

Os impactos da política monetária na taxa de câmbio no Brasil*

The Impacts of Monetary Policy on the Exchange Rate in Brazil

Luiz Carlos Araújo Junior e Ari Francisco Araújo Junior**

Resumo: O objetivo desse trabalho é analisar o efeito da política monetária sobre a taxa de câmbio, utilizando dados do Brasil, no período entre maio/2009 a setembro/2019. O método de identificação via heterocedasticidade foi implementado para tratar do problema de endogeneidade da política monetária. Para mensurar a relação do câmbio com os juros, risco país, índice de volatilidade, índice do dólar e intervenções do Banco Central foram utilizados os métodos MQO, MQ2E e MGM. Os resultados obtidos sinalizam que, no Brasil, elevações dos juros geram em média apreciação do Real, já o aumento do risco país, o aumento da volatilidade do mercado e o aumento do índice do dólar geram uma depreciação do real. Ainda foi evidenciado que as intervenções do Banco Central não foram estatisticamente significativas. Porém, não é possível concluir que não estamos sob um regime de dominância fiscal.

Palavras-chave: Taxa de câmbio. Política Monetária. Taxa de Juros.

Abstract: The objective of this work is to analyze the effect of a monetary policy on exchange rate, using data from Brazil, in the period between May / 2009 to September / 2019. The method of identification through heteroscedasticity was used to solve the problem of endogeneity of monetary policy. To measure the relationship between the exchange rate and interest rates, country risk, volatility index, dollar index and Brazilian Central Bank interventions, the MQO, MQ2E and MGM methods were used. The results obtained indicate that, in Brazil, increase in interest rates generates, on average, appreciation of the Real, whereas the increase in country risk, increase in market volatility and increase in the dollar index generate a depreciation of the Real. It was also shown that the Central Bank's interventions were not statistically significant. However, it is not possible to conclude that we are not under a fiscal dominance regime.

Keywords: Exchange Rate. Monetary Policy. Interest Rate.

JEL: F31. E52. E40.

* Submissão: 16/08/2020 | Aprovação: 11/04/2021 | DOI: 10.5380/re.v43i80.75882

** Respectivamente: (1) Mestrando em Economia Aplicada pelo PPGE/UFRGS | ORCID: 0000-0002-4825-198X | E-mail: luizcaj@outook.com | (2) Doutorando em Economia Aplicada pelo PPGOM/UFPel e Professor Assistente do Departamento de Economia do IbmeC Minas Gerais | ORCID: 0000-0003-4353-8532 | E-mail: arifaj@gmail.com



1. Introdução

Sabe-se que a relação comumente vista entre taxa de juros e taxa de câmbio é negativa, na qual um aumento dos juros leva a uma apreciação da moeda nacional. Entretanto, na literatura especializada não há um consenso sobre o assunto. Quando levamos em consideração um alto risco de default, pode ser que essa relação comumente vista, negativa, não seja a situação observada.

Segundo Fleming (1962), Mundell (1968) e Dornbusch (1976), a partir de suposições, como expectativas racionais, paridade do poder de compra e paridade descoberta da taxa de juros podemos obter uma moeda apreciada se houver um aumento na taxa de juros. Apesar das suposições utilizadas serem fortes, é possível alcançar esses resultados.

A relação positiva entre as taxas de juros e de câmbio é observada em um ambiente de dominância fiscal, como é apontado por Blanchard (2004). Nesse ambiente, a elevação dos juros é enxergada como o aumento da probabilidade de default do país, o que acaba gerando a depreciação da moeda.

Como foi apresentada por Zettelmeyer (2000), a forma como o problema da endogeneidade da política monetária é tratado pode ser a causa das duas evidências. Para resolver esse problema da endogeneidade é possível utilizar um modelo de estudo de eventos (*event study*) ou até mesmo vetores autorregressivos, como apontam Couto e Meurera (2017).

O objetivo deste trabalho é analisar os impactos da política monetária sobre a taxa de câmbio utilizando dados entre o período entre maio/2009 a setembro/2019. Para mensurar a relação entre as variáveis serão utilizados os métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), de Variáveis Instrumentais e dos Momentos Generalizados (MGM).

