



Universidade de Brasília (UnB)
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FACE)
Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais (CCA)
Bacharelado em Ciências Contábeis

RAFAEL GALLUF GURJÃO

BDRS E CONTRATOS DE DÓLAR FUTURO: UMA ANÁLISE DO EFEITO *LEAD-LAG* ENTRE OS DOIS ATIVOS FINANCEIROS

BRASÍLIA
2018

Professora Doutora Márcia Abrahão Moura
Reitora da Universidade de Brasília

Professora Doutora Cláudia da Conceição Garcia
Decana de Ensino de Graduação

Professora Doutora Helena Eri Shimizu
Decana de Pós-graduação

Professor Doutor Eduardo Tadeu Vieira
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Professor Doutor Paulo César de Melo Mendes
Chefe do Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais

Professor Doutor César Augusto Tibúrcio Silva
Coordenador do Programa Pós-graduação em Ciências Contábeis

Professora Doutora Danielle Montenegro Salamone Nunes
Coordenador de Graduação do curso de Ciências Contábeis – Diurno

Professor Mestre Elivânio Geraldo de Andrade
Coordenador de Graduação do curso de Ciências Contábeis - Noturno

Rafael Galluf Gurjão

BDRS E CONTRATOS DE DÓLAR FUTURO: UMA ANÁLISE DO EFEITO *LEAD-LAG* ENTRE OS DOIS ATIVOS FINANCEIROS

Trabalho de conclusão de curso apresentado ao Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de Brasília como requisito parcial à conclusão da disciplina Pesquisa em Ciências Contábeis e obtenção do grau de bacharel em Ciências Contábeis.

Orientador:

Professor Doutor Eduardo Tadeu Vieira

Co-orientador:

Professor José Carneiro de Cunha Oliveira Neto

BRASÍLIA

2018

Gb Galluf Gurjão, Rafael
BDRS E CONTRATOS DE DÓLAR FUTURO: UMA ANÁLISE DO EFEITO
LEAD-LAG ENTRE OS DOIS ATIVOS FINANCEIROS / Rafael Galluf
Gurjão; orientador Eduardo Tadeu Vieira; co-orientador José
Carneiro da Cunha Oliveira Neto. -- Brasília, 2018.
25 p.

Monografia (Graduação - Ciências contábeis e Atuariais) -
Universidade de Brasília, 2018.

1. BDRs. 2. Efeito Lead-lag. 3. Contratos de Dólar futuro. 4. HME. 5. Lei do Preço Único. I. Tadeu Vieira, Eduardo, orient. II. Carneiro da Cunha Oliveira Neto, José, co-orient. III. Título.

RESUMO

Com o intuito de observar a velocidade de incorporação das informações do mercado em dois tipos de ativos financeiros distintos, o presente estudo analisou a relação existente de lead-lag entre as ações do tipo BDR, que consistem em ações de empresas americanas cotadas na B3 (antiga BM&Fbovespa), e contratos de dólar futuro. A Hipótese do estudo é de que o Dólar futuro irá absorver as informações do mercado com maior velocidade que as ações da carteira BDR. Para testar tal hipótese e atingir o objetivo proposto no estudo foram utilizados o modelo de causalidade de Granger, depois o vetor de correção de erro (VECM), e posteriormente um modelo GARCH com variação BEKK. Os resultados encontrados sugerem a comprovação contrária da hipótese inicial, onde o Dólar futuro segue as ações do índice BDR.

Palavras chave: BDR, Contrato de Dólar Futuro, *Lead-Lag*, GARCH-BEKK, Hipóteses dos mercados Eficientes, Lei do Preço Único.

ABSTRACT

With the intention to observe the incorporation speed of market information in two distinct financial assets, the current study analyzed the existent lead-lag relationship between BDR Stocks, which consist of American companies stocks listed in B3 (Brazil Stock Exchange and Over-the-Counter Market), Former BM&Fbovespa, and Future Dollar Contracts. The Article Hypothesis is that the Future Dollar will absorb market information with greater speed than the Stocks from the BDR portfolio. To test such hypothesis and attain the objective proposed on the study, it was first utilized a Granger-causality model, followed by a Vector Error Correction Model (VECM), and lastly a GARCH model with BEKK variation. The results obtained suggest the contrary verification of the initial hypothesis, where the future Dollar follows the BDR index movements.

Key words: Brazilian Deposit Receipt, Future Dollar Contracts, Lead-Lag, GARCH-BEKK, Efficient Market Hypothesis, The Law of One Price.

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	4
2 REFERENCIAL TEÓRICO	5
3 METODOLOGIA	8
4 ANÁLISE DOS DADOS	11
5 CONCLUSÃO	14
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	14

1. Introdução

O efeito de lead-lag é caracterizado pela defasagem temporal de preço entre dois ativos distintos dispostos no mercado financeiro. Quando um ativo converge para um preço de equilíbrio antes de outro ativo, que está sujeito aos mesmos efeitos de mercado, isso indica que tal ativo (lead) absorve as novas informações dos agentes econômicos do mercado de forma mais rápida que o segundo ativo (lag), portanto assim, o ativo que possui melhor tempestividade é o ativo que lidera e o outro é o que segue o preço indicado pelo primeiro. No caso do estudo em questão iremos analisar ações do tipo BDR, que compõem a carteira do índice BDR, denominado de BDRX, que consistem em ações cotadas na principal bolsa de valores brasileira, a B3, e que possuem sua cotação baseada em ações cotadas na bolsa de valores americana (NYSE), em contraste com os contratos de Dólar futuro no mesmo período.

Cabe aqui esclarecer como funciona o investimento em BDR: O BDR (*Brazilian Deposit Receipt*) consiste em um valor mobiliário lastreado em um ativo estrangeiro, ou seja, ele não consiste efetivamente na compra direta de uma ação estrangeira. Por exemplo: o primeiro lote de BDRs nível 1 não patrocinados começou a ser negociado em outubro de 2010, contendo ações de empresas como Pfizer, Apple e McDonald's, e o banco responsável por este lote é o Deutsche Bank. Foi este banco que trouxe essas BDRs para o Brasil e se responsabiliza pela negociação dos papéis na bolsa brasileira. Ou seja, comprar uma das BDRs exemplificadas acima consiste em fazer um depósito no Deutsche Bank e tal depósito fica sujeito às flutuações dos ativos americanos envolvidos, que são efetivamente detidos pela Deutsche Bank e não pelo investidor em questão.

