescimento médio, em valor de mercado em dólar, de 21%, com destaque para os crescimentos observados no Brasil, Peru e Colômbia.

Nesse contexto, a compreensão da estrutura de dependência do retorno do mercado acionário do Brasil e de outros países da América Latina revela-se de importância para os participantes do mercado de capitais uma vez que pode auxiliá-los no processo decisório de alocação do *portfolio*. Dentre os participantes, estão os governos, produtores, consumidores, *traders*, analistas financeiros, investidores internacionais e outros (Mensi et al., 2014).

O exame dos fatores que influenciam no mercado de ações tem sido examinado na literatura por diversos autores (Hammoudeh et al., 2013; Mensi et al, 2014; Antonakakis, Chatziantoniou e Filis, 2013; Kang e Ratti 2013; Ono,

---

<sup>1</sup> Medido pelo índice Ibovespa, indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade do mercado de ações brasileiro.

2011; Filis, Degiannakis e Floros, 2011; Creti, Joets e Mignon, 2013; Tsai, 2012). Os principais mercados investigados são os dos países desenvolvidos, em especial, Estados Unidos, ou mercados emergentes, como Brasil, China e Rússia.

Este estudo baseia-se no estudo de Mensi et al. (2014), que examinou estrutura de dependência entre os mercados acionários dos BRICS e fatores de influência globais empregando a regressão quantílica. Os resultados para os países emergentes estudados mostraram que seus mercados acionários exibem dependência em relação ao mercado global de ações e ao preço das commodities. O propósito é aplicar a metodologia testada por Mensi et al. (2014) para o grupo de países da América Latina.

A principal motivação consiste no fato de que os países da América Latina são produtores e exportadores de commodities e possuem os EUA como relevante parceiro de transações comerciais. Dessa forma, alterações em fatores globais, incluindo os preços das commodities e o retorno do mercado acionário global, podem impactar nas condições financeiras, nas economias dos países da América Latina e, conseqüentemente, nos retornos dos seus mercados acionários.

Ressalta-se que o Brasil é o 9º país do ranking de países produtores de petróleo, com uma produção diária de 734 mil barris e que o México ocupa a 11ª posição com uma produção de 581 mil barris/dia. A Colômbia, cuja produção totaliza 214 mil barris/dia, também é um relevante produtor mundial dessa commodity (EIA, 2017).

Segundo a EIA<sup>2</sup>, México e Colômbia estão entre os principais países dos quais os Estados Unidos importam petróleo. Por outro lado, México e Brasil figuram entre as principais destinações da exportação de petróleo americano, em 2016. Dados do sumário de commodities minerais da USGS<sup>3</sup> de 2016, indicam que o México, a Colômbia e o Peru figuram como as principais fontes de importação do ouro dos EUA.

Ainda, os Estados Unidos são o principal destino das exportações mexicanas e colombianas, concentrando perto de 81% e 27%, respectivamente, do valor total exportado por esses países. É também o segundo maior parceiro, ficando atrás somente da China, das exportações do Brasil, Peru e Chile (CIA, 2017).

---

<sup>2</sup> U.S. Energy Information Administration

<sup>3</sup> U.S. Geological Survey

Dado o exposto, por meio desse estudo serão perseguidas as respostas para as seguintes questões: Existe dependência entre os retornos dos mercados acionários do Brasil e cada um dos fatores globais considerados? Os resultados empíricos obtidos para o Brasil são similares para outros países? Há diferenças significativas nos efeitos dos fatores globais nos diferentes quantis? A estrutura de dependência dos mercados é simétrica ou assimétrica em relação a cada um dos fatores?

### 1.1. Objetivo e Proposta

O objetivo deste estudo é analisar a relação dos fatores econômicos globais, tais como o mercado acionário americano, os preços das commodities, a incerteza política americana e a volatilidade desse mercado no desempenho do mercado acionário do Brasil e, comparativamente, de outros países da América Latina (Colômbia, Chile, México e Peru)

Os movimentos dos mercados acionários em relação aos fatores econômicos globais são de interesse de investidores internacionais, pois podem auxiliar na identificação de oportunidades de investimento, diversificação de risco e especulação.

A dependência é examinada utilizando o método da regressão quantílica. Essa abordagem permite analisar a dependência condicional de quantis específicos dos retornos das ações dos países da América Latina em relação às variáveis independentes selecionadas. Logo, permite análises específicas dos efeitos sob diferentes circunstâncias de mercado, como por exemplo os mercados em queda (“*bearish markets*”), representados pelos quantis mais baixos, e os mercados em ascensão (“*bullish markets*”), representados pelos quantis mais altos.

Assim, esse estudo consiste em não apenas identificar se os fatores globais selecionados influenciam no retorno do mercado acionário dos países latino-americanos, mas também em identificar a existência de diferenças no padrão de dependência ao longo da distribuição dos retornos.

Ademais, este estudo busca examinar, como uma contribuição adicional, a influência da incerteza político-econômica do Brasil no seu mercado acionário, o qual é o mais relevante da América Latina. Há evidências empíricas de que a incerteza político-econômica americana gera impactos no retorno do mercado de

ações dos EUA (Kang e Ratti, 2013; Antonakakis, Chatziantoniou e Filis, 2013) Logo, busca-se investigar se há dependência do mercado brasileiro de ações em relação a esse mesmo índice para o Brasil. Esse exame é importante ao considerar o atual contexto de instabilidade político-econômica que o Brasil vivencia, incluindo o *impeachment* da presidente da república em 2016 e a Operação Lava-Jato, conjunto de investigações em andamento pela Polícia Federal.

Este estudo está organizado da seguinte forma: O segundo capítulo é o referencial teórico, abrangendo o exame das relações de dependência do mercado de capitais e a utilização da regressão quantílica em outros estudos. O capítulo 3 abrange a metodologia, incluindo a coleta, tratamento e análise dos dados, além da definição do modelo econométrico utilizado. O Capítulo 4 descreve os principais resultados empíricos e discussões. Por fim, o Capítulo 5 apresenta as considerações finais e sugestões para pesquisas futuras.

## 2. Referencial Teórico

### 2.1. A dependência do mercado de capitais

Segundo Cochrane (2009), a teoria de precificação de ativos financeiros prevê que os preços dos ativos ou seus retornos são determinados com base na exposição dos ativos aos riscos macroeconômicos. Em um mercado integrado, os retornos dos ativos individuais estão relacionados ao risco de mercado em vez de riscos específicos associados a cada ativo. Na teoria, o risco específico de cada ativo é limitado a zero.

A aplicação dessa teoria aos mercados internacionais leva a problemas devido à limitação na diversificação. A economia real não é totalmente integrada, logo, é impossível se proteger adequadamente contra riscos específicos (Lin Wang & Gau, 2007). Desse modo, alguns fatores de risco adicionais influenciam os preços dos ativos ou seus retornos. Conforme abordado por Carmichael e Samson (2003), devido à integração incompleta e imperfeita dos mercados, a abordagem do modelo de precificação de ativos deve permitir a que tanto fatores internacionais como locais afetem o retorno dos ativos.

Lin, Wang, e Gau (2007) investigaram a influência de fatores mundiais e locais, tanto macroeconômicos como financeiros, no retorno dos títulos de países emergentes, incluindo Chile e México. Os resultados indicaram que o mercado de títulos dos emergentes é parcialmente integrado com o mundo desenvolvido e que o poder explanatório do modelo aumenta com a incorporação de variáveis macroeconômicas. Tanto os fatores globais como os locais podem prever o excesso de retorno dos títulos, mas os instrumentos locais aparentam prever melhor esse retorno. O mesmo foi realizado por Piljak (2013). Ele examinou o efeitos dos movimentos dos títulos de governo de 10 países emergentes e 4 mercados de fronteira com o mercado americano, o impacto de fatores macroeconômicos e a incerteza do mercado global de títulos. O resultado foi que os fatores macroeconômicos desempenham um papel importante na explicação das variações temporais dos retornos dos títulos. A incerteza do mercado de títulos, baseada em uma medida de volatilidade implícita, também possui poder explanatório nos dois mercados estudados.

Hammoudeh et al. (2013), por sua vez, investigaram a relação entre as classificações de risco econômico, financeiro e político de 5 países emergentes (Brasil, Rússia, Índia, China e África do Sul), seus respectivos mercados de ações, o maior mercado de ações do mundo e o mercado de petróleo, investigando as inter-relações entre essas variáveis no curto e no longo prazo. A técnica empregada foi o modelo auto-regressivo com defasagens distribuídas (“ARDL”). A sensibilidade do risco financeiro em relação às outras variáveis do estudo foi proeminente. As classificações de risco econômico e financeiro tem uma forte relação de *feedback* mas uma sensibilidade reduzida em relação ao risco político. Dentre os países estudados, apenas o mercado de ações chinês apresentou sensibilidade às classificações de risco e outras variáveis. Esse mercado responde negativamente a aumento no fator do risco econômico chinês. A ausência de relações nos outros países, segundo os autores, pode ser explicada pelo uso de técnicas avançadas de *hedge*.

Ainda com relação ao artigo de Hammoudeh et al. (2013), os dados mostraram que o preço do petróleo é sensível às variáveis de risco apenas no caso de Índia e África do Sul, que, curiosamente, não são produtoras de petróleo. A sugestão dos autores é de que a produção de petróleo leva a uma neutralidade a esse risco uma vez que os produtores possuem contratos de longo prazo e coberturas de risco.

Outros autores que examinaram o mercado acionário dos BRICS foram Mensi et al (2014). Eles examinaram a estrutura de dependência desses mercados com os seguintes fatores globais: preços de *commodities* (petróleo e ouro), a incerteza político americana, o mercado de ações global (representado pelo índice S&P) e a incerteza do mercado acionário (VIX). Por meio de uma regressão quantílica e a partir de dados coletados para o período entre setembro de 1997 e setembro de 2013, os resultados indicaram que os mercados de ações dos BRICS apresentam dependência com o mercado global e com o de *commodities* bem como em relação à incerteza do mercado acionário americano. A estrutura de dependência é frequentemente assimétrica e afetada pelo início da recente crise financeira global. Por outro lado, a incerteza política americana não possui impacto no mercado de ações dos BRICS.

Com relação à incerteza política americana, anteriormente, outro trabalho havia encontrado uma evidência empírica de que essa variável impactava no

retorno acionário do próprio mercado americano. Antonakakis, Chatziantoniou e Filis (2013) examinaram as correlações entre os retornos do mercado acionário americano, a volatilidade implícita e o índice de incerteza política. Foram utilizados o retorno do índice S&P500, o índice VIX e o índice de incerteza política desenvolvido por Baker et al. (2012), respectivamente, para cada uma das variáveis do estudo. Esses mesmos dados também foram coletados na pesquisa de Mensi et al. (2014). Os resultados mostraram que a correlação entre a incerteza política e o retorno do mercado de ações é consistentemente negativo. Ainda, um aumento na volatilidade do mercado de ações e na incerteza política reduz o retorno do mercado acionário.

O índice desenvolvido por Baker et al. (2012) mede a incerteza econômica relacionada à política nos Estados Unidos. Esse índice é baseado em três componentes. O primeiro quantifica a cobertura de jornais sobre incerteza político-econômica. O segundo componente considera o número de disposições do código tributário federal a expirar nos anos futuros e o terceiro emprega a divergência entre os analistas econômicos como uma *proxy* para a incerteza. Esses autores já desenvolveram a mesma metodologia para diversos outros países, incluindo o Brasil.