Para cumprir os objetivos propostos, será utilizado o método de identificação via heterocedasticidade com o propósito de tratar do problema da endogeneidade. Tal método foi desenvolvido por Rigobon (2003) e Rigobon e Sack (2004) e foi empregado nos trabalhos de Gonçalves e Guimarães (2011) e Couto e Meurera (2017). Ambos apresentaram resultados parecidos, encontraram uma relação positiva entre a variação da taxa de juros e a variação da taxa de câmbio. O presente trabalho realiza extensões em relação ao período analisado e

em questão de variáveis, com inclusão de *dummies* para as intervenções do Banco Central e variável índice do dólar (*Dollar Index*).

Além desta introdução, o trabalho está organizado em outras cinco seções. A segunda seção apresenta a revisão da literatura sobre os aspectos teóricos da política monetária e da taxa de câmbio. A terceira seção descreve a base de dados e desenvolve brevemente a metodologia utilizada. A quarta seção discute os resultados das estimações e a quinta seção apresenta as considerações finais.

2. Revisão da literatura

A moeda, ou oferta de moeda, foi definida por Mishkin (2000), como algo que seja aceito como pagamento de bens ou serviços ou pelo repagamento de dívidas. A moeda consegue impactar diretamente a todos os indivíduos em uma economia. Por esse motivo, ainda segundo o autor, políticos e executores da política econômica em todo o mundo estão apreensivos com a administração da moeda, a política monetária.

Mishkin (1995) aponta que a política monetária é uma ferramenta poderosa e algumas vezes pode apresentar resultados inesperados. Para conseguir algum resultado com a execução da mesma, é necessário compreender quais são seus impactos na economia e como é feita a transmissão. Segundo o mesmo e Banco Central do Brasil (1999), os principais mecanismos de transmissão da política monetária são: taxa de juros, taxa de câmbio, preço dos ativos, crédito e expectativas.

De acordo com Taylor (1995), a taxa de câmbio (sob regime de câmbio flutuante) é a variável chave no mecanismo de transmissão da política monetária. Isso ocorre devido à existência da grande mobilidade de capital financeiro ao redor do mundo. Assim, podemos dizer que existe uma relação entre as taxas de juros de dois países, pois com a redução da taxa de juros de curto prazo é possível que os indivíduos migrem com o seu capital, buscando uma maior rentabilidade para seus recursos.

No Brasil, a transmissão da política monetária via câmbio passou a ter maior importância após a adoção do regime de metas de inflação, em 1999. Com o sistema de metas de inflação, foi delegada aos dirigentes do Banco Central a responsabilidade de cumprimento dessas metas através da política monetária, como foi lembrado por Sicsú (2002). No entanto, para que o Banco Central alcance

as metas inflacionárias é necessário, segundo Barro e Gordon (1983), que a autoridade monetária tenha credibilidade junto aos agentes econômicos, para gerenciar as expectativas do mercado.

O impacto da variação dos juros nas variáveis macroeconômicas foi discutido por Mendonça (2001). Segundo o autor, uma contração monetária, equivalente a um aumento na taxa de juros, provoca a entrada de capital na economia, levando à apreciação da taxa de câmbio (valorização da moeda doméstica). Tal fato faria com que os produtos domésticos perdessem sua competitividade no cenário mundial e, assim, ocorresse redução na balança comercial e, conseqüentemente, uma redução na demanda agregada, amenizando a pressão inflacionária. E ainda, de acordo com Souza (2016), um aumento na taxa de juros faria com que o consumo no período presente seja menor, pois o consumo presente se tornaria mais caro e o consumo futuro se tornaria mais atraente. Uma redução no nível de investimento também seria notada, já que o custo do empréstimo é maior. Conseqüentemente, haveria uma redução na demanda agregada e uma redução da inflação.

Dúvidas sobre como a política monetária pode impactar a taxa de câmbio ainda persistem. Dornbusch (1976) e Frenkel e Musa (1984), apresentam a relação positiva entre câmbio e juros e seus pressupostos. Segundo os autores uma situação em que há uma redução dos juros faria com que o interesse pelos títulos diminua. E uma fuga de recursos, dada a mobilidade de capital, iria acabar ocorrendo. Com isso, a taxa de câmbio da economia acabaria se depreciando. Esse resultado é obtido através de um modelo no qual são consideradas as expectativas racionais, paridade descoberta da taxa de juros e paridade do poder de compra.

O artigo de Sargent e Wallace (1981) dá notoriedade para o conceito de dominância fiscal. O regime de dominância fiscal, segundo os autores e Souza (2016), é um regime o qual não há um grande controle da relação dívida pública e PIB, portanto, há possibilidade de déficit da autoridade fiscal. Para controlar esse déficit, em última instância, a autoridade monetária acaba tendo que emitir mais moeda, expansão da base monetária e, conseqüentemente, um maior nível de inflação seria observado.

