

## **VOLATILIDADE E CORRELAÇÕES CONDICIONAIS NO MERCADO EM PERÍODOS DE CRISE**

### **VOLATILITY AND CONDITIONAL MARKET CORRELATIONS IN PERIODS OF CRISIS**

### **VOLATILIDAD Y CORRELACIONES CONDICIONALES EN EL MERCADO EN PERIODOS DE CRISIS**

#### **Wemerson Gomes Borges**

Titulação: Doutor em Ciências Contábeis pela Universidade Federal de Uberlândia

Universidade Federal de Uberlândia

E-mail: [wemersongb@hotmail.com](mailto:wemersongb@hotmail.com)

#### **Luciano Ferreira Carvalho**

Titulação: Doutor em Economia pela Universidade Federal de Uberlândia

Universidade Federal de Uberlândia

E-mail: [lucianoafc@ufu.br](mailto:lucianoafc@ufu.br)

#### **Nilton Cesar Lima**

Titulação: Doutor em Administração pela Universidade de São Paulo

Universidade Federal de Uberlândia

E-mail: [niltoncesar@ufu.br](mailto:niltoncesar@ufu.br)

#### **Donizete Reina**

Titulação: Doutor em Ciências Contábeis pela Universidade Federal de Uberlândia

Universidade Federal do Espírito Santo

E-mail: [dreina2@hotmail.com](mailto:dreina2@hotmail.com)

Artigo recebido em 03/11/2022. Revisado por pares em 20/02/2023. Recomendado para publicação em 27/09/2023, por Ademar Dutra (Editor Científico). Publicado em 28/02/2024. Avaliado pelo Sistema double blind review.



©Copyright 2023 UNISUL-PPGA/Revista Eletrônica de Estratégia & Negócios. Todos os direitos reservados. Permitida citação parcial, desde que identificada a fonte. Proibida a reprodução total. Revisão gramatical, ortográfica e ABNT de responsabilidade dos autores.

## **RESUMO**

O estudo analisou os comovimentos e contágios em mercados acionários latino-americanos, testando os benefícios da diversificação em períodos de crise. O intervalo investigado foi de janeiro de 2000 a dezembro de 2018, sendo testadas as correlações por meio dos modelos de Correlação Condicional Dinâmica Assimétrica. Os resultados indicam que as correlações aumentam em períodos de crise em todos os mercados e setores, reduzindo, dessa forma, os benefícios da diversificação de carteiras. Foi possível observar também que a elevação das correlações durante uma crise interna é de menor magnitude do que a elevação das correlações durante crises externas, como a *Subprime*.

**Palavras-chave:** Volatilidade; correlação condicional; movimentos de mercado; contágios; crise.

## **ABSTRACT**

The study analyzed co-movements and contagions in Latin American stock markets, testing the benefits of diversification in times of crisis. The period investigated was from January 2000 to December 2018, testing the correlations through Asymmetric Dynamic Conditional Correlation models. The results indicate that correlations increase in periods of crisis in all markets and sectors, thus reducing the benefits of portfolio diversification. It was also possible to observe that the increase in correlations during an internal crisis is of smaller magnitude than the increase in correlations during external crises, such as Subprime.

**Keywords:** Volatility; conditional correlation; market movements; contagions; crisis.

## **RESUMEN**

El estudio analizó los co-movimientos y contagios en los mercados bursátiles latinoamericanos, probando los beneficios de la diversificación en tiempos de crisis. El período investigado fue de enero de 2000 a diciembre de 2018, probando las correlaciones a través de modelos de Correlación Condicional Dinámica Asimétrica. Los resultados indican que las correlaciones aumentan en períodos de crisis en todos los mercados y sectores, reduciendo así los beneficios de la diversificación de cartera. También fue posible observar que el aumento de correlaciones durante una crisis interna es de menor magnitud que el aumento de correlaciones durante crisis externas, como la Subprime.

**Palabras clave:** Volatilidad; correlación condicional; movimientos del mercado; contágios; crisis.

## **1 INTRODUÇÃO**

Um dos principais objetivos e desafios dos investidores é a maximização de ganhos frente ao movimentos dos mercados, às inseguranças futuras quanto aos retornos dos ativos e à alta volatilidade dos investimentos. Nesse sentido, McConnell e Muscarella (1985) explicam que as forças de um mercado fazem com que seus líderes sigam princípios do próprio mercado para maximização de valor.

Estudando a natureza do equilíbrio econômico, que se baseia no conhecimento e na otimização das empresas, bem como no comportamento dos consumidores, Markowitz (1952) apresentou seu trabalho sobre a Teoria do Portfólio. Sua proposta apresenta o comportamento do investidor em um cenário de diversificação dos seus investimentos como medida para a otimização de resultados futuros, com a redução das incertezas de mercado. Baumöhl e Lyócsa (2014), informam que o trabalho de Markowitz se baseia no princípio de que os investidores podem tornar eficazes seus investimentos por meio da diversificação de seus ativos financeiros, avaliando-se os índices mercadológicos e mantendo-os com correlações baixas ou negativas. Por outro lado, pode ser ainda que existam mercados independentes que não sofrem com impactos ou comovimentos, em razão de fatores externos como crises oriundas de mercados mais fortes. A diversificação tem, então, muita relevância nesse contexto, tanto que vários estudos tratam da importância da diversificação (Bekaert; Harvey, 1995, Lahrech; Sylwester, 2011; Horvath; Petrovski, 2013; Sharma, 2018).

Ainda assim, vale entender, estudos como Cappiello, Engle e Sheppard (2006), além de Bartram e Bodnar (2009) e ainda Baumöhl e Lyócsa (2014) apontam que em períodos de alta volatilidade nos mercados de capitais, os níveis de correlações entre os preços das ações nos mercados mundiais podem aumentar, evidenciando que os benefícios da diversificação de determinadas alocações de ativos podem ser reduzidos. Maheshwari, Gupta e Li (2018) também tratam desse assunto, acrescentando que há um declínio dos benefícios da diversificação internacional, e isso faz com que investidores busquem novas fontes de investimento, especialmente nos mercados emergentes, os que possuem baixa integração.

No entanto, ainda existem autores que ignoram quaisquer tipos de previsibilidade nos mercados financeiros, a exemplo dos estudos de Makridakis e Wheelwright (1974), Haney e Lloyd (1978), Maldonado e Saunders (1981), Morecroft (1999) e Lahmiri (2017), os quais

apontam que a inter-relação entre os mercados é instável, inferindo-se que qualquer previsão dos índices é, de certa, forma impossível; sugere-se, ainda, que os índices do mercado de ações podem se mover de forma aleatória. Não obstante, infere-se que eventos internacionais (como mudanças nos sistemas cambiais) podem mudar significativamente as relações internacionais do mercado de ações, mantendo instáveis os níveis de inter-relação.

Refai, Eissa e Zeitun (2017) salientam, em um aspecto geral, que apesar de numerosos estudos sobre a volatilidade assimétrica, faltam pesquisas paralelas em nível setorial para mercados de ações desenvolvidos e emergentes. De acordo com os autores, a avaliação a nível setorial é crucial para os investidores internacionais, de forma que, após a escolha de países ou mercados, efetuem uma melhor escolha quanto à diversificação de carteira e alocação dos recursos financeiros.

Pertinente ao ambiente contextual das contraposições nos estudos sobre os benefícios da diversificação de carteiras, e ao observar que ainda não há um consenso quanto à previsibilidade de comportamentos nessa esfera mercadológica, esta pesquisa busca explorar uma lacuna existente na literatura: a investigação das correlações entre os setores de mercados acionários da América Latina em períodos de crise, não apenas de índices amplos.

A motivação para o estudo reside na necessidade de explorar mercados e setores de países em desenvolvimento e identificar possíveis opções para investimentos. Tal motivação se dá parindo do entendimento de que o estudo de correlações entre setores nos mercados da América Latina pode avançar, apontando comportamentos diferentes daqueles encontrados nos estudos de Cappiello, Engle e Sheppard (2006), bem como Baumöhl e Lyócsa (2014).

Nota-se, também, que alguns mercados setoriais podem seguir movimentos próprios, alinhados a características socioeconômicas dos países onde se situam, havendo poucas (ou não havendo) interferências externas, o que os torna estáveis em meio às crises financeiras mundiais.

Considerando isso, este trabalho busca responder à seguinte questão de pesquisa: **qual o comportamento das correlações condicionais entre os índices setoriais e amplos em mercados latino-americanos em períodos que abrangem crises?**

O objetivo geral do estudo é identificar o comportamento das correlações condicionais entre os índices setoriais e amplos de países da América Latina. Além disso, o interesse está

na reação dos índices setoriais brasileiros em relação à crise política interna iniciada em 2014. Nessa perspectiva, a pesquisa busca apontar setores que se dispõem de forma independente no mercado sem que sejam afetados por fatores externos como crises internacionais.

As crises consideradas neste estudo são duas: a crise *Subprime*, iniciada em 2008, e a crise política interna brasileira oriunda de eventos políticos e econômicos relacionados à corrupção deflagrados no ano de 2014. De Paula e Pires (2017) apontam que a economia brasileira teve um período de expansão (de 2004 a 2013), porém sofreu uma farta e longa recessão nos anos de 2015 e 2016. Barbosa (2015) vai além e assevera que a questão mais importante é reconhecer que a crise é política, aumenta a incerteza sobre o futuro próximo do país e piora a crise econômica, agravando a recessão.

Vale ressaltar, o mercado norte-americano é utilizado neste estudo por ser o mais desenvolvido mercado de ações e, portanto, uma referência mundial. Considera-se que os mercados acionários de todo o mundo tendem a seguir o comportamento do mercado acionário dos Estados Unidos (EUA).

A abordagem investigativa do estudo remete ao período que vai de 2000 a 2018, quando se encerra a crise interna brasileira. Segundo Barbosa Filho (2017), a economia cíclica do Brasil se inicia em 2017, com condições suficientes de crescimento para os próximos anos. No período investigado, os países e as organizações inseridas neste cenário foram afetados pela crise financeira desencadeada em 2008, denominada crise *Subprime*. No caso brasileiro, a crise política interna teve início a partir de 2014 em razão dos eventos de corrupção.