A hipótese levantada pelos autores é que o Dólar futuro possui melhor absorção das novas informações que estão entrando no mercado, logo ela irá liderar o movimento da carteira BDRX. Como as ações do tipo BDR, são ações cotadas em bolsa brasileira mas que estão ligadas à ações americanas, e estas, por sua vez, possuem o grosso do seu faturamento e despesas atreladas ao dólar, é de se esperar que ambas as ações e o Dólar futuro sofrerão os mesmos efeitos dos agentes econômicos envolvidos.

Pela hipótese dos mercados eficientes (HME), os preços devem refletir totalmente todas as informações disponíveis no mercado (FAMA, 1970). A partir disso podemos inferir que um ativo financeiro que não reflete de forma integral as informações publicamente disponíveis é uma contradição à hipótese dos mercados

eficientes. Quando se é aferido um efeito de lead-lag entre dois ativos financeiros distintos, é natural deduzir que o ativo que segue (lag) o ativo que lidera (lead) não está refletindo de forma tempestiva as informações já disponíveis no mercado de forma pública. Dito isto porém cabe ressaltar que, segundo Curme et. Al. (2014, p. 10, tradução nossa), “de acordo com a hipótese dos mercados eficientes não podem haver oportunidades de arbitragem em mercados informativamente eficientes”. Visto isso, ainda se faria necessário avaliar se essa possibilidade existe nos ativos avaliados no presente estudo, antes de se afirmar que somente o efeito de lead-lag por si só é suficiente para questionar a HME.

A Lei do Preço Único, também conhecido pelo paridade do poder de compra, que é uma das consequências da HME também seria questionada pela defasagem temporal entre os dois ativos. Se um ativo, sujeito às mesmas influências do mercado que outro, atinge o preço de equilíbrio antes do segundo, isso abre margem para arbitragem com esses ativos, significando que existem dois preços distintos para a comercialização de um mesmo bem financeiro. Novamente, como destacado no parágrafo anterior existem custos de transações dos ativos, logo é necessário se analisar se estes custos são suficientemente baixos para se determinar que há possibilidade de ganho com a defasagem temporal encontrada entre os ativos. A possibilidade de arbitragem entre dois ativos financeiros representa uma incoerência da lei do preço único mas não é algo inédito, segundo Lamont e Thaler (2003, p. 200-201, tradução nossa) diversas foram as ocasiões históricas em que ativos similares foram avaliados com preços discrepantes, mas “violações da Lei geralmente não criam oportunidades de arbitragem (lucros certos sem risco), apenas criam apostas boas mas arriscadas” e “verdadeiras oportunidades de arbitragem sem risco são ambas raras e pouco duradouras”. Dito isto cabe esclarecer que não é o objetivo do presente artigo aferir se o efeito lead-lag da relação entre os dois ativos gera uma possibilidade de arbitragem.

Sendo assim, o objetivo em questão reside em analisar se o movimento de um dos ativos financeiros ajuda a explicar o movimento do outro, logo aferir a existência do efeito *lead-lag*. Determinar se a dimensão deste efeito abre a possibilidade de arbitragem requer uma análise mais minuciosa dos dados e resultados, além do detalhe importante de que tais possibilidades são mais bem exploradas com dados *intraday*, portando tal análise não cabe aqui.

2. Referencial teórico

Muitos são os estudos contemporâneos que analisam os efeitos de lead-lag, não somente no que diz respeito a ações em si, mas nos mais variados tipos de ativos financeiros, como moedas e debêntures. Em Saiti (2017), o estudo busca investigar de qual bolsa é a liderança dentre as bolsas do leste asiático, após o colapso da Lehman Brothers. Para tal, o artigo faz uso de várias técnicas convencionais de análise de séries temporais, bem como do modelo de Wavelet, que é novo. Há evidência de que a bolsa de Xangai é o único mercado exógeno na Ásia e assim todos os outros mercados são endógenos, significando que a bolsa de Xangai converge para o preço de equilíbrio, ou seja, absorve as novas informações do mercado, de forma mais rápida que os demais mercados asiáticos. Isso implica que os demais mercados asiáticos, incluindo a Nikkei do Japão, ao contrário do que indica outros estudos sobre o assunto, seguem os movimentos da bolsa de Xangai.

Já em Tolikas (2018), o estudo realizado indica que os retornos diários das ações superam os retornos diários de todas as carteiras de debêntures de classificações intermediárias (com *ratings* IG, Aa, A, Baa, HY, B e Caa) excepcionando-se apenas as carteiras de melhor e pior classificação de risco, de *ratings* Aaa e Ca-D. Tal resultado indica que as ações são mais eficientes que as debêntures na incorporação de informações públicas. O autor ainda indica que a eficiência relativa entre o mercado de ações e debêntures varia de acordo com o valor de crédito da carteira de debêntures analisada. Além disso, ela destaca que os resultados e inferências são baseados em dados provenientes de índices de debêntures, portanto devem ser interpretados com cuidado.

Em Oliveira e Medeiros (2009) foi analisado a existência do efeito lead-lag entre o índice DJIA (*Dow Jones Industrial Average*) da NYSE (*New York Stock Exchange*) e o Ibovespa. A conclusão obtida foi que os movimentos do DJIA precediam os movimentos do Ibovespa, principalmente nos 10 minutos subsequentes. Outro ponto importante a se analisar deste estudo é que se foi concluído que as custos de transação na Bovespa (incluindo custo de compra e o de venda do mesmo ativo) não permitem a possibilidade de arbitragem, visto que se é necessário comprar uma ação e depois vendê-la em um espaço de tempo muito curto e ainda assim obter lucro nessa discrepância, após descontados ambos os custos de transações.

