

SPILLOVER DE VOLATILIDADE ENTRE AS ESTRUTURAS A TERMO DA TAXA DE JUROS: O CASO BRASIL - ESTADOS UNIDOS

Área 5: Economia Internacional

Igor Bastos Cavaca ¹- Mestrando do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina - PPGECO/UFSC

Roberto Meurer ²- Professor do Departamento de Economia e Relações Internacionais da Universidade Federal de Santa Catarina–UFSC

Resumo: A partir da crise financeira de 2008, tornou-se claro que a política monetária conduzida pelos mais influentes bancos centrais pode ter efeitos colaterais em outros países, sendo que a política monetária dos Estados Unidos desempenha um papel na determinação das condições financeiras mundiais. Pesquisas recentes demonstraram que as economias de mercados emergentes são vulneráveis à pressão da política do Federal Reserve. Além disso, as autoridades monetárias desses países respondem sistematicamente a alterações na estrutura a termo da taxa de juros americana, indicando que os efeitos de política monetária internacional reduzem a independência da política monetária dessas nações. O presente trabalho avalia a ocorrência de *spillover* de volatilidade entre as estruturas a termo da taxa de juros brasileira e americana, no período entre 2004 e 2018. A avaliação empírica ocorreu por meio de dois modelos distintos de heterocedasticidade condicional: GARCH BEKK Bivariado e GARCH DCC Bivariado. Os resultados encontrados foram de que existe um *spillover* de volatilidade entre as estruturas a termo da taxa de juros brasileira e americana, com um maior impacto sobre as taxas de juros de curtíssimo e de mais longo prazo.

Palavras-chaves: *Spillover* de volatilidade, GARCH, Política Monetária, Mecanismos de Transmissão.

Classificação JEL: E50, C58, C22

Abstract: Since the 2008 financial crisis, it has become clear that monetary policy conducted by the most influential central banks may have side effects in other countries, with monetary policy in the United States playing a major role in determining global financial conditions. Recent research has shown that emerging market economies are vulnerable to pressure from the Federal Reserve policy. In addition, the monetary authorities of these countries respond systematically to changes in the term structure of the American interest rate, indicating that the effects of international monetary policy reduces the independence of the monetary policy of these nations. The present study evaluates the occurrence of volatility spillover between the Brazilian and American from the yield curves between 2004 and 2018. The empirical evaluation was carried out using two distinct conditional heteroscedasticity models: Bivariate BEKK GARCH and a Bivariate DCC GARCH. The results were that there is a spillover of volatility between the term structures of the Brazilian and American interest rates, with a greater impact on short and longer term interest rates.

Key-words: Volatility Spillover, GARCH, Monetary Policy, Transmission Mechanisms.

¹ Esse artigo foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior- CAPES (Código de Financiamento 001)

² Esse artigo foi realizado com o apoio do Conselho Nacional de Pesquisa Científica e Tecnológica - CNPq (Processo 311475/2018-3)

1 Introdução

A partir de meados do século XX ocorreu uma maior integração financeira, econômica e comercial entre os países. Diante disso, nos últimos anos, tornou-se claro que a política monetária conduzida pelos mais influentes bancos centrais pode ter efeitos colaterais em outros países e que a integração financeira global torna a política monetária interna menos independente, mais suscetível a choques externos. Esses fatores fundamentam a busca por um entendimento do problema de *spillovers* financeiros e de seus impactos sobre a estrutura a termo da taxa de juros dos países participantes da economia global.

Na realização de estudos e pesquisas na área de *spillover* financeiro, parte-se de um modelo teórico de economias abertas, tais como o Mundell-Fleming e os avanços posteriores ocorridos com a Nova Macroeconomia Aberta (REY, 2016). Esses modelos possuem em comum uma consequência teórica conhecida como “trilema econômico” ou “trindade impossível”. Como colocam Obstfeld e Taylor (2004), a hipótese do trilema pode ser entendida como uma impossibilidade de haver, ao mesmo tempo, uma taxa de câmbio fixa, total mobilidade de capital e independência da política monetária. Consequentemente, em um mundo financeiramente integrado, as taxas de câmbio fixas exportam a política monetária do país central para o emergente. No caso inverso, sob taxas de câmbio flutuante, é possível a independência da política monetária interna, mesmo sob a livre entrada do fluxo de capitais.

A literatura empírica nas últimas duas décadas aponta para o fato de que os bancos centrais de Economias Emergentes (EM) são suscetíveis a choques externos (CANOVA, 2005; MAĆKOWIAK, 2007; CHEN; GRIFFOLI; SAHAY, 2014). É preciso indagar em que medida as autoridades monetárias das EM respondem a essas condições externas, e quais canais de transmissão afetam a política do banco central. Além disso, se os bancos centrais das EM respondem consistentemente às condições externas quando tomam decisões de política monetária, então a suposta autonomia da política monetária desses países poderia, de fato, não existir. Como coloca Taylor (2013), o que se observa é que taxas de câmbio flutuantes não oferecem um amortecedor completo contra a transmissão de choques financeiros e monetários internacionais, de modo que as políticas monetárias realizadas por países estrangeiros impactam tanto a realização da política monetária interna, quanto as variáveis macroeconômicas de um país. Tal argumentação é reafirmada pelos resultados encontrados nos trabalhos de Miranda-Agrippino e Rey (2015), Passari e Rey (2015), Rey (2016). Esses explicitam que, sob taxa de câmbio flutuante, parece haver transbordamento significativo das taxas de juros determinadas por economias influentes no sistema financeiro internacional, em sua decisão pela política monetária interna, impactando tanto o ciclo financeiro global, quanto as condições macroeconômicas e financeiras de um outro país inserido na integração financeira mundial.

Um fator estrangeiro que poderia desempenhar um papel importante na determinação da política do banco central de uma EM é a política do Federal Reserve. Pesquisas recentes (BECKWORTH; CROWE, 2012; REY, 2016; TAYLOR, 2013) começaram a explorar o papel da política monetária do Federal Reserve como um fator importante na análise dos *spillovers* financeiros. Em essência, o que tais artigos buscam responder é, se quando controladas as outras condições macroeconômicas, os bancos centrais de outros países levam em conta e seguem a política monetária realizada pelo Federal Reserve (FED). O propósito deste trabalho foi dar continuidade a esta linha de pesquisa, analisando a existência de transbordamentos de volatilidade entre as taxas de juros da estrutura a termo da taxa de juros brasileira e americana, evidenciando os fluxos de ocorrência desses *spillovers*. Essa avaliação empírica ocorreu por meio de dois modelos distintos de heterocedasticidade condicional que permitem extrair esta resposta: o modelo GARCH BEKK Bivariado, que permite avaliar os fluxos de *spillover*

de volatilidade; e o modelo GARCH DCC Bivariado, que incorpora uma dinâmica temporal na análise permitindo avaliar o comportamento do transbordamento de política monetária ao longo do tempo.

Os resultados encontrados foram que de fato existe um *spillover* de volatilidade entre as estruturas a termo da taxa de juros brasileira e americana, com um maior impacto sobre as taxas de juros de curtíssimo e de mais longo prazo. A utilização dos dois métodos permitiu captar os fluxos de ocorrência desse transbordamento, e explicitou a dinâmica temporal presente no objeto de estudo.