Assim sendo, a investigação entre as relações e possíveis variações de correlações nos mercados de capitais são de interesse dos usuários de informações do mercado de capitais, podendo ampliar conhecimentos no que tange a previsões futuras sobre o retorno de investimentos, mitigação de riscos e alocação de capitais. A expectativa da pesquisa é que os resultados possam traçar um panorama quanto ao ambiente brasileiro e ao latino-americano do mercado de capitais.

## **2 REFERENCIAL TEÓRICO**

### **2.1 COMOVIMENTOS, VOLATILIDADE E CRISES NOS MERCADOS ACIONÁRIOS**

Os investidores são os principais interessados nos índices (ou mesmo nas reações) de preços das ações em um mercado de capitais, e entender a origem ou como se dão essas flutuações é necessário para que sejam maximizados os investimentos. Forbes e Rigobon (2002) definem comovimentos como “interdependência” impulsionada por fortes ligações entre mercados. Compondo os primeiros estudos sobre movimentações de mercados, Ripley (1973) investigou as covariações sistemáticas entre os preços das ações em países desenvolvidos, no período 1960-1970.

Analisando os comovimentos também em períodos de crise mundial, Forbes e Rigobon (2002), por meio de um estudo de heterocedastidade e testes em coeficientes de correlação, identificaram que esses coeficientes estão condicionados à volatilidade do mercado. No caso da crise asiática de 1997, na desvalorização da moeda mexicana de 1994 e no colapso do mercado norte-americano de 1987 não ocorreu o efeito contágio, uma vez que praticamente não houve aumento nos coeficientes de correlação condicionais. Entretanto, corroborando os estudos de Eun e Shim (1989), os autores explicam que houve um alto nível de comovimentos de mercados em todos os períodos, denominados “interdependência de mercados”.

Resultados diferentes aos de Forbes e Rigobon (2002) foram encontrados por Kenourgios, Samitas e Paltalidis (2011), os quais, por meio de um modelo de estatísticas multivariadas de comutação, pesquisaram quatro mercados emergentes (Brasil, Rússia, Índia e China) e dois mercados desenvolvidos (Estados Unidos e Reino Unido) no período de 1995 a 2006, inseridos também em períodos de crise. Os autores encontraram evidências empíricas que confirmaram o efeito de contágio de países em crise sobre outros países. Seus resultados apontaram também que os mercados emergentes são mais propensos ao contágio financeiro.

De forma equivalente, movimentos de mercado em períodos de crise foram apresentados por Cappiello, Engle e Sheppard (2006), os quais, em pesquisa realizada no período de 1987 a 2001, em países da Europa, América do Norte e Austrália, examinaram a relação entre correlações dos movimentos e a alta volatilidade do mercado. Seus achados evidenciaram o aumento nas correlações entre uma série de ações, devido a contágios por turbulências políticas e econômicas.

Nesse contexto, percebe-se uma ampla literatura sobre o termo “contágio”. Alguns pesquisadores como Kumar e Persud (2001) alegam existirem razões “fundamentais” para um aumento significativo de ligações entre mercados após um choque em um país, enquanto

outros referem-se ao que se chama de contágio “puro”, que não pode ser explicado por algum tipo de mudança de quebra de paradigma nesse ambiente. O contágio puro é especificado como um aumento significativo de correlações de mercado cruzado após um choque, e se relaciona às mudanças no próprio apetite ou na aversão ao risco dos investidores. Portanto, esse tipo de contágio ocorre ao longo de eventos de risco e ignora fundamentos mercadológicos, comerciais e taxas de câmbio (KUMAR; PERSUD, 2001).

Por sua vez, avaliando o grau de integração entre mercados, Horvath e Petrovski (2013) utilizaram dados diários de fechamento das bolsas da Europa Central e Sudeste da Europa, além do índice *STOXX Europe 600*, que representa a movimentação de mercado de dezoito países da Europa Ocidental no período de janeiro de 2006 a meados de maio de 2011. Identificou-se, por meio de modelos estimados BEKK-GARCH bivariados de correlação condicional, que o grau de integração do mercado de ações da Europa Central em relação à Europa Ocidental é muito maior do que a integração do Sudeste da Europa em relação à Europa Ocidental.

Graham *et al.* (2013) examinaram os comovimentos de mercados na região MENA (Oriente Médio e Norte da África) com o mercado acionário dos Estados Unidos no período de 2002 a 2010 e foram identificados modestos graus de comovimentos de retornos acionários entre esses mercados. Dependências com o mercado de ações dos EUA se intensificam no final da série de retornos de ações, apoiando a tendência crescente em direção ao movimento do mercado de capital internacional.

Em uma tentativa de capturar comovimentos estáticos de longo e curto prazos entre os mercados dos EUA, da fronteira e do BRIC no período de agosto de 2010 a agosto de 2015, Singh e Singh (2018) evidenciaram que os níveis mais altos de comovimentos foram observados entre os mercados dos EUA e do BRIC. Os comovimentos entre os EUA e a fronteira apontaram baixos níveis.

Ao abordar um caso prático, Cărăusu *et al.* (2018) investigaram a ocorrência de contágio em dez mercados financeiros da Europa Central e Leste em relação aos mercados financeiros da Europa Ocidental e dos EUA, durante 2000 e 2016, pesquisando suas diferentes reações no contexto de alterações no seu quadro regulamentar. Seus achados demonstraram que a maioria dos mercados de ações da Comunidade Econômica Europeia apresentou

contágio em relação aos mercados da Europa Ocidental e dos EUA entre 2005 e 2009, ao passo que os mercados da Eslováquia e da Estônia não apresentaram nenhum contágio.

Um estudo de comovimentos feito por Durai e Bhaduri (2011) procurou compreender a dinâmica de correlações no mercado de ações indiano em relação aos mercados asiáticos e a outros mercados desenvolvidos. Foram utilizados dados diários de julho de 1997 a agosto de 2006, a partir de uma amostra na qual foram inseridos quatro índices de países desenvolvidos: *NASDAQ* (Estados Unidos), *S & P 500* (Estados Unidos), *FTSE 100* (Reino Unido) e *DAX 30* (Alemanha) e seis asiáticos: *S & P CNX Nifty* (Índia), *KLSE Composite* (Malásia), *Jakarta Composite* (Indonésia), *Straits Times* (Singapura), *Seoul Composite* (Coreia do Sul), *Nikkei* (Japão) e *Taiwan Weighted Index* (Taiwan). Com o uso estatístico de regressões logísticas, foi identificado que o índice de ações indiano, composto por 50 das principais capitalizações de mercado do país, está se movendo para uma melhor integração com outros mercados mundiais, mas não de forma notável. As relações são maiores entre os retornos dos mercados desenvolvidos e menores entre os retornos do mercado acionário indiano com os mercados de ações desenvolvidos e asiáticos; a baixa correlação proporciona espaço para diversificação de fundos globais, pulverizando o risco nos mercados indianos.

Procurando avaliar a integração de quatro regiões de mercados emergentes (América Latina, Ásia, sudeste da Europa e Oriente Médio), com dados mensais sobre índices de mercados acionários mundiais e taxas de câmbio efetivas, Guesmi e Nguyen (2011) utilizaram estatísticas econométricas com parâmetros *DCC-GARCH* e evidenciaram que existe um grau variável de integração e que os mercados emergentes são segmentados de outros mercados mundiais. Segundo os autores, isso tem implicações importantes para investidores globais e formuladores de políticas com relação a investimentos em portfólio dedicados aos mercados emergentes e ajustes de políticas.

Ainda na busca pelo entendimento dos movimentos de mercados e melhores condições de formatação de carteiras, Mastella e Coster (2014), através do modelo *BEKK-MGARCH*, buscaram identificar o comportamento histórico da estrutura temporal de covariância da BM&FBovespa em relação às outras bolsas do continente americano em meio à crise de 2008. Suas conclusões apresentaram a ocorrência de um aumento da coesão entre os índices bursáteis durante o período de crise e o não retorno dessa coesão aos níveis pré-

crise. Os pesquisadores identificaram também que o par de índices Ibovespa e IPSA representa a opção mais adequada para a diversificação de portfólio entre os pares analisados.

Em um contexto geral, Katsiampa (2019) enfatiza que compreender os movimentos de volatilidade no mercado e sua interdependência é importante para um apropriado gerenciamento e tomada efetiva de decisões de investimento.

### **3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS**

#### **3.1 BASE DE DADOS**

Todas as informações pertinentes à pesquisa são oriundas de dados secundários e obtidas no banco de dados Thomson Reuters. Foram selecionados os principais mercados acionários da América Latina de acordo com seu valor de mercado (Brasil, México, Peru, Colômbia, Argentina, Chile) e dos Estados Unidos. Foram colhidas as cotações de fechamento dos índices amplos dolarizados (IBOVESPA, IPYC, SPBLBGPT, MERVAL, SPCLXIPSA e S&P 500) de cada mercado no período de 2000 a 2018. A dolarização dos índices foi formatada a partir da divisão da cotação de fechamento dos índices pela cotação diária do dólar e o ano de 2018 foi escolhido por ser apontado como o ano do final da crise interna brasileira. Segundo Barbosa Filho (2017), a economia cíclica do Brasil se inicia em 2017 com condições suficientes de crescimento nos próximos anos.

Após as análises, foi evidenciada a falta de dados nas cotações do Peru e da Colômbia, cujas informações dos índices apresentaram muitas lacunas nos períodos da amostra, sendo, por esse motivo, excluídos. Inicialmente, foi calculado o retorno logarítmico dos índices (Equação 1). Uma condição primordial de técnicas estatísticas padrões é que os dados apresentem uma distribuição normal. Os retornos logarítmicos testados na prática são mais prováveis de serem normalmente distribuídos (Mobarek; Keasey, 2000).

$$R_{LN} = LN \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (1)$$

Em seguida, foram coletados os índices setoriais dolarizados existentes (conforme Tabela 1) no mercado brasileiro Bovespa e seus correspondentes da América Latina (materiais, energia, finanças, indústria, telecomunicações, utilidades, consumo e imobiliário). As variáveis do estudo são os próprios índices, conforme o modelo apresentado.