Já o efeito de lead-lag existente entre as duas diferentes cotações da moeda chinesa, a interna (CNY) e a externa (CNH), encontra dois estudos com focos

diferentes. Primeiramente, em Yunjie et. Al. (2017), analisa-se as relações entre CNY e CNH considerando o impacto de eventos extremos, como recessões econômicas globais por exemplo. O estudo observa que CNY possui causalidade de Granger com CNH e vice-versa. CNH sempre lidera CNY quando só se importam atividades de mercado de curto prazo. A relação de lead-lag entre as duas cotações pode alternar a médio prazo quando há o impacto de eventos extremos: CNY lidera CNH quando os desvios são causados por eventos extremos que são provenientes de recessões globais ou outra atividade de mercado; Porém, CNH lidera CNY quando os desvios são causados por mudanças políticas, como a reforma de câmbio 811.

Já em Xu, Zhou e Sornette (2018), o intuito é analisar o efeito lead-lag entre CNY e CNH a curto e longo prazo. O esperado é que, como o CNH é a cotação externa da moeda, esta vai liderar o CNY, por sua negociação ser mais livre no mercado, mas não é sempre assim. O estudo faz uso da técnica denominada de *Thermal optimal path* (TOP) para detectar ambos o termo de longo prazo, que a frequência diária, quanto o termo de curto prazo, nos padrões de interações entre a taxa de câmbio do CNY e do CNH. Ao nível de observação diária, na maior parte do tempo, as taxas de câmbio entre o CNY e o CNH mostram uma fraca estrutura de *lead-lag* que fica alternando. Tratando-se da relação da taxa de câmbio entre as duas moedas na escala por minuto, esta também muda de acordo com diferentes situações de curto prazo do mercado. A discrepância entre a moeda que lidera e a que segue, frequentemente atinge dezenas de minutos. Quando o mercado internacional está em período estável ou de ascensão, ou seja, está ocorrendo uma depreciação da moeda chinesa, o caminho térmico ótimo médio é negativo e, sendo assim, a cotação externa (CNH) lidera a cotação interna (CNY). Analogamente, quando o mercado internacional se encontra em períodos de descenso, ou seja, valorização da moeda chinesa, o caminho térmico ótimo médio é positivo e portanto a cotação interna lidera a cotação externa. Os autores ainda explicam que à medida que a economia chinesa continua desacelerando, a depreciação da sua moeda permanece sendo uma das expectativas do mercado internacional, portanto os investidores deverão interagir na cotação externa da moeda chinesa de maneira preferencial quando novas notícias ocorrem, e este fenômeno explica o papel de liderança da CNH quando o mercado internacional de encontra em condição normal, ou seja, estável. Assim sendo, a apreciação de curto prazo da moeda chinesa não pode ser atribuída às trocas que ocorrem na cotação

externa. Essa situação de valorização da moeda chinesa é mais provavelmente devido a fatores maiores ou políticas ocorrendo no mercado interno.

Em Amarante e Cunha (2017) o estudo se propõe a analisar as relações entre os mercados de ações americano, mexicano e brasileiro, através dos índices das suas principais bolsas, durante o período dos ataques terroristas de 11 de setembro de 2001. O estudo usou um modelo VAR-EGARCH, que permitia examinar a interdependência dinâmica entre ativos específicos dos três mercados, assim como verificar potenciais assimetrias que podem existir no mecanismo de transmissão de volatilidade. As conclusões do estudo foram várias, dentre elas estão que: os retornos da Ibovespa são correlacionados com os retornos passados do índice da Dow Jones e os retornos da INMEX (índice da bolsa da cidade do México) são apenas influenciados pelos seus próprios retornos passados. Os retornos da Dow Jones não são influenciados pelos retornos passados do IBOVESPA e do INMEX e nem mesmo pelos seus próprios retornos passados, portanto a relação entre os retornos da IBOVESPA e da DJIA é unidirecional. Além disso, a variância nos mercados brasileiro e mexicano são influenciados por inovações originadas no mercado americano. Esses resultados sugerem que os mercados se tornaram mais integrados após os ataques terroristas mencionados. Segundo os autores, esses mercados reagem não somente a notícias locais mas também a notícias provenientes dos outros mercados, particularmente quando a notícia é negativa. A assimetria de informação é altamente significativa para todos os três mercados. Isso sugere que quando um dos mercados apresenta retornos negativos isso implica que uma menor volatilidade irá ocorrer caso o mercado ascenda, ou seja, apresente retornos positivos. Isso significa que, em face das notícias negativas, estas são avaliadas de forma mais “racional” pelos agentes econômicos envolvidos e conseqüentemente se reflete na precificação dos ativos de uma forma menos abrupta. Para compensar, quando se apresentam retornos positivos, há um maior estresse no mercado e isso é refletido na precificação dos ativos de forma mais brusca.

Em seguida, temos um estudo espanhol, de Miralles-Quiros e Gonçalves (2016), onde o objetivo é montar uma carteira de risco mínimo dentre as empresas de pequeno, médio e grande porte na Bovespa. O estudo faz uso de um modelo VAR-BEKK multivariado, e tem obtido como resultado que as carteiras ótimas na Bovespa são compostas principalmente por empresas de pequeno e médio porte. Os autores afirmam que os resultados do modelo aplicado demonstram um alto grau de

transmissão de informação entre as empresas dispostas na Bovespa, e isto é especialmente importante no caso das empresas de médio porte pois sua volatilidade condicional influencia significativamente, direta e indiretamente, as pequenas e grandes empresas. Os mesmos ainda afirmam que os resultados são importante para se entender o comportamento da bolsa de ações brasileira, além da avaliação de ativos, manutenção de carteira e estratégias de investimento seguindo uma abordagem de mínimo risco.

Em Maranhão e Oliveira (2017) foi analisado os efeitos de spillover de volatilidade e lead-lag em relação ao Ibovespa e o câmbio do dólar e outros 47 câmbios. O estudo estimou os efeitos de transbordamento de choque cambiais de 3 formas diferentes: somente do Dólar, combinando 48 taxas cambiais e por último com essas 47 taxas, com a ausência do Dólar. Foram usados modelos MGARCH BEKK, os quais produziram correlações condicionais, as quais permitiram concluir, segundo os autores, que os transbordamentos não são eventos estatísticos. Os resultados demonstraram que a causalidade de granger sempre ocorre no sentido dos choques cambiais para o Ibovespa. Além disso, existe a associação do aumento de volatilidade cambial com redução de volatilidade do Ibovespa, fenômeno que é observado em parte significativa da literatura para outros países. Ademais:

A presença do Dólar está associada uma maior magnitude de correlação condicional estimada, seja exclusivamente considerado o retorno do Dólar ou em conjunto com as 47 taxas de cambio utilizadas no estudo. O estudo ainda destaca o aumento da correlação condicional de volatilidade estima entre o Dólar e o Ibovespa em períodos de aumento da volatilidade do Ibovespa, um evento oposto quando considerada as demais proxies cambiais. (Maranhão e Oliveira, 2017, p. 33).