Há diversas pesquisas na literatura que empregam esse índice de incerteza, conforme listado no site do índice de incerteza política<sup>4</sup> desenvolvido pelos pesquisadores. Cabe aqui destacar o estudo de Kang e Ratti (2013) que investigou a relação entre os choques do petróleo, a incerteza político americana e os retornos das ações. Para os Estados Unidos, um aumento imprevisto na incerteza política tem um significativo efeito negativo no retorno real das ações. Um choque positivo na demanda do mercado de petróleo (indicativo de preocupação a respeito do abastecimento futuro) aumenta significativamente a incerteza política e reduz o retorno do mercado acionário. Além disso, o índice de incerteza política também apresentou significativa influência nos retornos acionários na Europa, importadora líquida de petróleo bruto, e no Canadá, um país exportador de energia. Nas duas regiões uma variação positiva no índice de incerteza política leva a uma redução no retorno do mercado acionário. Já os efeitos dos choques do petróleo são intensificados na Europa, quando em comparação aos Estados

---

<sup>4</sup> [www.policyuncertainty.com](http://www.policyuncertainty.com)

Unidos. Por outro lado, o choque na demanda é positivamente relacionado ao retorno das ações no Canadá.

Se, por um lado, Kang e Ratti (2013) encontraram que os choques do petróleo, caracterizados por aumentos abruptos em um curto período de tempo, levaram a uma redução nos retornos dos mercados acionários americanos e na Europa, por outro, a pesquisa de Ono (2011) indicou que o aumento no preço do petróleo influencia positivamente os retornos reais das ações com significância estatística no grupo de países emergentes estudado.

Ono (2011) analisou o impacto dos preços do petróleo no retorno real das ações de 4 países emergentes usando o modelo VAR. Os resultados sugeriram que os retornos das ações responderam positivamente ao preço do petróleo, com exceção do Brasil. Além disso, o artigo publicado também examinou o efeito assimétrico dos choques do preço do petróleo. Para o Brasil, nenhum efeito assimétrico nos preços do petróleo foi detectado.

A literatura revisada ofereceu outras evidências do impacto do petróleo nos retornos do mercado acionário. Filis, Degiannakis e Floros (2011) investigaram a correlação entre o preço do mercado de ações (S&P) e o preço do petróleo tanto para países importadores (EUA, Alemanha e Holanda) como para países exportadores (Canadá, México e Brasil). A correlação resultante apontou que o preço do petróleo exerce um efeito negativo em todos os mercados acionários. A única exceção foi na crise financeira global de 2008, quando os preços do petróleo exibiram uma correlação negativa com o mercado de ações. Portanto, os autores concluíram que em período de significativa turbulência econômica, o mercado de petróleo não é seguro para oferecer proteção contra perdas no mercado acionário.

O impacto de outras commodities no mercado acionário, incluindo o ouro, também foram investigadas. Mensi et al. (2013) investigaram as correlações e a transmissão da volatilidade entre o índice S&P500 e índices de preços de commodities para energia, alimentos, ouro e bebidas para o turbulento período entre 2000 e 2011. Os dados analisados mostraram uma relação positiva entre as *commodities* e mercado acionário. As maiores correlações condicionais foram entre o S&P500 e o índice para o ouro e entre o S&P500 e o índice para o WTI.

Creti, Joets e Mignon (2013) aumentaram a amostra de commodities analisadas em relação a estudos prévios, segundo os próprios autores, e consideraram o efeito de 25 diferentes commodities estratégicas no mercado

acionário. Os dados abrangem diversos setores: energia, metais preciosos, agricultura, metais não-ferrosos, alimentos, oleaginosas, exóticas e gado. Eles foram organizados de modo a permitir a comparação do comportamento de cada grupo de commodities com relação às flutuações do mercado de ações, e a estudar quando as correlações entre as commodities e as ações evoluem com o tempo e dependem da situação (mercado em tendência de alta ou de baixa). Por meio de uma correlação condicional dinâmica, os autores concluíram que as correlações são altamente voláteis. Algumas *commodities* são caracterizadas por um fenômeno de especulação, especialmente petróleo, café e cacau. Enquanto as correlações com os retornos do S&P 500 aumentam em períodos de crescimento dos preços das ações, elas diminuem em períodos com tendência de queda. O ouro, por sua vez, apresentou correlações negativas em geral com os retornos das ações e que diminuem em período de queda do preço – evidenciando seu papel seguro.

O efeito do câmbio no mercado acionário também foi investigado. Conforme apontado por Tsai (2012), a literatura que examina os fundamentos da teoria da relação entre o mercado de ações e o mercado de câmbio pode ser dividida em duas direções: o efeito das transações internacionais e o efeito do balanço de portfólio.

Segundo Aggarwal (1981), a conexão entre o mercado acionário e o cambial resulta da influência das transações comerciais. Uma mudança na taxa de câmbio influencia diretamente no preço das ações de empresas exportadoras e multinacionais. A depreciação da moeda gera efeitos positivos para a exportação das empresas e aumenta o preço das suas ações. Por outro lado, a apreciação do câmbio gera efeitos negativos e afeta a exportação das firmas, reduzindo o preço das suas ações. Logo, para países exportadores, o preço das ações e as taxas de câmbio são positivamente correlacionadas.

Outra visão é a de Bahmani-Oskooee e Sohrabian (1992). Esses autores argumentaram que uma mudança no preço das ações poderiam impactar também as taxas de câmbio. Logo, haveria uma relação nos dois sentidos entre essas variáveis. A abordagem é baseada no balanço de portfólio. O impacto de um fator externo faria a ação subir, o que aumentaria os recursos dos investidores e a demanda por moeda, aumentando a taxa de câmbio. Assim, o preço das ações e as taxas de câmbio estariam negativamente correlacionadas.

Kim (2003) investigou a existência de relação entre o preço da ação do mercado americano, a produção industrial, a taxa de câmbio, a taxa de juros e a inflação nos Estados Unidos. O resultados mostraram que o preço do índice S&P500 é positivamente relacionado com a produção industrial mas negativamente impactado pelas demais variáveis.

Dado o exposto, a literatura revisada apontou estudos que evidenciaram o impacto de diversos fatores locais e globais no retorno do mercado acionário de diversos países. Assim, é esperado que os retornos do ouro, do petróleo, do mercado americano e sua volatilidade, do índice de incerteza político-econômica e do câmbio influenciem no retorno do mercado acionário dos países da América Latina.

## 2.2. Regressão quantílica

A regressão quantílica foi introduzida por Koenker e Basset (1978) com a publicação do artigo *Regressão Quantílica*. Eles argumentaram que a convencional estimativa por mínimos quadrados pode ser deficiente em modelos lineares com erros não-gaussianos. A ferramenta proposta envolve, na modelagem da dependência, uma série de curvas de regressão que diferem através dos diferentes quantis da distribuição condicional da variável dependente.

Desde então, a regressão quantílica tem se tornado uma popular metodologia, sendo aplicada e utilizada em diversas áreas. O artigo de Koenker e Hallock (2001) identificou diversas pesquisas para exemplificar a expansão do uso empírico da regressão quantílica na literatura. Na área financeira, esses autores citaram os trabalhos de Taylor (1999), Engle e Manganelli (1999) e Chernozhuov e Umantsev (2001).

Bassett e Chen (2001) empregaram a regressão quantílica em modelos de índice para caracterizar estilos de fundos de investimento que são classificados com base em séries temporais do retorno. O uso da regressão quantílica permitiu a discriminação entre portfólios que seriam, de outra forma, julgadas como equivalentes. Desta forma, permitiu identificar como a distribuição do retorno pode responder aos fatores de diferentes formas em partes alternativas da distribuição. O método também ofereceu informação direta sobre o impacto dos estilos nas caudas das distribuições dos retornos.

Chuang; Kuan e Lin (2009) investigaram as relação de causa entre o retorno do mercado de ações e volume baseado no método de regressão quantílica. No estudo empírico de 3 relevantes índices do mercado acionário (NYSE, S&P 500 e FTSE 100<sup>5</sup>), encontraram que os efeitos do volume no retorno são usualmente heterogêneos entre os quantis e aqueles do volume no retorno são mais estáveis. Em particular, os efeitos do volume no retorno exibem um espectro simétrico em forma de V.

O mercado de ações também foi investigado por Tsai (2012). Esse autor coletou dados mensais de seis países asiáticos para estimar a relação entre o índice do preço da ação e a taxa de câmbio adotando o modelo de regressão quantílica. De acordo com o efeito de balanço de portfólio, essas duas variáveis devem ser negativamente relacionadas. Os resultados mostraram um padrão interessante, no qual a relação negativa entre o mercado acionário e o cambial é mais óbvio quando as taxas de cambio são extremamente altas ou baixas.

A abordagem da regressão quantílica também foi utilizada por Lee e Li (2012) no exame do efeito da diversificação no desempenho das empresas. Os autores utilizaram uma amostra de 44248 observações de empresas não financeiras americanas para o período de 1997 a 2009 e encontraram que os efeitos da diversificação no desempenho não é homogêneo entre os diferentes quantis. Especificamente, os resultados empíricos indicaram um efeito negativo da diversificação na performance em grupos de alto desempenho. Por outro lado, no grupo de baixa performance, foi encontrado um prêmio pela diversificação em vez de um desconto.

Por fim, Baur (2013), propôs uma estrutura alternativa para decompor a estrutura de dependência utilizando a regressão quantílica. Ele aplicou a estrutura em três conjuntos de séries temporais financeiras e demonstrou diferenças substanciais no padrão de dependência das diferentes classes de ativos e através do tempo.

---

<sup>5</sup> NYSE, S&P 500 e FTSE 100 são as siglas para *New York Stock Exchange*, *Standard & Poor's 500* e *Financial Times Stock Exchange 100*.

### 3. Metodologia

O objetivo desta pesquisa consiste em examinar, por meio de uma regressão quantílica, como fatores econômicos globais podem influenciar no desempenho do mercado acionário do Brasil e, comparativamente, de outros países da América Latina, tais como Chile, Colômbia, México e Peru

Segundo Brooks (2008), a abordagem da regressão tradicional modela a média da variável dependente, isto é, captura o valor médio de  $y$  dado os valores médios de todas as variáveis explanatórias. Contudo, a regressão quantílica representa uma forma mais flexível de capturar as complexidades inerentes na relação entre duas variáveis por estimar modelos de funções de quantis condicionais.

Comparado ao método dos mínimos quadrados comum, a regressão quantílica é um método mais robusto, em especial, quando os dados contêm *outliers*<sup>6</sup> e uma distribuição não normal. Do mesmo modo, a mediana é frequentemente uma medida melhor do comportamento típico que a média quando a distribuição é distorcida por *outliers* significativos.

A regressão quantílica<sup>7</sup> se tornou uma ferramenta popular na modelagem uma vez que considera uma série de curvas que diferem através de quantis da distribuição condicional da variável dependente (Mensi et al., 2013).

Os quantis, denotados por  $\tau$ , são pontos estabelecidos na observação de uma série ordenada de  $y$ . Por exemplo, a mediana corresponde ao ponto que divide a distribuição ao meio e o 10<sup>o</sup> percentil [Q(0,10)] inferior é o ponto no qual 10% dos valores estão alocados abaixo dele. Matematicamente, o  $\tau$ -ésimo quantil,  $Q(\tau)$ , de uma variável aleatória  $y$  de distribuição acumulada  $F(y)$  pode ser definido como:

$$Q(\tau) = \inf y : F(y) \geq \tau \quad \text{eq. (1)}$$

onde *inf* refere-se ao valor mínimo de  $y$  que satisfaz a igualdade.

A regressão quantílica modela toda a distribuição condicional de  $y$  dadas as variáveis explanatórias. Assim, examina o impacto em um ponto da distribuição de  $y$  e ao longo de sua curva de distribuição.