**Tabela 1 – Países e setores de mercado da amostra**

<b>Brasil</b>	<b>México</b>	<b>Chile</b>	<b>Argentina</b>
Rln_brbasicmats	Rln_mexbasicmats	Rln_chibasicmats	Rln_argbasicmats
Rln_brelec		Rln_chelect	Rln_argelect
Rln_brfinanc	Rln_mexfinanc	Rln_chfinanc	Rln_argfinanc
Rln_brindust	Rln_mexindustrials	Rln_chindustrials	Rln_argindustrials
Rln_brtelec	Rln_mextelec	Rln_chtelec	Rln_argtelec
Rln_brutilit		Rln_chutilities	Rln_argutilities
	Rln_mexconsdisc	Rln_chcons_disc*	Rln_argcons_disc*
		Rln_chrealstate**	Rln_argrealstate**

Nota: \* cons\_disc = Consumo; \*\*realstate = Imobiliário.

Fonte: Elaborada pelos autores.

*A priori*, foram feitos os testes de estacionariedade com e sem quebra estrutural em cada série da amostra. Para Bueno (2011), a série estacionária é aquela que navega em torno de uma mesma média e permite análises de equilíbrio. Quando a média, a autocorrelação e a variância são próximas por um grande período temporal, é observada uma série estacionária (Enders, 1994). Há de se destacar que não existe estacionariedade da série quando o coeficiente  $Y_{t-1}$  for igual a 1 de acordo com a representação na Equação 2.

$$y_t = P y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Nesse contexto, foram realizados testes estacionários tradicionais de raiz unitária (*Augmented Dickey-Fuller – ADF*) para as séries de índices amplos. Segundo Cheung e Lai (1995), o teste Dickey-Fuller ou *ADF* é um teste de raiz unitária comumente utilizado. Dickey e Fuller (1979) fizeram um ajuste em um modelo autoregressivo integrado com média móvel (ARIMA), examinando a hipótese nula de um processo médio integrado autoregressivo contra a alternativa estacionária ARIMA.

Cheung e Lai (1995) apresentam o teste Dickey-Fuller aumentado da seguinte maneira: seja  $x_t$ , uma série temporal, derivando de uma representação AR ( $k$ ), o teste ADF pode ser representando conforme a Equação 3:

$$\Delta x_t = \mu + \gamma t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \beta_i \Delta x_{t-i} + u_{t-1} \quad (3)$$

Nessa equação,  $\Delta$  é o operador diferença e  $u$  é um ruído branco. O teste examina a negatividade do parâmetro  $\alpha$  com base na sua relação de regressão  $t$ . Dickey e Fuller (1979) mostraram a distribuição assintótica da estatística. Hall (1994), usando critérios de informação padrão, mostrou que a distribuição assintótica não é afetada pela seleção de modelos baseados em dados. Na medida em que a distribuição pode ser sensível à ordem de defasagem em amostras finitas, permanece o problema de aplicar valores críticos adequados, ajustados por defasagem (Cheung; Lai, 1995).

Outro teste de raiz unitária tradicional utilizado para confirmar a estacionaridade das séries dos índices amplos foi o teste Phillips-Perron (PP). Segundo Phillips e Perron (1988) esse teste propõe detectar a presença de uma raiz unitária em modelos bastante gerais de séries temporais.

A avaliação de modelos com séries temporais sem a consideração de interferências pode levar a presença de *outliers* (observações aberrantes). A observação de *outliers* provoca alterações, bruscas ou leves em seu grau, bem como alterações no curso de sua tendência. São observadas duas maneiras de se tratar os *outliers* na análise de intervenção: *Pulse* e *Step*. No tratamento denominado *Pulse*, uma variável *Dummy* admite valor equivalente a 1 no período de eventualidade de determinado evento de origem externa e admite valor igual a 0 em um período diferente. No tratamento denominado *Step*, a variável *Dummy* admite valor igual a 0 antes do evento e valor igual a 1 após o evento. O aparecimento de elementos discrepantes sem a inserção do modelo de intervenção pode afetar a identificação do modelo, pois a existência de *outliers* é capaz de resultar tanto a superestimação quanto a subestimação dos modelos, afetando seu poder preditivo.

De acordo com Mills (1990), há quatro naturezas de *outliers*: o *additive outlier (AO)*, em que apenas a  $t$ -ésima observação é acometida e que pode ser reparada por intermédio do tipo *Pulse*; o *innovational outlier (IO)*, no qual os resíduos são contaminados pelo sistema que

gera a série e representa uma colisão estapafúrdia e  $T$  que influencia  $X_t, X_{t+1}, \dots$ , por intermédio da estrutura do modelo (Margarido, 2001); o *Level Shift (LS)* com resultado momentâneo; e o *Level Shift (LS)* com resultado duradouro. Destaca-se que esse trabalho de cunho econométrico foi embasado na pesquisa de Box e Tiao (1975), bem como Perron (1994), que apresentaram dois modelos: (i) o *Additive Outliers (AO)*, em que a alteração na função tendência ocorre prontamente; (ii) e o modelo *Innovational Outliers (IO)*, em que a mudança na função tendência ocorre de forma paulatina.

Com o objetivo de reconhecer problemas de *outliers*, de forma complementar aos testes de estacionariedade *ADF* e *PP*, foram executados testes com quebras estruturais para os índices amplos. O teste realizado nesta pesquisa foi aquele desenvolvido por Clemente, Montañés e Reyes (1998), os quais propuseram testes que permitiriam dois eventos dentro do período observado de uma série temporal, seja um modelo *AO2* ou um modelo *IO2*. O primeiro capta duas mudanças abruptas na série (isto é, duas mudanças discretas nos coeficientes de uma função, conforme a Equação 4), enquanto o segundo permite duas mudanças graduais na média da série de acordo com a Equação 5.

$$Y_t = \mu + \delta_1 DU_{1t} + \delta_2 DU_{2t} + \bar{Y}_t, \quad (4)$$

$$\bar{Y}_t = \sum_{i=0}^k \omega_{1i} DT_{1t-i} + \sum_{i=0}^k \omega_{2i} DT_{2t-i} + \alpha \bar{Y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k C_i \Delta \bar{Y}_{t-i} + e_t, \quad (5)$$

### 3.2 MODELOS MULTIVARIADOS DE CORRELAÇÃO DINÂMICA CONDICIONAL (DCC) E ASSIMETRIA DE CORRELAÇÃO DINÂMICA CONDICIONAL (ADCC)

Segundo Miceli (2008), a avaliação dos modelos da Classe DCC se dá em dois passos. No primeiro, o objetivo é indicar o modelo do tipo GARCH univariado de cada série. Em seguida, a correlação é obtida por meio de uma equação recursiva, após os dados serem uniformizados pelos desvios-padrão encontrados no primeiro passo. Cada série pode ter um modelo de volatilidade distinto, visto que se pode garantir uma variância condicional positiva e estacionária. O número comedido de parâmetros e a segurança de se gerar uma matriz de correlação positiva delineada são vantagens desse tipo de estrutura.

O modelo GARCH multivariado é apresentado como uma matriz de correlação condicional que varia no tempo. É uma ferramenta que pode contribuir com estudos sobre a transmissão da volatilidade em mercados cambiais e acionários. O modelo empregado nessa pesquisa se refere ao segmento dos modelos de Correlação Dinâmica Condicional (DCC – *Dynamic Condition Correlacion*), de Engle (2002); no entanto, arremete sua extensão quanto à captura dos efeitos da assimetria na correlação (ADCC), estudada por Cappiello, Engle e Sheppard (2006).

Para facilitar a estimação dos procedimentos estatísticos, é possível – com os modelos de correlação condicional – expressar a dinâmica univariada separadamente da multivariada, sendo essencial na decomposição da matriz de covariância condicional entre desvios padrões condicionais e correlações (Engle, 2002). O modelo GARCH com correlação condicional dinâmica (DCC), elaborado por Engle (2002), introduz uma matriz R de variações no tempo, possuindo movimentos dinâmicos, conforme Equação 6:

$$H_t = D_t R_t D_t \tag{6}$$

Na Equação 6,  $D_t$  é uma matriz diagonal (conforme Equação 7) com os desvios padrões condicionais do  $i^{\circ}$  ativo na  $i^{\circ}$  posição diagonal.

$$D_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{3,t} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & \sigma_{k,t} \end{bmatrix} \tag{7}$$

E  $\sigma_{i,t} = (\sigma_{ii,t})^{1/2}$ . O  $R_t$  é uma matriz de correlação condicional variante no tempo ajustada por um modelo GARCH (1,1), conforme representado nas Equações 8, 9, 10 e 11.

$$R_t = Q_t^* Q_t Q_t^* \tag{8}$$

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{R} + a z_{t-1} z'_{t-1} + b Q_{t-1} \tag{9}$$

$$Q_t = (1 - a - b)\bar{R} + a \left( R_{t-1}^{\frac{1}{2}} e_{t-1} \right)' + b Q_{t-1} \tag{10}$$

$$Q_t^* (Q_t \odot I_k)^{-1/2} \tag{11}$$

Acima,  $z_t$  é um vetor  $k$  por  $1$  dos retornos padronizados;  $\odot$  representa a multiplicação de Hadamard (elemento por elemento);  $\{e_t\}$  são sequências de inovações i.i.d. com média  $0$  e covariância  $lk$ , tal que a normal multivariada padrão pode possuir uma distribuição com cauda pesada.