Por último temos um estudo, de Abdullah, Saiti e Masih (2016), que analisa as relações entre os índices e commodities das bolsas islâmicas. O estudo de várias técnicas econométricas novas, tais como *Maximum Overlap Discrete Wavelet Transformation* (MODWT), e *Continuous Wavelet Transformation* (CWT). Dentre as várias conclusões do estudo temos que o modelo de correção de erro do estudo indica que os índices das bolsas de Singapura, Filipinas e Indonésia são exógenos, e os índices das bolsas da Malásia e da Tailândia, assim como o petróleo bruto, milho e ouro, são endógenos. A partir do modelo MODWT, conclui-se que os retornos do

índice da bolsa islâmica (*Islamic Stock Index Return*, de sigla ISIR) da Singapura lidera o ISIR da Indonésia na maioria dos níveis. Os autores acreditam que esse resultado se dá devido ao fato da Indonésia ser uma nação maior que a Singapura, além do fato do produto interno bruto, população e o próprio ISIR serem maiores. Assim como aconteceu com a Indonésia, o ISIR da Singapura também lidera o ISIR das Filipinas na maioria dos níveis. A surpresa para os autores fica na comparação entre os ISIR das Filipinas e da Indonésia, onde o ISIR da primeira lidera os da segunda nos maiores níveis (5, 6 e 7), apesar na Indonésia ser uma nação maior e com economia e população maiores que as Filipinas. Depois, a partir do uso de um modelo multivariado GARCH, os resultados indicam o índice da bolsa da Malásia como o índice de menor volatilidade entre os analisados e isso reflete a Malásia como um mercado estável e o maior dentre os mercados de capital islâmicos. Além disso, o ISIR da Malásia é o segundo mais inversamente correlacionado com petróleo bruto, portanto os autores deixam como recomendação a inclusão destes para uma boa diversificação de carteira de ativos financeiros. Por último, os achados na transformação contínua de *wavelet* (CWT), mostram indícios de benefícios de diversificação com o ISIR dos países do sudeste asiático e o petróleo bruto no período de propriedade dos ativos de até 16 dias.

Dentre os vários estudos sintetizados aqui, temos diversas formas de análise do efeito lead-lag. Dentre as formas recentes de tratamento dos dados, encontramos o Thermal Optimal Path (TOP) que traduz para Caminho Térmico Ótimo, e também a análise de Wavelet, que já possui mais de uma abordagem, com a CWT e a MODWT. Além dos modelos contemporâneos, tais estudos também ainda se valem dos métodos convencionais, nos quais se destaca o modelo de causalidade de Granger, que será o mesmo que utilizaremos para o presente estudo. Primeiro proposto em 1969 por Clive Granger, o método determina se uma série temporal é útil para prever outra série temporal e até mesmo se ambas as séries influenciam uma à outra (denominado de *feedback*). Desde então o modelo já foi validado por inúmeros estudos, inclusive os mais recentes, como foi dito.

A partir da aplicação do modelo de Granger em dois estágios, para se determinar o termo de correção de erro, é utilizado um modelo de vetor de correção de erro (VECM) que irá corrigir o efeito do erro estimado no curto prazo, visto que as séries temporais em questão possuem variáveis com tendências estocásticas de longo prazo, e também analisar as correlações entre os coeficientes defasados das

duas séries e determinar a extensão das suas influências. Por último, aplica-se um modelo de heteroscedasticidade condicional autoregressiva generalizada (GARCH) com variação BEKK, para se observar a influência que os efeitos de transbordamento (*Spillover*) de volatilidade de uma série na outra.

3. Metodologia

No presente estudo usaremos o método de Engle-Granger (1987), visto o que foi denotado em Brooks et. Al. (2001)

Neste artigo, nós empregamos a técnica de equação única de Engle-Granger (1987) ao invés do método de Johansen (1988) devido à simplicidade do primeiro, e devido ao fato que só existem duas variáveis estocásticas (o preço no índice e o preço futuro) e portanto só poderá haver no máximo um vetor cointegrador. (Brooks et. Al., 2001, p. 11, tradução nossa).

Pelo fato do presente estudo também se tratar de uma análise entre duas variáveis estocásticas, seguiremos o mesmo método.

Além do método mencionado, foi adicionado o uso de uma variável *dummy*, assim como sugerido em Gregory e Hansen (1996), que tem por intuito não validar a hipótese nula no eventual caso de uma “mudança de regime” no vetor de cointegração.

Muitos pesquisadores começam uma análise de cointegração com o usual teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF), e procedem apenas se a estatística rejeita a hipótese nula de não-integração. Se o modelo é de fato cointegrado com apenas uma mudança de regime no vetor de cointegração, o ADF padrão pode não rejeitar a hipótese nula e o pesquisador irá falsamente concluir que não existe uma relação de longo prazo. (Gregory e Hansen, 1996, p. 3, tradução nossa).

A mudança de regime citada acima refere-se a uma mudança estrutural na relação entre as duas variáveis, podendo tal mudança ser por exemplo uma reversão na média ou uma reversão na tendência de precificação dos ativos. Sendo assim apresentamos as equações de longo-prazo como:

$$\ln(DLF_t) = \alpha + \beta_1 \ln(BDRX_t) + \beta_2 Du + v_{DLF,t} \quad (1)$$

$$\ln(BDRX_t) = \mu + \delta_1 \ln(DLF_t) + \delta_2 Du + v_{BDRX,t} \quad (2)$$

Onde $\ln(DLF_t)$ e $\ln(BDRX_t)$ são os logaritmos neperianos do contratos de dólar futuro e do índice de BDRs respectivamente. Du é variável *dummy* para as mudanças de regime da relação de cointegração entre as duas séries, com valor estipulado em 1 ou 0 dependendo da situação de mudança estrutural. $v_{CMB,t}$ e $v_{BDRX,t}$ são os termos de erro estocástico das duas equações respectivamente e são assim os mecanismos de correção de erro das equações. Os demais termos, α , β_1 , β_2 , μ , δ_1 e δ_2 , são os coeficientes a serem obtidos nos resultados da compilação da equação.