Além desta introdução, o trabalho divide-se em mais quatro seções. Na segunda seção são discutidas as causas e argumentos teóricos para a ocorrência de *spillover* de políticas monetárias. Na terceira seção é descrita a metodologia utilizada na análise empírica, apresentando os dados utilizados e os métodos de estimação. Na quarta seção são apresentados os resultados da análise. Por fim, no quinto capítulo são apresentadas as considerações finais.

2 Transbordamento de Política Monetária

A ideia geral de transmissão de política monetária internacional existe desde os trabalhos pioneiros de Mundell (1963) e Fleming (1962). Sua análise, posteriormente ampliada por Dornbusch (1976), mostrou alguns canais pelos quais transbordamentos de choques monetários externos, podem ser transmitidos de um país a outro. Essa discussão foi renovada, principalmente, após a ocorrência da crise financeira de 2008, e suas repercussões nas economias ao redor do mundo. Ainda que já venha sendo discutida desde o final do século XX, foi a partir deste evento que ficou claro que políticas e choques externos podem ter efeitos, cada vez mais pertinentes e generalizados em um mundo altamente globalizado, mesmo sob a adoção, pela maior parte dos bancos centrais, de um regime de metas de inflação e taxa de câmbio flutuante (DIEBOLD; YILMAZ, 2012).

A literatura com relação ao *spillover* da política monetária internacional iniciou-se a partir de uma contribuição realizada por Calvo e Reinhart (2002). Partindo do modelo proposto por Mundell-Fleming-Dornbusch, na qual é evidenciada a hipótese da trindade impossível, em seu artigo *Fear of Floating*, os autores apresentam a ideia e a evidência de que muitos bancos centrais em economias emergentes, em regimes de taxa de câmbio flutuante, não permitem que suas moedas apreciem e depreciem como os mercados ditariam naturalmente. Em teoria, os regimes flutuantes devem permitir que as moedas sirvam de amortecedores nos mercados internos em sua relação com os mercados internacionais, nivelando, principalmente, os diferenciais das taxas de juros. No entanto, os autores mostram que tais países, mesmo sob a premissa de câmbio flutuante atuam no mercado, com o intuito de controlar esta variável.

Assim, a taxa de câmbio que era considerada totalmente flutuante, passa a ser entendida como uma “flutuação suja”. As autoridades monetárias buscam por meio de intervenções cambiais e ajustes na taxa de juros evitar uma alta volatilidade da taxa de câmbio, que pode impactar os agentes do mercado de forma severa, principalmente em países agroexportadores. Suas descobertas servem como um ponto de partida interessante, pois demonstram que as economias emergentes apresentam incongruência entre a manutenção de um regime de taxa de câmbio flexível com um gerenciamento sistemático desta mesma variável. Conclui-se que os choques externos, que por natureza deveriam afetar as taxas de câmbio, podem ter uma grande influência na política dos bancos centrais dos países emergentes.

Posteriormente, foram realizados esforços na tentativa de identificar, empiricamente, o fato de que os bancos centrais de economias emergentes são suscetíveis a choques externos, mesmo com a

flutuação da taxa de câmbio. Nesse sentido, o trabalho de Maćkowiak (2007) mostra que os choques externos são uma importante fonte de flutuações macroeconômicas nos mercados emergentes. Um outro estudo que busca avaliar a inter-relação entre os choques americanos e os países emergentes é o trabalho de Canova (2005). O autor explicita que os choques da política monetária dos EUA afetam as taxas de juros e a taxa de câmbio em um mercado emergente de forma direta. Com o nível de preços e a produção real de um mercado emergente sendo impactados mais do que o nível de preços e a produção real do próprio EUA, dada a ocorrência do choque na política monetária americana. Essas descobertas são consistentes com a ideia de que a política monetária americana de fato impacta na maior parte dos países ao redor do mundo (DEDOLA; RIVOLTA; STRACCA, 2017).

Dentre os estudos citados, pouca atenção foi dada à ideia de que o impacto sobre as taxas de juros de curto prazo dos países emergentes, decorrentes de um choque externo, poderiam representar uma grande parte do impacto dos choques como um todo. Esse entendimento foi analisado em Taylor (2007), no qual é explorada a possibilidade de que os bancos centrais de todo o mundo, sob regime de metas de inflação e taxa de câmbio flutuantes, possam levar em conta a tomada de decisão de outras autoridades monetárias, e as possíveis repercussões de tais decisões, no processo de sua própria decisão com relação à política monetária. Posteriormente, Taylor (2013) apresenta formalmente a ideia de que os *spillovers* de política monetária ocorrem, particularmente, devido a bruscas alterações de política monetária realizadas pelos países mais desenvolvidos. O autor, argumenta que essas bruscas alterações causam desequilíbrios monetários internacionais, que resultam em vários transbordamentos sobre a estrutura a termo da taxa de juros entre os países.

Edwards (2015) segue a metodologia proposta em Taylor (2013), e fornece uma análise da influência direta da política do Federal Reserve nos bancos centrais das economias emergentes. Avalia, até que ponto as ações do FED são transmitidas para as taxas de juros de curto prazo dos países analisados. A partir da estimação das regras aprimoradas de Taylor para o Chile, a Colômbia e o México, para o período entre 2000 e 2008, o autor descobre que há um repasse significativo da política dos Estados Unidos para as políticas realizadas pelas autoridades monetárias do Chile e da Colômbia. Os resultados indicam que há um “contágio político” significativo e que esses países tendem a “importar” as políticas monetárias realizadas pelo Fed. O autor justifica que o grau de independência da política monetária é menor decorrente do *Fear of Floating* enfrentado pelos bancos centrais desses países.

Uma outra justificativa para a ocorrência de *spillovers* nas economias emergentes é desenvolvida em Rey (2015), e posteriormente, aprofundadas por Miranda-Agrippino e Rey (2015), Passari e Rey (2015) e Rey (2016). Estes estudos apontam que a ocorrência de *spillovers* entre choques e decisões de política monetária americana são decorrentes da existência de um chamado “ciclo financeiro global”, no qual a política monetária dos EUA desempenha um papel determinante nas condições financeiras globais por meio dos fluxos de investimento em carteira. Esses estudos descobriram que, mesmo em economias avançadas, uma política monetária do FED levou a grande impacto sobre as políticas monetárias internacionais. Embora nesses estudos não tenham sido avaliados os impactos sobre países emergentes, Chen, Griffoli e Sahay (2014) analisa o canal de *Asset Purchasing*, mostrando um alto grau de transbordamento entre os choques externos e as economias emergentes, por meio da compra de ativos de capital por entidades estrangeiras.

Dentro da análise dos *spillovers* existe na literatura uma busca também pelo entendimento da relação entre as políticas monetárias externas e os transbordamentos de volatilidade ocorridos sobre a estrutura a termo da taxa de juros de outros países. Busca-se avaliar como determinada ação de política monetária pode impactar outros países. Nesse contexto, autores como Ehrmann e Fratzscher (2003),

Rigobon e Sack (2004) e Diebold e Yilmaz (2011) passaram a estudar o problema do *spillovers*, não só sobre as médias das estrutura a termo da taxa de juros, mas também sobre sua volatilidade.