$D_t$  é uma matriz diagonal com os desvios padrões condicionais do ativo  $i$  na  $i^{\text{a}}$  posição da diagonal. A variância condicional  $\sigma_{ii,t}, i = 1, 2, \dots, k,$  segue um processo GARCH para o ativo  $i$ , usualmente GARCH (1,1). Esse modelo pode ser escrito conforme Equação 12.

$$h_t = w + \sum_{i=1}^p A_i \epsilon_{t-1} \odot \epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^q B_i h_{t-i} \quad (12)$$

Segundo Engle (2002), a volatilidade dos componentes é a soma da maxiverossimilhança dos GARCH individuais, que são capazes de ser potencializados simultaneamente pela cisão da maximização de cada um dos modelos univariados, nos casos multivariados normais, pelos quais a forma e a precisão dos parâmetros não entram na densidade. Assim, quando do surgimento de informações assimétricas (como nos retornos sobre o preço de ações), o peso da desvalorização nos preços de ativos é superior que o do aumento nos preços desses ativos, e é necessária uma generalização do modelo DCC para incorporar essa assimetria. Em decorrência disso emergiu o modelo ADCC (*Asymmetric Generalized – DCC*) (ENGLE, 2002), onde a dinâmica de  $Q$  é estabelecida pela Equação 13.

$$Q_t = (\bar{Q} - A' \bar{Q} A - B' \bar{Q} B - G' \bar{Q}^- G) + A' z_{t-1} z'_{t-1} A + B' Q_{t-1} B + G' z_t z'_t G \quad (13)$$

Na Equação 13,  $A, B$  e  $G$  são matrizes de parâmetros  $N \times N$ ,  $z_t^-$  retrata os erros padrões, que são iguais a  $z_t$ . Com isso, temos que os pesos irão se equivaler, sendo  $\bar{Q}^-$  a matriz incondicional de  $z_t$  e  $z_t^-$ , respectivamente.

## 4 APRESENTAÇÃO E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

### 4.1 APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

Nesta seção são apresentados os testes de estacionariedade Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP), bem como o teste Clemente-Montañés-Reyes. Em seguida, são apresentados os resultados para os testes ADCC (MGARCH) em relação ao logaritmo dos retornos dos índices amplos em relação aos principais mercados latino-americanos e dos Estados Unidos, e também dos setores referentes aos países da amostra.

Foi feita a captação das cotações dos índices amplos da amostra no período de janeiro de 2000 a dezembro de 2018, coletados nas bolsas de valores do Brasil, México, Estados Unidos, Argentina e Chile por intermédio do banco de dados Thomson Reuters. Nesse ambiente, foram executados os testes tradicionais de raiz unitária Augmented Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP) para cada uma das séries temporais no período de 2000 a 2018.

Com o objetivo de estimar as volatilidade e correlações dinâmicas entre índices amplos e setoriais de ações de países da América Latina, foram desenvolvidos modelos ADCC. Utilizou-se, nesses modelos, o índice americano *S&P500* como referência para o mercado mundial. Além dos coeficientes de volatilidade e das correlações dinâmicas, a partir do modelo é possível estimar a volatilidade de longo prazo, a velocidade de convergência e a vida média da volatilidade.

O modelo é estimado em dois passos. O primeiro passo consistiu na estimação de um GARCH (1,1) para todos os modelos. No segundo passo, os resíduos padronizados das equações do primeiro passo foram utilizados para estimar a correlação condicional entre cada par de retornos de índices.

Na Tabela 2, são apresentados os resultados para os testes ADCC – *Asymmetric Dynamic Conditional Correlation* (MGARCH) em relação ao logaritmo dos retornos dos índices amplos para os principais mercados latino-americanos e dos Estados Unidos.

**Tabela 2** – Resultados ADCC (MGARCH) – índices amplos

Índice	$\Omega$	$\alpha$	$\beta$	$\Gamma$	Volatilidade de Longo Prazo (% a.a) +	Velocidade de convergência ++	Vida Média (dias) +++
EUA	-0.302463 (0.0000)	-0.146166 (0.0000)	0.966749 (0.0000)	0.162031 (0.0000)	2052.931	0.820583	5.573608
Brasil	-0.245544 (0.0085)	-0.069264 (0.0000)	0.967687 (0.0000)	0.158812 (0.0076)	2458.312	0.898423	9.844748
México	-0.255121 (0.0000)	-0.087499 (0.0000)	0.969464 (0.0000)	0.185136 (0.0000)	2324.544	0.881965	8.472063
Chile	-0.357531 (0.0000)	-0.053696 (0.0000)	0.960057 (0.0000)	0.200649 (0.0000)	3089.573	0.906361	10.67931

Argentina	-0.427975 (0.0000)	-0.084746 (0.0018)	0.942672 (0.0000)	0.237977 (0.0000)	2744.239	0.857926	7.038586
-----------	-----------------------	-----------------------	----------------------	----------------------	----------	----------	----------

Notas: P-Value entre parênteses; † volatilidade de longo prazo é igual a  $\omega / (1 - \alpha - \beta)$ ; †† velocidade de convergência é igual a  $\alpha + \beta$  (quanto menor mais rápido); ††† vida média em dias é igual a  $1 / (1 - \alpha - \beta)$ .

Fonte: Elaborada pelos autores.

Salienta-se que, na Tabela 2, referente aos resultados ADCC em relação aos índices amplos, os EUA aparecem apenas como referência (não somente nesta tabela, mas para todo o estudo). Para o item volatilidade de longo prazo a fórmula é  $\omega / (1 - \alpha - \beta)$ , sendo que para converter em percentual ao ano, calcula-se a raiz quadrada do valor apurado e multiplica-se pelo fator  $100 \sqrt{250}$ . O item velocidade de convergência é dado pela fórmula  $(\alpha + \beta)$ , em que pode ser identificada maior velocidade na convergência quando o índice for menor e, por fim, o item vida média em dias é dado pela fórmula  $1 / (1 - \alpha - \beta)$ . Ademais, em uma escala de referência, observa-se que o valor de  $\alpha$  é maior para o Chile, sendo seguido por Brasil, Argentina, México. Nesse sentido, aponta-se que a volatilidade do índice chileno reage mais ao mercado do que o restante dos países. Assim, respectivamente, Chile, Brasil, Argentina e México possuem os índices cuja volatilidade mais reage ao mercado.

No que tange aos valores do coeficiente beta, os países com seu maior valor são, respectivamente: México, Brasil, Chile e Argentina. Consequentemente, pode-se inferir a relação de países com maior persistência em sua volatilidade, sendo que México, Brasil e Chile, nessa sequência, possuem uma volatilidade em seus índices mais persistente que os da Argentina. Assim, ao observar a velocidade da convergência de volatilidade para o longo prazo, verifica-se que Argentina, México, Brasil e Chile, respectivamente, possuem maior volatilidade de suas ações, sendo convergidas mais rapidamente para o seu valor de longo prazo. Em função da convergência mais rápida, observa-se que a volatilidade do Chile, Brasil e México, respectivamente, tem uma vida média maior do que a da Argentina.

Quanto à volatilidade de longo prazo, identifica-se que ela foi expressa em menor grau, respectivamente, para os índices do México, Brasil, Argentina e Chile. Consequentemente, pode-se mencionar que os países com menor volatilidade de longo prazo apresentam uma tendência de redução de risco, aqui representado pela volatilidade.

De forma peculiar, nota-se que os parâmetros assimétricos de  $\gamma$  apresentam correlações significativas e positivas em todos os países, sugerindo-se que esses mercados de ações tendem a ser mais correlacionados em momentos de crise (período de maior

volatilidade) de mercado, porém a Argentina e o Chile se destacam como países com maior influência em relação aos movimentos de mercado mediante uma crise.

Tratando-se dos índices de setores de mercado brasileiros, os resultados da Tabela 3 apontam que o valor de  $\alpha$  para o índice do setor de materiais básicos é um pouco maior do que os setores industrial, financeiro, telecomunicações, utilidades e elétrico, indicando que a volatilidade do índice do setor de materiais básicos reage mais ao mercado do que a volatilidade dos setores industrial, financeiro e dos outros setores, respectivamente. Destaca-se que todos os setores apresentaram significância estatística para o teste de  $\alpha$ .

**Tabela 3 – Resultados ADCC (MGARCH) – Índices Setoriais – Brasil**

Índice	$\Omega$	A	$\beta$	$\gamma$	Volatilidade de Longo Prazo (% a.a) †	Velocidade de convergência ††	Vida Média (dias) †††
Brbasicmats	-0.133846 (0.0000)	-0.050533 (0.0000)	0.981489 (0.0000)	0.130077 (0.0014)	2201.455	0.930956	14.48352
Brelec	-0.249484 (0.0000)	-0.070762 (0.0000)	0.966229 (0.0000)	0.186222 (0.0034)	2442.669	0.895467	9.566357
Brfinanc	-0.182646 (0.0048)	-0.066598 (0.0000)	0.974808 (0.0000)	0.147497 (0.0040)	2230.373	0.90821	10.89443
Brindust	-0.218045 (0.0000)	-0.058823 (0.0000)	0.971154 (0.0000)	0.167504 (0.0004)	2493.561	0.912331	11.40654
Brtelec	-0.203448 (0.0000)	-0.068649 (0.0000)	0.972705 (0.0000)	0.137838 (0.0000)	2302.437	0.904056	10.42275
Brutilit	-0.211846 (0.0003)	-0.069869 (0.0000)	0.971542 (0.0000)	0.196990 (0.0015)	2320.832	0.901673	10.17015
RSP500	-0.302463 (0.0000)	-0.146166 (0.0000)	0.966749 (0.0000)	0.162031 (0.0000)	2052.931	0.820583	5.573608

Notas: P-Value entre parênteses; † volatilidade de longo prazo é igual a  $\omega/(1 - \alpha - \beta)$ ; †† velocidade de convergência é igual a  $\alpha + \beta$  (quanto menor mais rápido); ††† vida média em dias é igual a  $1/(1 - \alpha - \beta)$ .

Fonte: Elaborada pelos autores.