Para se rejeitar a hipótese nula de não-integração entre as variáveis foram realizados o teste aumentado de Dickey-Fuller (ADF), bem como o teste de Phillips-Perron (PP).

Com a confirmação de cointegração entre as séries, teremos um VECM conforme demonstrado pelas equações 1 e 2. Para estimar o VECM de duas séries temporais se faz necessário o uso de um modelo que leve em consideração a heterocedasticidade que geralmente está presente em tais séries. A heterocedasticidade diz respeito à condição em que a variável dependente não possui a mesma variância ao longo da série temporal da variável independente que a prevê. O modelo escolhido para se contabilizar por tal problema foi o de GARCH-BEKK, desenvolvido em 1995 por Baba, Engle, Kraft e Kroner que, conseqüentemente, nomeia o acrônimo do modelo. Seguem as equações:

$$\Delta DLF_t = \vartheta + \sum_{i=1}^{p-1} a_{DLF,i} \Delta DLF_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} b_{DLF,i} \Delta BDRX_{t-i} + a_{DLF} ECM_{DLF,t-1} + \varepsilon_{DLF,t} \quad (3)$$

$$\Delta BDRX_t = \varphi + \sum_{i=1}^{p-1} a_{BDRX,i} \Delta DLF_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} b_{BDRX,i} \Delta BDRX_{t-i} + a_{BDRX} ECM_{BDRX,t-1} + \varepsilon_{BDRX,t} \quad (4)$$

$$\varepsilon_{i,t} | \omega_{t-1} \sim t(0, H_t) \quad (5)$$

Os termos $a_{CMB,i}$, $a_{BDRX,i}$, $b_{CMB,i}$ e $b_{BDRX,i}$ são coeficientes de curto prazo. $ECM_{i,t-1}$ é o mecanismo de Correção de Erro, igual a $v_{i,t}$ das Equações 1 e 2. $\varepsilon_{CMB,t}$ e $\varepsilon_{BDRX,t}$ são resíduos, com $\sim t(0, H_t)$, e por último $\Delta DLF_t: R_{DLF,t} = \ln(DLF_t) - \ln(DLF_{t-1})$ e $\Delta BDRX_t: R_{DLF,t} = \ln(BDRX_t) - \ln(BDRX_{t-1})$.

Para que o DLF Granger-cause o BDRX unidirecionalmente, é necessário que:

- Algum dos coeficientes $a_{BDRX,i}$, $i = 1, 2, \dots, p-1$ seja diferente de zero; e/ou,
- O coeficiente de correção de erro, a_{BDRX} , seja estatisticamente significativo.

Analogamente, a causalidade de Granger unidirecional do BDRX para DLF acontecerá caso:

- Algum dos coeficientes $b_{DLF,i}$, $i = 1, 2, \dots, p-1$ seja diferente de zero; e/ou,

- O coeficiente de correção de erro, b_{CMB} , seja estatisticamente significativo.

A sigla GARCH significa heterocedasticidade condicional autoregressiva generalizada e tem como propriedade a possibilidade de se trabalhar com mais detalhe e atenção o termo de erro, que é modelado por uma equação específica. A volatilidade do termo de erro é justamente a dificuldade gerada pela heterocedasticidade e é o motivo pelo qual tal modelo foi escolhido, como dito anteriormente.

Como apontado por Terasvirta (1996 apud Neto et. Al., 2012, p. 161), “modelos GARCH normais falham na captura do excesso de curtose presente em dados de alta frequência”, que é o caso do presente estudo. Para lidar com tal empecilho, Bollerslev (1987) sugere o uso de uma distribuição t de student, visto que esta possui mais curtose que uma distribuição normal, e assim se faz necessário o uso de um modelo t GARCH, que faz uso de uma distribuição t do erro.

Ademais, o Modelo GARCH-BEKK também foi escolhido pela sua vantagem computacional, sendo que modelos GARCH multivariados demandam a estimação de grande número de parâmetros. Já o GARCH-BEKK (Engle & Kroner, 1995) reduz o número de parâmetros estimados e possui a garantia de que a matriz da variância condicional seja positiva definida. Também foi adotado o modelo de BEKK diagonal, pois este, como foi demonstrado através da série de testes desenvolvidos em Engle (2000), mostrou ter performance superior ao BEKK ortogonal.

Sendo assim, para a estimativa do modelo VECM-GARCH-BEKK, utilizou-se uma distribuição t de student como função densidade para o termo de erro e uma variância condicional, de acordo com a equação 6:

$$H_t = A'A + B'H_{t-1}B + C'\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}'C + T1'u_{1,t-1}u_{1,t-1}'T1 + T2'u_{2,t-1}u_{2,t-1}'T2 + E'(z_{t-1})^2E \quad (6)$$

Onde H_t é a variância condicional do termo de erro; A é a matriz triangular 2x2 de coeficientes; B e C são matrizes diagonais de coeficientes; T1 e T2 são matrizes com parâmetros de efeito spillover; $u_{1,t-1}$ é uma matriz com o quadrado de termo de erro defasado, com efeito de *spillover* do BDRX para o DLF; $u_{2,t-1}$ é outra matriz com o quadrado do termo de erro defasado, com efeito de *spillover* do DLF para o BDRX; z_{t-1} é a defasagem da base (ECM); e, por último, E é o vetor 1x2 de parâmetros estimados para a defasagem da base.

O modelo de variância condicional adotado na Equação 5, seguindo a abordagem de Pati e Rajib (2010, apud Neto et. Al. 2012, p. 162), “assume que a variância condicional é função de notícias antigas (valores defasados), notícias novas (termos de erro defasados), parâmetros de *spillover* (transbordamento) e do quadrado do parâmetro base, enquanto a covariância condicional é função da covariância defasada e do produto cursado dos termos de erro originais”.