Uma extensão a este tipo de análise é avaliar as reações do mercado de juros às notícias monetárias internas e às decisões de política monetária externa, apresentada por Ehrmann e Fratzscher (2003). Os autores investigaram como os mercados de juros dos EUA, da Alemanha e da zona do Euro reagem aos anúncios de política monetária realizadas pelo FED, pelo banco central alemão (Bundesbank) e pelo Banco Central Europeu (BCE). Os autores usaram uma modelagem de heterocedasticidade condicional exponencial bivariada (E-GARCH) para analisar o nível de interdependência entre os mercados de taxa de juros com relação às decisões de política monetária interna e externa e seus respectivos comunicados. Essa metodologia permitiu aos autores medir os efeitos de notícias e *spillover* sobre as médias condicionais e as variâncias condicionais da estrutura a termo da taxa de juros.

Os resultados apresentados por Ehrmann e Fratzscher (2003) sugerem que as taxas de juros respondem às políticas monetárias externas. No entanto, o impacto das notícias em relação às decisões de política monetária externa também existe, mas varia de acordo com os mercados. Os anúncios do FED afetam as curvas de rendimento da Alemanha e da área do Euro, enquanto o mercado das taxas de juro dos EUA raramente responde às decisões do BCE e do Bundesbank. Outro resultado importante é que apenas o mercado de juros alemão apresentou um aumento de volatilidade quando o Bundesbank divulgou o comunicado. Esse fato pode existir porque as estratégias e decisões de política monetária do FED e do BCE tornaram-se mais claras para os participantes do mercado ao longo do tempo, gerando menor volatilidade e menos incerteza nos dias em torno das decisões de política monetária.

Já no trabalho de Rigobon e Sack (2004), os autores estimaram a resposta dos preços de ativos financeiros às mudanças na política monetária. O estudo é realizado a partir do desenvolvimento de um novo estimador baseado na heterocedasticidade existente nos dados de alta frequência, e implementado por meio de duas abordagens alternativas: (i) regressão de variáveis instrumentais simples; e (ii) método de momentos generalizado. A pesquisa constatou que a resposta das taxas de juros do mercado e dos preços das ações às mudanças na política monetária pode ser identificada com base no aumento na variação dos choques de política monetária que ocorrem nos dias das reuniões do *Federal Open Market Committee* (FOMC) e de seu comunicado ao público. Os resultados encontrados indicaram que um aumento nas taxas de juros de curto prazo nos EUA resultou em uma queda nos preços das ações e em deslocamento ascendente na estrutura a termo da taxa de juros dos EUA e da Zona do Euro, com os vencimentos de longo prazo sendo impactados de forma mais amena.

Um trabalho recente na avaliação de *spillovers* financeiros que adota uma abordagem diferente é Diebold e Yilmaz (2011). Os autores propõem um índice para medir os *spillovers* de volatilidade total e direcional entre cinco mercados de ativos nas Américas: EUA, Argentina, Brasil, Chile e México. Os resultados encontrados indicam que tanto o retorno quanto os efeitos de volatilidade variam amplamente. Os *spillovers* de retorno, no entanto, tendem a evoluir gradualmente, enquanto os *spillovers* de volatilidade exibem picos de volatilidade que frequentemente correspondem a choques decorrente de eventos econômicos internacionais. Este método enfatiza a avaliação dos transbordamentos de volatilidade a partir da ocorrência de choques econômicos.

3 Metodologia

Modelos de volatilidade de séries temporais têm sido amplamente utilizados na literatura financeira desde a introdução dos modelos autorregressivos de heterocedasticidade condicional (ARCH) por Engle (1982), e posteriormente generalizados por Bollerslev (1986) com os modelos GARCH. Os modelos da família GARCH se tornaram ferramentas difundidas para a modelagem de volatilidade, uma vez que lidam com características específicas encontradas nos dados de séries temporais financeiras. Para avaliar a ocorrência de transbordamento de volatilidade entre a estrutura a termo da taxa de juros americana para a estrutura a termo da taxa de juros brasileira serão utilizados o modelo GARCH BEKK e o modelo GARCH DCC.

O primeiro modelo, proposto por Baba, Engle, Kraft, and Kroner (KRONER; NG, 1998), pode ser entendido como uma versão restrita da especificação que permitiu a generalização dos modelos GARCH para sua especificação multivariada (BOLLERSLEV; ENGLE; WOOLDRIDGE, 1988). Esse método permite avaliar a inter-relação entre as estruturas a termo da taxa de juros americana e brasileira e suas volatilidades, bem como os efeitos da influência da política monetária de um país sobre o outro. Além disso, esse modelo captura as características dos dados, tais como a não normalidade, a heterocedasticidade, o excesso de curtose e os *clusters* de volatilidade, imprescindíveis para um melhor ajuste dos dados.

O segundo modelo, proposto por Engle (2002), apresenta redução da dimensionalidade, permitindo computar as variâncias marginais e as covariâncias condicionais. A decisão por esse modelo ocorreu por ele capturar as características dos dados e incorporar um componente que permite modelar a correlação condicional variante no tempo. Esse novo componente permite determinar se a matriz de variância e covariância tem se tornado menos importante ao longo do tempo, isto é, se os *spillovers* de volatilidade estão se reduzido com o avanço temporal. Ao longo desta seção será discutida a base de dados utilizada, além da especificação dos métodos propostos para avaliação dos dois objetivos propostos.

3.1 Dados

A base de dados é composta de 12 séries temporais das taxas de juros presentes na estrutura a termo de juros brasileira e americana. Com relação às variáveis brasileiras, foram utilizadas as taxas de juros dos títulos de *swaps* DI x prefixados, como *proxy* para os Títulos Públicos Federais (TPFs) brasileiros. Para as taxas de juros americanas foram utilizados os títulos de maturidade constante do governo dos Estados Unidos. As taxas de juros utilizadas no trabalho são: (i) as taxas *swap* DI pré-fixadas com maturidade de um mês (BR1MO), três meses (BR3MO), um ano (BR1), três anos (BR3), cinco anos (BR5) e sete anos (BR7) para o Brasil; e (ii) as taxas de juros dos títulos de maturidade constante americanos (*Constant Maturity Treasury*) para os mesmos prazos, um mês (EUA1MO), três meses (EUA3MO), um ano (EUA1), três anos (EUA3), cinco anos (EUA5) e sete anos (EUA7).

