
ESTUDO DAS INTER-RELAÇÕES ENTRE OS MERCADOS ACIONÁRIOS DO BRICS E DOS ESTADOS UNIDOS

Flávio Frois de Oliveira¹
Andrei Aparecido de Albuquerque²
Flávio Leonel de Carvalho³

▪ Artigo recebido em: 18/03/2018 ▪▪ Artigo aceito em: 22/11/2019 ▪▪▪ Segunda versão aceita em: 25/11/2019

RESUMO

Este artigo tem como objetivo analisar o inter-relacionamento entre os mercados acionários dos BRICS e o mercado de ações norte-americano. Para a obtenção dos resultados, aplicaram-se métodos econométricos a dados diários das bolsas estudadas. Para medidas das relações a curto prazo, foram utilizados o coeficiente de correlação Pearson e o teste da causalidade Granger. No estudo dos efeitos de longo prazo aplicou-se o teste da cointegração Johansen. Detectou-se correlação positiva entre todos os índices estudados, com destaque para a forte correlação entre os índices brasileiro e o norte-americano. Obteve-se causalidade do tipo Granger entre os índices pesquisados, com destaque aos índices brasileiro e norte-americano, que mostraram causalidade sobre todos os demais índices. O índice brasileiro não sofreu efeito de causalidade de nenhum outro país, exceto dos Estados Unidos. Para o longo prazo, considerando todos os índices em uma única medida, foi mostrada a existência de cointegração entre os mercados acionários do BRICS e S&P 500.

Palavras-Chave: Mercados Acionários; BRICS; Teste de causalidade; Teste de cointegração.

¹ Mestre e Bacharel em Física pela Universidade de São Paulo (USP) e Bacharel em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de São Carlos (UFSCar). Contato: Rodovia Washington Luiz, KM 235, Caixa Postal 676, Monjolinho, São Carlos/SP, CEP: 13565-905, Telefone: (16) 99777-0155. E-mail: ffroisoliveria@gmail.com.

² Doutor em Administração de Organizações, Mestre em Controladoria e Contabilidade e Bacharel em Ciências Contábeis pela Universidade de São Paulo (USP). Professor do Departamento de Engenharia de Produção (DEP) da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar). Contato: Rodovia Washington Luiz, KM 235, Caixa Postal 676, Monjolinho, São Carlos/SP, CEP: 13565-905, Telefone: (16) 3351-9517. E-mail: andrei@dep.ufscar.br.

³ Doutor em Engenharia de Produção, Mestre em Controladoria e Contabilidade e Bacharel em Ciências Contábeis pela Universidade de São Paulo (USP). Professor do Departamento de Administração (DAdm-So) da Universidade Federal de São Carlos (UFSCar). Contato: Rodovia João Leme dos Santos (SP-264), Km 110, Bairro do Itinga, Sorocaba /SP, CEP: 18052-780, Telefone: (15) 3229-6124. E-mail: flavio@ufscar.br.

STUDY OF INTERRELATIONSHIP BETWEEN BRICS AND UNITED STATES TRADE MARKETS

ABSTRACT

This paper aims to analyze the inter-relationship between BRICS stock markets and the US stock market. Econometric methods were applied to the daily data of the exchanges studied. For measurements of the short-term relationships, the Pearson correlation coefficient and Granger causality test were used. In the study of the long-term effects the Johansen cointegration test was applied. A positive correlation was detected among all indices studied, highlighting the strong correlation between the Brazilian and North American index. Granger causality was obtained among the indices surveyed, with emphasis on the Brazilian and North American indices, which showed causality on all other indexes. The Brazilian index had no causal effect from any other country except the United States. For the long term, considering all the indices in a single measure, there was co-integration between the BRICS and S&P 500 stock markets.

Keywords: Stock Markets; BRICS; Causality test; Cointegration test.

ESTUDIO DE LAS INTERRELACIONES ENTRE LOS MERCADOS DE VALORES DE LOS BRICS Y DE ESTADOS UNIDOS

RESUMEN

Este artículo tiene como objetivo analizar la interrelación entre los mercados de valores BRICS y el mercado de valores de Estados Unidos. Para obtener los resultados, se aplicaron métodos econométricos a los datos diarios de los mercados de valores estudiados. Para las mediciones de relación a corto plazo, se utilizaron el coeficiente de correlación lineal de Pearson y la prueba de causalidad Granger. En el estudio de los efectos a largo plazo se aplicó la prueba de cointegración de Johansen. Se detectó una correlación positiva entre todos los índices estudiados, destacando la fuerte correlación entre el índice brasileño y el estadounidense. La causalidad de tipo Granger se encontró entre los índices analizados, con destaque en los índices brasileños y norteamericanos, que mostraron causalidad sobre todos los demás índices. El índice brasileño no tuvo ningún efecto causal de ningún otro país, excepto de Estados Unidos. A largo plazo, considerando todos los índices en una única medida, fue demostrado la cointegración entre los mercados de valores BRICS y S&P 500.

Palabras clave: Mercados Bursátiles; BRICS; Prueba de causalidad; Prueba de cointegración.

1. INTRODUÇÃO

Os anos 1990 foram marcados por um rápido crescimento da estrutura financeira mundial, devido ao processo de liberalização financeira e de globalização que levou à abertura de novos mercados. Ao mesmo tempo, o desenvolvimento tecnológico promoveu o aumento da velocidade e eficiência nas trocas de informações, facilitando a atuação de investidores na busca por ganhos oriundos da diversificação de portfólio, por meio da compra de ações em bolsas diversas, na captação de investimentos estrangeiros em mercados financeiros e no fluxo de capital entre países.

Com o tempo algumas fragilidades dessa estrutura financeira globalizada foram expostas. O crescimento econômico e uma maior conexão entre os diversos mercados de ações, aliados à rápida troca de informações aumentaram a magnitude e o risco de que crises se espalhassem rapidamente por diversos países (Musacchio, 2012). Nesse contexto, é possível citar as crises do México, em 1994, as asiáticas, em 1997, da Rússia, em 1998, e no Brasil, em 1999.

Desde então, diversas pesquisas analisaram suas origens e canais de espalhamento, buscando compreender suas causas e soluções dos problemas estruturais para se evitar a propagação de novas crises financeiras. Nesse contexto, os problemas decorrentes da cointegração, interdependência e contágio entre os mercados passaram a ser abordados e estudados com mais frequência.

A cointegração refere-se ao fenômeno no qual os ativos que movimentam quantidade de capital similar têm retornos financeiros equivalentes em mercados financeiros distintos (Kearney & Lucey, 2004). Cointegração, portanto, envolve precificação e mensuração de riscos. Este é um efeito muitas vezes indesejável, já que uma maior cointegração entre as bolsas de valores leva à diminuição da lucratividade na diversificação de portfólio (Chen, Firth, & Rui, 2002). Em termos matemáticos, é como se as séries que representam dados de bolsas distintas tivessem um mesmo comportamento para um longo prazo.

A interdependência representa o grau de ligação entre duas bolsas de valores e tem origens diversas, entre as quais, os laços financeiros, comerciais, culturais e regionais entre países. Cointegração pode ser definida como o comportamento comum entre as bolsas em períodos sem crise (Baur & Fry, 2009), e o grau de interdependência entre as bolsas de valores de dois países pode ser medido pelos coeficientes de correlação dos seus índices ou pelo seu grau de causalidade, por exemplo.

Por fim, contágio trata-se do espalhamento dos distúrbios de um mercado financeiro para outro (Collins & Biekpe, 2003), sendo predominantemente um fenômeno regional, cujas ligações comerciais são importantes para sua propagação (Calvo & Reinhart, 1996; Glick & Rose, 1999). No entanto, a exemplo das crises observadas nos anos 1990, com a rápida troca de informações e o “comportamento de manada” (*herd behavior*) dos investidores, uma turbulência de nível regional pode rapidamente evoluir para um choque global (Bikhchandani & Sharma, 2000; Forbes & Rigobon, 2002; Shiller, 1995). Desse modo, o contágio pode ser medido por um aumento nos coeficientes de correlação entre os índices dos mercados durante um período

de turbulência em comparação com os mesmos coeficientes em período de maior tranquilidade (Forbes & Rigobon, 2002).