---

<sup>6</sup> Valores atípicos dos demais observados em uma série

<sup>7</sup> Introduzida na literatura por Koenker e Basset (1978)

Assim como o método dos mínimos quadrados ordinários encontra o valor médio que minimiza a soma dos resíduos, minimizar a soma do valor absoluto dos resíduos fornece o valor da mediana. Por definição, a função de valor absoluto é simétrica, logo, a mediana sempre possui o mesmo número de pontos de dados abaixo e acima dela. Se os resíduos absolutos forem ponderados dependendo se são positivos ou negativos, é possível calcular os quantis de uma distribuição. (Books, 2008).

Portanto, os quantis podem ser formulados, como a solução da minimização do seguinte problema<sup>8</sup>:

$$\begin{aligned} \hat{Q}_y(\tau) &= \underset{a}{\operatorname{argmin}} \left\{ \sum_{i: y_i \geq a} \tau |y_i - a| + \sum_{i: y_i < a} (1 - \tau) |y_i - a| \right\} = \\ &= \underset{a}{\operatorname{argmin}} \sum_i \rho_\tau(y_i - a) \end{aligned} \quad \text{eq. (2)}$$

$$\text{Sendo } \rho_\tau(z) = \begin{cases} \tau z & z \geq 0 \\ (\tau - 1)z & z < 0 \end{cases}$$

Assumindo que  $y$  é linearmente dependente de um vetor de variáveis exógenas  $x$ , a função quantílica condicional pode ser escrita como:

$$Q_y(\tau/x) = \inf \{ a | F_y(a|x) \geq \tau \} = \sum_k \beta_k(\tau) x_k$$

Os coeficientes da regressão quantílica são obtidos a partir da solução para a seguinte equação em relação a  $\beta(\tau)$ :

$$\begin{aligned} \hat{\beta}(\tau) &= \underset{\beta(\tau) \in R^k}{\operatorname{argmin}} \left\{ \sum_{i: y_i \geq x_i' \beta(\tau)} \tau |y_i - x_i' \beta(\tau)| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta(\tau)} (1 - \tau) |y_i - x_i' \beta(\tau)| \right\} = \\ &= \underset{\beta(\tau)}{\operatorname{argmin}} \sum_i \rho_\tau(y_i - x_i' \beta(\tau)) \end{aligned} \quad \text{eq. (3)}$$

A solução para a equação (3) pode ser resolvida usando o algoritmo proposto por Koenker e D'Orey (1987) e os erros de cada um dos coeficientes podem ser estimados empregando o procedimento proposto por Buchinsky (1995).

Portanto, o modelo para avaliar a relação entre os fatores econômicos globais e o desempenho do mercado acionários dos países da América Latina (Chile, Colômbia, México e Peru) é mostrada na equação (4). No modelo, a variável dependente é o retorno das ações de cada país e as variáveis independentes são os retornos do preço do ouro, do preço do petróleo, do índice

<sup>8</sup> Mais detalhes sobre o desenvolvimento do modelo de regressão quantílica são encontrados em Koenker e Basset (1978) e Koenker (2005)

de incerteza político-econômica americano, do índice S&P 500<sup>9</sup> e da volatilidade do S&P 500, medida pelo índice VIX (*Volatility Index*). Esse índice de volatilidade é baseado na média ponderada da volatilidade implícita de uma ampla variedade de preços de exercício de opções de ações.

$$R_{y,t}(\tau) = \alpha_y(\tau) + \beta_1(\tau) \text{ouro}_t + \beta_2(\tau) \text{petróleo}_t + \beta_3(\tau) \text{IPE}_t + \beta_3(\tau) \text{S\&P}_t + \beta_4(\tau) \text{VIX}_t + \varepsilon_{y,t} \quad \text{eq. (4)}$$

onde:

- $R_{y,t}(\tau)$  é o retorno das ações do país  $y$  no período  $t$  e no quantil  $\tau$ ;
- $\alpha_y(\tau)$  é o coeficiente linear da regressão para o país  $y$  no quantil  $\tau$ ;
- $\text{ouro}_t$  é o retorno do preço do ouro no período  $t$ ;
- $\text{petróleo}_t$  é o retorno do preço do petróleo no período  $t$ ;
- $\text{IPE}_t$  é o retorno do índice de incerteza político-econômica dos EUA no período  $t$ ;
- $\text{S\&P}_t$  é o retorno do índice Standard and Poor's, o qual representa o mercado americano de ações;
- $\text{VIX}_t$  é o retorno do índice VIX, representativo da volatilidade do mercado americano de ações; e
- $\varepsilon_{y,t}$  é o erro para o país  $y$  no período  $t$ .

Como contribuição adicional, será analisado também o modelo conforme equação (5) para exame dos fatores que influenciam o retorno do mercado brasileiro com a inclusão do retorno do índice de incerteza político-econômica do Brasil.

$$R_{Br,t}(\tau) = \alpha_{Br}(\tau) + \beta_1(\tau) \text{ouro}_t + \beta_2(\tau) \text{petróleo}_t + \beta_3(\tau) \text{IPE}_t + \beta_3(\tau) \text{S\&P}_t + \beta_4(\tau) \text{VIX}_t + \beta_5(\tau) \text{IPE\_Br}_t + \varepsilon_{Br,t} \quad \text{eq. (5)}$$

onde:

- $\text{IPE\_Br}_t$  é o retorno do índice de incerteza político-econômica do Brasil no período  $t$ ;

<sup>9</sup> Segundo informações da plataforma Bloomberg®, o índice S&P 500 é um índice ponderado de capitalização de 500 ações que representam os principais setores da economia.

### 3.1. Coleta de dados

Tendo em vista que o objetivo desse estudo consiste em testar empiricamente a relação de dependência entre o retorno do mercado acionário de países da América Latina e o retorno de fatores econômicos e financeiros globais (preço do ouro, preço do petróleo, índice de incerteza político-econômica americana, S&P 500 e VIX, foram coletados dados mensais representativos dessas variáveis na plataforma Bloomberg® em frequência mensal no período entre janeiro de 1998 e maio de 2017.

Os dados levam em consideração períodos turbulentos no cenário econômico mundial, como a crise asiática, a crise da Rússia e a crise brasileira de 1998. O período selecionado abrange, ainda, a crise financeira global no período de 2007 a 2009.

Por conveniência, os dados foram coletados na frequência mensal, o que ajuda a evitar o efeito de transações não sincronizadas, se empregados dados diários, e também porque parte dos dados a serem utilizados na análise só estavam disponíveis na base mensal.

O Ibovespa é o índice representativo do mercado de ações brasileiro por ser o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade desse mercado.

Os demais países selecionados na América Latina foram Chile, Colômbia, México e Peru, todos integrantes, em conjunto com o Brasil, do índice MSCI<sup>10</sup> de mercados emergentes das Américas. A Tabela 1 lista todos os países que compõem esse índice.

**Tabela 1 - Países emergentes integrantes do índice MSCI**

Índice de mercados emergentes do MSCI				
Américas	Europa, Oriente Médio e África		Ásia	
Brasil	República Theca	Qatar	China	Paquistão
Chile	Egito	Rússia	Índia	Filipinas
Colômbia	Grécia	África do Sul	Indonésia	Taiwan
México	Hungria	Turquia	Coréia	Tailândia
Peru	Polônia	Emirados Árabes Unidos	Malásia	

<sup>10</sup> MSCI Inc. (antigo *Morgan Stanley Capital International*): empresa de pesquisa em investimento que fornece índices, análise de risco de portfólio e performance e ferramentas para investidores institucionais e fundos de *hedge*.

O mercado acionário chileno é representado pelo índice IPSA, que é composto de 40 ações com maior volume médio de negociação na Bolsa de Comércio de Santiago. O mercado colombiano, por sua vez, é representado pelo índice IGBC (*Indice General de La Bolsa de Valores de Colombia*), que é um índice ponderado pela liquidez das ações de maior liquidez negociadas na bolsa. Esse índice foi combinado com os índices Medellin e Occidente desde junho de 2001, logo, o período de observação para este país inicia a partir dessa data. O índice representativo da bolsa mexicana é o BMV IPC que também mede o desempenho das ações de maior valor e liquidez. Por fim, o mercado acionário peruano é representado pelo *BVL Peru General Index*, o qual também possui critérios de liquidez e valor de mercado.

As variáveis adotadas seguem Mensi et al. (2014). São elas: (i) o preço do barril de petróleo do tipo WTI, expresso em dólares por barril; (ii) a volatilidade implícita do índice S&P 500, representada pelo índice VIX; (iii) o preço à vista do ouro em dólares por onça e (iv) um índice que mede a incerteza político-econômica americana.

O índice de incerteza político-econômica dos EUA é baseado em Baker et al.(2016), a partir de evidências coletadas de notícias veiculadas na mídia oriundas de mais de 12000 artigos. Considerando que os Estados Unidos representam uma das economias mais relevantes no cenário mundial, partiu-se da hipótese de que um aumento na incerteza política americana poderia levar a um fluxo de investimentos nos retornos dos mercados acionários dos países emergentes da América Latina e, conseqüentemente, aumentar o retorno dos mercados acionários desses países.

Como contribuição adicional, para o mercado brasileiro, também foi examinada a estrutura de dependência incluindo o índice de incerteza político-econômico brasileiro (IPE\_Br). O índice de incerteza político-econômico brasileiro foi desenvolvido empregando a mesma metodologia descrita em Baker et al.(2016). Os dados também estão disponíveis no site do índice de incerteza político-econômica<sup>11</sup>.

As séries de retornos dos preços, entre os instantes  $t - 1$  e  $t$ , foram calculados como:

---

<sup>11</sup> [http://www.policyuncertainty.com/brazil\\_monthly.html](http://www.policyuncertainty.com/brazil_monthly.html)

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 \rightarrow 1 + R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$$

Sendo  $\ln(1 + R_t) \approx R_t$ , então:

$$\ln(1 + R_t) = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \rightarrow \ln(P_t) = \ln(P_{t-1}) \approx R_t \quad \text{eq. (6)}$$

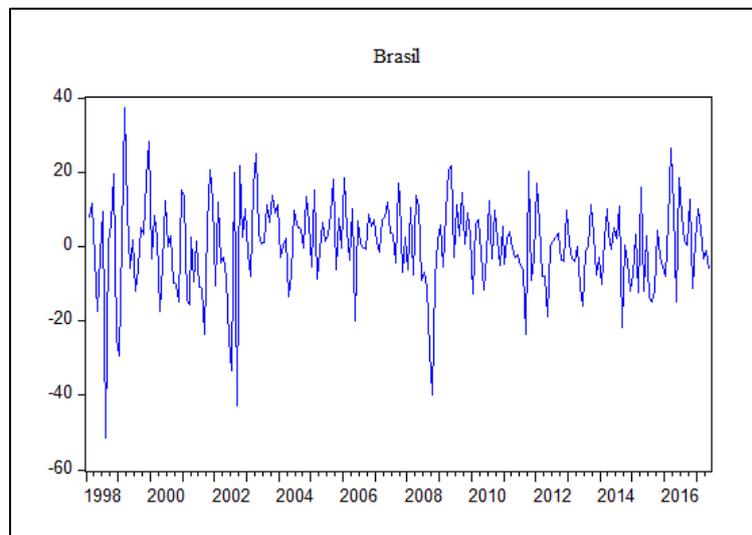
Logo, o retorno das variáveis foi calculado levando-se em consideração a diferença no logaritmo entre dois preços consecutivos e a multiplicação dessa diferença por 100, metodologia também empregada para estimativa dos retornos em outras pesquisas (Piljak, 2013; Mensi et al., 2014).