Quanto ao coeficiente  $\beta$  do índice do setor de materiais básicos, verifica-se que ele é maior do que o beta dos setores financeiro, telecomunicações, utilidades, indústria e elétrico. Esse resultado indica que a volatilidade do índice do setor de materiais básicos é mais persistente do que a volatilidade dos setores financeiro, telecomunicações, utilidades e dos outros setores, respectivamente.

No que se refere à velocidade de convergência da volatilidade para o nível de longo prazo ( $\alpha + \beta$ ), percebe-se que a volatilidade das ações do setor elétrico converge mais

rapidamente do que a dos setores de utilidades, telecomunicações, financeiro, indústria e de materiais básicos, respectivamente.

Em função de uma convergência mais rápida para o nível de longo prazo dos setores acima mencionados, nota-se que a vida média é maior para o setor de materiais básicos, indústria, financeiro, telecomunicações, utilidades e elétrico, sendo que a vida média para o índice dos EUA é menor em relação a todos os setores brasileiros.

A volatilidade de longo prazo apresentou-se menor, respectivamente, para os índices dos setores de materiais básicos, financeiro, telecomunicações, utilidades, elétrico e indústria, indicando um menor grau de risco, aqui representado pela volatilidade.

Quanto ao parâmetro  $\gamma$ , que evidencia a assimetria, foram identificadas correlações significativas e positivas e não tão distintas para todos os setores brasileiros, sendo menores nos setores de materiais básicos, telecomunicações, financeiro, indústria, elétrico e utilidades, respectivamente. Nesse sentido, pode-se inferir que os setores que mais sofrem influência mediante o período de crise (por possuírem maiores correlações) são os setores elétrico, indústria e telecomunicações. Os setores com menores correlações identificadas foram de materiais básicos, utilidades e financeiro, sendo aqueles que menos sofreram ações externas de mercado por intermédio da crise mundial. A seguir são apresentados os resultados para o México.

Para os índices mexicanos de setores de mercado (Tabela 4), os resultados apontam que o valor de  $\alpha$  para o índice do setor de telecomunicações é um pouco maior do que os setores de materiais básicos, consumo, industrial e financeiro, indicando que a volatilidade do índice do setor de telecomunicações reage mais ao mercado do que a volatilidade dos setores de materiais básicos, consumo e dos outros setores, respectivamente.

**Tabela 2 – Resultados ADCC (MGARCH) – índices setoriais – México**

Índice	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	Volatilidade de Longo Prazo (% a.a) †	Velocidade de convergência ††	Vida Média (dias) †††
Mexbasicmats	-0.166882 (0.0000)	-0.052369 (0.0000)	0.978849 (0.0000)	0.173327 (0.0000)	2382.166	0.92648	13.60174
Mexfinanc	-0.210398 (0.0000)	-0.070808 (0.0000)	0.973846 (0.0000)	0.181269 (0.0000)	2329.110	0.903038	10.31332
Mexindust	-0.223607 (0.0000)	-0.064829 (0.0000)	0.972446 (0.0000)	0.181661 (0.0000)	2459.896	0.907617	10.82450
Mextelec	-0.210042 (0.0000)	-0.047882 (0.0001)	0.973226 (0.0000)	0.131305 (0.0000)	2652.105	0.925344	13.39477

**Volatilidade e correlações condicionais no mercado em períodos de crise**  
Wemerson Gomes Borges; Luciano Ferreira Carvalho; Nilton Cesar Lima; Donizete Reina

Mexcondiscr	-0.183754 (0.7811)	-0.060086 (0.3644)	0.977820 (0.0000)	0.159721 (0.8293)	2363.079	0.917734	12.15569
RSP500	-0.302463 (0.0000)	-0.146166 (0.0000)	0.966749 (0.0000)	0.162031 (0.0000)	2052.931	0.820583	5.573608

Notas: P-Value entre parênteses; † volatilidade de longo prazo é igual a  $\omega/(1 - \alpha - \beta)$ ; †† velocidade de convergência é igual a  $\alpha + \beta$  (quanto menor mais rápido); ††† vida média em dias é igual a  $1/(1 - \alpha - \beta)$ .

Fonte: Elaborada pelos autores.

Quanto ao coeficiente  $\beta$  do índice do setor de materiais básicos, apura-se que ele é maior do que o beta dos setores de consumo, financeiro, telecomunicações e industrial. Esse resultado indica que a volatilidade do índice do setor de materiais básicos é mais persistente do que a volatilidade dos setores de consumo, financeiro, telecomunicações e industrial.

Em relação à velocidade de convergência da volatilidade para o nível de longo prazo ( $\alpha + \beta$ ), percebe-se que a volatilidade das ações do setor financeiro converge mais rapidamente do que a das ações dos setores de indústria, consumo, telecomunicações e materiais básicos. Por consequência da convergência mais rápida, observa-se que a volatilidade dos setores financeiro, indústria, consumo, telecomunicações e de materiais básicos, respectivamente, têm uma vida média menor.

A volatilidade de longo prazo manifestou-se menor para os índices dos setores financeiro, consumo, materiais básicos, industrial e de telecomunicações, indicando, nessa ordem, um menor grau de risco, aqui representado pela volatilidade.

Em relação ao parâmetro de assimetria  $\gamma$ , verifica-se que os setores mexicanos da indústria, financeiro, de materiais básicos, consumo e de telecomunicações apresentaram correlações significativas e positivas, apontando que esses setores tendem a ser mais correlacionados em períodos de crise, ou seja, maior volatilidade. Para o setor mexicano de consumo, não foi observada significância estatística. Porém, ressalta-se, nesse cenário, que o setor de telecomunicações mexicano se apresenta como aquele que tende a sofrer menos influência por fatores externos oriundos da crise, visto que sua correlação é a mais baixa entre todas, sendo dois pontos menores que o setor de consumo que está em segundo lugar. A terceira correlação mais baixa é observada no setor de materiais básicos. A seguir são apresentados os resultados para o Chile.

Ao analisar os setores chilenos, os resultados da Tabela 5 apontam que o valor de  $\alpha$  é maior para o setor de telecomunicações, acompanhado, respectivamente, pelos setores de indústria, imobiliário, materiais básicos, consumo, financeiro, utilidades e elétrico, indicando que a volatilidade do setor de telecomunicações reage mais ao mercado do que a volatilidade

dos outros setores na mesma ordem apresentada. Assim, pode-se assinalar que o setor de utilidades e elétrico são aqueles cuja volatilidade reage menos ao mercado. Destaca-se que os setores chilenos da indústria, telecomunicações e imobiliário não apresentaram significância estatística.

O coeficiente  $\beta$  do índice do setor de indústria é maior do que o do setor de materiais, seguido, respectivamente, pelos setores de consumo, financeiro, elétrico, de utilidades, imobiliário e de telecomunicações. Em consequência, pode-se afirmar que a volatilidade do índice do setor industrial é mais persistente do que a volatilidade dos setores de materiais, consumo, financeiro e demais setores, respectivamente.

**Tabela 5 – Resultados ADCC (MGARCH) – índices setoriais – Chile**

Índice	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	Volatilidade de Longo Prazo (% a.a) †	Velocidade de convergência ††	Vida Média (dias) †††
Chbasicmats	-0.196254 (0.0000)	-0.040206 (0.0000)	0.977101 (0.0000)	0.142426 (0.0067)	2788.351	0.936895	15.8466
Chfinanc	-0.378834 (0.0000)	-0.048220 (0.0002)	0.957729 (0.0000)	0.194815 (0.0000)	3235.130	0.909509	11.05082
Chindust	-0.127719 (0.0000)	-0.020616 (0.1857)	0.984375 (0.0000)	0.157822 (0.0000)	2968.231	0.963759	27.59306
Chtelec	-0.594222 (0.0000)	-0.009730 (0.7587)	0.927568 (0.0000)	0.167791 (0.0000)	4252.153	0.917838	12.17108
Chelec	-0.483400 (0.0000)	-0.062553 (0.0000)	0.945315 (0.0000)	0.234615 (0.0000)	3210.622	0.882762	8.529658
Chcondiscr	-0.342776 (0.0000)	-0.046439 (0.0000)	0.958306 (0.0000)	0.199434 (0.0000)	3018.214	0.911867	11.34649
Chrealestate	-0.452771 (0.2332)	-0.031921 (0.1158)	0.942526 (0.0000)	0.181723 (0.0000)	3558.383	0.910605	11.18631
Chutiliti	-0.505979 (0.0000)	-0.062505 (0.0000)	0.943473 (0.0000)	0.232037 (0.0000)	3259.901	0.880968	8.401102
RSP500	-0.302463 (0.0000)	-0.146166 (0.0000)	0.966749 (0.0000)	0.162031 (0.0000)	2052.931	0.820583	5.573608

Notas: P-Value entre parênteses; † volatilidade de longo prazo é igual a  $\omega/(1 - \alpha - \beta)$ ; †† velocidade de convergência é igual a  $\alpha + \beta$  (quanto menor mais rápido); ††† vida média em dias é igual a  $1/(1 - \alpha - \beta)$ .

Fonte: Elaborada pelos autores.

No tocante à velocidade de convergência da volatilidade para o nível de longo prazo ( $\alpha + \beta$ ), constata-se que a volatilidade das ações do setor de utilidades converge mais rapidamente para o seu valor de longo prazo do que a volatilidade dos setores elétrico, financeiro, imobiliário, consumo, de telecomunicações, de materiais e industrial, nessa

respectiva ordem. Isso indica que a volatilidade dos setores de indústria, materiais e telecomunicações possui maior vida média, nessa ordem, e a volatilidade dos setores de utilidades, elétrico e financeiro menor vida média.

No que se refere à volatilidade de longo prazo, esta mostrou-se menor para o índice dos setores de materiais, indústria, consumo, elétrico, financeiro, utilidades, imobiliário e de telecomunicações, respectivamente. Conclui-se, nessa ordem, que há um menor grau de risco, apresentado pela volatilidade dos setores de materiais, indústria, consumo e assim por diante.