A existência de cointegração, interdependência e contágio de mercados levam ao entendimento de como um evento em um país pode afetar outros em função da existência e intensidade desses fenômenos. Não é surpreendente imaginar que economias com similaridades ou relacionamentos mais intensos, como os blocos econômicos, recebam impacto maior desses eventos. Desta forma, é possível presumir que países componentes da União Europeia, Mercosul, Nafta e BRICS, entre outros, possam sofrer ou provocar mais efeitos em seus pares, atrelados a essas ocorrências de mercado. Com essa concepção, a presente pesquisa enfoca esforços nos países integrantes do BRICS.

Em 2001, um estudo da Goldman Sachs (O'Neill, 2001) ganhou notoriedade ao cunhar o acrônimo BRIC para o grupo de países emergentes formado por Brasil, Rússia, Índia e China que, por conta de fatores geográficos, demográficos e o rápido crescimento econômico, apresentavam a expectativa de que assumiriam um papel de liderança na economia mundial.

A partir de 2009, os líderes do BRIC passaram a se reunir anualmente. O primeiro encontro teve a intenção de discutir a então recente crise financeira mundial e questões relacionadas ao desenvolvimento global. O encontro serviu também para que os integrantes reforçassem a intenção de desempenhar um papel mais relevante nas decisões que norteiam os rumos da economia mundial. A África do Sul começou o processo de admissão ao grupo em 2010, tornou-se membro oficial no final deste ano e, no ano seguinte participou de sua primeira reunião de cúpula na cidade chinesa de Sanya. O grupo passou, então, a se chamar BRICS, sendo a África do Sul o "S" no novo acrônimo.

Desde o artigo de O'Neill (2001) houve um grande interesse da academia em pesquisar os fenômenos de cointegração, interdependência e efeito de contágio dos mercados financeiros dos integrantes do BRICS e de outros países em desenvolvimento. Dentre os trabalhos, destacam-se os Ahmad, Sehgal e Bhanumurthy (2013), Bhar e Nikolova (2009), Chittedi (2010), Dasgupta (2013), Fahami (2011), Nashier (2015) e Xu e Hamori (2012).

Neste trabalho pretende-se abordar o comportamento dos índices das principais bolsas dos países do BRICS e dos Estados Unidos entre 2007 e 2015. A intenção principal é detectar as inter-relações entres esses mercados no curto prazo (período de dias) e no longo prazo (anos), entender qual o papel de cada país dentro do bloco em termos de mercado financeiro e a influência do mercado norte-americano sobre esses índices. Para isso serão empregados os testes Dickey e Fuller aumentado (ADF) (Dickey & Fuller, 1979) para a raiz unitária, com o objetivo de testar a normalidade de cada série temporal dos índices. Para medir a cointegração será utilizado o teste de Johansen (Johansen, 1988). O relacionamento a curto prazo entre os índices dos países será estudado através do teste de causalidade Granger (Granger, 1969). Por fim, serão analisadas as correlações entre os índices das bolsas por meio do coeficiente de correlação Pearson (Gujarati, 2000).

Como contribuição do presente estudo pode-se apontar a inclusão da África do Sul nos índices estudados, uma vez que são raras as pesquisas que incluem este país em suas análises. Além disso, este trabalho contribui tanto para a discussão a respeito da diversificação de portfólio via investimentos nos países

do BRICS quanto para uma melhor compreensão sobre o inter-relacionamento entre os mercados financeiros do BRICS e dos EUA.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Considerando os trabalhos que tratam diretamente dos países do BRICS ou grupos similares, é interessante notar as variações obtidas nas conclusões, demonstrando a sensibilidade dos resultados em relação às metodologias e amostras utilizadas.

Bhar e Nikolova (2009) usaram a modelagem EGARCH bivariada em dados semanais, índices regionais e mundial (*Morgan Stanley's All Countries World Index*) para estudar o grau de integração entre os índices dos países do BRIC, analisando os dados dos países com suas respectivas regiões e seus relacionamentos com outros mercados entre janeiro de 1995 e outubro de 2006. Como resultado, observaram que, dos países do BRIC, a Índia apresentou o maior grau de integração regional e com outros mercados. Desse modo, o trabalho constatou haver indícios de que o mercado indiano é predominantemente mais influenciado por índices regionais e mundial do que por seus próprios valores passados, sendo seguido por Brasil, Rússia e China. O estudo detectou, ainda, oportunidades de diversificação de portfólios para Índia e China. No caso da Índia, em escala regional, devido à correlação negativa entre o índice deste país com a região Ásia-Pacífico. Para a China, por causa da natureza fechada de seu sistema financeiro no período, não se observou nenhuma evidência de integração com seu mercado regional e constatou-se um relacionamento negativo da volatilidade condicional com os retornos do índice mundial considerado. Para a importância na formação dos preços dos índices regionais e mundial, verificou-se que apenas a Rússia teve certo impacto na conformação do índice mundial, o que pode estar relacionado com os efeitos da crise gerada no seu mercado financeiro russo em 1997-1998.

Com uma abordagem dos relacionamentos da Índia com os outros países do BRIC, usando dados de cotações diárias no período entre janeiro de 2003 e dezembro de 2012, Dasgupta (2014) verificou uma forte correlação positiva entre os índices de todos os mercados do bloco. Para o teste de Eangle e Granger, encontrou uma integração de longo prazo entre os mercados indiano e brasileiro. Para relações de curto prazo, Dasgupta (2014) observou relações unidirecionais do mercado chinês para o brasileiro e deste, para o russo. Anteriormente, Dasgupta (2013) havia estudado os índices dos países do BRIC e do norte-americano NASDAQ para o período entre janeiro de 1998 e dezembro de 2012, encontrando relações de curto prazo do Brasil para o mercado indiano e deste, para o russo, resultado reafirmado no estudo de 2014. Em ambos os trabalhos, Dasgupta (2013, 2014) concluiu que os mercados de ações do BRIC seriam os destinos mais favoráveis para investidores em um futuro próximo. Dasgupta (2013) também destacou o mercado chinês como sendo o mais lucrativo para essa diversificação e o com maior dominância sobre os outros. Dasgupta (2014) apontou, ainda, a dominância do mercado indiano sobre os outros mercados do grupo.

Ao analisar dados de todos os membros do BRIC e os mercados do Japão, EUA e Reino Unido, entre janeiro de 1998 e agosto de 2009, Chittedi

(2010) encontrou uma alta cointegração a longo prazo entre todos esses países. Além disso, verificou uma relação de causalidade de Granger (Granger, 1969) de curto prazo na direção dos EUA e Japão para a Índia e, assim como Dasgupta (2014), da Índia para o Brasil. No entanto, não foi detectado efeito causal do Brasil sobre a Rússia, diferentemente de Dasgupta (2014), e do Brasil para Índia. Estudando os mesmos países que Chittedi (2010), para o período de janeiro de 2005 a julho de 2011, Fahami (2011) mostrou o aumento da causalidade Granger entre 2007 e 2010, período que engloba a crise financeira norte-americana, e apontou a China como o mercado mais influente no período pós-crise. O estudo verificou que apenas a China e a Índia não sofreram influência significativa dos EUA durante esse período, o que indica novamente esses países como boas possibilidades para a diversificação de portfólio.

Outros estudos dedicaram-se a investigar o comportamento dos mercados do BRIC em relação ao mercado norte-americano, entre eles An e Brown (2010), Aktan e Kopurlu (2009), Xu e Hamori (2012) e Nashier (2015).