A utilização dos *swaps* DI x Pré segue os trabalhos de Oliveira e Ramos (2011) e Ramos e Portugal (2016). A justificativa do uso dessas variáveis é que devido à baixa liquidez dos TPFs brasileiros podem ocorrer inconsistências no modelo econométrico com sua utilização. A base de dados é composta por 3.585 observações diárias para as 12 taxas elencadas. O período de análise compreende o período entre 02 de janeiro de 2004 e 28 de dezembro de 2018. Os dados para as taxas de juros brasileiras foram obtidas junto a BM&F Bovespa, e a base contendo as taxas de juros americanas foram obtidas junto ao *Federal Reserve Bank of St. Louis* (FRED). Na Figura 1 podem ser vistos o

Tabela 1 – Estatísticas Descritivas da Primeira Diferença de Taxas de Juros Seleccionadas

	BR1MO	EUA1MO	BR3	EUA3	BR7	EUA7
Nº Obs.	3584	3584	3584	3584	3584	3584
Média	-0,0027	0,0004	-0,0024	0,0000	-0,0025	-0,0004
Variância	0,0011	0,0049	0,0237	0,0028	0,0337	0,0036
D. Padrão	0,0328	0,0702	0,1540	0,0526	0,1837	0,0598
Assimetria	-0,1227	-0,6052	1,6027	-0,1578	0,9685	-0,0929
Curtose	22,8277	56,4526	25,6970	6,8196	15,2743	3,7971
Jarque-Bera	77.926***	476.690***	100.270***	6.971***	35.447***	2162***
$Q(24)^+$	4.201***	590***	90,81***	71,39***	134**	48,30***
$Q^2(24)^+$	48,52***	2.176***	981***	2.061***	1365***	1055***

*** nível de significância de 1%

+ Teste Ljung-Box para avaliação de correlação serial.

Fonte: Elaboração Própria

comportamento das variáveis analisadas ao longo do período de estudo. A execução da modelagem proposta será realizada mediante a primeira diferença das taxas de juros apresentadas.

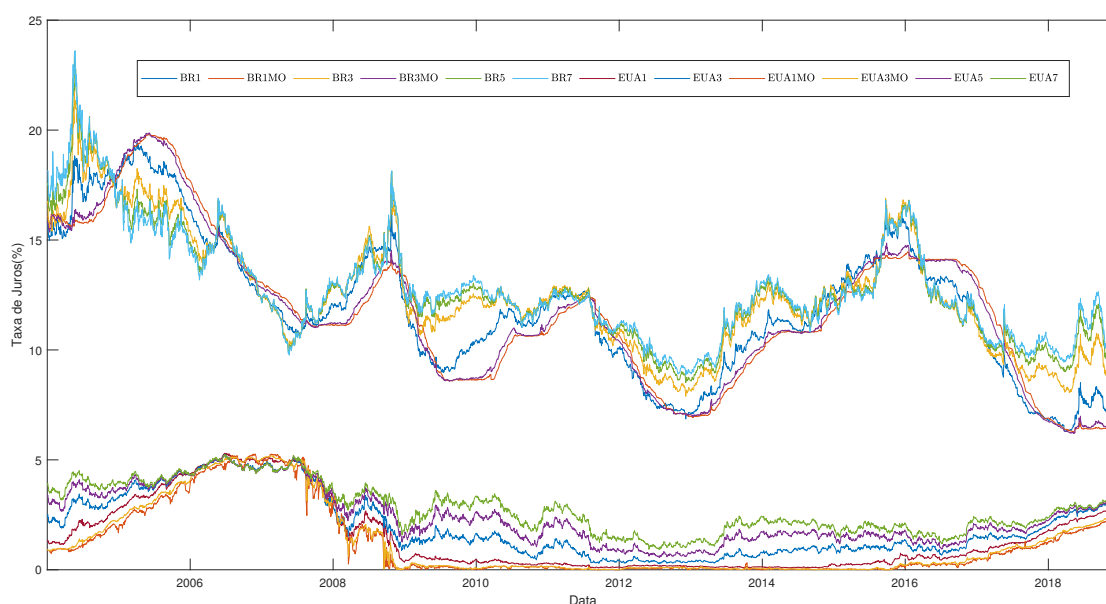


Figura 1 – Taxas de Juros em Nível

Fonte: BM&F Bovespa e FRED (2019)

A primeira diferença das taxas de juros brasileiras apresenta uma volatilidade acentuada quando comparada à primeira diferença das taxas de juros americanas. Além disso, é possível observar a ocorrência de *clusters* de volatilidade nas 12 séries avaliadas, com as séries de menor maturidade apresentando menor volatilidade. Na Tabela 1 estão expostas as estatísticas resumidas para as séries seleccionadas de taxas de juros em primeiras diferenças. Junto são apresentados os coeficientes obtidos do teste de normalidade de Jarque-Bera, que verifica se os dados têm assimetria e curtose de uma

distribuição normal, e o teste de Ljung-Box para avaliação da correlação serial nos dados diferenciados e nos dados diferenciados ao quadrado para verificar a existência de efeitos AR e ARCH. Os resultados indicam que os dados não seguem uma distribuição normal, com a hipótese nula do teste Jarque-Bera sendo rejeitada ao nível de significância de 1%. Os dados possuem um excesso de curtose, que se reduz com o aumento da maturidade. Em relação ao teste de Ljung-Box, foi encontrado uma autocorrelação serial tanto para a média quanto para a variância.

3.2 Modelos Econométricos

Nesta seção serão discutidos os dois modelos utilizados ao longo do trabalho: (i) GARCH BEKK Bivariado; e (ii) GARCH DCC Bivariado. Inicialmente é utilizado um procedimento em que é estimada uma equação ARMA para extrair a média condicional. Posteriormente os resíduos são utilizados na estimação das respectivas equações GARCH e extração da variância condicional.

Uma vez que um processo de retorno é mostrado como estacionário, um modelo ARMA (p, q) pode ser usado. Um termo autorregressivo é incluído para permitir a possibilidade de que os retornos de um dia para o outro possam ser correlacionados. O termo autorregressivo cria um processo de reversão à média. Um termo de média móvel é incluído para representar o processo como a soma de suas diferentes defasagens. A equação de primeira ordem é equipada com um termo autorregressivo e de média móvel, formulado na equação (1):

$$r_t = c + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^p \varphi_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}, \quad (1)$$

no qual c é uma constante, p é o termo autorregressivo, q é o termo da média móvel e ε_t é o termo de erro.

Presume-se que a combinação de uma média zero e uma variância condicional variável no tempo resulte em um processo normal condicional, essencialmente deixando para trás o mesmo termo de erro de uma regressão de mínimos quadrados ordinários. Depois de extrair a média condicional, o processo de erro é ruído branco, representado pela equação (2):

$$r_b t \sim IN(0, \sigma_t^2). \quad (2)$$

Como o conjunto de informações é inteiramente composto por valores observados, o erro é assumido como determinado. O termo de erro pode, assim, ser interpretado como o retorno inesperado ou choque de mercado. Os resíduos ARMA são então usados para estimar a variância condicional do termo de erro.

3.3 GARCH-BEKK

Do modelo ARMA formulado na equação (1) obtemos o termo de erro ε_t e a partir dele são formulados os respectivos modelos de heterocedasticidade condicional. Assim, ε_t é uma variável aleatória definida pela equação (3):

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2}(\theta) z_t, \quad (3)$$

no qual, H_t , é a matriz de covariância condicional de r_t , dado o conjunto de informações passadas, I_{t-1} , até o período $t - 1$. A matriz positiva definida $H_t^{1/2}$ é obtida a partir da decomposição de Cholesky de H_t e z_t é um vetor de erros *i.i.d* de tal forma que:

$$\begin{aligned} E(z_t) &= 0, \\ \text{Var}(z_t) &= I_N, \end{aligned} \quad (4)$$

com I_N representando uma matriz identidade de dimensão N .