No Brasil, Blanchard (2004) analisa a situação da economia entre o período de 2002 a 2003. O objetivo do autor é testar a relação entre a taxa de câmbio e taxa de juros em um ambiente de dominância fiscal e com alta probabilidade de um

governo de esquerda ser eleito. O autor concluiu que, nesse tipo de ambiente, a elevação dos juros impacta diretamente a probabilidade de default já que há o risco de a dívida não ser paga no futuro, pois a relação dívida pública e PIB não é controlada. Portanto, para os agentes externos, essa elevação da taxa de juros seria vista como um sinal para a retomada do capital do exterior para a sua origem, fuga do capital, o que levaria a depreciação da moeda. E assim temos a relação positiva entre juros e câmbio.

Identificar o impacto dos choques da política monetária na taxa de câmbio não é simples, como observado por Kohlscheen (2014). O problema é devido à possibilidade de a política monetária também reagir à taxa de câmbio, sendo o câmbio, como mostrado anteriormente, impactado pela política monetária. Esse é o problema da endogeneidade.

O artigo de Kohlscheen (2014) discute o impacto do choque na política monetária em países emergentes. O modelo usado pelo autor é conhecido como estudo de eventos. O período usado pelo autor é de 2003 a 2011 e, além de verificar o impacto dos juros no câmbio, o autor utiliza outras variáveis como a intervenção do Banco Central no mercado de câmbio. Os resultados encontrados pelo autor evidenciam a relação positiva entre juros e câmbio, já que o aumento na taxa de juros em 100 pontos base gera o impacto de 1% a 2,4% na taxa de câmbio, dependendo do país, ou seja, leva a depreciação da moeda local. As demais variáveis significativas apresentaram sinal coerente com o arcabouço teórico.

Gonçalves e Guimarães (2011) também apresentam um modelo onde há presença de dominância fiscal, mas utilizam metodologia diferente, aquela apresentada em Rigobon (2003) de identificação via heterocedasticidade para lidar com o problema da causalidade reversa. O período analisado pelos autores é o período entre 2000 a 2006. Os autores formularam a hipótese de que a relação entre a taxa de juros e a taxa de câmbio seria similar a uma curva de Laffer. Inicialmente o aumento dos juros aprecia o câmbio, porém mantido o crescimento dos juros, o risco de default, devido à relação dívida PIB não controlada, leva a uma depreciação do câmbio. Os autores concluem que um aumento inesperado dos juros em 100 pontos base levaria a uma depreciação da moeda local em 2%.

Couto e Meurera (2017), utilizam uma abordagem parecida a Gonçalves e Guimarães (2011), de identificação via heterocedasticidade. Porém os autores realizaram a estimação usando o MGM (Método Generalizado de Momentos) e o

período analisado é o de 2004 a 2016. Os resultados obtidos pelos autores sugerem que o aumento de 100 pontos base na taxa de juros leva a uma depreciação da moeda local em aproximadamente de 1,95%, muito próximo do valor obtido por Gonçalves e Guimarães (2011). Porém, o artigo também mostra que o índice EMBI + Br é significativo e que o aumento no EMBI leva a uma depreciação da moeda local, já que quanto maior o EMBI, maior será o risco em investir no país se compararmos com os Estados Unidos.

3. Base de dados e Metodologia

3.1 Apresentação dos dados

O período analisado foi de maio/2009 a setembro/2019 com dados diários. O início foi em maio de 2009, pois é o início das séries das intervenções. E a última observação da taxa referencial DI x Pré, disponível no sistema de séries do Bacen é de setembro de 2019. A amostra foi dividida em dois subgrupos, como feito nos trabalhos de Gonçalves e Guimarães (2011) e Couto e Meurera (2017). O primeiro subgrupo, subgrupo C, corresponde às datas nas quais ocorreram encontros do Comitê de Política Monetária (Copom) e o segundo subgrupo, subgrupo N, corresponde a datas sem encontro do Copom. A Tabela 1 apresenta a descrição das variáveis.