An e Brown (2010), com dados semanais e mensais entre outubro de 1990 e outubro de 2009, concluíram que existe integração entre o mercado financeiro norte-americano (representado pelo índice S&P 500) e o chinês. No entanto, os autores apontam que não se verificou outra integração entre os índices dos EUA e os do BRIC.

Aktan e Kopurlu (2009) também usaram o S&P 500 para representar o mercado norte-americano e adicionaram a Argentina ao BRIC, formando assim o BRICA. Com dados diários entre o período de janeiro de 2002 e fevereiro de 2009, aplicando técnicas de VAR e causalidade Granger (Granger, 1969), os autores observaram que o índice dos EUA tem efeito significativo nos países do BRICA para um mesmo dia. Rússia e Brasil foram os países mais integrados do grupo, enquanto China e Argentina apresentaram menor grau de integração. Além disso, a Rússia mostrou ter causalidade Granger (Granger, 1969) sobre todos os outros países do bloco, o Brasil, sobre a Argentina, e a China, sobre Argentina e Rússia. Por fim, como resultado da análise da função impulso (IRF), a resposta a um choque qualquer sobre um dos índices do BRICA é praticamente imediata para todos os países, que se recuperaram em até seis dias.

Com metodologia diferente, Xu e Hamori (2012) estudaram a dinâmica da causalidade na média e variação, a partir da abordagem da função de correlação cruzada (CCF). Com dados diários, entre agosto de 2004 e abril de 2010, os autores avaliaram que houve uma diminuição significativa na relação causal do mercado norte-americano na média e variância dos índices dos países do BRIC, quando comparados os períodos pré e pós-crise do subprime. Este fato pode ser explicado por uma mudança no comportamento dos investidores perante a crise internacional.

Nashier (2015) adicionou os índices da África do Sul e Coreia do Sul, formando o bloco BRICSS, e estudou a integração entre seus mercados e os do Reino Unido e Estados Unidos com dados diários dos índices de cada país entre janeiro de 2003 e dezembro de 2013. O autor verificou haver indícios de que o Brasil, seguido da Rússia, apresentaram os maiores retornos e volatilidades, enquanto os EUA obtiveram os menores. Usando o teste de Johansen (Johansen, 1988), o autor constatou a existência de cointegração entre os mercados de ações de Brasil e Índia, África do Sul e Reino Unido, Rússia e África do Sul e Rússia

e Reino Unido. Por fim, realizou testes multivariados que mostraram a presença de integração entre os mercados da Rússia, África do Sul e Reino Unido.

Utilizando análises não lineares, como o teste de cointegração de Enders-Siklos e M-TAR e Tecm, Sheu e Liao (2011) pesquisaram a evolução no tempo de integração e a causalidade Granger os mercado de ações dos EUA (representado pelo índice Dow Jones) e dos demais países do BRIC com dados diários entre janeiro de 2000 e junho de 2010. Como conclusão, detectaram a existência de cointegração não linear entre a bolsa americana e dos países do bloco e observaram um aumento na cointegração assimétrica de longo prazo entre os Estados Unidos e o BRIC, com uma tendo uma tendência menor para EUA – Rússia. Concluíram também que a cointegração não linear entre os países sofreu alterações durante a crise de 2007/2008. Para o curto prazo, notou-se que, a partir de 2006, Brasil, Rússia e China começaram a apresentar causalidade Granger no mercado norte-americano e que o índice Dow Jones tem forte influência de causalidade nos mercados russo, indiano e chinês. A pesquisa mostra um aumento da integração entre os mercados do BRIC e o norte-americano, diminuindo com o passar dos anos os benefícios de uma diversificação no portfólio ao incluir os países do BRIC.

Outros estudos, como de Pimenta, Lima e Gaio (2014) e Afnouch e Hammami (2014), abordaram o comportamento dos países do BRIC frente à crise subprime de 2008 em comparação com outras nações.

Pimenta *et al.* (2014), utilizando dados de retornos diários entre 2006 e 2010, pesquisaram o comportamento da volatilidade dos mercados dos países do BRIC comparando seus desempenhos sob crise com um grupo formado por economias mais avançadas (EUA, Japão, Reino Unido e Alemanha). O estudo indica que os mercados do BRIC apresentaram maior volatilidade quando comparados aos desses países. Os membros do BRIC apresentaram comportamento similar aos dos países desenvolvidos, em termos de presença de efeitos persistentes em choques de volatilidade, existência de assimetria na volatilidade e reação lenta em variações em mercados. No entanto, esses autores afirmam que nota-se uma diferença na intensidade desses fenômenos entre os dois grupos.

Explorando ainda a crise subprime, Afnouch e Hammami (2014) estudaram o efeito de contágio nas bolsas de valores dos países do BRIC e de cinco economias desenvolvidas (EUA, Reino Unido, França, Alemanha e Japão). Para tanto, utilizaram dados diários dos retornos das bolsas de valores dos países da amostra, entre janeiro de 2006 e dezembro de 2009. Ao analisarem o comportamento das correlações e causalidade Granger com técnicas de VAR como função de resposta a impulso (IRF), constataram “contágio puro” entre EUA, Reino Unido, França, Alemanha, Japão e Rússia. Para o Brasil, Índia e China, não foram encontradas características de contágio, mas de interdependência. Notaram, ainda, uma mudança na causalidade entre todos os países do período pré-crise para o pós-crise, também evidenciada por Sheu e Liao (2011). Para a função de resposta a impulso, demonstraram uma forte contribuição do índice norte-americano nas volatilidades dos outros países, ainda mais forte durante a crise, reforçando a importância da economia dos Estados Unidos e sua influência nos demais mercados.

Em relação à crise europeia, entre 2009 e 2012, Ahmad, Sehgal e Bhanumurthy (2013) recorreram ao modelo DCC-GARCH para analisar o

contágio proveniente dos mercados europeus GIPSI (Grécia, Irlanda, Portugal, Espanha, Itália) e dos Estados Unidos, Japão e Reino Unido em um grupo de países chamado de BRIICKS, formado pelos países do BRICS, acompanhados da Indonésia e Coreia do Sul. Os dados utilizados compreendem fevereiro de 1996 a janeiro de 2012 (excetuando-se a Itália, com dados a partir de 1999). Os resultados mostram que, do grupo do GIPSI, Itália, Irlanda e Espanha foram mais contagiosos para o grupo dos BRIICKS que a Grécia. Concluiu-se, também, que o Brasil, Índia, Rússia e África do Sul foram fortemente atingidos pela crise europeia, e que a Indonésia e Coreia do Sul apenas sofreram efeitos de interdependência nesse período.

3. MÉTODO EMPREGADO

Neste trabalho investigam-se as relações entre os mercados acionários dos países do BRICS e dos Estados Unidos. Para isso, foram empregados dados referentes aos preços de fechamento diário das bolsas de valores, ou seja, analisaram-se as séries temporais que envolvem os índices representativos de cada um dos mercados escolhidos. Desse modo, para o período da pesquisa coletaram-se dados diários dos preços de fechamento de todas as bolsas, formando um conjunto de séries temporais. Para a coleta das informações recorreu-se ao sítio *Yahoo Finance*, cuja escolha deve-se a uma maior disponibilidade de dados, em comparação a outras fontes. Estudos de outros autores como Xu e Hamori (2012) também recorreram a informações desta mesma fonte (*Yahoo Finance*).

Todas as análises quantitativas presentes nesta pesquisa utilizaram a linguagem de programação R, bem como os principais pacotes estatísticos para séries temporais disponíveis para essa linguagem, como *tseries*, *urca*, *zoo*, *xts*, *Performance Analytics*, entre outros. Todos os códigos usados foram criados pelos autores, a partir de recursos presentes na linguagem de programação e nos pacotes citados.