Nesse modelo, é imposto que o determinante da matriz H_t seja positivo. Isso ocorre mediante o produto das matrizes C , A , B , e suas respectivas transposições, como pode ser visto na equação (5):

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{C}\mathbf{C}' + \sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K \mathbf{A}'_{kj} \varepsilon_{t-j} \varepsilon'_{t-j} \mathbf{A}_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K \mathbf{B}'_{kj} \mathbf{H}_{t-j} \mathbf{B}_{kj}, \quad (5)$$

em que A_{kj} , B_{kj} e C são matrizes de parâmetros com dimensões $N \times N$, e C é uma matriz triangular inferior. Para a garantia da estacionariedade, o modelo utiliza do produto de Kronecker, \otimes , entre as matrizes A e B , ou seja, cada elemento ij da primeira matriz multiplica todos os elementos da segunda matriz, resultando em uma matriz em bloco. O modelo é dito estacionário se, e somente se, os autovalores da equação (5) forem menores que o módulo da unidade:

$$\sum_{j=1}^q \sum_{k=1}^K \mathbf{A}_{kj} \otimes \mathbf{A}_{kj} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K \mathbf{B}_{kj} \otimes \mathbf{B}_{kj}. \quad (6)$$

A ordem K do modelo assegura sua generalidade, de modo a aumentar o número de parâmetros explicativos para melhor estimação da série. Entretanto, quando $K > 1$, surge o problema de identificabilidade. Esse problema implica que existe mais de uma parametrização que permite a estimação do modelo, solucionado em Engle e Kroner (1995).

Ressalta-se que, o modelo BEKK, mesmo apresentando um número menor de parâmetros em relação ao modelo VEC (BOLLERSLEV; ENGLE; WOOLDRIDGE, 1988), ainda possui uma grande parametrização, que é crescente com o aumento de N , da ordem de $(p + q)KN^2 + \frac{N(N+1)}{2}$.

No presente estudo, utiliza-se o modelo GARCH-BEKK em sua especificação (1,1). A equação de variância condicional pode ser vista na equação (7):

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B. \quad (7)$$

Por fim, assumindo que o termo de erro possui distribuição normal, o processo de estimação transcorre pela maximização da função log-verossimilhança explicitada na equação (8):

$$L(\theta) = \frac{n}{2} \ln(2\pi) + \ln |\Gamma| - \frac{1}{2} \ln |\mathbf{H}_t| - \frac{1}{2} \varepsilon'_t \mathbf{H}_t^{-1} \varepsilon_t. \quad (8)$$

3.4 GARCH-DCC

O modelo GARCH DCC é realizado por meio de alterações na matriz de correlação condicional, explicitada na equação (9):

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t, \quad (9)$$

no qual $\mathbf{D}_t = \text{diag} \left(\sigma_{11,t}^{1/2}, \dots, \sigma_{NN,t}^{1/2} \right)$, e $\sigma_{ii,t}$ é definido como um GARCH univariado especificado na equação (10):

$$\sigma_{n,t}^2 = \omega_n + \sum_{i=1}^q \alpha_{n,i} r_{n,t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_{n,j} \sigma_{n,t-j}^2, \quad n = 1, \dots, N. \quad (10)$$

A matriz de correlação condicional, \mathbf{R}_t é dada pela equação (11):

$$\mathbf{R}_t = \text{diag}(\mathbf{Q}_t)^{-1/2} \mathbf{Q}_t \text{diag}(\mathbf{Q}_t)^{-1/2}, \quad (11)$$

que é simétrica e positiva definida, com todos os elementos fora da diagonal principal menores que um em módulo. \mathbf{Q}_t é definido pela equação (12):

$$\mathbf{Q}_t = \left(1 - \sum_{i=1}^P a_i - \sum_{j=1}^Q b_j \right) \bar{\mathbf{Q}} + \sum_{i=1}^P a_i \xi_{t-i} \xi'_{t-i} + \sum_{j=1}^Q b_j \mathbf{Q}_{t-j}, \quad (12)$$

no qual $\mu_t = \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{y}_t$. Por fim, a estacionariedade do modelo é garantida com as restrições de que $a, b > 0$ e $a + b < 1$. Utilizaremos de um DCC(1,1), explicitado pela equação (13):

$$\mathbf{Q}_t = (1 - a - b) \mathbf{R} + a \boldsymbol{\xi}_{t-1} \boldsymbol{\xi}'_{t-1} + b \mathbf{Q}_{t-1}. \quad (13)$$

Vale lembrar que o modelo GARCH-DCC apresenta um número de parâmetros a se estimar reduzido em relação ao modelo BEKK, dado por $3N + 2$. O processo de estimação transcorre pela maximização da função de verossimilhança expressa pela equação (14):

$$L(\boldsymbol{\theta}) = \prod_{t=1}^T \left[\prod_{i=1}^m h_{ii,t}^{-1/2} \right] |\mathbf{R}_t|^{-1/2} p_{\epsilon_t} \left((\mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t)^{-1/2} \mathbf{y}_t \right). \quad (14)$$

4 Resultados

Nesta seção são apresentados os resultados para a metodologia proposta. Serão discutidos os resultados obtidos pela modelagem GARCH BEKK e GARCH DCC em subseções separadas. Inicialmente serão discutidos o processo de estimação da equação da média, explicitando seus resultados e características, para posteriormente discutir o processo de ajuste dos erros pelos modelos de heterocedasticidade condicional. Inicialmente, foi realizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para cada série analisada, a fim de garantir a estacionariedade dos dados. Da Tabela 2 temos que todas as séries em primeira diferença se mostraram estacionárias, o que possibilita a utilização dos métodos propostos.

Tabela 2 – Resultados do Teste Dickey-Fuller Aumentado

	1MO	3MO	1Y	3Y	5Y	7Y
EUA	-7.88***	-8.27***	-11.88***	-12.96***	-13.43***	-14.05***
BR	-18.15***	-15.82***	-13.52***	-14.15***	-14.24***	-14.37***

*** nível de significância de 1%

Fonte: Elaboração Própria (2019)

4.1 GARCH BEKK

O processo de estimação do modelo GARCH BEKK ocorreu em duas etapas: primeiro, a estimação do modelo ARMA(1,1); e segundo, a estimação do modelo GARCH BEKK(1,1). Na primeira etapa foram ajustadas as equações representativas da média para as 12 taxas de juros avaliadas. Dessa estimação foram obtidos os resíduos, e estimadas as equações para heterocedasticidade condicional presente nos dados, GARCH BEKK(1,1). Foi empregado o critério de informação de Schwarz (SIC) para seleção da defasagem ótima.

Tabela 3 – Modelo ARMA(1,1)

		1MO	3MO	1Y	3Y	5Y	7Y
BR	c	0.000	0.000	-0.003	-0.002	0.000	-0.002
	φ_1	0.992***	0.993***	-0.143***	0.325**	0.894***	0.256***
	θ_1	-0.930***	-0.957***	0.052	-0.369***	-0.890***	-0.336***
EUA	c	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	φ_1	-0.085***	-0.089***	-0.666**	0.408***	0.454***	0.512***
	θ_1	0.245***	0.241***	0.661**	-0.465***	-0.505***	-0.552***

*** nível de significância de 1% ** nível de significância de 5%

Fonte: Elaboração Própria (2019)

Os parâmetros c , φ_1 e θ_1 são os coeficientes do intercepto, componente autorregressivo com um lag, e média móvel com uma defasagem, respectivamente. Os coeficientes φ_1 e θ_1 são estatisticamente significativos ao nível de 5% em todas as séries com exceção da primeira diferença da taxa de juros americana de um ano (EUA1Y), exposto na Tabela 3.