## 4. Análise de resultados

### 4.1. Análise descritiva

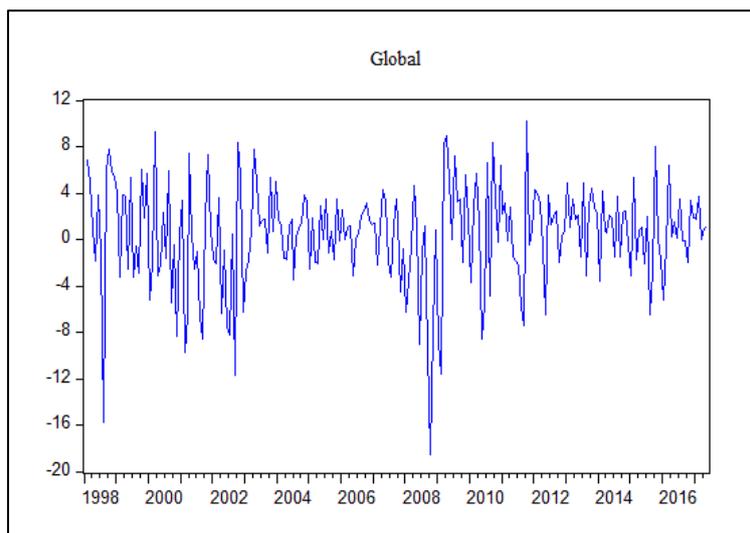
A Figura 1 e Figura 2 apresentam as séries de retorno de dois mercados acionários, o brasileiro e o americano, e dos fatores globais do período considerado (janeiro de 1998 e maio de 2017).

A Figura 1 ilustra a dinâmica da série de retornos do mercado acionário brasileiro, medido pelo índice Ibovespa. É possível observar que os retornos são especialmente voláteis entre a metade de 1998 e a metade de 1999, período da crise brasileira.



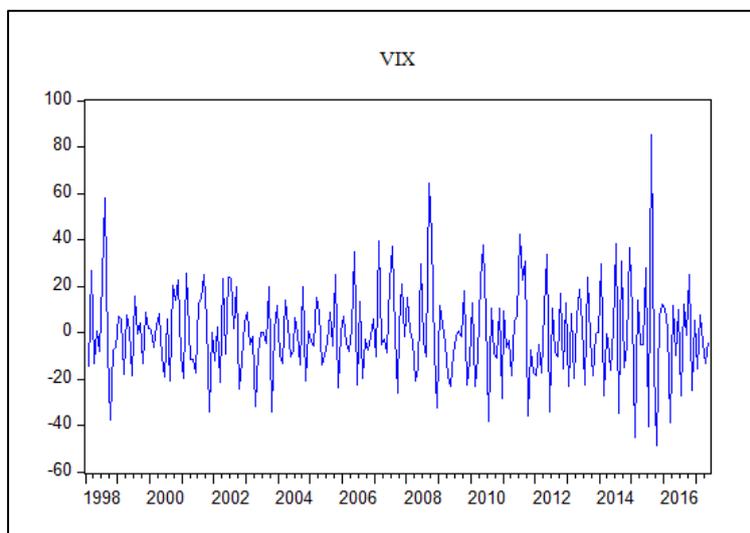
**Figura 1 - Série de retornos do mercado acionário brasileiro**

A Figura 2 ilustra a dinâmica da série de retornos do mercado acionário global, representado pelo índice S&P500. Também é possível observar a volatilidade no início da amostra e no meio de 2008, períodos marcados por crises financeiras.

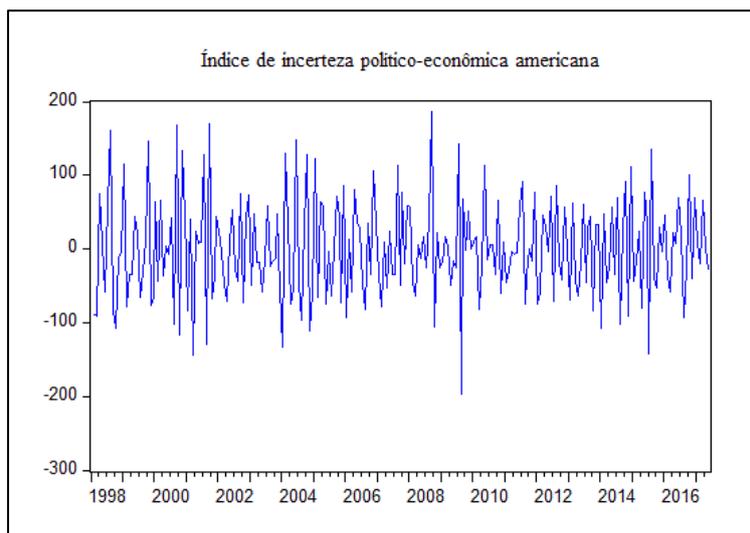


**Figura 2 - Série de retornos do índice S&P**

Tanto o índice representativo da volatilidade implícita (VIX) como o índice de incerteza político americana, indicados na Figura 3 e na Figura 4, respectivamente, apresentam maior volatilidade, quando comparados com as demais séries, representativas do retorno dos preços das *commodities* e dos mercados acionários. Esse efeito era esperado uma vez que esses índices medem a volatilidade do mercado de ações e o risco político econômico.

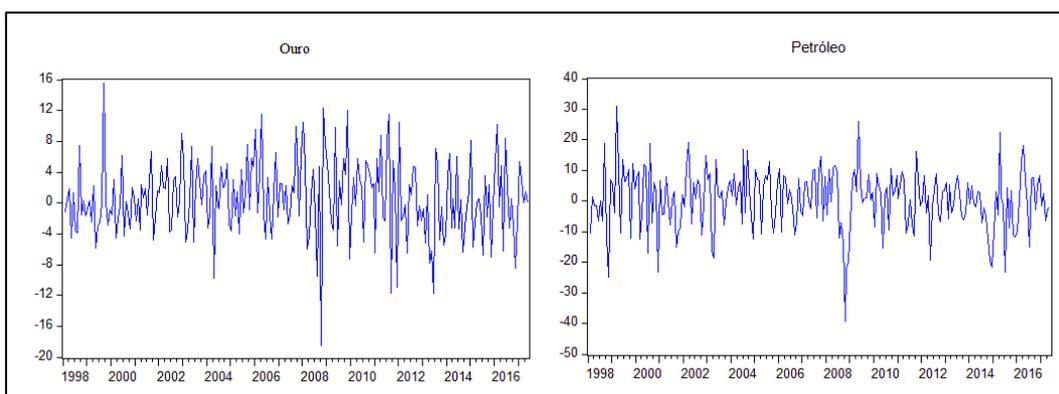


**Figura 3 - Série de retornos do índice VIX**



**Figura 4 - Série de retornos do índice de incerteza político-econômica americana**

Por fim, os retornos das commodities (ouro e do barril de petróleo WTI) estão representados nas Figura 5. Cabe destacar que o padrão de volatilidade é relativamente similar para essas variáveis.



**Figura 5 - Série de retornos dos preços das commodities, ouro e petróleo**

A análise descritiva das variáveis utilizadas no modelo está apresentada na Tabela 2.

Todos os países apresentam retorno acionário médio positivo, sendo o mercado colombiano aquele que apresenta maior média e mediana. O Brasil é o país que apresenta o maior retorno máximo dentre os países, porém, é também o que apresenta menor retorno mínimo. Os desvios-padrões variam desde 6,854 (Chile) até 12,076 (Brasil). Ressalta-se que o número de observações para a Colômbia é inferior ao dos demais países uma vez que a variável que representa o seu mercado acionário foi iniciada em 2001.

**Tabela 2 – Análise descritiva das variáveis dependentes**

	<b>Brasil</b>	<b>Chile</b>	<b>Colômbia</b>	<b>México</b>	<b>Peru</b>
Média	0,345	0,555	1,130	0,681	0,914
Mediana	1,220	1,079	1,809	1,301	1,004
Máximo	37,415	18,862	22,242	18,360	35,224
Mínimo	-51,538	-36,954	-32,931	-45,959	-50,225
Desvio padrão	12,076	6,854	8,746	7,877	9,035
Assimetria	-0,674	-1,202	-0,434	-1,340	-0,564
Curtose	5,119	8,046	3,845	8,912	8,229
teste de JB	60,953***	302,063***	11,609***	407,249***	276,658***
valor p	0,000	0,000	0,003	0,000	0,000
teste de DF	-14,024***	-14,175***	-11,376***	-14,148***	-7,872***
valor p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Observações	232	232	190	232	232

Fonte: Elaboração Própria

Nota: O teste de JB é o teste empírico de normalidade de Jarque-Bera, teste de DF é o teste da raiz unitária de Dickey e Fuller \*, \*\* e \*\*\* simbolizam a a rejeição da hipótese nula com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente

Além disso, todas as variáveis dos retornos dos mercados acionários possuem alto coeficiente de curtose e coeficiente de assimetria negativa. Isso significa que suas distribuições possuem uma cauda mais alongada à esquerda e que os retornos são assimétricos, não normais, conforme confirmado pelos testes de Jarque Bera a nível de significância a 1%.

A Tabela 3 apresenta a análise descritiva de todas as variáveis independentes a serem utilizadas nos modelos econométricos. Os coeficientes de assimetria dos retornos do S&P e das *commodities* são negativos, assim como nos demais mercados acionários dos países em estudo. Já os retornos das demais variáveis apresentam assimetria positiva. Todos possuem curtose acima de zero, o que indica que distribuição é leptocúrtica (curva da função de distribuição mais afunilada com um pico mais alto do que a distribuição normal). Tal fato não representa um obstáculo para a modelagem uma vez que a regressão quantílica é uma técnica não paramétrica na qual não há presunção de nenhum tipo de distribuição para estimativa dos parâmetros.

Com relação ao retorno das *commodities*, cabe destacar que o petróleo, em comparação ao ouro, apresenta maior amplitude.

O índice de volatilidade implícita (*VIX*) e os índices de incerteza político-econômico (*IPE*) são aqueles que apresentam o maior desvio-padrão, inclusive

quando comparados com os dados listados na Tabela 2. Esse resultado é esperado uma vez que essas variáveis medem volatilidade e incerteza.

Todas as variáveis independentes, à exceção dos índices de IPE dos EUA e do Brasil, rejeitam a hipótese nula de normalidade do teste de Jarque-Bera.

**Tabela 3 – Análise descritiva das variáveis independentes**

	S&P	Ouro	Petróleo	VIX	IPE dos EUA	IPE do Brasil
Média	0,388	0,618	0,445	-0,312	-0,082	0,645
Mediana	0,904	0,347	1,217	-1,262	-3,588	4,391
Máximo	10,231	15,568	31,102	85,259	186,510	142,437
Mínimo	-18,564	-18,500	-39,484	-48,597	-197,606	-133,027
Desvio padrão	4,412	4,891	9,669	19,390	67,298	49,705
Assimetria	-0,829	-0,052	-0,407	0,587	0,260	0,005
Curtose	4,668	3,752	4,100	4,578	2,910	2,996
teste de JB	53,463***	5,576*	18,094***	37,398***	2,695	0,001
valor p	0,000	0,062	0,000	0,000	0,260	0,999
teste de DF	-13,782***	-17,068***	-13,309***	-18,269***	-17,580***	-13,620***
valor p	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Observações	232	232	232	232	232	232

Fonte: Elaboração Própria

Nota: O teste de JB é o teste empírico de normalidade de Jarque-Bera, teste de DF é o teste da raiz unitária de Dickey e Fuller \*, \*\* e \*\*\* simbolizam a rejeição da hipótese nula com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Por último, assim como na pesquisa realizada por Mensi et al. (2014), foi testada a presença de raiz unitária, pelo teste de Dickey e Fuller (1979). Os resultados, apresentados nas Tabela 2 e

Tabela 3, rejeitam a hipótese nula e indicam que todas as séries de retorno são estacionárias.

O uso de dados não estacionários poderiam levar a regressões espúrias (Brooks, 2008). Isso significa que, se os dados fossem não estacionários os resultados das regressões poderiam parecer significantes quando, não verdade, não teriam validade.