Já os parâmetros assimétricos de  $\gamma$  para os setores chilenos se apresentam, nessa ordem, com maiores correlações significativas e positivas para os setores: elétrico, utilidades, consumo, financeiro, imobiliário, telecomunicações, indústria e materiais básicos, o que indica uma tendência a serem estes setores mais correlacionados em momentos de maior volatilidade de mercado. Todos os setores apresentaram significância estatística. Os setores de materiais e indústria apresentaram um valor de  $\gamma$  menor que o do *SP500*, indicando influências menores ocasionadas por movimentos externos, mediante a crise mundial.

A Tabela 6, que apresenta os resultados dos setores argentinos, indica que o valor de  $\alpha$  é maior para o setor de utilidades, seguido, respectivamente, pelos setores de consumo, materiais básicos, telecomunicações, indústria, elétrico, financeiro e imobiliário. Isso expressa que a volatilidade do setor de utilidades reage mais ao mercado do que a volatilidade do setor de consumo e, assim, respectivamente, em relação aos outros setores. Há de se destacar que o parâmetro de  $\alpha$  para os setores argentinos de telecomunicações, elétrico, consumo e de utilidades apresentou significância estatística.

**Tabela 6** – Resultados ADCC (MGARCH) – índices setoriais – Argentina

Índice	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	Volatilidade de Longo Prazo (% a.a) †	Velocidade de convergência ††	Vida Média (dias) †††
Argbasicmats	-0.248528 (0.0002)	-0.023004 (0.0632)	0.965935 (0.0000)	0.219733 (0.0000)	3299.571	0.942931	17.52265
Argfinanc	-0.260235 (0.0000)	-0.042187 (0.0025)	0.965220 (0.0000)	0.236680 (0.0000)	2907.372	0.923033	12.99258
Argindust	-0.063088 (0.0000)	-0.027242 (0.0183)	0.989759 (0.0000)	0.187953 (0.0000)	2051.286	0.962517	26.67876
Argtelec	-0.138353 (0.0000)	-0.027194 (0.8254)	0.979212 (0.0000)	0.167946 (0.0006)	2684.881	0.952018	20.84115
Argelec	-0.201018 (0.0022)	-0.038692 (0.1239)	0.971809 (0.0000)	0.200811 (0.0003)	2741.13	0.933117	14.95148
Argcondiscr	-0.081204 (0.0000)	-0.022184 (0.2228)	0.985376 (0.0000)	0.212629 (0.0000)	2348.484	0.963192	27.16801

**Volatilidade e correlações condicionais no mercado em períodos de crise**  
Wemerson Gomes Borges; Luciano Ferreira Carvalho; Nilton Cesar Lima; Donizete Reina

Argrealestate	-0.255192 (0.0000)	-0.055775 (0.0190)	0.965233 (0.0000)	0.168542 (0.0000)	2654.474	0.909458	11.0446
Argutiliti	-0.225487 (0.0516)	-0.009688 (0.4749)	0.969280 (0.0000)	0.271218 (0.0000)	3735.056	0.959592	24.74757
RSP500	-0.302463 (0.0000)	-0.146166 (0.0000)	0.966749 (0.0000)	0.162031 (0.0000)	2052.931	0.820583	5.573608

Notas: P-Value entre parênteses; † volatilidade de longo prazo é igual a  $\omega/(1 - \alpha - \beta)$ ; †† velocidade de convergência é igual a  $\alpha + \beta$  (quanto menor mais rápido); ††† vida média em dias é igual a  $1/(1 - \alpha - \beta)$ .

Fonte: Elaborada pelos autores.

No que diz respeito aos resultados do coeficiente  $\beta$ , observa-se que o índice do setor da indústria é maior do que o setor de consumo, que é acompanhado, respectivamente, dos setores de telecomunicações, elétrico, utilidades, materiais, imobiliário e financeiro. Esses resultados apontam que a volatilidade do índice de indústria é mais persistente do que a volatilidade do índice de consumo e, nessa devida ordem acima citada, dos outros setores abordados.

Com relação à velocidade de convergência da volatilidade para o nível de longo prazo ( $\alpha + \beta$ ), constata-se que a volatilidade das ações do setor imobiliário converge mais rapidamente para o seu valor de longo prazo do que a volatilidade dos setores financeiro, elétrico, materiais, telecomunicações, utilidades, industrial e de consumo, nessa devida ordem. Nesse sentido, pode-se afirmar que a volatilidade dos setores de consumo, industrial e utilidades apresenta as maiores vidas médias, e os setores financeiro e imobiliário possuem menor vida média.

Quanto à presença de uma menor volatilidade de longo prazo, os setores que se destacaram quanto à sua tendência de redução de risco representado pela própria volatilidade foram, respectivamente, os setores de indústria, consumo, imobiliário, telecomunicações, financeiro, materiais básicos, utilidades e elétrico.

No tocante aos parâmetros assimétricos de  $\gamma$ , foram percebidas correlações significativas e positivas para todos os setores argentinos, sendo os de maior correlação: utilidades, financeiro, de materiais, consumo, elétrico e indústria. Para esses setores, evidencia-se que são eles mais inclinados a aderir choques em períodos de maior volatilidade de mercado. Já os setores imobiliário e de telecomunicações apresentaram as menores correlações, indicando serem influenciados em menor escala quanto aos movimentos externos oriundos de crises.

Considerando os valores dos parâmetros assimétricos e com estatística significativa de  $\gamma$ , identifica-se que o setor de materiais básicos do Brasil, com valor de 0,130077 é, dos setores

analisados, o que apresenta menor correlação junto aos períodos de alta volatilidade, assumindo-se que, dentre a amostra colhida, é o setor que menos sofre interferência por movimentos nos mercados mundiais em períodos de crise. O segundo setor nessa ordem é o setor de telecomunicações mexicano (com valor de 0,131305), seguido do setor de utilidades, do Brasil (0,137838) e de materiais básicos, do Chile (0,142426). Em quinto lugar, coloca-se o setor financeiro do Brasil, com valor de 0,147497.

Ante a amostra, nota-se que o setor de utilidades da Argentina se apresentou como aquele com maior correlação junto ao período de alta volatilidade (com valor de 0,271218), seguido do setor financeiro, também da Argentina (com valor de 0,236680), setor elétrico do Chile (com 0,234615), utilidades também do Chile (com 0,232037) e setor de materiais básicos da Argentina (com 0,219733). Nesse contexto, considera-se, na ordem apresentada, que esses setores indicam maiores comovimentos de mercados por intermédio de crises e altas volatilidades de mercados mundiais.

#### 4.2 DISCUSSÕES DOS RESULTADOS

De uma forma geral, o fato de os resultados apontarem reações semelhantes junto aos mercados do Brasil, México, Chile e Argentina, mediante os eventos externos representados pela crise mundial denominada *Subprime* e, no caso do Brasil, a crise iniciada em 2014 pelos eventos de corrupção, corrobora as afirmações de Ripley (1973), indicando que a variação das correlações pode refletir reações semelhante nos mercados mediante estímulos externos e, ainda, de Haney e Lloyd (1978), que evidenciam em seus estudos uma integração internacional nos mercados financeiros.

Os aumentos nas correlações nos períodos de crise evidenciam uma similaridade junto aos estudos de King e Wadhvani (1990); Forbes e Rigobon (2002); Cappiello, Engle e Sheppard (2006); Samarakoon (2011); Graham *et al.* (2013); Singh e Singh (2018); Boamah (2017) e Cãrãusu *et al.* (2018), que apontaram comovimentos, dependências com o mercado de ações dos EUA, o efeito contágio e a transmissão de falhas entre mercados, seguidos por turbulências políticas e econômicas evidenciadas também pelo aumento das correlações junto à alta volatilidade. Vale apontar, porém, que de forma contrária, Bouri e Roubaud (2018)

explicam que esse tipo de integração mercadológica ante essas reações semelhantes pode ser instável e mudar ao longo do tempo.

Ao mesmo tempo, os resultados também traduzem as afirmações de Forbes e Rigobon (2002) ao mencionarem a existência de ligações entre os mercados e a interdependência impulsionada por fatores externos oriundos de mercados mais fortes. No caso desta pesquisa, que utilizou os Estados Unidos como referência mercadológica, isso vai de encontro com a afirmação de Eun e Shim (1989), de que o mercado de ações dos Estados Unidos é um dos mais influentes do mundo e que suas inovações são rapidamente transmitidas para outros mercados. Nesse mesmo raciocínio, a presente pesquisa também corrobora estudo de Babalos *et al.* (2014), ao evidenciarem que mercados desenvolvidos geram efeitos nos retornos das ações dos mercados emergentes em períodos de turbulência.

Nesse caso, esta pesquisa identifica que os países manifestaram reações de mercado semelhantes à existência de ligações ou interdependências ao mercado norte-americano, o que contradiz com os achados de Makridakis e Wheelwright (1974), que afirmam serem os movimentos de mercado aleatórios, indicando a impossibilidade de quaisquer previsões. Contrária também Maldonado e Saunders (1981), ao apontarem que as correlações seguem uma caminhada aleatória, sem indicar qualquer tipo de previsibilidade. Pode-se afirmar ainda que esta pesquisa também contraria o estudo de Dimitriou, Kenourgios e Simos (2013), pois não foi encontrado qualquer indício de contágio nos mercados nos estudos, sendo que os autores mencionam que esse fato pode ser atribuído às características comerciais e financeiras de sua amostra.

No que tange a comovimentos e à diversificação, a pesquisa apresenta que, de uma forma geral e quanto aos países da amostra, existe uma determinada estabilidade intertemporal, nas quais suas correlações – tanto dos índices amplos quanto aos índices setoriais, durante todo o período – são positivas com determinada elevação nos períodos de crise. Esses resultados são semelhantes aos de Watson (1980), que menciona a necessidade de estudos futuros para a construção de portfólios de acordo com os interesses dos agentes econômicos.