O modelo GARCH-BEKK foi estimado por máxima verossimilhança. A Equação 7 apresenta a formulação geral da função de verossimilhança utilizada.

$$L(\varepsilon_t, H_t) = \frac{G\left[\frac{(2+v)}{2}\right]}{G\left(\frac{v}{2}\right)[p(v-2)]} |H_t|^{-\frac{1}{2}} \left[1 + \frac{1}{v-2} \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t\right]^{-\left[\frac{(2+v)}{2}\right]}, \text{ para } v > 2. \quad (7)$$

Onde $G(\cdot)$: é uma função gama; e, v é o número de graus de liberdade.

4. Análise dos dados

Para a análise do presente estudo foram utilizadas 1998 observações de fechamento diário de cada um dos dois ativos em questão, tanto o índice BDR, denominado de BDRX, quanto dos contratos de dólar futuro. A série de dados tem início no dia 5 de outubro de 2010 e termina no dia 29 de outubro de 2018, portando compreendendo um período de pouco mais de oito anos. Cabe denotar que não existem dados para os dias de sábado e domingo, o que explica parcialmente a diferença entre o número de dias existente entre as duas datas, sendo o resto da diferença dos dias devido a feriados, como carnaval, natal e véspera, ano novo, entre outros.

O índice BDRX é composto apenas por BDRs não patrocinadas, sendo representado por um total de 2.954.993.911 de ações de 89 empresas diferentes, onde a principal empresa é a apple que possui 521.384.000 ações que compõem pouco mais de 8% do total da carteira, seguido pela Amazon e pela Microsoft, respectivamente, onde cada uma compõe pouco mais de 6% das ações da carteira.

Antes da apresentação dos resultados provenientes das fórmulas, temos um gráfico do período que melhor caracteriza visualmente a interação entre as séries, compreendendo entre o dia 30 de março de 2017 e o dia 24 de maio de 2017:

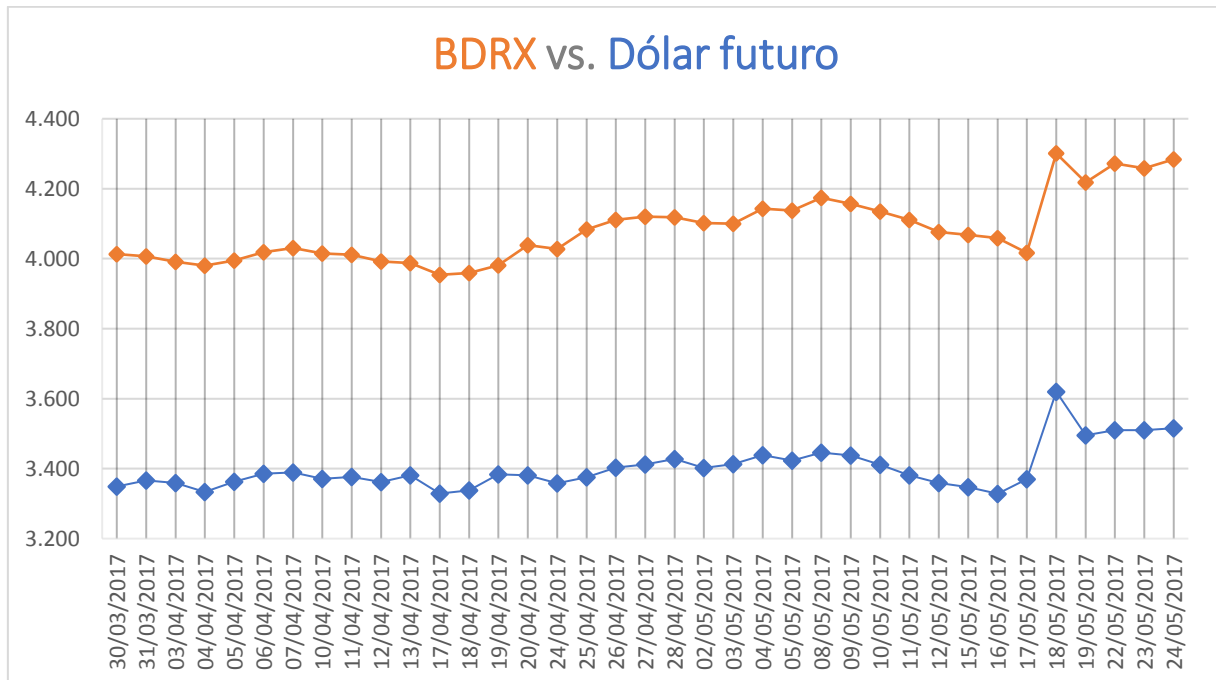


Gráfico 1 - Valores do BDRX e contratos de Dólar futuro entre 30/03/2017 e 24/05/2017. Fonte: Elaboração própria a partir de dados do sistema Reuters.

É possível observar a partir do gráfico 1 acima que os valores entre as duas séries realmente aparentam estarem intimamente relacionados, e que o movimento mais chamativo é na passagem do dia 17 de maio para o dia 18 do mesmo mês, onde ambas as séries ascendem de forma quase idêntica.

Para o cálculo de todas as equações formalizadas na metodologia do presente estudo foi usado o programa Eviews. Assim sendo, o primeiro passo foi a estimativa do termo de correção de erro foi usado o método dos mínimos quadrados que retornou os seguintes resultados dispostos na tabela 1:

Tabela 1: Estimação do ECM

Variável	Coeficiente	Erro Padrão	Estatística-T	Valor P
BDRX	-1898.192	276.7321	-6.859314	0.0000
DLF	1.303094	0.074751	17.43248	0.0000
Coeficiente de Determinação	0.132190	Média variável Dependente	2895.223	
C. de Determinação Ajustado	0.131755	Desvio Padrão Variável Dep.	1495.155	
Erro Padrão da Regressão	1393.180	Critério de Akaike	17.31757	
Resíduo soma dos quadrados	3.87E+09	Critério de Schwarz	17.32317	
Verossimilhança Logarítmica	-17289.59	Critério de Hannan-Quinn	17.31963	
Estatística-F	303.8913	Estatística de Durbin-Watson	0.000918	
Probabilidade (Estatística-F)	0.000000			

Fonte: Elaboração própria.