#### **4.2. Aspectos gerais: Mercados acionários da América Latina e fatores globais**

As tabelas Tabela 4 a Tabela 8 apresentam os resultados das regressões quantílicas para os retornos do mercado acionário brasileiro e de outros países da

América Latina (Chile, Colômbia, México e Peru). Os coeficientes da regressão são indicados para cada variável independente bem como os respectivos erros-padrões, os quais são apresentados entre parênteses. O coeficiente de determinação ajustado ( $R^2$ ), que representa uma medida de ajustamento estatístico em relação aos valores observados, também estão indicados nas referidas tabelas para cada quantil.

O modelo examina a relação de dependência em cada quantil da distribuição dos retornos dos mercados acionários de cada país em relação às variáveis independentes. Elas são representadas pelos retornos do preço do ouro, do preço do petróleo WTI, do índice de incerteza político-econômica dos EUA, do S&P e da volatilidade do mercado americano, representada pelo índice VIX

Os quantis de interesse são: 0,05, 0,10, 0,35, 0,50, 0,75, 0,90 e 0,95. Brooks (2008) descreve que a seleção desses quantis é uma escolha comum, destacando que o ajuste da regressão nem sempre é bom para valores de quantis muito próximos aos limites, zero ou um.

Em termos interpretativos, a análise do quantil 0,05 fornece os resultados para os 5% menores retornos acionários de cada mercado enquanto o quantil 0,95 fornece os resultados para os 5% retornos mais elevados. A interpretação dos demais quantis é feita de forma análoga, sendo que o quantil 0,50 representa a mediana da amostra.

Com relação aos resultados observados, primeiramente cabe destacar que os países que apresentaram maior coeficiente de determinação ajustado foram México, em primeiro lugar, e Brasil. Isso significa que os fatores globais selecionados melhor explicam o retorno acionário desses dois países. O México e o Brasil são os mercados de maior valor de mercado na América Latina e que, portanto, mais atraem investimentos internacionais. O México, por sua vez, possui os Estados Unidos como importante parceiro comercial, o qual é destino de mais de 80% das exportações mexicanas. Essa forte dependência econômica pode explicar a maior influência dos fatores globais no México comparativamente aos demais países.

Ainda com relação ao México e ao Brasil, observa-se que o ajuste do modelo é maior nos quantis mais baixos e, progressivamente, o seu poder explanatório é reduzido em direção aos quantis mais altos. No caso do Brasil, o poder explanatório é 41,7% para a cauda inferior [Q(0,05)] e 20,4% para a cauda

superior [Q(0,95)]. No México, o poder explanatório é 42,6% para a cauda inferior e 27,3% para a cauda superior. Logo, os retornos são melhor explicados pelos fatores globais no quantil representativo dos mercados em queda. Retornos extremamente altos são menos explicados pelos fatores selecionados.

O país para o qual foi observado menor coeficiente de determinação ajustado é a Colômbia, no qual 11,3% dos retornos conseguem ser explicados pelos fatores globais na mediana. O maior  $R^2$  ajustado foi identificado no quantil 0,90, representativo dos 10% maiores retornos, e equivale a 22,8%. Assim, retornos característicos do mercado em crescimento são melhor explicados pelos fatores globais.

No Chile, o  $R^2$  ajustado observado varia entre 16,7% e 36,3% e no Peru esse coeficiente varia entre 13,7% e 22,5%. Nesses dois países, o maior coeficiente de determinação foi observado no quantil inferior, assim como no Brasil e México.

Portanto, de um modo geral, os mercados em recessão são mais impactados pelos fatores globais do que os mercados em ascensão na América Latina, com exceção da Colômbia.

**Tabela 4 - Coeficientes da regressão quantílica para o Brasil**

variável dependente	Quantil						
	Q(0,05)	Q(0,10)	Q(0,25)	Q(0,50)	Q(0,75)	Q(0,90)	Q(0,95)
Ouro	0,962*** (0,170)	0,771*** (0,194)	0,652*** (0,116)	0,573*** (0,125)	0,457*** (0,140)	0,632 (0,400)	0,591 (0,451)
Petróleo	-0,108 (0,084)	-0,078 (0,113)	0,040 (0,092)	0,149 (0,093)	0,217** (0,089)	0,162 (0,132)	0,175 (0,113)
IPE EUA	-0,025*** (0,012)	-0,025* (0,013)	-0,011 (0,008)	-0,008 (0,009)	-0,016 (0,014)	-0,009 (0,024)	-0,005 (0,033)
S&P	2,131*** (-0,227)	1,776*** (0,339)	1,339*** (0,228)	1,464*** (0,237)	1,522*** (0,284)	1,511*** (0,266)	1,819*** (0,284)
VIX	0,048 (0,048)	0,007 (0,056)	-0,033 (0,042)	-0,007 (0,055)	-0,025 (0,064)	-0,048 (0,086)	0,025 (0,124)
$\alpha$	-13,642*** (0,956)	-11,275*** (1,113)	-5,639*** (0,725)	-0,953*** (0,715)	4,688*** (0,800)	10,293*** (1,091)	13,533*** (1,271)
$R^2$ ajustado	0,417	0,371	0,305	0,250	0,226	0,207	0,204

Fonte: Elaboração Própria

\*, \*\* e \*\*\* simbolizam a rejeição da hipótese nula com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 5 - Coeficientes da regressão quantílica para o Chile

variável dependente	Quantil						
	Q(0,05)	Q(0,10)	Q(0,25)	Q(0,50)	Q(0,75)	Q(0,90)	Q(0,95)
Ouro	0,284** (0,127)	0,337*** (0,105)	0,282*** (0,105)	0,262*** (0,092)	0,091 (0,112)	0,207 (0,210)	0,281 (0,211)
Petróleo	0,036 (0,124)	-0,012 (0,081)	0,049 (0,056)	0,086* (0,051)	0,062 (0,047)	0,065 (0,056)	-0,002 (0,050)
IPE EUA	-0,006 (0,008)	0,003 (0,008)	-0,001 (0,007)	0,003 (0,007)	-0,002 (0,008)	-0,005 (0,007)	-0,004 (0,008)
S&P	1,022*** (0,346)	0,910*** (0,138)	0,928*** (0,157)	0,840*** (0,210)	0,536*** (0,140)	0,398*** (0,148)	0,471*** (0,170)
VIX	-0,068 (0,052)	-0,027 (0,036)	-0,012 (0,033)	-0,042 (0,029)	-0,059** (0,026)	-0,093*** (0,032)	-0,065 (0,045)
$\alpha$	-8,702*** (0,874)	-6,199*** (0,562)	-3,463*** (0,476)	0,211*** (0,502)	3,708*** (0,466)	6,542*** (0,547)	7,827*** (0,576)
<b>R2 ajustado</b>	0,363	0,267	0,209	0,174	0,167	0,168	0,178

Fonte: Elaboração Própria

\*, \*\* e \*\*\* simbolizam a rejeição da hipótese nula com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 6 - Coeficientes da regressão quantílica para a Colômbia

variável dependente	Quantil						
	Q(0,05)	Q(0,10)	Q(0,25)	Q(0,50)	Q(0,75)	Q(0,90)	Q(0,95)
Ouro	0,508*** (0,189)	0,327 (0,204)	0,283* (0,163)	0,322** (0,142)	0,465*** (0,158)	0,555*** (0,153)	0,101 (0,210)
Petróleo	0,184 (0,123)	0,145 (0,115)	0,200 (0,121)	0,135 (0,109)	0,170** (0,065)	0,169*** (0,059)	0,166** (0,0783)
IPE EUA	-0,009 (0,018)	-0,009 (0,019)	-0,001 (0,013)	-0,003 (0,011)	-0,017 (0,012)	-0,022** (0,009)	-0,029*** (0,010)
S&P	0,921* (0,469)	1,172*** (0,406)	0,741** (0,336)	0,517** (0,241)	0,583** (0,241)	0,615*** (0,203)	0,513*** (0,196)
VIX	-0,034 (0,087)	0,014 (0,056)	-0,039 (0,048)	-0,011 (0,055)	-0,061 (0,064)	-0,079 (0,055)	-0,129** (0,051)
$\alpha$	-11,404*** (0,508)	-9,405*** (0,327)	-4,426 (0,283)	0,510*** (0,700)	6,359*** (0,720)	8,421*** (0,555)	11,796*** (1,11)
<b>R2 ajustado</b>	0,214	0,192	0,150	0,113	0,146	0,228	0,184

Fonte: Elaboração Própria

\*, \*\* e \*\*\* simbolizam a rejeição da hipótese nula com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 7 - Coeficientes da regressão quantílica para o México

variável dependente	Quantil						
	Q(0,05)	Q(0,10)	Q(0,25)	Q(0,50)	Q(0,75)	Q(0,90)	Q(0,95)
Ouro	0,452** (0,177)	0,300*** (0,100)	0,297*** (0,081)	0,228*** (0,081)	0,191** (0,093)	0,114 (0,203)	0,088 (0,282)
Petróleo	0,090 (0,074)	0,091 (0,064)	0,068 (0,044)	0,134*** (0,051)	0,117*** (0,044)	0,156** (0,069)	0,180*** (0,063)
IPE EUA	-0,018* (0,010)	-0,013 (0,008)	0,003 (0,005)	0,001 (0,005)	-0,007 (0,005)	-0,001 (0,012)	-0,007 (0,015)
S&P	1,467*** (0,184)	1,256*** (0,148)	1,129*** (0,126)	1,041*** (0,156)	1,050*** (0,140)	1,131*** (0,181)	0,816** (0,336)
VIX	0,071 (0,047)	0,009 (0,042)	-0,016 (0,029)	-0,036 (0,026)	-0,032 (0,026)	-0,061 (0,039)	-0,099** (0,038)
$\alpha$	-8,499*** (1,063)	-6,098*** (0,753)	-2,511*** (0,404)	0,182*** (0,394)	3,087*** (0,426)	6,198*** (0,740)	7,797*** (0,906)
<b>R2 ajustado</b>	0,426	0,384	0,358	0,344	0,317	0,292	0,273

Fonte: Elaboração Própria

\*, \*\* e \*\*\* simbolizam a rejeição da hipótese nula com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Tabela 8 - Coeficientes de regressão para o Peru

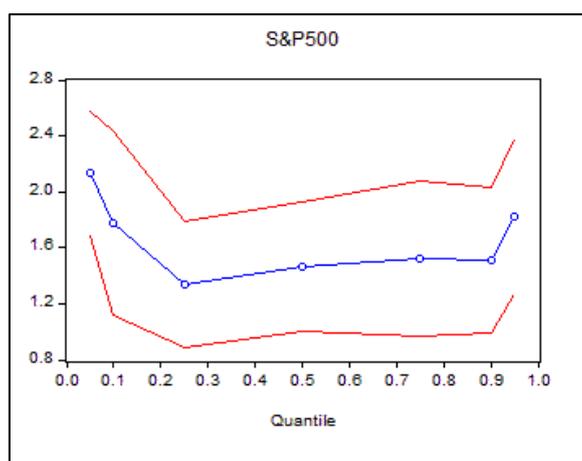
variável dependente	Quantil						
	Q(0,05)	Q(0,10)	Q(0,25)	Q(0,50)	Q(0,75)	Q(0,90)	Q(0,95)
Ouro	0,383** (0,168)	0,360** (0,174)	0,376*** (0,118)	0,511*** (0,120)	0,746*** (0,145)	0,711*** (0,168)	0,586*** (0,205)
Petróleo	0,282*** (0,088)	0,257*** (0,075)	0,208*** (0,052)	0,171*** (0,063)	0,128 (0,080)	0,189** (0,095)	0,181* (0,100)
IPE EUA	0,005 (0,014)	-0,004 (0,015)	-0,009 (0,007)	-0,005 (0,007)	-0,005 (0,011)	-0,009 (0,013)	-0,007 (0,017)
S&P	0,790*** (0,233)	0,451 (0,335)	0,470** (0,230)	0,897*** (0,215)	0,765*** (0,200)	0,903*** (0,285)	1,102*** (0,311)
VIX	-0,121 (0,074)	-0,084 (0,052)	-0,010 (0,051)	0,043 (0,046)	0,024 (0,046)	0,003 (0,053)	0,061 (0,064)
$\alpha$	-11,680*** (1,036)	-8,175*** (0,956)	-3,464*** (0,562)	-0,194*** (0,521)	4,446*** (0,649)	9,054*** (0,793)	11,243*** (0,993)
<b>R2 ajustado</b>	0,225	0,186	0,147	0,137	0,147	0,174	0,202

Fonte: Elaboração Própria

\*, \*\* e \*\*\* simbolizam a rejeição da hipótese nula com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

#### 4.2.1. Estrutura de dependência entre os mercados da América Latina e o maior mercado global de ações

O efeito do índice S&P500 é positivo e significativo para todos os quantis do mercado de ações brasileiro. Os dados indicam que a dependência é maior nos quantis extremos, sendo ainda mais significativa no extremo inferior, representativo dos 5% menores retornos, conforme pode ser visualizado na Figura 6. Logo, o impacto dos retornos do mercado americano é maior quando o mercado brasileiro está em queda.