A evidência, nesta pesquisa, da existência de um determinado grau de integração nesses mercados e de que eles são segmentados por mercados mais fortes, corrobora os achados de Rehman e Shah (2016), bem como Guesmi e Nguyen (2011), que adicionam o fato

de haver implicações importantes para investidores globais e formuladores de políticas com relação a investimentos em portfólio dedicados a mercados emergentes e ajustes de políticas.

Em uma análise mais específica, a pesquisa evidenciou que mesmo analisando os índices setoriais, constata-se sofrerem eles também ação nos períodos de crise, evidenciada pelo aumento das correlações, confirmando-se as demonstrações de Refai, Eissa e Zeitun (2017) de que os setores são vulneráveis à volatilidade geral do mercado.

Assim sendo, a presente pesquisa reforça os achados de Cappiello, Engle e Sheppard (2006); Baumöhl e Lyócsa (2014); e Bartram e Bodnar (2009), que apontaram o aumento possível, em períodos de alta volatilidade nos mercados de capitais, dos níveis de correlações entre os preços das ações nos mercados mundiais. Isso revela que os benefícios da diversificação de determinadas alocações de ativos podem ser reduzidos, mostrando também evidências de transmissão de movimentos de mercado em períodos instáveis, oriundos de um mercado mais desenvolvido, representado na amostra pelos Estados Unidos e, no caso do Brasil, pela própria crise interna.

As análises de resultados da pesquisa apontam correlações positivas em todo o período da amostra, para todos os países e setores, apresentando determinado acréscimo junto aos períodos de instabilidade, o que pode ser explicado pelos achados de Céspedes, González e Molina (2010), quando informam que os mercados financeiros latino-americanos são pouco desenvolvidos e voláteis as suas economias. Nesse caso, contraria-se a tese de que a diversificação entre setores de economias latino-americanas durante períodos de crise reduz riscos para investidores, pois as correlações se mantiveram positivas e, de forma geral, aumentaram nos períodos de alta volatilidade.

Alguns pares de séries de setores esporádicos do Brasil – como telecomunicações e utilidades – não apresentaram relevância nos aumentos de correlações em meio à crise, até mesmo por possuírem correlações positivas independentemente de o período ser de crise ou não. Alguns pares de setores do mercado mexicano (como materiais básicos e consumo, indústria e telecomunicações, indústria e consumo, telecomunicações e consumo), apesar de positivos, não apresentaram aumentos denominados relevantes no período de crise em questão – assim como alguns pares de séries de setores da Argentina que já se apresentavam positivos em outros períodos (como, por exemplo, materiais básicos e financeiro, financeiro e consumo, indústria e elétrico, indústria e imobiliário, telecomunicações e consumo, e elétrico

e consumo), os quais, apesar de positivos, também não apresentaram aumentos relevantes no período de crise.

## **5 CONSIDERAÇÕES FINAIS**

Esta pesquisa teve por objetivo geral identificar o comportamento das correlações condicionais entre os índices amplos e setoriais de países da América Latina e, especificamente, no mercado interno brasileiro, buscando verificar quais setores não acompanham o comportamento acionário norte-americano em períodos de crise, no sentido de apontar setores que se dispõem de forma independente no mercado, não sendo afetados por fatores externos como crises internacionais e gerando, assim, novas opções de investimento no mercado mundial.

Com a utilização de métodos econométricos avançados foi possível observar na amostra que tanto nos índices amplos quanto nos índices setoriais dos países da amostra, durante todo o período, as correlações permaneceram positivas, sendo que as correlações aumentam em períodos de crise em todos os mercados e setores, reduzindo, dessa forma, os benefícios da diversificação de carteiras nesses períodos. Foi possível observar, quanto à amostra brasileira, que a elevação das correlações durante uma crise interna é de menor magnitude do que a elevação das correlações durante crises externas, como observado no período da crise *Subprime*.

Tendo em vista a utilização de séries temporais mediante retornos dos índices amplos dos países da amostra, os testes *ADCC* permitiram observar que a volatilidade do índice chileno reage mais ao mercado que o restante dos países da amostra, sendo seguidos por Brasil, Argentina e México. Porém, a partir dos efeitos assimétricos das correlações evidenciados pelo método *ADCC*, em períodos de crise, os países que se destacam pela maior influência em relação aos movimentos de mercado são Argentina e Chile.

Tratando-se dos setores da amostra, embora as correlações se apresentassem positivas em todos os períodos, foi observado que o setor brasileiro cuja volatilidade mais reage ao mercado é o setor de materiais básicos, seguido do setor industrial; os setores que demonstraram reagir menos ao mercado foram o setor elétrico e o de utilidades. Os efeitos assimétricos das correlações evidenciados pelo método *ADDC* revelaram que, em períodos de

crise, os setores que indicaram possuir maiores correlações dinâmicas foram o setor elétrico, da indústria e de telecomunicações, indicando uma redução de benefícios da diversificação nesses setores.

No caso do México, o setor de telecomunicações e materiais básicos indicaram maior volatilidade e os setores financeiro e industrial apresentaram menor volatilidade de reação ao mercado. No entanto, com informações dos efeitos assimétricos das correlações evidenciados pelo método *ADCC* em períodos de crise, os setores mexicanos da indústria, financeiro, de materiais básicos e de telecomunicações apresentaram correlações significativas e positivas; sendo assim, com maior tendência a ser influenciados pelos movimentos de mercados mundiais.

No que tange aos setores do Chile, os segmentos de telecomunicações e da indústria foram aqueles que indicaram maior volatilidade de reação ao mercado e os setores elétrico e utilidades foram aqueles em que sua volatilidade menos reagiu ao mercado. Contudo, apoiados nos efeitos assimétricos das correlações evidenciados pelo método *ADCC*, em momentos de maior volatilidade de mercado os setores chilenos que apresentaram maiores correlações significativas e positivas foram os setores elétrico, de utilidades e de consumo.

Quanto ao mercado argentino, os setores cuja volatilidade mais reage ao mercado são os de utilidades e consumo, sendo que os setores que reagiram menos ao mercado foram o imobiliário e financeiro. Entretanto, baseado nos efeitos assimétricos das correlações apontados pelo método *ADCC* em períodos de crise, os setores com maior correlação identificados foram o de utilidades, financeiro e de materiais.

Em uma análise geral e considerando os países da amostra, identifica-se que dos setores analisados, o setor de materiais básicos do Brasil é aquele que apresenta menor correlação junto aos períodos de alta volatilidade, podendo assumir-se que é o setor que menos sofre interferência por movimentos nos mercados mundiais em períodos de crise. O segundo setor, nessa ordem, é o setor de telecomunicações mexicano, seguido dos setores de utilidades do Brasil e de materiais básicos do Chile. Em quinto lugar, elenca-se o setor financeiro do Brasil.

Mediante amostra, o setor de utilidades da Argentina se apresentou-se como aquele com maior correlação junto ao período de alta volatilidade, seguido dos setores financeiro também da Argentina, elétrico do Chile, utilidades também do Chile e de materiais básicos da

Argentina. Nesse contexto, considera-se que esses setores indicam, na ordem apresentada, maiores comovimentos de mercados por intermédio de crises e altas volatilidades de mercados mundiais.

Quanto às implicações para investidores, os resultados apresentados neste estudo são importantes para o entendimento e para a gestão do risco de mercado. Assim, explorar novos mercados e abranger segmentos setoriais pode contribuir na identificação de novas possíveis formas de empregos de capitais, uma vez que se torna possível abrir novos caminhos junto aos portfólios de investimentos no mercado mundial.

Dentre as limitações desta pesquisa, destaca-se que não foram abordados todos os mercados da América Latina por não terem sido encontrados dados setoriais completos de outros países como Peru, Bolívia, Colômbia e Paraguai, dentre outros. Sugere-se, nesse sentido, maior abrangência quanto aos países da América Latina, com investigações setoriais como forma de agregar informações, completando quaisquer lacunas pertinentes ao mercado de capitais. Outra sugestão seria o estudo da diversificação e a criação de um portfólio mediante o comportamento mercadológico por meio das séries de índices, combinado a um estudo comparativo em nível empresarial, identificando-se empresas líderes em tecnologia de ponta ou mesmo pela utilização de uma melhor governança corporativa.

### REFERÊNCIAS

- BABALOS, V.; BALCILAR, M; LOAT, T. B.; CHISORO, S; GUPTA, R. Did Baltic stock markets offer diversification benefits during the recent financial turmoil? Novel evidence from a nonparametric causality-in-quantiles test. **Empírica**, v. 45, n. 1, p. 29-47, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10663-016-9344-4>.
- BARBOSA FILHO, F. H. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/s0103-40142017.31890006>.
- BARTRAM, S. M.; BODNAR, G. M. No place to hide: The global crisis in equity markets in 2008/2009. **Journal of international Money and Finance**, v. 28, n. 8, p. 1246-1292, 2009. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2009.08.005>.
- BAUMÖHL, E; LYÓCSA, Š. Volatility and dynamic conditional correlations of worldwide emerging and frontier markets. **Economic Modelling**, v. 38, p. 175-183, 2014. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.12.022>.
- BEKAERT, G.; HARVEY, C. R. Time-varying world market integration. **The Journal of Finance**, v. 50, n. 2, p. 403-444, 1995. DOI: <https://www.jstor.org/stable/2329414>.

BOAMAH, N. A. The dynamics of the relative global sector effects and contagion in emerging markets equity returns. **Research in International Business and Finance**, v. 39, p. 433-453, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.09.008>.

BOX, G, E,P.; TIAO, G. C. Intervention analysis with applications to economic and environmental problems. **Journal of the American Statistical association**, v. 70, n. 349, p. 70-79, 1975. DOI: <https://www.jstor.org/stable/2285379>.

BUENO, R. L. S. **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CAMACHO, A. R. Alpha investment strategies in emerging markets: Assessing the potential and competitiveness of Latin American firms. **Journal of Business Research**, v. 69, n. 10, p. 4421-4428, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2015.12.076>.