Na Tabela 1 são mostrados os índices utilizados para cada país. Na última coluna (Sigla) estão as siglas que serão usadas neste estudo para identificar estes índices no relatório.

Tabela 1

Índices empregados no estudo

País	Índice	Sigla no <i>Yahoo Finance</i>	Sigla
Brasil	IBOVESPA	^BVSP	IBV
Rússia	RTS Composite	RTS.RS	RTS
Índia	S&P BSE SENSEX	^BSESN	BSE
China	SSE Composite	000001.SS	SSE
África do Sul	JSE Limited Johannes	JSEJF	JSE
Estados Unidos	S&P 500	^GSPC	S&P500

Nota. Fonte: Elaborada pelos autores.

No estudo foram usados os valores diários das cotações de fechamento para cada índice entre 18 de setembro de 2007 e 30 de abril de 2015. Para os dias sem cotação (geralmente feriados), os dados são do dia imediatamente anterior, critério semelhante ao adotado por In, Kim, Yoon e Viney (2001) e Albuquerque, Silva e Oliveira (2015). Nos finais de semana não foram computados os índices. No total, foram 1988 observações para cada mercado de ações. A escolha do dia 18 de setembro de 2007 para o início da coleta de dados do período deve-se a uma limitação prática. Por não estarem disponíveis informações anteriores do índice JSE, optou-se por escolher por esta data de corte para se poder contar com dados das séries temporais completas de todos os países dentro do intervalo estudado. A opção pela periodicidade diária justifica-se pelo fato de que mensurações de períodos mais longos podem mascarar interações entre os mercados, de acordo com Fischer e Palasvita (1990). Assim, dados diários evitam que variações importantes de curta duração entre os índices possam ser camufladas.

Deve-se levar em conta também, que os dados são fornecidos em valores na moeda local, o que, conforme Forbes e Rigobon (2002), não prejudica os resultados para estudos de inter-relações entre as bolsas de valores. A Figura 1 apresenta os gráficos para cada um dos índices estudados, cujos dados serão utilizados para todas as análises deste estudo.

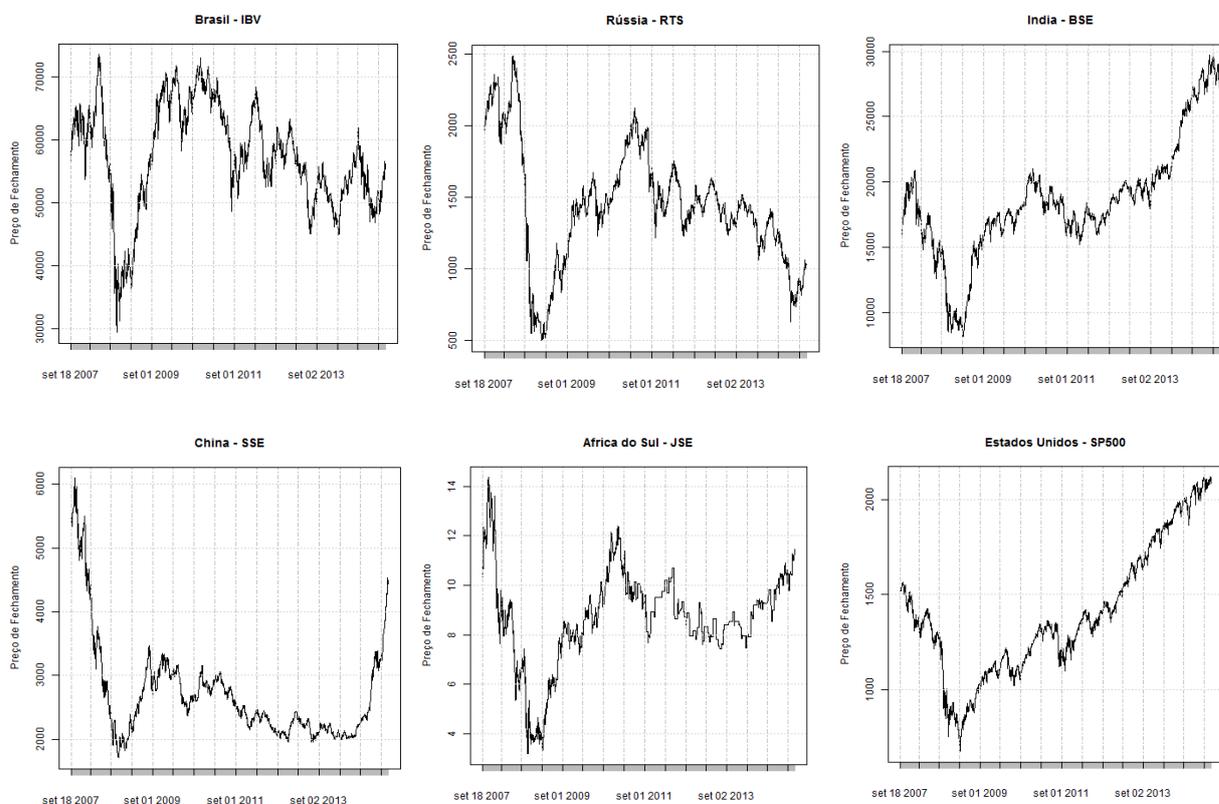


Figura 1. Gráfico das cotações de fechamento para as bolsas de valores do BRICS e Estados Unidos, de setembro de 2007 a abril de 2015.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Para que se possa realizar a maioria dos procedimentos econométricos deste estudo, é necessário, primeiramente, determinar o comportamento geral de cada série temporal. Um dos conceitos principais a se medir nesta fase é a sua estacionariedade. Uma série temporal é considerada estacionária quando tem média e variância constantes no tempo e sua covariância medida dentro de um intervalo de tempo t na série, dependendo apenas do tamanho desse intervalo. Caso contrário, a série temporal é classificada como não estacionária. Para concluir se uma série é ou não estacionária, deve-se determinar se o modelo matemático autorregressivo que a representa tem raiz unitária. Uma série temporal pode ser representada matematicamente como:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

onde Y_t e Y_{t-1} representam respectivamente um valor no instante de tempo t (em um dia t para uma série temporal com medidas diárias), e o valor imediatamente anterior, ρ é um número real e u_t é uma sequência temporal de valores da variável aleatória u normalmente distribuída, com média nula e variância constante igual a σ^2 , chamada de choque aleatório. Reescrevendo a Equação 1, subtraindo Y_{t-1} em ambos os lados e simplificando, tem-se:

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + u_t \\ \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (2)$$

onde para $\rho = 1$, a série é considerada como tendo uma raiz unitária e:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= u_t \\ Y_t &= Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (3) \quad (4)$$

A Equação 3 com $\rho = 1$ implica que a chamada primeira diferença $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ é modelada por uma série completamente aleatória u_t , que pode facilmente ser mostrada como estacionária. Já a Equação 4 mostra que neste caso a série temporal seria modelada por um caminho aleatório, onde o valor de Y_t é dado pelo valor em um t anterior somado a um choque aleatório. O caminho aleatório é uma série temporal não estacionária, já que se pode mostrar que sua média e variância mudam no tempo (Gujarati, 2000).

Para se chegar à conclusão de que a série é ou não estacionária, testa-se a hipótese de $\rho = 1$ contra a de $\rho \neq 1$. Testes que usam estas hipóteses são chamados de teste da raiz unitária. Caso a hipótese $\rho = 1$ seja aceita dentro da significância estatística adotada, conclui-se que a série temporal Y_t é não estacionária e a série dada pelas primeiras diferenças, ΔY_t , é estacionária. Onde ΔY_t :

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}. \quad (5)$$

Uma série não estacionária, e que tem sua primeira diferença estacionária, é chamada de integrada de ordem 1 e escrita como $I(1)$. O teste da raiz unitária usado aqui é denominado de teste aumentado de Dickey Fuller (Dickey & Fuller, 1979), representado por ADF.

No teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF) a regressão utilizada para representar a série temporal é mais geral do que a Equação 2, podendo ter um termo de tendência e um termo de intercepto e considerando termos de tempos mais distantes na série temporal e, por fim, com um termo de erro da regressão ε_t , resultando na Equação 6.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Em (6), $\delta = 1 - \rho$, o teste estatístico sob a hipótese nula de $\delta = 0$, ou seja $\rho = 1$, o teste aumentado de Dickey-Fuller (Dickey & Fuller, 1979) será usado neste trabalho como teste de estacionariedade das séries temporais formadas pelos preços de fechamento das bolsas de ações dos países considerados. Após analisar se essas séries são do tipo integrada de ordem 1 $I(1)$, serão realizados mais dois estudos – sobre o efeito causal de uma bolsa sobre outra, usando o teste de causalidade Granger; e sobre a cointegração, que mede o relacionamento entre as bolsas em um prazo longo, por meio do teste de cointegração de Johansen (1988).

Para avaliar o efeito causal de uma bolsa sobre outra empregou-se o teste de causalidade Granger (Granger, 1969), parte-se do princípio de que uma série temporal Y é modelada, usando-se exclusivamente seus valores anteriores e os valores de uma segunda série X . A causalidade ocorre quando a previsão para uma variável é melhorada ao se incluírem valores defasados da segunda variável. Escrevendo o modelo de regressão para ambas as séries:

$$X_t = \sum_{i=1}^n \alpha_{0i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{0i} Y_{t-i} + u_{0t} \quad (7)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} Y_{t-i} + u_{1t} \quad (8)$$

Nas Equações 7 e 8 têm-se ainda que u_{0t} e u_{1t} possuem correlação nula. Na prática, um teste F é realizado sobre a hipótese nula de que $\sum_{i=1}^n \beta_{0i} = 0$ para a Equação 7, ou seja, a variável X não depende da Y e não existe causalidade do tipo Granger. E, para a variável Y , o teste F é feito de forma análoga.

Um fato importante do teste de causalidade Granger é que além de indicar a existência ou não de causalidade, também aponta a direção da causalidade. Esta pode ser unidirecional, se o índice X tem causalidade Granger sobre o índice Y , mas este não tem sobre X , ou vice-versa. Pode ocorrer também de ser bidimensional, ou seja, tanto X quanto Y exercem causalidade Granger um sobre outro, ao mesmo tempo.

Com o intuito de avaliar o relacionamento entre as bolsas para um prazo longo, neste trabalho será testada a cointegração entre os mercados do BRICS e o norte-americano. Para executar esta medida foi escolhido o teste da cointegração de Johansen (Johansen, 1988), que pode ser intuitivamente interpretado como uma generalização multivariada do teste de Dickey-Fuller (Enders, 2008). Portanto, é possível escrever:

$$\mathbf{X}_t = A_1 \mathbf{X}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Com \mathbf{X}_t sendo um vetor formado por séries temporais $X_{0t}, X_{1t}, X_{2t}, X_{3t} \dots X_{nt}$, A_1 é uma matriz $n \times n$ com parâmetros e ε_t é um vetor formado por

$u_{0t}, u_{1t}, u_{2t} \dots u_{nt}$. Adicionando $-X_{t-1}$ em ambos os lados de (9) e simplificando, chega-se a uma expressão generalizada para a equação (2):

$$\Delta X_t = \pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Na equação (10) definiu-se $\pi = (A_1 - I)$. Oposto da matriz π é o número de vetores de cointegração, isto é, o número de diferentes equações de cointegração possíveis para as séries X_t . Assim, por exemplo, se o posto de π for nulo, significa que não existe cointegração entre as séries temporais que formam o vetor X_t . De acordo com Enders (2008), é possível, ainda, realizar modificações para adicionar o termo de constante e usar modelo autorregressivo com maior defasagem, escrevendo diretamente uma versão mais geral.

$$\Delta X_t = \pi X_{t-1} \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

Com $\pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$ e $\pi_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j$, o posto da matriz π fornece também o número de raízes não nulas do polinômio característico da matriz. Dessa forma, supondo que ordenando o posto, sendo n as raízes do polinômio característico colocadas em ordem crescente seriam $\lambda_1 > \lambda_2 > \lambda_3 > \dots > \lambda_n$. No caso em que o posto da matriz é nulo, significa que todas as raízes do polinômio característico serão nulos. O teste Johansen é realizado a partir de dois tipos de testes estatístico, com as equações abaixo:

$$\lambda_{traço}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (12)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (13)$$

A Equação 12 é a expressão do chamado teste do traço. Já a Equação 13 define o teste do máximo autovalor. Nessas expressões, $\hat{\lambda}_i$ são os autovalores estimados para a matriz π e T é o número de observações realizadas. Se a raiz característica for nula, então $\ln(1) = 0$ nas equações 12 e 13; se o autovalor apresentar valor entre 0 e 1, então o logaritmo terá valor negativo. Assim, quanto mais próximo de zero é o valor da raiz característica, mais negativo é $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$ e maior será a estatística do traço.

Na equação 12 a hipótese nula é de que o número de equações cointegradas é menor ou igual a r contra a hipótese alternativa. Já na 13, a hipótese nula é que o número de equações cointegradas é r contra a hipótese alternativa de que estes números são $r+1$.

Neste trabalho foi aplicado o teste em todos os índices estudados de uma vez, pois a ideia é determinar se os mercados se comportam de maneira cointegrada no longo prazo.

4. ANÁLISE DE RESULTADOS

Os gráficos presentes na Figura 1 permitem a realização da primeira análise qualitativa do comportamento das bolsas de valores estudadas. Todas as curvas apresentam um acentuado vale entre 2007 e 2009, que corresponde à grande crise financeira ocorrida entre esses anos. Os frutos dessa crise são mostrados claramente como um período de queda e grande volatilidade nas bolsas.

Neste estudo serão utilizados tanto os dados das cotações de fechamento como os dos retornos diários, que são calculados considerando-se a diferença entre os preços de fechamento em dois dias. Para o cálculo dos retornos diários, optou-se pela fórmula do retorno contínuo dada por $R = \log\left(\frac{P_n}{P_{n-1}}\right)$, com P_n sendo o preço de fechamento de um determinado dia e n e P_{n-1} , o preço de fechamento do dia imediatamente anterior. Foram obtidos então, com o uso de programação em R, os gráficos para os índices estudados e seus respectivos retornos diários.