Na Tabela 4 estão expostos os coeficientes estimados para a equação de variância e covariância, e sua significância estatística. Como pode ser visto, apenas a taxa de juros de maturidade longa, sete anos (7Y), se mostrou estatisticamente significantes, ao nível de 1%, em todos os parâmetros. O mesmo não ocorre com as outras taxas de juros avaliadas. Porém, os resultados empíricos evidenciam efeitos ARCH e GARCH univariados em todas as séries avaliadas, representado pelos coeficientes A_{11} , A_{22} , B_{11} e B_{22} , e a presença de efeitos ARCH e GARCH conjunto em algumas das relações avaliadas, representado pelos coeficientes A_{21} , A_{12} , B_{21} e B_{12} .

A partir da análise das relações entre as taxas de juros com maturidade de um mês (1MO) e de sete anos (7Y) é possível observar a ocorrência de *spillover* de volatilidade, tanto decorrente de choques ocorridos no período anterior, coeficientes A_{21} e A_{12} , quanto da volatilidade do período anterior, B_{21} e B_{12} . No resultado da estimação obtida para a maturidade de um mês (1MO) é possível observar que de fato existe uma relação entre choques de volatilidade ocorridos no período anterior na taxa de juros americana, impactando a taxa de juros brasileira no período corrente, representado pelo coeficiente A_{21} . Esses coeficientes se mostraram positivos, o que implica que um aumento da volatilidade das taxas de juros dos EUA, se relaciona a um aumento de volatilidade na taxa de juros brasileira de mesma maturidade. Essa mesma análise pode ser realizada para a relação com maturidade de sete anos (7Y), no qual o coeficiente A_{21} também apresenta uma relação positiva, porém de menor intensidade.

Quando avaliamos o fluxo de transbordamento de volatilidade do Brasil para os EUA, dado pelo coeficiente A_{12} , encontramos valores estatisticamente diferentes de zero apenas para as taxas de

Tabela 4 – Modelo GARCH-BEKK(1,1)

	1MO	3MO	1Y	3Y	5Y	7Y
C_{11}	0.005***	0.013	0.019***	0.038***	-0.0378***	0.029***
C_{21}	-0.001	-0.004	-0.001	-0.004***	0.004***	-0.008***
C_{22}	0.003***	-0.002	0.001	0.011***	0.047***	0.008***
A_{11}	0.239	0.213*	0.372***	0.262***	0.058***	0.101***
A_{21}	0.065*	-0.015	0.111	-0.023	0.005	0.037***
A_{12}	-0.090	0.032	-0.001	0.004	-0.017***	-0.190***
A_{22}	0.300*	0.25	0.301*	0.129***	0.041***	0.078***
B_{11}	0.957*	0.921***	0.916***	0.909***	0.939***	0.947***
B_{21}	-0.012	-0.043	-0.066	0.109	-0.040***	-0.016***
B_{12}	0.015	0.047	0.003**	-0.002	0.001	0.071***
B_{22}	0.946***	0.921***	0.958***	0.954***	0.951***	0.954***

*** nível de significância de 1% ** nível de significância de 5% * nível de significância de 10%

Fonte: Elaboração Própria (2019)

longa maturidade, cinco anos (5Y) e sete anos (7Y). Foi encontrada uma relação negativa, isto é, um choque nas taxas de juros brasileiras que levem a um aumento de volatilidade no período passado, estão relacionados a uma redução de volatilidade nas taxas de juros americanas no período corrente. Isto pode estar relacionado aos frequentes episódios de incertezas políticas e econômicas vividas pelo Brasil no período de análise, que fazem com que exista um aumento de volatilidade nas taxas de juros brasileiras, sem uma contrapartida sobre as taxas de juros americanas.

Com relação aos coeficientes que relacionam a volatilidade passada com a volatilidade do período posterior, B_{21} e B_{12} , encontramos resultados estatisticamente significantes apenas para as taxas de longa maturidade, cinco anos (5Y) e sete anos (7Y). A diferença no entanto é que os coeficientes reportam valores negativos para o fluxo EUA-Brasil, e valores positivos para o fluxo Brasil-EUA. Esse coeficientes interagem entre si de modo que podem estar representando a ocorrência de um evento que afeta o mundo todo como uma convergência de taxas de juros entre os países.

Os resultados encontrados são indícios de que existe *spillover* de volatilidade entre a estrutura a termo da taxa de juros americana e brasileira de forma mais expressiva nas relações de curta e longa maturidade. Tais resultados respaldam a análise realizada por Maćkowiak (2007), Taylor (2013) e Rey (2016). A interpretação é que, a ocorrência de *spillovers* entre choques e decisões de política monetária americana, podem ser decorrentes da existência de um “ciclo financeiro global”, no qual a política monetária dos EUA desempenha um papel determinante nas condições financeiras globais por meio dos fluxos de investimento em carteira.

4.2 GARCH DCC

Na análise anterior, foram encontrados resultados que dão indícios da existência de *spillover* de volatilidade entre as taxas de juros da estrutura a termo da taxa de juros americanas e brasileiras. Com o Garch DCC será avaliado a ocorrência de *spillover* de volatilidade de política monetária incorporando uma dinâmica temporal.

Tabela 5 – Estimação GARCH DCC

	1MO	3MO	1Y	3Y	5Y	7Y
ARMA(1,1)						
[BR] μ	-0.121**	0.011	-0.001	-0.001	-0.002	-0.003
[BR]AR1	1.000***	0.995***	-0.888***	-0.557***	0.933***	-0.470**
[BR]MA1	-0.912	-0.962***	0.934***	0.611***	-0.922***	0.547***
[US] μ	0.001**	0.001	0.001**	0.001	0.001	0.000
[US]AR1	-0.452**	0.369**	0.208	0.456***	0.406**	0.473**
[US]MA1	0.479**	-0.479***	-0.282*	-0.496***	-0.444**	-0.507***
GARCH(1,1)						
[BR] ω	0.000	0.000	0.000**	0.001	0.001	0.001
[BR] α	0.250***	0.262***	0.209***	0.186***	0.191***	0.207**
[BR] β	0.749***	0.737***	0.790***	0.798***	0.804***	0.792***
[US] ω	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
[US] α	0.163***	0.151	0.051**	0.034***	0.030***	0.028***
[US] β	0.836***	0.848***	0.948***	0.965***	0.966***	0.968***
DCC (1,1)						
[DCC]a	0.005	0.006	0.020*	0.019***	0.020***	0.024***
[DCC]b	0.985***	0.954***	0.900***	0.971***	0.970***	0.963***
Log-Likelihood	15,342	15,745	12,347	8,516	7,644	7,271

*** nível de significância de 1% ** nível de significância de 5% * nível de significância de 10%

Fonte: Elaboração Própria (2019)

Os resultados da estimação do modelo GARCH DCC são expostos na Tabela 5. A tabela está dividida em três blocos: (i) o bloco ARMA (1,1) corresponde aos coeficientes da equação da média; (ii) o bloco GARCH (1,1) representa a variância condicional da primeira diferença das taxas de juros americanas e brasileiras, que são modelados por um modelo GARCH univariado; e (iii) o bloco DCC (1,1) caracteriza a análise GARCH bivariada, que representa a avaliação conjunta da heterocedasticidade condicional.