CAPPIELLO, L.; ENGLE, R. F.; SHEPPARD, K. Asymmetric dynamics in the correlations of global equity and bond returns. **Journal of Financial econometrics**, v. 4, n. 4, p. 537-572, 2006. DOI: <https://doi.org/10.1093/jfinec/nbl005>.

CÃRÃUSU, D. N.; BOGDAN, F. F.; ELENA, C.; CARMEN, T. Contagion of Capital Markets in CEE Countries: Evidence from Wavelet Analysis. **Emerging Markets Finance and Trade**, v. 54, n. 3, p. 618-641, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1080/1540496X.2017.1410129>.

CÉSPEDES, J.; GONZÁLEZ, M.; MOLINA, C. A. Ownership and capital structure in Latin America. **Journal of Business Research**, v. 63, n. 3, p. 248-254, 2010. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2009.03.010>.

CHEUNG, Y. W.; LAI, K. S. Lag order and critical values of the augmented Dickey–Fuller test. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 13, n. 3, p. 277-280, 1995. DOI: <https://www.jstor.org/stable/1392187>.

CLEMENTE, J.; MONTAÑÉS, A.; REYES, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. **Economics Letters**, v. 59, n. 2, p. 175-182, 1998. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(98\)00052-4](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(98)00052-4).

BARBOSA, F. H. Crises econômicas e política de 2015: origens e consequências. **Revista Conjuntura Econômica**, São Paulo, v. 69, n. 9, p. 53, 2015.

DE PAULA, L. F.; PIRES, M. Crise e perspectivas para a economia brasileira. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 31, n. 89, p. 125-144, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1590/s0103-40142017.31890013>.

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. 366a, p. 427-431, 1979. DOI: <https://www.jstor.org/stable/2286348>.

DIMITRIOU, D.; KENOURGIOS, D.; SIMOS, T. Global financial crisis and emerging stock market contagion: A multivariate FIAPARCH–DCC approach. **International Review of Financial Analysis**, v. 30, p. 46-56, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2013.05.008>.

DURAI, S. R. S.; BHADURI, S. N. Correlation dynamics in equity markets: evidence from India. **Research in International Business and Finance**, v. 25, n. 1, p. 64-74, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2010.07.002>.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 1. ed. Hoboken, Nova Jersey: John Wiley & Sons, 1994.

ENGLE, R. Dynamic conditional correlation: a simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 20, n. 3, p. 339-350, 2002. DOI: <https://www.jstor.org/stable/1392121>.

EUN, C. S.; SHIM, S. International transmission of stock market movements. **Journal of financial and quantitative Analysis**, v. 24, n. 2, p. 241-256, 1989. DOI: <https://www.jstor.org/stable/2330774>.

FORBES, K. J.; RIGOBON, R. No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. **The Journal of Finance**, v. 57, n. 5, p. 2223-2261, 2002. DOI: <https://doi.org/10.1111/0022-1082.00494>.

FRENKEL, R. **Capital market liberalization and economic performance in Latin America**. International Capital Markets. Systems in Transition. Oxford University Press: New York, 2002. p. 255-276.

GRAHAM, M.; KIVIAHO, J.; NIKKINEN, J.; OMRAN, M. Global and regional co-movement of the MENA stock markets. **Journal of Economics and Business**, v. 65, p. 86-100, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2012.09.005>.

GUESMI, K.; NGUYEN, D. K. How strong is the global integration of emerging market regions? An empirical assessment. **Economic Modelling**, v. 28, n. 6, p. 2517-2527, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.07.006>.

HALL, A. Testing for a unit root in time series with pretest data-based model selection. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 12, p. 461-470, 1994. DOI: <https://www.jstor.org/stable/1392214>.

HANEY, R. L.; LLOYD, W. P. An examination of the stability of the intertemporal relationships among national stock market indices. **Nebraska Journal of Economics and Business**, v. 17, n. 2, p. 55-65, 1978. DOI: <https://www.jstor.org/stable/40472601>.

HORVATH, R.; PETROVSKI, D. International stock market integration: Central and Southeastern Europe compared. **Economic Systems**, v. 37, n. 1, p. 81-91, 2013. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2012.07.004>.

KATSIAMPA, P. Volatility co-movement between Bitcoin and Ether. **Finance Research Letters**, v. 30, p. 221-227, 2019. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2018.10.005>.

KENOURGIOS, D.; SAMITAS, A.; PALTALIDIS, N. Financial crises and stock market contagion in a multivariate time-varying asymmetric framework. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 21, n. 1, p. 92-106, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2010.08.005>.

KING, M. A.; WADHWANI, S. Transmission of volatility between stock markets. **The Review of Financial Studies**, v. 3, n. 1, p. 5-33, 1990. DOI: <https://www.jstor.org/stable/2961954>.

KUMAR, M.; PERSAUD, A. Pure Contagion and Investors Shifting Risk Appetite. Pure Contagion and Investors Shifting Risk Appetite: analytical Issues and Empirical Evidence. **International Finances**, v. 1, n. 134, p. 1-34, 2001. DOI: <https://doi.org/10.1111/1468-2362.00102>.

LAHMIRI, S. Randomness in denoised stock returns: The case of Moroccan family business companies. **Physics Letters A**, v. 382, n. 8, p. 554-560, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.physleta.2017.12.020>.

LAHRECH, A.; SYLWESTER, K. US and Latin American stock market linkages. **Journal of International Money and Finance**, v. 30, n. 7, p. 1341-1357, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2011.07.004>.

MCCONNELL, J. J.; MUSCARELLA, C. J. Corporate capital expenditure decisions and the market value of the firm. **Journal of financial economics**, v. 14, n. 3, p. 399-422, 1985. DOI: [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(85\)90006-6](https://doi.org/10.1016/0304-405X(85)90006-6).

MAHESHWARI, S.; GUPTA, R.; LI, J. A Comparative Analysis of Sector Diversification in Australia, India and China. **Financial Planning Research Journal**, Gold Coast, p. 76-100, 2018.

MAKRIDAKIS, S. G.; WHEELWRIGHT, S. C. An analysis of the interrelationships among the major world stock exchanges. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 1, n. 2, p. 195-215, 1974. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.1974.tb00859>.

MALDONADO, R.; SAUNDERS, A. International portfolio diversification and the inter-temporal stability of international stock market relationships, 1957-78. **Financial Management**, p. 54-63, 1981. DOI: <https://www.jstor.org/stable/3665219>.

MARGARIDO, M. A. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. **INFORMACOES ECONOMICAS-GOVERNO DO ESTADO DE SAO PAULO INSTITUTO DE ECONOMIA AGRICOLA**, v. 31, n. 4, p. 7-22, 2001.

MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **The journal of finance**, v. 7, n. 1, p. 77-91, 1952. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525>.

MASTELLA, M.; COSTER, R. O Impacto da Crise de 2008 na Estrutura Temporal de Correlação Condicional da BM&FBovespa. **Revista Brasileira de Gestão de Negócios**, São Paulo, v. 16, n. 50, 2014. DOI: <https://doi.org/10.7819/rbgn.v16i50.1534> .

MICELI, L. F. L. **Volatilidade e dinâmica da correlação da taxa de câmbio na América Latina: o caso do Brasil, Chile e México**. 2008. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2008.

MILLS, T. C. **Time series techniques for economists**. New York: Cambridge University, 1990.  
MOBAREK, A.; KEASEY, K. **Weak-form market efficiency of an emerging Market: evidence from Dhaka Stock Market of Bangladesh**. 2000.

MORECROFT, J. D. W. Management attitudes, learning and scale in successful diversification: a dynamic and behavioral resource system view. *In: System Dynamics*. Palgrave Macmillan: London, p. 69-106, 1999.

PERRON, P. Trend, unit root and structural change in macroeconomic time series. *In: Cointegration*. Palgrave Macmillan, London, p. 113-146, 1994.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988. DOI: <https://www.jstor.org/stable/2336182>.

RATNER, M.; LEAL, R. P. C. Tests of technical trading strategies in the emerging equity markets of Latin America and Asia. **Journal of Banking & Finance**, v. 23, n. 12, p. 1887-1905, 1999. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(99\)00042-4](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(99)00042-4).

REFAI, H. Al.; EISSA, M.; A.; ZEITUN, R. Asymmetric volatility and conditional expected returns: Evidence from emerging market sectors. **International Journal of Emerging Markets**, v. 12, n. 2, p. 335-351, 2017. DOI: <https://doi.org/10.1108/IJoEM-12-2015-0255>.

REHMAN, M. U.; SHAH, S. M. A. Dynamics of effective portfolio diversification among EFA markets: a heterogeneous panel analysis. **African Journal of Accounting, Auditing and Finance**, v. 5, n. 3, p. 193-206, 2016. DOI: <https://doi.org/10.1504/AJAAF.2016.083709>.

RIPLEY, D. M. Systematic elements in the linkage of national stock market indices. **The Review of Economics and Statistics**, p. 356-361, 1973. DOI: <https://www.jstor.org/stable/1927959>.

SAMARAKOON, L. P. Stock market interdependence, contagion, and the US financial crisis: The case of emerging and frontier markets. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, v. 21, n. 5, p. 724-742, 2011. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.intfin.2011.05.001>.

SHARMA, P. Improving portfolio diversification: Identifying the right baskets for putting your eggs. **Managerial and Decision Economics**, v. 39, n. 6, p. 698-711, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1002/mde.2939>.

SINGH, A.; SINGH, M. Co-movement among US, Frontier and BRIC Equity Markets after the Financial Crisis. **Global Business Review**, v. 19, n. 2, p. 311-327, 2018. DOI: <https://doi.org/10.1177/0972150917713>.

WATSON, J. THE STATIONARITY OF INTER-COUNTRY CORRELATION COEFFICIENTS: A NOTE. **Journal of Business Finance & Accounting**, v. 7, n. 2, p. 297-303, 1980. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.1980.tb00744>.