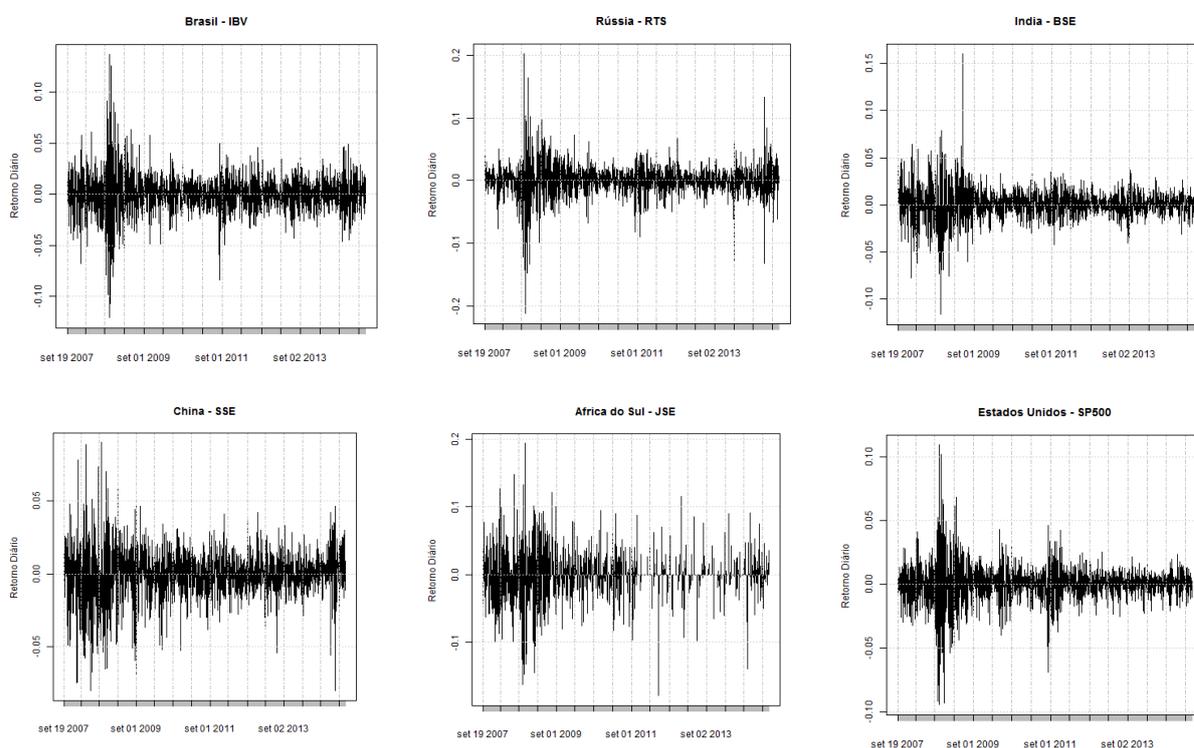


Figura 2: Retornos contínuos calculados com os dados diários do preço de fechamento para as bolsas de valores do BRICS e dos Estados Unidos, entre setembro de 2007 e abril de 2015.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Como esperado, os gráficos dos retornos mostram que, durante o período de crise entre 2007 e 2009, houve grande volatilidade nos índices das bolsas de valores estudadas. Exibe-se, na Tabela 2, estatística descritiva para os retornos das bolsas de valores. Desse modo, a partir dos dados da Tabela 2 é possível fazer alguns comparativos entre os índices dos países. Começando por uma medida da volatilidade do mercado dada pelo desvio padrão para o retorno

diário, têm-se os países em ordem decrescente de volatilidade: JSE (0.0271), RTS (0.0239), IBV (0.0182), SSE (0.0162), BSE (0.0157) e, por último, S&P 500 com desvio padrão de 0.0139. O resultado, com menor volatilidade do índice norte-americano, era esperado, uma vez que o risco para investimentos nesse mercado é menor do que no BRICS. Todos os mercados apresentaram média diária positiva durante o período, ou seja, foram lucrativos, com maior média no JSE (0.0412%) seguido do BSE (0.0397).

As medidas de curtose e assimetria mostraram como os retornos diários estão distribuídos, comparados a uma distribuição normal. Os valores de curtose acima de 3 significam uma distribuição dos dados mais estreita que a distribuição a normal; os valores de assimetria da tabela próximos de 0 mostram que a distribuição dos valores dos retornos é próxima à simétrica, sendo as distribuições para a SSE e S&P 500 deslocadas para o lado com os retornos negativos.

Seguindo a análise, mediu-se o coeficiente de correlação Pearson, medida de curto prazo e de associação linear entre duas variáveis (Gujarati, 2000). Por essa medida, a correlação perfeita entre duas bolsas teria valor 1, indicando que, para um mesmo dia ambas teriam comportamento igual. Já um valor 0 significaria completa independência entre as duas bolsas. Por fim, valores negativos do coeficiente de correlação apontam para uma relação inversa entre as bolsas, o que, na prática, seria como se o ganho em uma bolsa significasse perda em outra para um mesmo dia.

Tabela 2

Estatística descritiva

	IBV	RTS	BSE	SSE	JSE	S&P500
Mínimo	-0.113931	-0.19100	-0.109564	-0.077290	-0.163858	-0.090349
1º Quartil	-0.008602	-0.009941	-0.006482	-0.006947	0.000000	-0.004678
Mediana	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000389
Média	0.000162	0.000032	0.000397	0.000029	0.000412	0.000257
3º Quartil	0.0090	0.0104	0.0071	0.0078	0.0000	0.0059
Máximo	0.1466	0.2239	0.1734	0.0946	0.2133	0.1158
Desvio Padrão	0.0182	0.0239	0.0157	0.0162	0.0271	0.0139
Assimetria	0.2830	0.1346	0.5513	-0.1150	0.2619	-0.0611
Curtose	7.31736	11.6049	11.2513	4.1939	9.7269	9.9981

Nota. Fonte: Elaborada pelos autores.

Conforme a Tabela 3, observa-se que não existe coeficiente de correlação negativo entre os países do estudo. Além disso, excetuando-se as autocorrelações de valor 1.00, a única correlação realmente alta encontra-se entre o índice brasileiro IBV e o norte-americano S&P 500, de valor 0.68. Todos os outros índices são menores que 0.50 e o valor médio calculado para todos os coeficientes de correlações entre os países do BRICS e os EUA foi de 0.28, comprovando a baixa correlação entre os mercados.

Tabela 3

Coefficientes de correlação de Pearson para os retornos diários dos mercados estudados

	IBV	RTS	BSE	SSE	JSE	S&P 500
IBV	1.00	0.41	0.33	0.18	0.24	0.68
RTS		1.00	0.39	0.21	0.26	0.35
BSE			1.00	0.27	0.21	0.31
SSE				1.00	0.12	0.06
JSE					1.00	0.23
S&P 500						1.00

Nota. Fonte: Elaborada pelos autores.

A menor correlação obtida, de 0.06, entre o índice norte-americano S&P 500 e o chinês SSE, indica que ambos os mercados são praticamente independentes entre si. Uma explicação para as baixas correlações está na variação dos fusos horários entre os países estudados (Markwat, Kole, & Van Dijk, 2009) – o dia de atividades das bolsas começa na Ásia, move-se pela Europa e termina nos Estados Unidos e Brasil, de maneira que estes dois mercados não podem afetar os asiáticos em um mesmo dia. Por outro lado, a alta correlação entre os mercados do Brasil e EUA pode ser explicada pela proximidade entre os dois países, indicando a influência dos EUA na América Latina. Apesar desta questão geográfica, Melo, Coutinho e Salvato (2016) observam que os mercados americano e brasileiro não se apresentam totalmente integrados, permitindo, inclusive a realização de arbitragem.

É possível comparar os coeficientes de correlação obtidos neste trabalho com os de fontes que utilizaram amostras com diferentes intervalos de tempo. As correlações aqui observadas se assemelham com as encontradas por Aktan e Kopurlu (2009) para os retornos, inclusive com a baixa correlação entre S&P 500 e o mercado chinês. Mas diferem bastante das obtidas por Dasgupta (2013, 2014), que verificou correlações maiores entre os países do BRIC.

Realizou-se o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para os preços de fechamento e retornos contínuos das bolsas estudadas. O objetivo deste teste é determinar a estacionariedade das séries. Pelo que foi exposto na metodologia, espera-se que a série dos retornos contínuos mostre-se estacionária, enquanto as séries dos preços de fechamento se apresentem não estacionárias, ou seja, todas do tipo integrada de ordem 1 ($I(1)$).

Para o teste ADF realizado com os preços de fechamento das bolsas estudadas, utilizou-se defasagem definida pelo critério de Akaike, assim como usado por Pimenta (2004) no modelo autorregressivo sem tendência determinística e com constante para os dados de IBV, RTS, SSE e JSE; para o BSE e S&P 500 usou-se o modelo com tendência determinística. A diferença nos modelos foi adotada após a observação de uma tendência de crescimento para os gráficos dos índices BSE e S&P 500, como pode ser visto na Figura 1. Já para o teste ADF com os retornos contínuos dos mercados, usou-se o modelo sem tendência determinística e sem constante, como se pode notar visualmente nos gráficos da Figura 2.