Os parâmetros μ , $AR1$ e $MA1$ são os coeficientes de intercepto, componente autorregressivo, e média móvel, respectivamente. Os coeficientes $AR1$ e $MA1$ são estatisticamente significativos ao nível de 5% em todas as séries com exceção da taxa de juros brasileira de um mês (BR1MO) e a taxa de juros americana de um ano (EUA1Y). Os coeficientes do modelo GARCH (1,1) univariado, que representam a estrutura ARCH e GARCH (α e β) são estatisticamente significativos, ao nível de 5%, para todas as séries analisadas, exceto na taxa de juros americana com maturidade de três meses (EUA3MO). Finalmente, a significância das estimativas do GARCH DCC mostra que a correlação condicional entre os dados das taxas de juros americanas e brasileiras são altamente dinâmicas, isto é, variam consideravelmente com a variação do tempo.

O efeito ARCH no modelo, expresso pelos coeficiente α na estrutura GARCH (1,1) e a na estrutura DCC (1,1), podem ser entendidos como o impacto de um choque ocorrido no período anterior, ε_{t-1} , sobre a volatilidade do período corrente, t . Já o efeito GARCH, coeficiente β na estrutura GARCH (1,1) e b na estrutura DCC (1,1), podem ser entendidos como o impacto da volatilidade do período anterior, H_{t-1} , no período corrente, H_t , que é a matriz de covariância condicional. Além disso, os coeficientes GARCH são elevados, apresentando valores entre 0,90 e 0,99 de um total de um, para

Tabela 6 – Estatística da Correlação Condicional

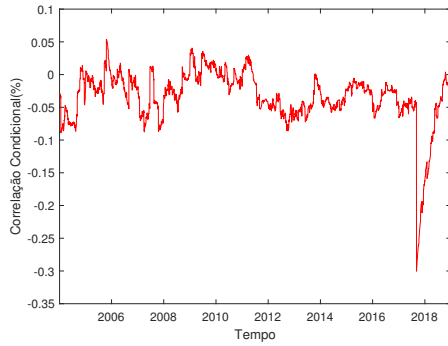
$\rho_{1,2}$	1MO	3MO	1Y	3Y	5Y	7Y
Máximo	0.054	0.071	0.196	0.369	0.469	0.503
Mínimo	-0.300	-0.113	-0.393	-0.452	-0.428	-0.427
Média	-0.034	-0.014	-0.004	0.040	0.058	0.057

Fonte: Elaboração Própria (2019)

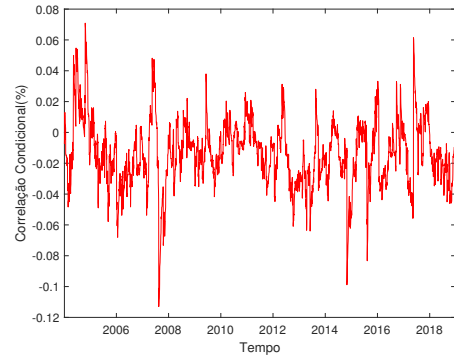
todas as séries analisadas, que é um indicativo de persistência significativa da volatilidade ao longo do tempo.

Cabe ressaltar, que para todas as estimativas do GARCH (1,1) univariado, $\alpha + \beta$ são menores que um, uma condição necessária para que a variância incondicional seja finita. A soma destes coeficientes também permite avaliar a persistência da volatilidade nessas séries: como as somas dos parâmetros estão próximas da unidade para todas taxas de juros, visto na Tabela 5, há evidências de forte persistência da volatilidade em todas as taxas de juros. A mesma análise pode ser realizada para os coeficientes a e b da estrutura do DCC (1,1), que evidencia a persistência da volatilidade na inter-relação entre as séries americanas e brasileiras. Isso sugere que o modelo ARMA-GARCH-DCC(1,1) mede adequadamente as correlações condicionais variantes no tempo, exibindo reversão à média ao longo de um nível constante e controle do alto grau de persistência na volatilidade condicional em todas as relações avaliadas.

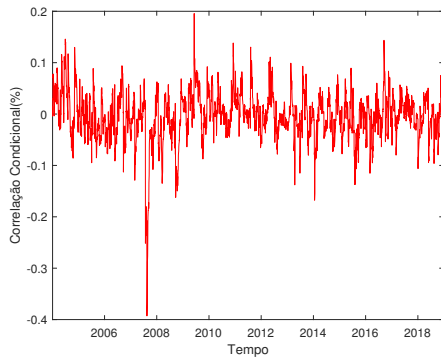
Na Tabela 6, são encontrados os valores máximos, mínimos e a média para o coeficiente de correlação dinâmica em cada período de tempo. Existe uma elevada variação da correlação condicional, com momentos tanto de *spillover* de volatilidade positivos, quanto de transbordamentos negativos. Para o par de séries de maturidades maiores que um ano, o *spillover* de volatilidade chega a atingir valores negativos maiores que 40%, o que implica que ocorreram situações em que mesmo com uma redução da volatilidade na estrutura a termo da taxa de juros americana, a volatilidade da estrutura a termo da taxa de juros brasileiras se manteve alta. Esta análise também pode ser efetuada a partir da Figura 2 que expõe o comportamento dos coeficientes de correlação dinâmica em relação às seis maturidades dos pares de taxas de juros avaliados. O que se observa é que a correlação condicional para maturidades maiores atinge valores mais altos que os valores encontrados para os pares de maturidade de um e três meses. No entanto, em todas as relações avaliadas os coeficientes de correlação condicional variam bastante em função do tempo.



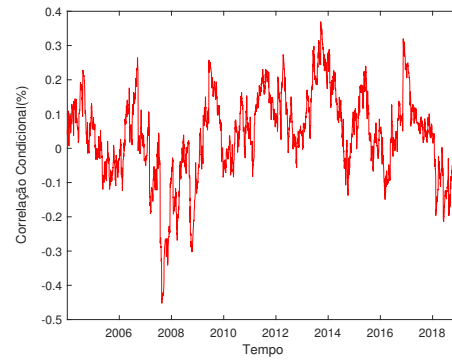
(a) Correlação Cond. das Taxas de Juros de Um Mês



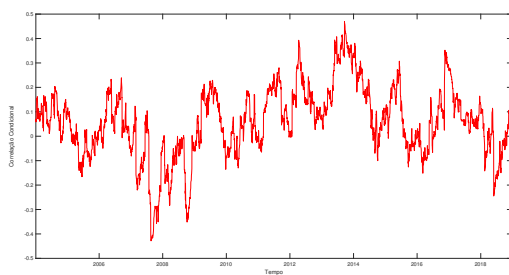
(b) Correlação Cond. das Taxas de Juros de Três Meses