A partir da estimativa do ECM utilizando as equações 1 e 2, podemos usar o resultado do mesmo para estimar o nosso modelo GARCH-BEKK diagonal. Aqui, é pertinente elucidar que a variável *dummy*, que tem seu valor estipulado em 1 ou 0, conforme descrito na metodologia, ficou com o valor estipulado sempre em 0 durante toda a estimação do ECM, visto que não foi identificado uma mudança estrutural no decorrer das séries temporais. O VECM calculado foi formalizado nas equações 3 e 4. Para determinação do número ótimo de lags foi usado o critério de Schwartz, que resultou em -13,331, o que indica o uso ótimo de apenas um lag. Foram necessárias 33 iterações para se atingir a convergência. Os resultados calculados para o VECM são apresentados nas tabela 2 e 3, a seguir:

Tabela 2: Primeira equação do modelo VECM

$$\Delta BDRX_t = \varphi + \sum_{i=1}^{p-1} a_{BDRX,i} \Delta DLF_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} b_{BDRX,i} \Delta BDRX_{t-i} + a_{BDRX} ECM_{BDRX,t-1} + \varepsilon_{BDRX,t}$$

	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-Z	Valor P
φ	-0.000523	0.000180	-2.907636	0.0036
$\Delta BDRX_{t-1}$	-0.057079	0.028653	-1.992102	0.0464
ΔDLF_{t-1}	0.010092	0.023088	0.437110	0.6620
$ECM_{BDRX,t-1}$	-1.05E-07	1.08E-07	-0.964509	0.3348

Fonte: Elaboração própria

Tabela 3: Segunda equação do modelo VECM

$$\Delta DLF_t = \vartheta + \sum_{i=1}^{p-1} a_{DLF,i} \Delta DLF_{t-i} + \sum_{i=1}^{p-1} b_{DLF,i} \Delta BDRX_{t-i} + a_{DLF} ECM_{DLF,t-1} + \varepsilon_{DLF,t}$$

	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-Z	Valor P
ϑ	0.000439	0.000177	2.477292	0.0132
$\Delta BDRX_{t-1}$	0.042235	0.013646	3.094977	0.0020
ΔDLF_{t-1}	-0.069348	0.022712	-3.053414	0.0023

Fonte: Elaboração própria

Ao analisarmos a tabela 2 vemos que o valor imediatamente passado do índice BDR ($\Delta BDRX_{t-1}$) ajuda a explicar o valor presente do índice, o que é o esperado para qualquer série financeira. Já o coeficiente de um *lag* do Dólar futuro (ΔDLF_{t-1}) não possui valor de coeficiente relevante que demonstra que este influencia o índice BDR presente ($\Delta BDRX_t$), portanto a hipótese inicial dos autores de que os contratos de Dólar futuro deveriam incorporar as informações do mercado de forma mais tempestiva que o índice BDR não encontrou sustentação no resultado do Modelo GARCH.

Porém, ao se analisar a tabela 3 podemos notar que, além do valor passado do Dólar futuro ajudar a explicar o valor presente do mesmo, que, como foi falado, é o natural, o valor do coeficiente gerado entre o índice BDR com um *lag* ($\Delta BDRX_{t-1}$) e o Dólar futuro no momento t (ΔDLF_t) possui tamanho relevante, quase tão grande quanto o valor entre o $\Delta BDRX_{t-1}$ e o $\Delta BDRX_t$. Isso demonstra que, enquanto toda a informação gerada no período anterior já foi totalmente incorporada ao BDRX, esta mesma informação ainda não foi integralmente absorvida pelo DLF, logo demonstrando uma menor velocidade de incorporação do último.

Os resultados obtidos para a equação da variância são dispostos a seguir na tabela 4. Todas as variáveis foram estatisticamente significativas. A evidência

encontrada indica existência de efeito bidirecional de transbordamento (*spillover*) da volatilidade entre o DLF e BDRX, assim como há indício de dependência temporal na volatilidade, sendo a volatilidade presente explicada parcialmente pela volatilidade passada, assim como aconteceu na tabela anterior.

Tabela 4: Equação da Variância

$$\text{GARCH} = M + A1 \cdot \text{RESID}(-1) \cdot \text{RESID}(-1) \cdot A1 + B1 \cdot \text{GARCH}(-1) \cdot B1$$

Coeficientes de Variância transformados				
	Coeficiente	Error Padrão	Estatística-z	Valor P
M(1,1)	7.59E-06	9.16E-07	8.285209	0.0000
M(1,2)	3.27E-06	4.64E-07	7.042356	0.0000
M(2,2)	2.53E-06	4.21E-07	6.008365	0.0000
A1(1,1)	0.548692	0.009706	56.53372	0.0000
A1(2,2)	0.332605	0.012453	26.70973	0.0000
B1(1,1)	0.840622	0.008544	98.38483	0.0000
B1(2,2)	0.933080	0.004960	188.1149	0.0000

Fonte: Elaboração própria

5. Conclusão

O presente estudo procurou analisar a correlação entre o índice de *Brazilian deposit receipt* (BDRX), presente na B3, e os valores dos contratos de Dólar futuro, no que tange o efeito lead-lag entre as séries. O efeito lead-lag é definido pelo fenômeno em que uma das séries estocásticas possui a capacidade de incorporar as ações dos agentes econômicos de forma mais tempestiva que a outra série, portanto recebe a referência de *lead*, que significa que esta lidera o movimento entre as duas séries. Já a série que possui menor capacidade de absorção de novas informações do mercado recebe a denominação de *lag*, visto que esta segue os movimentos da outra série, e portanto está um pouco atrasada em relação à primeira. Foram usados dados de cotações de fechamentos diários para ambas as séries, durante um período pouco maior de oito anos.

A hipótese inicial dos autores era de que os contratos de Dólar futuro iriam absorver as novas informações do mercado, de forma mais eficiente que o outro ativo financeiro analisado, porém, esta hipótese não encontrou suporte nos resultados do modelo GARCH-BEKK diagonal que foi adotado. Porém, de forma contrária ao que se havia presumido na hipótese inicial, os resultados obtidos na compilação dos dados, apontaram para uma relação de liderança do índice BDR diante do Dólar futuro.