Pelos dados da Tabela 4, percebe-se que o teste feito para o preço de fechamento de todas as bolsas estudadas resultou em um valor τ , que, em módulo, é inferior ao valor crítico para 10% de confiança. Logo, não se pode rejeitar a hipótese nula de que o modelo autorregressivo apresenta raiz unitária e é não estacionário. Para os retornos contínuos, τ em módulo é maior que o valor crítico em módulo. Por essa razão, deve-se rejeitar a hipótese nula de existência de raiz unitária, em favor da hipótese alternativa de que para o intervalo de confiança de 10% não existe raiz unitária para o modelo autorregressivo e, portanto, a série temporal é estacionária.

Com o intuito de estudar o efeito de causalidade dos dados defasados de um mercado sobre o outro, ou seja, a influência a curto prazo de um índice sobre outro, aplicou-se o teste de causalidade Granger para os dados dos preços de fechamento dos mercados estudados. Na Tabela 5 é testada a causalidade Granger do índice A para o B. Aqui, a hipótese nula é a de que o país A não tem causalidade Granger sobre o B e a hipótese alternativa, a de que o país A tem sobre o B. Para aceitar a hipótese nula com o intervalo de confiança dado na tabela, é necessário que a probabilidade tenha valor acima de 5%; caso seja menor que 5%, deve-se rejeitar a hipótese nula e aceitar a hipótese alternativa. Usou-se a defasagem (*lag*) igual a 2 seguindo o exemplo de referências deste trabalho (Pimenta, 2004; Albuquerque *et al.*, 2015).

Tabela 4

Teste de Dickey-Fuller aumentado para a raiz unitária das séries temporais dos índices estudados

Índice	Preço de Fechamento			Retornos Contínuos		
	Estatística τ	Valor Crítico (5%)	Série Estacionária?	Estatística τ	Valor Crítico (5%)	Série Estacionária?
IBV	-2.42	-2.86	Não	-32.55	-1.95	Sim
RTS	-1.85	-2.86	Não	-30.20	-1.95	Sim
BSE	-2.11	-3.41	Não	-30.97	-1.95	Sim
SSE	-2.63	-2.86	Não	-31.60	-1.95	Sim
JSE	-2.22	-2.86	Não	-31.26	-1.95	Sim
S&P500	-2.66	-3.41	Não	-35.19	-1.95	Sim

Nota. Fonte: Elaborada pelos autores.

Os números dentro da tabela representam as probabilidades para se aceitar a hipótese nula de que o índice A não tem causalidade Granger sobre o índice B. Se a probabilidade for maior que 5%, deve-se aceitar a hipótese nula.

A Tabela 5 mostra que o índice S&P 500 tem causalidade Granger sobre todos os outros índices estudados. Dessa forma, a bolsa norte-americana mostra influência sobre todas as bolsas do BRICS. Este fato, já esperado, é consequência da importância do mercado financeiro norte-americano em comparação a outros países do grupo e está de acordo com alguns resultados encontrados nas referências (Aktan & Kopurlu, 2009; Fahami, 2011).

Tabela 5

Causalidade Granger para os índices estudados

Índice B	Índice A					
	IBV	RTS	BSE	SSE	JSE	S&P500
IBV		0.2698	0.1866	0.1541	0.1702	0.03088*
RTS	< 2.2e-16***		0.07341	0.0263*	0.0629	< 2.2e-16***
BSE	1.83E-12***	0.0013**		0.0064**	0.0019**	2.20E-16***
SSE	2.20E-16***	6.07E-07***	2.22E-08***		0.0012**	2.60E-15***
JSE	9.75E-06***	0.0008***	0.000971***	0.6041		1.54E-10***
S&P500	0.6946	0.1571	0.2776	0.3038	0.7847	

Nota. Os símbolos (***), (**) e (*) indicam significância de 0,001, 0,01 e 0,05. Fonte: Elaborada pelos autores.

O IBV brasileiro também mostra influência em outros mercados do BRICS, sendo o único dos índices que tem causalidade Granger sobre todos os outros países do grupo. É também o único país do bloco que não sofre causalidade Granger dos outros membros. Ou seja, considerando uma regressão para um dos outros índices do BRICS, a inclusão do IBV conforme realizado, melhora os resultados desta regressão, significando que o mercado de ações brasileiro representado, pelo índice IBV, exerce influência a curto prazo sobre os demais do grupo.

Outras informações e conclusões podem ser obtidas quando se consideram as relações entre os outros índices. Todos os índices têm causalidade Granger sobre o JSE, exceto o SSE. O próprio SSE é influenciado a curto prazo pelos outros, na medida em que estes têm causalidade sobre esta bolsa. Depois do estudo das relações a curto prazo entre os índices dos países do BRICS, mais um índice estadunidense, analisaram-se as relações a longo prazo entre esses mercados. Para tanto, testou-se a cointegração entre os índices através do teste de Johansen (Johansen, 1988), utilizado somente se as séries temporais analisadas forem, obrigatoriamente, não estacionárias, o que foi mostrado para todos os preços de fechamento dos índices quando aplicado o teste ADF, segundo a Tabela 4.

Os resultados obtidos são exibidos na Tabela 6. Foram considerados os valores críticos para os testes estatísticos com 10% de significância; a hipótese nula em cada uma das linhas no teste do tipo traço diz até quantas equações cointegradas existem em cada caso; para a primeira linha $r = 0$ sugere-se como hipótese a inexistência de equação cointegrada, ou seja, a não existência de associação a longo prazo entre todos os índices estudados. No teste do máximo autovalor, a hipótese nula em cada linha muda ligeiramente e passa a ser a de que o número de equações cointegradas é r contra a hipótese alternativa de que esse valor é $r + 1$. Para que a hipótese nula seja aceita, é preciso que o valor da estatística seja menor que o valor crítico para a porcentagem de significância escolhida. Foi rodado o modelo para defasagem igual a 4, como usado por Fahami (2011) e com constante no modelo autorregressivo.

Tabela 6

Resultados para o teste da cointegração de Johansen

Hipótese Nula	Traço		Máximo Autovalor	
	Estatística Teste	Valores Críticos (10%)	Estatística Teste	Valores Críticos (10%)
$H_0: r = 0$	130.16	97.18	39.5	37.45
$H_0: r \leq 1$	90.66	71.86	34.58	31.66
$H_0: r \leq 2$	56.08	49.65	21.24	25.56
$H_0: r \leq 3$	34.84	32	20.48	19.77
$H_0: r \leq 4$	14.36	17.85	12.47	13.75
$H_0: r \leq 5$	1.89	7.52	1.89	7.52

Nota. Fonte: Elaborada pelos autores.

Tanto para o teste do tipo traço, quanto para o de máximo autovalor, a conclusão é de que existe a cointegração entre os índices estudados dentro da significância de 10%. O teste traço indicou que, com 10% de significância, o número de equações cointegradas é menor ou igual a $r = 4$. Já o segundo teste, de máximo autovalor, indicou que o número de equações cointegradas para os índices estudados é $r = 2$.

Esse resultado indica que os mercados dos países do BRICS mais os Estados Unidos têm uma associação de longo prazo, ou seja, movem-se juntos no tempo para o longo prazo. Outros estudos indicam o mesmo comportamento entre os mercados do BRIC com países desenvolvidos, como os de Chittedi (2010) e Fahami (2011). Resultado distinto obteve Dasgupta (2014), que não encontrou cointegração entre os índices do BRIC.

5. CONCLUSÕES

A partir dos preços de fechamentos para as principais bolsas do bloco econômico BRICS e o índice da bolsa americana S&P 500, mediram-se as inter-relações desses países a curto e a longo prazo.