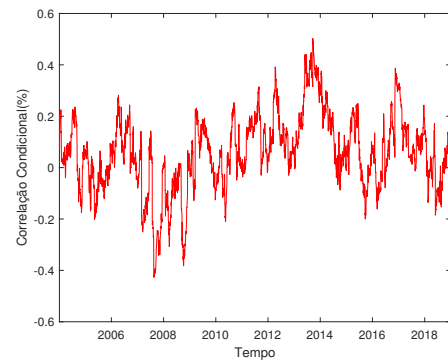
(c) Correlação Cond. das Taxas de Juros de Um Ano



(d) Correlação Cond. das Taxas de Juros de Três Anos



(e) Correlação Cond. das Taxas de Juros de Cinco Anos



(f) Correlação Cond. das Taxas de Juros de Sete Anos

Figura 2 – Correlação Condicional das Taxas de Juros

Fonte: Elaboração própria (2019)

5 Considerações Finais

À medida que o mundo se recupera da crise financeira global de 2008, a crescente interconexão e interdependência das economias modernas se tornam cada vez mais evidenciados. Na literatura esse fato é discutido de diversas maneiras tais como transbordamento de política monetária internacional, contágios financeiros e pela hipótese de um “ciclo financeiro global”. Pesquisas recentes mostraram que a maior parte dos países, mesmo os desenvolvidos, não podem isolar suas economias das condições externas, sendo particularmente impactados pela política monetária dos EUA (TAYLOR, 2013; OBST-FELD, 2015; REY, 2016). Esse fato é especialmente evidente para os mercados emergentes, uma vez que esses países frequentemente sofrem de incertezas com relação ao cenário político e econômico internos, o que os torna ainda mais vulneráveis a choques externos.

Neste trabalho buscou-se avaliar a ocorrência de *spillover* de volatilidade entre as estruturas a termo da taxa de juros brasileira e americana, no período entre 2004 e 2018. Os resultados obtidos a partir desta análise fornecem mais evidências da influência que a política monetária dos EUA tem na determinação das condições financeiras globais, desta vez em uma avaliação da volatilidade. Esta pode ser entendida como uma variável que permite captar o risco dentro das economias. O que se observou foi que existe *spillover* de volatilidade entre as taxas de juros americanas e brasileiras, com efeito crescente com o aumento das maturidades. Esta influência pode indicar uma perda de independência da política monetária pela autoridade monetária brasileira, e ainda evidencia a importância de se analisar a volatilidade de modo a captar possíveis riscos econômicos.

O trabalho confirma a argumentação de Rey (2015) de que, em um mundo altamente conectado financeiramente, as taxas de câmbio podem não mais servir como amortecedores eficientes e o chamado “trilema” de fato, tornar-se um “dilema” entre a política monetária independente e os fluxos livres de capital. Esses resultados são um começo encorajador, mas ainda há muita pesquisa a ser feita sobre a transmissão e subsequentes efeitos sobre a política monetária dos EUA em mercados emergentes. O trabalho expõe linhas possíveis de desenvolvimento futuro com relação ao estudo da volatilidade, seja por meio de métodos distintos aplicadas ao estudo da taxa de juros, seja por meio da avaliação da volatilidade nas outras variáveis macroeconômicas de um país, tais como câmbio e investimento estrangeiro.

Referências

- BECKWORTH, D.; CROWE, C. The great liquidity boom and the monetary superpower hypotheses. *Boom and Bust in banking: Causes and cures of the great recession*, Oakland California: The Independent Institute, p. 17–54, 2012.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 31, n. 3, p. 307–327, 1986.
- BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; WOOLDRIDGE, J. M. A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 96, n. 1,

p. 116–131, 1988.

CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, v. 117, n. 2, p. 379–408, 2002.

CANOVA, F. The transmission of us shocks to latin america. *Journal of Applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 20, n. 2, p. 229–251, 2005.

CHEN, J.; GRIFFOLI, T. M.; SAHAY, R. Spillovers from united states monetary policy on emerging markets; different this time? International Monetary Fund, 2014.

DEDOLA, L.; RIVOLTA, G.; STRACCA, L. If the fed sneezes, who catches a cold? *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 108, p. S23–S41, 2017.

DIEBOLD, F. X.; YILMAZ, K. Equity market spillovers in the americas. *Financial stability, monetary policy, and central banking*, Bank of Chile Central Banking Series Santiago, v. 15, p. 199–214, 2011.

DIEBOLD, F. X.; YILMAZ, K. Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, Elsevier, v. 28, n. 1, p. 57–66, 2012.

DORNBUSCH, R. Exchange rate expectations and monetary policy. *Journal of International Economics*, Elsevier, v. 6, n. 3, p. 231–244, 1976.

EDWARDS, S. Monetary policy independence under flexible exchange rates: an illusion? *The World Economy*, Wiley Online Library, v. 38, n. 5, p. 773–787, 2015.

EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M. Monetary policy announcements and money markets: A transatlantic perspective. *International Finance*, Wiley Online Library, v. 6, n. 3, p. 309–328, 2003.

ENGLE, R. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, v. 20, n. 3, p. 339–350, 2002.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 987–1007, 1982.

ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous generalized arch. *Econometric theory*, Cambridge University Press, v. 11, n. 1, p. 122–150, 1995.

FLEMING, J. M. Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *Staff Papers*, Springer, v. 9, n. 3, p. 369–380, 1962.

KRONER, K. F.; NG, V. K. Modeling asymmetric comovements of asset returns. *The review of financial studies*, Oxford University Press, v. 11, n. 4, p. 817–844, 1998.

MAĆKOWIAK, B. External shocks, us monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of monetary economics*, Elsevier, v. 54, n. 8, p. 2512–2520, 2007.

MIRANDA-AGRIPPINO, S.; REY, H. World asset markets and the global financial cycle. National Bureau of Economic Research, 2015.

- MUNDELL, R. A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science/Revue canadienne de économiques et science politique*, Cambridge University Press, v. 29, n. 4, p. 475–485, 1963.
- OBSTFELD, M. Trilemmas and trade-offs: living with financial globalisation. Bank for International Settlements, 2015.
- OBSTFELD, M.; TAYLOR, A. M. Global capital markets: integration, crisis, and growth. Cambridge University Press, 2004.
- OLIVEIRA, F. N. d.; RAMOS, L. d. O. Choques não antecipados de política monetária e a estrutura a termo das taxas de juros no brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), 2011.
- PASSARI, E.; REY, H. Financial flows and the international monetary system. *The Economic Journal*, Wiley Online Library, v. 125, n. 584, p. 675–698, 2015.
- RAMOS, P. L.; PORTUGAL, M. S. O poder da comunicação do banco central: avaliando o impacto sobre juros, bolsa, câmbio e expectativa de inflação. *Planejamento e Políticas Públicas*, n. 47, 2016.
- REY, H. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence. National Bureau of Economic Research, 2015.
- REY, H. International channels of transmission of monetary policy and the mundellian trilemma. *IMF Economic Review*, Springer, v. 64, n. 1, p. 6–35, 2016.
- RIGOBON, R.; SACK, B. The impact of monetary policy on asset prices. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, v. 51, n. 8, p. 1553–1575, 2004.
- TAYLOR, J. B. Globalization and monetary policy: Missions impossible. University of Chicago Press, p. 609–624, 2007.
- TAYLOR, J. B. International monetary coordination and the great deviation. *Journal of Policy Modeling*, Elsevier, v. 35, n. 3, p. 463–472, 2013.