Fica como sugestão dos autores para trabalhos futuros sobre o tema a análise de dados *intraday* dos ativos estudados aqui. Como mencionado ao final da introdução os dados com intervalos reduzidos dentro de um mesmo dia poderão dar abertura para uma análise mais minuciosa dos dados e a possibilidade de se analisar a oportunidade de arbitragem no movimento dos ativos. Outra sugestão pertinente para se ampliar os estudos no tema seriam a análise de ativos com propriedades semelhantes aos ativos aqui estudados, como por exemplo, ações do tipo ADR e o câmbio dólar/real.

Como ponto final desta conclusão, este trabalho apresentou grande possibilidade de aprendizagem acadêmica para o orientado, onde houve grande desenvolvimento do entendimento da relação de interação entre séries temporais estocásticas que estão dispostas no mercado de ativos financeiros. As equações de regressão e interpretação heterocedástica de séries temporais possuem papel importante no entendimento de como os agentes econômicos afetam e modelam o mercado de ativos financeiros e a evolução das mesmas ajuda cada vez mais os acadêmicos da área a obter as respostas para tal.

Referências Bibliográficas

ABDULLAH, Ahmad M., SAITI, Buerhan, MASIH, Mansur. **The impact of crude oil price on Islamic stock indices of South East Asian countries: Evidence from MGARCH-DCC and wavelet approaches.** Borsa Istanbul Review, 219-232. 2016.

AMARANTE, Adriano, CUNHA, Jefferson. **Dynamic interdependence and volatility transmission in the American stock markets during the attacks of September 11: a retrospective.** Revista Brasileira de Economia de Empresas, 7-18. 2017.

BOLLERSLEV, Tim. **A Conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return.** The Review of Economics and Statistics, 542-547. 1987.

BORGES, Diego L. **BDRs: o que são e quem pode investir neste tipo de papel.** 2011. Disponível em: <https://www.infomoney.com.br/mercados/noticia/2069143/bdrs-que-sao-quem-pode-investir-neste-tipo-papel>. Acesso em: 20 ago. 2018.

BROOKS, Chris, REW, Alistair, RITSON, Stuart. **A trading strategy based on the lead-lag relationship between the spot index and futures contract for the FTSE 100.** International Journal of Forecasting. 2001.

CURME, Chester, TUMMINELLO, Michele, MANTEGNA, Rosario N., STANLEY, H. Eugene, & KENETT, Dror Y. **Emergence of Statistically Validated Financial Intraday Lead-Lag Relationships.** Quantitative Finance. 2014.

ENGLE, Robert. **Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models.** Journal of Business & Economic Statistics, 339-350. 2000.

ENGLE, Robert F., KRONER, Kenneth F. **Multivariate Simultaneous Generalized ARCH.** Department of Economics, University of California, San Diego. 1995.

FAMA, Eugene F. **Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work.** Journal of Finance, 383-417. 1970.

GRANGER, Clive W. J. **Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods**. *Econometrica*, 424-438. 1969.

GREGORY, Allan W., HANSEN, Bruce E. **Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts**. Queen's Economics Department. 1996.

KONSTANTINOS, Tolikas. **The lead-lag relation between the stock and the bond markets**. *The European Journal of Finance*, 24:10, 849-866. DOI: 10.1080/1351847X.2017.1340320. 2018.

LAMONT, Owen A., THALER, Richard H. **The Law of One Price in Financial Markets**. *Journal of Economic Perspectives*, 191-202. 2003.

MARANHÃO, André N., OLIVEIRA, Wendy S. M. **Spillovers de volatilidades cambiais e efeito lead-lag no mercado acionário brasileiro**. *Revista Brasileira de Economia de Empresas*, 19-40. 2017.

MIRALLES-QUIROS, Maria D. M., MIRALLES-QUIROS, Jose L., GONÇALVES, Luis M. **Revisiting the size effect in the Bovespa**. *Revista de Administração de Empresas*, 317-329. 2017.

NETO, José C., MEDEIROS, Otávio R., QUEIROZ, Thiago B. **Governança Corporativa e Velocidade de Incorporação de Informações: Lead-Lag entre o IGC e o IbrX**. *Revista Brasileira de Finanças*, 149-172. 2012.

OLIVEIRA, Gustavo R., MEDEIROS, Otavio R. **Testando a Existência de Efeitos Lead-Lag entre os Mercados Acionários Norte-Americano e Brasileiro**. *Brazilian Business Review*, 1-21. 2009.

PATI, Pratap C., & RAJIB, Prabina. **Intraday Return Dynamics and Volatility Spillovers Between NSE S&P CNX Nifty Stock Index and Index Futures**. *Applied Economics Letters*, 1–8. 2010.

REIS, Tiago. **BDR: Uma Forma Simples De Investir No Exterior**. 2017. Disponível em: <https://www.sunoresearch.com.br/artigos/bdr-uma-forma-simples-de-investir-no-externo/?campaignid=815625083&adgroupid=42177296796&adid=193197186950&gclid=Cj0KCQjwnNvaBRCmARIsAOfZq->

3z2TkZyVTB5gVjIjXY7BTKiQojTyBBbGWoFctkdgkQomIE_9b-aZwaAoXKEALw_wcB. Acesso em: 20 ago. 2018.

SAITI, Buerhan. **The Lead-Lag Relationship among East Asian Economies: A Wavelet Analysis**. International Business Research, 57-68. 2017.

TERASVIRTA, Timo. **Two Stylized Facts and the GARCH (1, 1) Modal**. Stocholm School of Economics Working Paper Series in Economics and Finance. 1996.

XU, Hai-Chuan, ZHOU, Wei-Xing, SORNETTE, Didier. **Time-dependent lead-lag relationship between the onshore and offshore Renminbi exchange rates**. Journal of International Financial Markets, institutions & Money. 2018.

YUNJIE, Wei, QI, Wei, SHOUYANG, Shou, KEUNG, Lai Kin. **A Hybrid Approach for Studying the Lead-Lag Relationships Between China's Onshore and Offshore Exchange Rates Considering the Impact of Extreme Events**. Journal of Systems Science and Complexity. 2017.