Os resultados encontrados indicam que existem inter-relações consideráveis entre os mercados financeiros dos países estudados, tanto a curto quanto a longo prazo. Para os resultados a curto prazo, é alta a correlação Pearson entre os mercados brasileiro e o norte-americano, e baixa, em todas as outras combinações. Outro detalhe a se observar é que todas as correlações encontradas são positivas. Na causalidade Granger com defasagem igual a 2, é possível concluir que, dentro dos países do BRICS, o mercado brasileiro é aquele que exerce causalidade em todos os outros membros. Além disso, o índice brasileiro não recebe efeito de causalidade dentro do bloco, mas apenas por parte dos Estados Unidos. O mercado norte-americano, como presumido, devido a sua importância, exerce causalidade em todos os outros países do estudo.

Para o longo prazo, o teste de cointegração de Johansen resultou em que todos os países, quando medidos em conjunto, apresentam cointegração. Ou seja, existe relacionamento entre os índices para o longo prazo.

Dessa forma, com este trabalho foi possível mostrar detalhes sobre as inter-relações entre os mercados financeiros dos países do BRICS e dos Estados Unidos no curto e longo prazo e que o mercado brasileiro exerce forte influência sobre os dos outros países do bloco. O mercado norte-americano, no entanto, é o mais forte influenciador entre os estudados. Para o longo prazo, demonstrou-se a existência de cointegração entre os mercados, o que denota a influência de um mercado (EUA) sobre outros (BRICS).

Observou-se que o mercado da do Sul é o mais volátil entre os analisados e, também, o que apresentou maior lucratividade no período estudado. Além disso, é fracamente correlacionado com os outros integrantes do BRICS e os Estados Unidos. Verificou-se, ainda, que o mercado sul-africano sofre efeito de causalidade Granger do Brasil, Estados Unidos e Rússia, e não tem efeito em nenhum outro país. Conclui-se, então, que o mercado da África do Sul é, entre os países aqui analisados, um dos que mais riscos oferecem para se investir, tendo em vista sua alta volatilidade no período e sua relação de causalidade com outros países do grupo.

A partir deste trabalho, abrem-se diversas possibilidades, como estudos sobre a variação das inter-relações no tempo. Outra possibilidade é dividir os conjuntos de observações, levando-se em conta a crise *subprime* de 2008/2009, em três períodos – pré-crise, intracrise e pós-crise –, seguido de análise sobre a variação dos números medidos para cada um destes intervalos, com o objetivo de medir o efeito de contágio entre mercados e interdependência.

REFERÊNCIAS

- Afnouch, A., & Hammami, S. (2014). Contagion during the 2008 financial crisis: The case of BRIC group financial markets and five developed markets. *Journal of Business Studies Quarterly*, 6(2), 159.
- Ahmad, W., Sehgal, S., & Bhanumurthy, N. R. (2013). Eurozone crisis and BRICKS stock markets: contagion or market interdependence?. *Economic Modelling*, 33, 209-225.
- Aktan, B., & Kopurlu, B. S. (2009). Behaviour of emerging stock markets in the global financial meltdown: Evidence from Bric-a. *African Journal of Business Management*, 3(9), 396-404.
- Albuquerque, A. A., Silva, R. A., & de Oliveira, A. R. (2015). Interdependência de Mercados entre América Latina e Estados Unidos. *Revista de Finanças Aplicadas*, 1(1), 1-24.
- An, L., & Brown, D. (2010). Equity market integration between the US and BRIC countries: Evidence from unit root and cointegration test. *Research Journal of International Studies*, 16, 15-24.
- Baur, D. G., & Fry, R. A. (2009). Multivariate contagion and interdependence. *Journal of Asian Economics*, 20(4), 353-366.

Bhar, R., & Nikolova, B. (2009). Return, volatility spillovers and dynamic correlation in the BRIC equity markets: An analysis using a bivariate EGARCH framework. *Global Finance Journal*, 19(3), 203-218.

Bikhchandani, S., & Sharma, S. (2000). Herd behavior in financial markets. *IMF Staff papers*, 47(3), 279-310.

Calvo, S. G., & Reinhart, C. M. (1996). Capital Flows to Latin America: Is There Evidence of Contagion Effects?. [Working Paper, nº 1619]. *World Bank Policy Research*, New York, NY, USA.

Chen, G. M., Firth, M., & Rui, O. M. (2002). Stock market linkages: evidence from Latin America. *Journal of Banking & Finance*, 26(6), 1113-1141.

Chittedi, K. R. (2010). Global stock markets development and integration: With special reference to BRIC countries. *International Review of Applied Financial Issues and Economics*, (1), 18-36.

Collins, D., & Biekpe, N. (2003). Contagion and interdependence in African stock markets. *South African Journal of Economics*, 71(1), 181-194.

Dasgupta, R. (2014). Integration and dynamic linkages of the Indian stock market with BRIC-an empirical study. *Asian Economic and Financial Review*, 4(6), 715.

Dasgupta, R. (2013). BRIC and US Integration and dynamic linkages an empirical study for international diversification strategy. *Interdisciplinary journal of contemporary research in business*, 5(7), 536-563.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.

Enders, W. (2008). *Applied econometric time series*. Nova York: John Wiley & Sons.

Fahami, N. A. (2011). The structure of linkages and causal relationships between BRIC and developed equity markets. In *International Conference on Information and Finance*, IPEDR (Vol. 21, pp. 72-77).

Fischer, K. P., & Palasvirta, A. P. (1990). High road to a global marketplace: the international transmission of stock market fluctuations. *Financial Review*, 25(3), 371-394.

Forbes, K. J., & Rigobon, R. (2002). No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57(5), 2223-2261.

Glick, R., & Rose, A. K. (1999). Contagion and trade: why are currency crises regional?. *Journal of International Money and Finance*, 18(4), 603-617.

Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.

Gujarati, D. N. (2000). *Econometria Básica* (3a ed.). São Paulo: Makron Books.

In, F., Kim, S., Yoon, J. H., & Viney, C. (2001). Dynamic interdependence and volatility transmission of Asian stock markets: Evidence from the Asian crisis. *International Review of Financial Analysis*, 10(1), 87-96.

- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.
- Kearney, C., & Lucey, B. M. (2004). International equity market integration: Theory, evidence and implications. *International Review of Financial Analysis*, 13 (5), 571-583.
- Markwat, T., Kole, E., & Van Dijk, D. (2009). Contagion as a domino effect in global stock markets. *Journal of Banking & Finance*, 33(11), 1996-2012.
- Melo, M. H. G., Coutinho, E. S., & Salvato, M. A. (2016). Teste de arbitragem no mercado de ouro: um estudo Brasil X EUA. *Revista Contabilidade Vista & Revista*, 27(1), 111-129.
- Musacchio, A. (2012). Mexico's financial crisis of 1994-1995. [Working Paper nº 12]. *Harvard Business School*, Cambridge, MA, USA.
- Nashier, T. (2015). Financial integration between BRICS and developed stock markets. *International Journal of Business and Management Invention*, 4(1), 65-71.
- O'Neill, J. (2001). *Building better global economic BRICs*. New York: Goldman Sachs, 2001.
- Pimenta, T., Jr. (2004). Uma mensuração do fenômeno da interdependência entre os principais mercados acionários da América Latina e a Nasdaq. *Revista de Administração da Universidade de São Paulo*, 39(2).
- Pimenta, T., Jr., Lima, F. G., & Gaio, L. E. (2014). Volatility behaviour of BRIC capital markets in the 2008 international financial crisis. *African Journal of Business Management*, 8(11), 373-381.
- Sheu, J., & Liao, H. (2011). Dynamics of stock market integration between the US and the BRIC. *African Journal of Business Management*, 5(9), 3674-3689.
- Shiller, R. J. (1995). Conversation, information, and herd behavior. *The American Economic Review*, 85(2), 181-185.
- Xu, H., & Hamori, S. (2012). Dynamic linkages of stock prices between the BRICs and the United States: Effects of the 2008-09 financial crisis. *Journal of Asian Economics*, 23(4), 344-352.