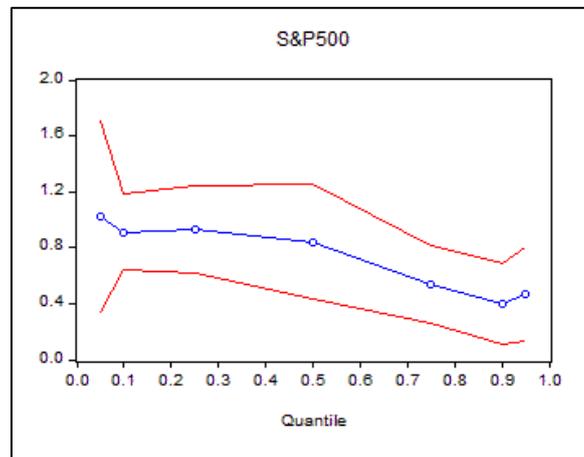
**Figura 6 - Mudanças no coeficiente de regressão do Índice S&P para a distribuição dos retornos do mercado brasileiro (Intervalo de confiança de 95% indicado no gráfico)**

O teste de simetria testa a hipótese nula de igualdade entre os coeficientes dos quantis 0,25 e 0,75. Tendo em vista que a hipótese nula não é refutada, não há evidência estatística de assimetria dos coeficientes. O teste F de igualdade, por sua vez, testa a hipótese nula de igualdade entre coeficientes dos diferentes quantis, o qual também não é rejeitado. Assim, pode-se dizer que os coeficientes são semelhantes entre si estatisticamente, logo a estrutura de dependência não muda ao longo da distribuição dos retornos do mercado brasileiro.

Para todos os demais mercados da América Latina, o impacto do mercado americano de ações também é positivo e significativo para todos os quantis com a exceção no mercado peruano, no qual foi verificado que não há significância estatística no quantil 0,10.

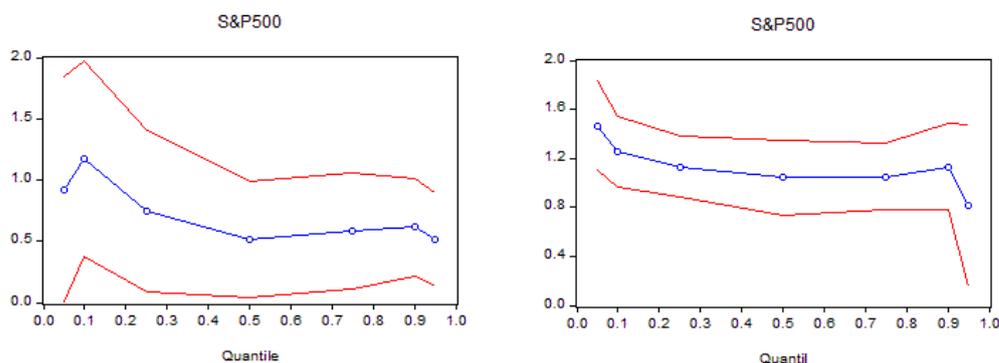
No Chile, o teste de igualdade dos quantis revela que os quantis intermediários e superiores são diferentes estatisticamente. Isso significa que o impacto do mercado global não é homogêneo entre os diferentes quantis, sendo a

influência do índice S&P menor quando o mercado chileno encontra-se em ascensão. Para ilustrar, a Figura 7 ilustra a curva dos coeficientes de regressão para os diferentes quantis de distribuição do retorno do mercado acionário desse país.



**Figura 7 - Mudanças no coeficiente de regressão do Índice S&P para a distribuição dos retornos do mercado chileno (Intervalo de confiança de 95% indicado no gráfico)**

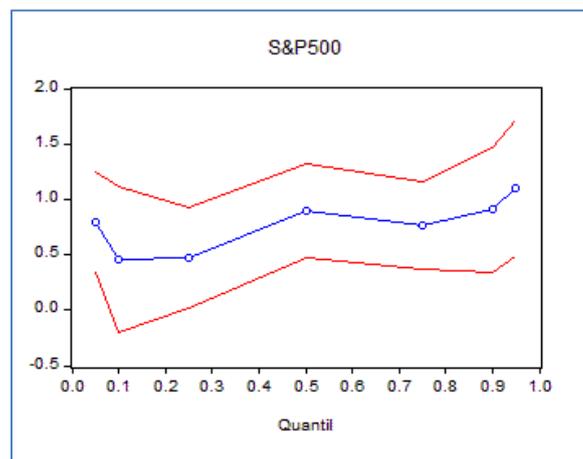
Na Colômbia e no México, os testes-F de igualdade entre os coeficientes dos quantis indicam que os coeficientes são estatisticamente semelhantes ao longo dos quantis, logo, a influência do S&P é homogênea ao longo da distribuição. A Figura 8 apresenta as curvas dos coeficientes de regressão para os diferentes quantis de distribuição do retorno do mercado acionário desses países.



**Figura 8 - Mudanças nos coeficientes de regressão do Índice S&P para a distribuição dos retornos do mercado da Colômbia, à esquerda, e do México, à direita (Intervalo de confiança de 95% indicado no gráfico)**

Já no Peru, a estrutura de dependência é diferente entre os quantis inferiores e intermediários, logo o efeito do retorno do índice S&P não é homogêneo ao longo da distribuição do mercado acionário peruano. Além disso, a hipótese nula de simetria é rejeitada com 10% de significância, logo, a estrutura de dependência é assimétrica, ou seja, a influência do mercado americano é diferente entre o mercado em ascensão e o mercado em queda. Quando comparado o quantil 0,25 com o quantil 0,75, por exemplo, os coeficientes são 0,470 e 0,765, respectivamente. Logo, a influência do S&P é maior na cauda superior, representativa dos mercados em ascensão.

A Figura 9 apresenta graficamente a mudança nos coeficientes de regressão para o índice S&P ao longo dos quantis do mercado acionário peruano.



**Figura 9 - Mudanças no coeficiente de regressão do Índice S&P para a distribuição dos retornos do mercado peruano (Intervalo de confiança de 95% indicado no gráfico)**

Os efeitos positivos do índice S&P500 observados nos retornos dos mercados acionários países da América Latina são similares, de uma maneira geral, àqueles observados por Mensi et al.(2014) em outro grupo de países emergentes, os BRICS. No caso do Brasil, esses autores também observaram coeficientes positivos e significantes em todos os quantis.

Portanto, aumentos (quedas) nos retornos do mercado acionário americano levam a aumentos (quedas) nos mercados dos países da América Latina, sendo a dependência simétrica e, por vezes, heterogêneas ao longo dos quantis. O único país que apresentou dependência assimétrica foi o Peru.

#### 4.2.2. Estrutura de dependência entre os mercados da América Latina e o mercado de commodities

No Brasil, o efeito do preço do ouro no mercado acionário é positivo e significativo de um modo geral, exceto para os quantis 0,90 e 0,95. Em termos interpretativos, os dados indicam que o preço do ouro não explica retornos extremos positivos do Ibovespa.

O teste F, cuja hipótese nula é a igualdade entre os coeficientes dos diferentes quantis, não rejeita a hipótese nula, logo, os coeficientes não são estatisticamente diferentes entre os quantis.

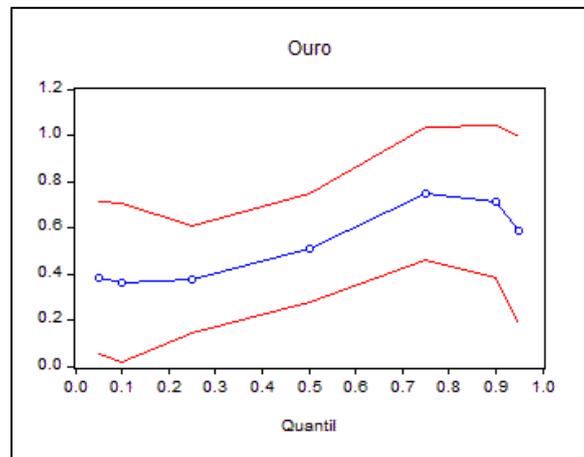
Os coeficientes são positivos, significantes e iguais estatisticamente para o mercado chileno nos quantis inferiores e intermediários. Contudo, é observado que os coeficientes dos quantis superiores não são significantes, não havendo uma relação de dependência na causa superior. Portanto, o preço do ouro não explica os retornos extremamente altos do mercado acionário chileno.

De um modo geral, os quantis são positivos e significantes estatisticamente na Colômbia, exceto pelos quantis 0,10 e 0,95. Estatisticamente, a estrutura de dependência é constante entre os quantis uma vez que o teste F de igualdade entre os coeficientes não rejeita a hipótese nula. Resultados similares são observados no mercado mexicano, no qual a dependência em relação ao ouro não foi observada nos quantis superiores extremos (0,90 e 0,95).

Portanto, é interessante notar que a estrutura de dependência em relação ao ouro é assimétrica para o Brasil, Chile, Colômbia e México, já que há dependência na cauda inferior e independência na cauda superior. Esse efeito reforça o papel do ouro como um investimento seguro em períodos turbulentos. Nesse sentido, nota-se que os coeficientes são positivos e maiores nos quantis inferiores ao passo que a variação do ouro não é significativa em períodos de retornos acionários extremamente elevados.

Por outro lado, no Peru, há dependência em relação ao preço do ouro para todos os quantis e seu efeito é positivo. As mudanças no coeficiente de regressão do ouro para a distribuição dos retornos do mercado peruano está ilustrado na Figura 10. O maior coeficiente encontra-se no quantil 0,75, logo, a influência do preço do ouro é maior quando o mercado está em crescimento. Há diferença estatística entre os coeficientes observados nos quantis intermediários e

superiores, o que indica que a influência do preço do ouro não é homogênea ao longo da distribuição.



**Figura 10 - Mudanças no coeficiente de regressão do ouro para a distribuição dos retornos do mercado peruano (Intervalo de confiança de 95% indicado no gráfico)**

Diferentemente dos resultados aqui obtidos para a América Latina, Creti, Joets e Mignon, (2013) encontraram correlações negativas entre o ouro e os retornos do S&P500. Contudo, o papel do ouro como um investimento seguro foi evidenciado considerando que as correlações negativas diminuem em períodos de queda de preço da ação. Por outro lado, Mensi et al., (2014) encontraram que os efeitos do ouro são positivos e significativos para o grupo de países emergentes analisados, corroborando os resultados verificados nesta pesquisa.

Com relação ao exame da dependência dos mercado acionário brasileiro em relação ao preço do petróleo, foi identificada influência positiva e significativa somente no quantil superior 0,75 da distribuição de retornos do mercado acionário brasileiro, representativo do grupo dos 25% maiores retornos, não havendo significância nos quantis inferiores e nem nos extremos superiores. Logo, no geral, o preço do petróleo não explica retornos extremamente positivos ou negativos do mercado acionário, muito embora o Brasil seja um dos principais produtores de petróleo no mundo. Nesse ponto cabe acrescentar que o preço do petróleo no mercado interno brasileiro é, por vezes, controlado pelo governo brasileiro por meio da estatal Petrobrás, uma relevante integrante do Ibovespa, o que pode afetar a influência do preço dessa *commodity* no mercado acionário.

Esse mesmo resultado foi verificado na pesquisa de Mensi et al. (2014), na qual o impacto do preço do petróleo é positivo e significativo para o retorno das ações brasileiras apenas para os quantis intermediários, o que revela que movimentos no preço do petróleo não possuem impacto no preço das ações do país quando o mercado está em crescimento ou em queda.

No Chile, o coeficiente é positivo e significativo somente no quantil intermediário, não sendo observada dependência nos demais quantis da distribuição. De outro modo, na Colômbia, os coeficientes dos quantis superiores são significantes e positivos. Assim, é observada uma estrutura de dependência assimétrica uma vez há independência na cauda inferior e dependência na cauda superior. Por conseguinte, o preço do petróleo impacta no retorno do mercado acionário colombiano quando este está em crescimento, sendo que um aumento (queda) no preço do petróleo leva a um aumento (queda) do retorno acionário.

Os retornos do mercado acionário mexicano são explicados pelo preço do petróleo tanto nos quantis intermediários como nos quantis superiores, sendo o seu efeito positivo. A estrutura de dependência é assimétrica e os coeficientes dos quantis intermediários e superiores não são diferentes estatisticamente entre si.

Por fim, diferentemente dos demais mercados, no Peru a estrutura de dependência é significativa e positiva para quase todos os quantis. Assim, aumentos no preço do petróleo levam a aumentos no retorno do mercado acionário desse país. O teste de igualdade das curvas indica que os coeficientes são similares nos diferentes quantis, portanto, a influência do preço do petróleo é homogênea ao longo da distribuição dos retornos do mercado acionário.

Em resumo, o preço do petróleo não impacta nos retornos dos mercados acionários do Brasil e do Chile. A estrutura de dependência é assimétrica para o México e Colômbia, onde o preço do petróleo não influencia nos retornos quando os mercados estão em queda, mas impacta positivamente nos mercados em crescimento. No Peru, é verificado que o preço do petróleo influencia no retorno em todos os quantis, não havendo assimetria.

Os efeitos positivos do preço do petróleo no mercado acionários de países emergentes também foram observados por Ono (2011). Filis, Degiannakis e Floros (2011), por outro lado, encontraram um que o preço do petróleo exerce efeito negativo no mercado acionário dos países estudados, sendo o México e o Brasil integrantes desse grupo.

#### **4.2.3. Estrutura de dependência entre os mercados da América Latina e o índice VIX e o de incerteza político-econômico americano**

Com relação à volatilidade do mercado americano, representada pelo índice VIX, o resultado da regressão mostrou que não há dependência dos mercados acionários do Brasil e do Peru em relação a essa variável. Os coeficientes de regressão para todos os quantis não apresentaram significância estatística. Portanto, a volatilidade do mercado americano não gera impacto nos retornos do mercado brasileiro e peruano.

Esse resultado difere daquele encontrado por Mensi et al. (2014), o qual sugeriu que o Brasil é sensível à volatilidade do mercado americano. Cabe ressaltar que a pesquisa de Mensi et al. (2014) empregou dados diários de observação, os quais podem melhor refletir eventuais efeitos da volatilidade no mercado externo.

No caso do Chile, foi verificado que o índice VIX impacta seu mercado acionário negativamente nos quantis superiores (0,75 e 0,90). Dessa forma, nesses quantis, representativos do mercado em crescimento, a volatilidade do mercado americano impacta negativamente nos retornos. Contudo, o quantil extremo superior (0,95) não é significativo estatisticamente. Na Colômbia e no México, por outro lado, é observado coeficiente significativo somente no quantil 0,95. Por conseguinte, o efeito da volatilidade americana é observada somente quando os retornos são extremamente positivos, típicos de mercados em crescimento, sendo que um aumento da volatilidade leva a uma queda no retorno do mercado acionário.

Portanto, de um modo geral, os dados não apresentam fortes evidências de que o índice VIX impacte no mercado acionário dos países estudados ao longo das curvas de distribuição. Por outro lado, no mercado dos BRICS, Mensi et al. (2014) identificou que a volatilidade possui um impacto negativo no retorno dos mercados de Brasil, África do Sul, Rússia e China quando os mercados estão em queda e há maior insegurança e volatilidade no mercado global de ações. Antonakakis, Chatziantoniou e Filis (2013) também identificaram impacto negativo do índice VIX no mercado americano de ações.

Com relação ao índice de incerteza político-econômico (IPE) americana, pode-se dizer que essa variável impacta o mercado acionário brasileiro

negativamente apenas no extremo quantil inferior (abaixo de 0,05). Assim, há uma estrutura de dependência assimétrica, com dependência na cauda inferior e independência na cauda superior. Do mesmo modo é a relação de dependência verificada no mercado mexicano. Assim, o efeito da IPE americana influencia nos retornos dos mercados de Brasil e México nos quantis inferiores. Logo, um aumento na IPE americana leva a uma queda no retorno dos mercados acionários quando esses mercados estão em queda.

De outro modo, na Colômbia, o impacto do índice de incerteza político-econômico americana é negativo e significativo nos quantis superiores (acima de 0,90), o que indica a presença de uma assimetria uma vez a dependência da cauda inferior da distribuição é insignificante. Um aumento no IPE leva a uma queda no mercado acionário colombiano apenas quando esse mercado está em crescimento.

No mercado acionário chileno e no peruano não é verificada significância para nenhum dos quantis, logo o IPE americano não influencia no retorno do mercado de ações desses países.

Mensi et al. (2014) não encontrou influência desse índice no retorno das ações dos BRICS. Por outro lado, corroborando os resultados desta pesquisa, Kang e Ratti (2013) identificaram que uma variação positiva na IPE americana tem efeitos negativos no retorno acionário dos EUA, na Europa e também no Canadá. Antonakakis, Chatziantoniou e Filis (2013) encontraram que a correlação entre a IPE americana e o retorno do mercado acionário desse país é consistentemente negativo.

A Tabela 9 apresenta um resumo dos principais resultados encontrados e discutidos nesta seção. A única variável cujo coeficiente foi significativo e positivo para todos os quantis das distribuições de retorno dos países analisados foi o S&P. A influência do preço das commodities é, assimétrica nos diversos países, sendo o Peru a exceção, onde foi verificada significância tanto nos mercados em crescimento como nos mercados em queda. O IPE americano não apresentou significância para Chile e Peru, ao passo que a estrutura de dependência é assimétrica e negativa no Brasil, Colômbia e México. Por fim, o índice VIX não é significativo para os retornos de Brasil e Peru e a estrutura de dependência dos retornos dos mercados acionários é assimétrica e negativa para Chile, Colômbia e México.

**Tabela 9 - Resumo dos resultados empíricos para os países da América Latina**

Variável	Brasil			Chile			Colômbia			México			Peru		
	B	I	A	B	I	A	B	I	A	B	I	A	B	I	A
<b>Ouro</b>	+	+	NS	+	+	NS	+	+	NS	+	+	NS	+	+	+
<b>Petróleo</b>	NS	+	NS	NS	+	NS	NS	+	+	NS	+	+	+	+	+
<b>IPE EUA</b>	-	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	-	-	NS	NS	NS	NS	NS
<b>S&amp;P</b>	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
<b>VIX</b>	NS	NS	NS	NS	NS	-	NS	NS	-	NS	NS	-	NS	NS	NS

Notas: B ,I, e S indicam quantis baixos, intermediários e superiores, respectivamente. NS significa que não há significância estatística e (+) e (-) indicam significância positiva e negativa.

### 4.3. Mercado acionário brasileiro em foco

Além da investigação da influência dos fatores globais nos retornos do mercado acionário do Ibovespa, como uma contribuição adicional desta pesquisa, foi examinada também a estrutura de dependência incluindo o retorno do índice de incerteza político-econômico do Brasil.

Com relação ao resultado desse modelo, descrito na Tabela 10, cabe destacar alguns principais aspectos. A inclusão dessa variável, aumentou o poder explanatório do modelo, uma vez que o  $R^2$  ajustado aumentou de 25,0% na mediana para 27,4%. O poder explanatório do modelo é maior nos quantis inferiores, representativos do mercado em queda, em comparação com os quantis superiores, representativos do mercado em crescimento.

Os coeficientes da variável S&P500 permanecem significantes e positivos para todos os quantis e são inferiores em relação àqueles verificados na Tabela 4, a qual apresenta os coeficientes de regressão para as variáveis representativas somente dos fatores globais (preço do ouro, preço do petróleo, IPE EUA, S&P e VIX). Assim, quando o retorno do mercado americano de ações aumenta, os mercados acionários do Brasil e de outros países da América Latina também aumentam.

O efeito preço do ouro continua positivo e significativo para todos os quantis, exceto para o quantil 0,95. Logo, a estrutura de dependência permanece assimétrica uma vez que a cauda inferior apresenta dependência e a superior independência em relação ao preço do ouro, ou seja, a variação do preço do ouro não explicam retornos extremamente altos do mercado acionário brasileiro . Esse resultado ratifica o papel do ouro como um investimento seguro em períodos de crise.

O impacto do IPE dos EUA é verificado somente nos quantis inferiores, logo, a influência é significativa e negativa quando o mercado brasileiro está em queda.

O impacto do índice de incerteza político-econômico do Brasil é negativo e significativo para todos os quantis, exceto para o quantil 0,95. A estrutura de dependência também é assimétrica com dependência na cauda superior e independência na cauda inferior. Quando a bolsa está em crescimento acentuado, não é verificada influência da IPE do Brasil. Contudo, quando a bolsa está em queda, variações positivas da incerteza político-econômica afetam negativamente os retornos.

O exame da influência do IPE brasileiro no Ibovespa é uma contribuição desta pesquisa e os resultados encontrados estão alinhados com os verificados por Antonakakis, Chatziantoniou e Filis (2013) e Kang e Ratti (2013) no mercado americano, nos quais uma variação positiva na IPE americana tem efeitos negativos no retorno acionário dos EUA.

**Tabela 10 - Coeficientes da regressão quantílica para o Brasil com novas variáveis**

variável dependente	Quantil						
	Q(0,05)	Q(0,10)	Q(0,25)	Q(0,50)	Q(0,75)	Q(0,90)	Q(0,95)
Ouro	0,951*** (0,182)	0,716*** (0,193)	0,598*** (0,123)	0,598*** (0,119)	0,423*** (0,141)	0,583* (0,308)	0,726 (0,504)
Petróleo	-0,159 (0,100)	-0,080 (0,100)	0,054 (0,097)	0,154* (0,081)	0,191** (0,074)	0,114 (0,142)	0,092 (0,107)
IPE EUA	-0,025* (0,014)	-0,021* (0,012)	-0,009 (0,008)	-0,003 (0,009)	-0,014 (0,011)	0,002 (0,021)	-0,011 (0,044)
S&P	1,861*** (0,276)	1,826*** (0,251)	1,469*** (0,221)	1,158*** (0,211)	1,433*** (0,242)	1,175*** (0,297)	1,541*** (0,287)
VIX	0,042 (0,053)	-0,009 (0,051)	-0,014 (0,041)	-0,061 (0,047)	-0,059 (0,049)	-0,091 (0,061)	-0,096 (0,136)
IPE Brasil	-0,042** (0,017)	-0,030** (0,012)	-0,035*** (0,011)	-0,037*** (0,011)	-0,057*** (0,016)	-0,060** (0,027)	-0,038 (0,030)
$\alpha$	13,524*** (1,186)	10,337*** (0,900)	-5,609*** (0,716)	-1,033 (0,677)	4,431*** (0,744)	9,389*** (1,172)	13,726*** (1,449)
<b>R2 ajustado</b>	0,430	0,380	0,323	0,274	0,254	0,222	0,216

Fonte: Elaboração Própria

\*, \*\* e \*\*\* simbolizam a rejeição da hipótese nula com o nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

## 5. Conclusão

Esse estudo examinou, por meio de uma regressão quantílica, a estrutura de dependência do mercado de ações do Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru em relação aos retornos do preço de commodities, do mercado de ações global e sua volatilidade e do índice de incerteza político-econômica americana. O modelo da regressão quantílica permitiu uma análise mais robusta e a identificação de diferenças no padrão da dependência ao longo da distribuição dos retornos acionários.

O poder explanatório do modelo foi maior no México, seguido do Brasil. Um possível explicação é o fato desses países representarem os maiores mercados de capitais da América Latina, atraindo, portanto, um maior fluxo de investimentos internacionais. Outro ponto é o fato da economia mexicana ser significativamente dependente da americana, fazendo com que flutuações no mercado dos Estados Unidos impactem mais significativamente no mercado mexicano.

Além disso, no geral, foi observado que o coeficiente de determinação ajustado foi maior na causa inferior da distribuição dos retornos. Logo, os retornos são melhor explicados pelos fatores globais quando os mercados estão em queda. Retornos extremamente altos são menos explicados pelos fatores globais selecionados (retornos do preço do ouro, do preço do petróleo, do mercado de ações global e sua volatilidade e do índice de incerteza político-econômica americana).

A influência do mercado de ações global é positiva e significativa nos países da América Latina. Foi identificado um padrão assimétrico somente no caso do Peru, onde são observados coeficientes maiores nos quantis mais elevados. Logo, a influência no S&P é maior quando o mercado peruano está em crescimento.

A estrutura de dependência em relação ao ouro é, em geral, positiva e assimétrica, sendo o impacto dessa commodity mais significativo quando os mercados estão em queda. Essa característica reforça o papel do ouro como um investimento seguro em períodos de recessão. Retornos acionários extremamente altos não são explicados pela variação do preço do ouro.

Dentre os principais países produtores de petróleo da América Latina, Brasil, México e Colômbia, ressalta-se que o efeito desta variável não é

significativo, no geral, para Brasil. Um possível explicação é o fato de que o preço do petróleo no mercado interno é, por vezes, controlado pelo governo brasileiro por meio da estatal Petrobrás, uma relevante integrante do Ibovespa, o que pode afetar a influência do preço dessa *commodity* no mercado acionário. No México e Colômbia, a estrutura de dependência é positiva e assimétrica.

O índice representativo da volatilidade do mercado global não apresenta significância para explicar os retornos dos mercados acionários do Brasil e Peru. Nos demais, os efeitos são assimétricos, sendo observados basicamente quando as bolsas estão em ascensão.

Não há evidências de que o índice de incerteza político americano tenha efeitos no Chile e no Peru. De outro modo, a influência dessa variável é negativa e assimétrica no Brasil, México e Colômbia.

Ademais, como uma contribuição adicional, foi examinada a relação de dependência do mercado acionário brasileiro, o mais relevante da América Latina, em relação ao índice de incerteza político-econômico brasileiro.

O impacto do índice de incerteza político-econômica brasileiro é significativo para todos os quantis, exceto para o extremo quantil superior. Desse modo, retornos extremamente altos não são explicados pela a incerteza política brasileira. De outro modo, quando o mercado está em queda, variações positivas desse índice levam a quedas no retorno do mercado acionário brasileiro.

A inclusão desse fator doméstico aumentou o poder explanatório do modelo, representado pelo  $R^2$  ajustado, o qual passou de 25,0% para 27,4% na estimativa para a mediana.

Dessa forma, o exame de outros fatores domésticos no retorno das ações do Brasil pode contribuir para melhor compreender o comportamento desse mercado. Por conseguinte, sugestões para pesquisas futuras poderiam examinar não apenas a influência de fatores globais, mas também os efeitos da política monetária doméstica, do ambiente inflacionário e do câmbio. Outra análise interessante seria o exame da influência do índice de incerteza político econômico da China, principal destino das exportações de Brasil, Peru e Chile, nos retornos do mercado de ações desses países.

Os resultados dessa pesquisa contribuem para a compreensão dos movimentos dos retornos do mercado acionário do Brasil e de outros países da América Latina em relação a diversos fatores, os quais são do interesse de

diversos *stakeholders*. Particularmente, é útil para investidores internacionais, legisladores e administradores de ativos uma vez que auxilia no processo de alocação do portfólio e na identificação de oportunidades de investimentos, diversificação de risco e especulação.

## 6. Referências bibliográficas

AGGARWAL, R. Exchange rates and stock prices: a study of the United States capital markets under floating exchange rates. **Akron Business and Economic Review**, v. 12, p. 7–12, 1981.

ANTONAKAKIS, N.; CHATZIANTONIOU, I.; FILIS, G. Dynamic co-movements of stock market returns , implied volatility and policy uncertainty. **Economics Letters**, v. 120, n. 1, p. 87–92, 2013.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; SOHRABIAN, A. Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. **Applied Economics**, v. 24, p. 459–464, 1992.

BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring Economic Policy Uncertainty. In: **Working Paper Series. Stanford University.**, n. October, 2012.

BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. **Measuring Economic Policy Uncertainty.** Disponível em: <[http://www.policyuncertainty.com/media/EPU\\_BBD\\_Mar2016.pdf](http://www.policyuncertainty.com/media/EPU_BBD_Mar2016.pdf)>.

BASSETT, G.; CHEN, H. Quantile Style: Return-Based Attribution Using Regression Quantiles. v. 26, n. June 2000, p. 293–305, 2001.

BAUR, D. G. The structure and degree of dependence: A quantile regression approach. **Journal of Banking and Finance**, v. 37, n. 3, p. 786–798, 2013.

BM&FBOVESPA. **Estatísticas Históricas.** Disponível em: <[http://www.bmfbovespa.com.br/pt\\_br/produtos/indices/indices-amplos/indice-ibovespa-ibovespa-estatisticas-historicas.htm](http://www.bmfbovespa.com.br/pt_br/produtos/indices/indices-amplos/indice-ibovespa-ibovespa-estatisticas-historicas.htm)>. Acesso em: 20 jul. 2005.

BROOKS, C. **Introductory Econometrics for Finance.** [s.l: s.n.].

BUCHINSKY, M. Estimating the asymptotic covariance matrix for quantile regression models a Monte Carlo study. **Journal of Econometrics**, v. 68, n. 2, p. 303–338, 1995.

CARMICHAEL, B.; SAMSON, L. Expected returns and economic risk in Canadian financial markets,. **Applied Financial Economics**, v. 13, p. 177–89, 2003.

CENTRAL INTELLIGENCE AGENCY. **The World FactBook.** Washington, DC: [s.n.].

CHERNOZHUKOV, V.; UMANTSEV, L. Conditional value-at-risk : Aspects of modeling and estimation. **Empirical Economic**, v. 292, n. 26, p. 271–292, 2001.

CHUANG, C. C.; KUAN, C. M.; LIN, H. Y. Causality in quantiles and

dynamic stock return-volume relations. **Journal of Banking and Finance**, v. 33, n. 7, p. 1351–1360, 2009.

COCHRANE, J. H. **Asset Pricing**. [s.l.: s.n.].

CRETI, A.; JOËTS, M.; MIGNON, V. On the links between stock and commodity markets ' volatility. **Energy Economics**, v. 37, p. 16–28, 2013.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, v. 74, n. 366, p. 427–431, 1979.

ECONOMÁTICA. **Valor de mercado do mercado de capitais na América Latina ultrapassa US\$ 1,5 trilhões**. Disponível em: <<http://economica.com/estudos/data/20161229a.pdf>>. Acesso em: 1 fev. 2016.

EIA. **International Energy Statistics**. Disponível em: <<https://www.eia.gov/beta/international/rankings/#?product=53-1&cy=2017>>.

ENGLE, R. F.; MANGANELLI, S. **CAV IA R: CONDITIONAL AUTOREGRESSIVE VALUE AT RISK BY REGRESSION QUANTILES99-20**. San Diego: [s.n.].

FILIS, G.; DEGIANNAKIS, S.; FLOROS, C. Dynamic correlation between stock market and oil prices: The case of oil-importing and oil-exporting countries. **International Review of Financial Analysis**, v. 20, n. 3, p. 152–164, 2011.

HAMMOUDEH, S. et al. The dynamics of BRICS ' s country risk ratings and domestic stock markets , U . S . stock market and oil price. **Mathematics and Computers in Simulation**, v. 94, p. 277–294, 2013.

IMF. **Benefits og Global and Regional Financial Integration in Latin America**. [s.l.: s.n.].

KANG, W.; RATTI, R. A. Journal of International Financial Markets , Institutions & Money Oil shocks , policy uncertainty and stock market return. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, v. 26, p. 305–318, 2013.

KIM, K. H. Dollar exchange rate and stock price: Evidence from multivariate cointegration and error correction model. **Review of Financial Economics**, v. 12, n. 3, p. 301–313, 2003.

KOENKER, R. Quantile regression. **Econometric society monograph series**, v. 48, n. 3, p. 445–446, 2005.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression Quantiles. **Econometrica**, v. 46, n. 1, p. 33–50, 1978.

KOENKER, R.; HALLOCK, K. F. Quantile Regression. **American Economic Association**, v. 15, p. 143 – 156, 2001.

LEE, B. S.; LI, M. Y. L. Diversification and risk-adjusted performance: A quantile regression approach. **Journal of Banking and Finance**, v. 36, n. 7, p. 2157–2173, 2012.

LIN, C.; WANG, M.; GAU, Y. Expected risk and excess returns predictability in emerging bond markets. **Applied Economics**, v. 39, p. 1511–1529, 2007.

MENSI, W. et al. Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: Linking energies , food , and gold. **Economic Modelling**, v. 32, p. 15–22, 2013.

MENSI, W. et al. Do global factors impact BRICS stock markets? A quantile regression approach. **Emerging Markets Review**, v. 19, p. 1–17, 2014.

ONO, S. **Oil Price Shocks and Stock Markets in Brics**The European Journal of Comparative Economics, , 2011.

OREY, R. W. . K. V. Algorithm AS 229 : Computing Regression Quantiles. **Journal of the Royal Statistical Society . Series C**, v. 36, n. 3, p. 383–393, 1987.

PILJAK, V. Bond markets co-movement dynamics and macroeconomic factors: Evidence from emerging and frontier markets ☆. **Emerging Markets Review**, v. 17, p. 29–43, 2013.

TAYLOR, J. W. A Quantile Regression Approach to Estimating the Distribution of Mul- tiperiod Returns. **The Journal of Derivatives**, v. 7, p. 64–78, 1999.

TSAI, I. The relationship between stock price index and exchange rate in Asian markets : A quantile regression approach. **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, v. 22, n. 3, p. 609–621, 2012.

USGS. **MINERAL COMMODITY SUMMARIES**. Disponível em: <<https://minerals.usgs.gov/minerals/pubs/mcs/2016/mcs2016.pdf>>.