Como o resultado da decisão do Copom é divulgado na quarta-feira, as variáveis foram construídas da seguinte forma:

$$\Delta e_t = \log(e_{quinta}) - \log(e_{terça}) \quad (1)$$

$$\Delta i_t = \log(1 + i_{quinta}) - \log(1 + i_{terça}) \quad (2)$$

$$\Delta embi = \log(embi_{quinta}) - \log(embi_{terça}) \quad (3)$$

$$\Delta vix = \log(vix_{quinta}) - \log(vix_{terça}) \quad (4)$$

$$\Delta dxy = \log(dxy_{quinta}) - \log(dxy_{terça}) \quad (5)$$

$$\text{Int Pos} = ib_at_{quinta} + ib_av_{quinta} + ib_emp_{quinta} + ib_rec_{quinta} \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \text{Int Neg} = & ib_at_{quinta} + ib_av_{quinta} + ib_emp_{quinta} \\ & + ib_rec_{quinta} \end{aligned} \quad (7)$$

Nas equações de (1) a (5), Δe_t é a taxa de crescimento do câmbio, a série histórica do câmbio pode ser vista na Figura 1; Δi_t é a taxa de crescimento dos juros, a série histórica da DI pode ser vista na Figura 2; Δvix é a taxa de crescimento do índice de volatilidade; $\Delta embi$ é a taxa de crescimento do EMBI + BR; Δdxy é a taxa de crescimento do índice do dólar Norte-Americano.

Tabela 1 – Apresentação das variáveis

Variável	Descrição	Fonte
DI	Taxa referencial de swaps Di pré – Prazo de 360 dias	Bacen
e	Taxa de câmbio – Livre – Dólar americano (compra)	Bacen
Embi	EMBI + Br	IPEADATA
Dxy	Dollar Index	FRED
Vix	Volatility Index	CBOE
Ib_av	Intervenções líquidas do Banco Central no mercado à vista	Bacen
Ib_at	Intervenções líquidas do Banco Central – a termo	Bacen
Ib_emp	Intervenções líquidas do Banco Central – empréstimos em moeda estrangeira	Bacen
Ib_rec	Intervenções líquidas do Banco Central – linhas com recompra	Bacen

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Bacen é a abreviação de Banco Central do Brasil; FRED é a abreviação de Federal Reserve Bank Economic Data; CBOE é a abreviação de Chicago Board Options Exchange.

Nas equações (6) e (7) são apresentadas as *dummies* do modelo. As duas *dummies* representam a soma das intervenções feitas pelo Banco Central por meio dos quatro instrumentos listados na Tabela 1. A ideia por trás dessas duas equações é capturar o efeito das intervenções do Banco Central. Será observado apenas o valor das intervenções na quinta, já que o efeito de uma intervenção na terça apenas seria percebido se analisássemos a cotação na segunda. A *dummy* Int Pos receberá valor 1 quando à soma das intervenções, feitas na quinta-feira, for maior que 0. Ou seja, quando o Banco Central aumentar as suas reservas internacionais, fazendo com que a liquidez de dólares na economia reduza e, assim, o dólar se aprecie.

Caso a soma das intervenções for igual a 0, a *dummy* irá receber valor 0. Já a *dummy* Int Neg receberá valor 1 quando a soma das intervenções for menor que 0. A soma das intervenções ser menor que zero indica que o Banco Central está injetando liquidez na economia, o que faria com que o dólar se deprecie em relação ao real. A *dummy* receberá valor 0 quando a soma das intervenções for igual a zero.

Figura 1 – Série histórica do câmbio



Fonte: Elaboração própria.

A taxa DI utilizada é a taxa referencial de swaps DI x Pré com prazo de 360 dias, como feito por Gonçalves e Guimarães (2011). Segundo Hull (2009), swap é um contrato de troca de fluxo entre duas partes, no qual uma das partes irá receber a taxa DI e a outra parte irá receber uma taxa Pré. Tanto Gonçalves e Guimarães (2011) quanto Couto e Meurera (2017), consideram a taxa de juros que compreende um período de um ano a taxa mais adequada para essa abordagem. Apesar das taxas de curto prazo sofrerem influência direta das reuniões do Copom, essas taxas são menos informativas do que as taxas de maiores períodos. Já as taxas de períodos longos apresentam maiores ruídos.

A decisão de tomar a diferença dos logs das variáveis na quinta e na terça é devido à data de realização do Copom. Historicamente, as reuniões ocorrem na terça e quarta. Sendo o resultado divulgado na quarta. Portanto, na terça, temos a taxa DI sem o impacto da reunião e na quinta temos a taxa do DI com o resultado já divulgado. Decidimos pelo uso da taxa DI x Pré em detrimento da taxa Selic pois, ao utilizarmos a Selic, deveríamos capturar o fator surpresa, que seria obtido da diferença entre meta anunciada e expectativa do mercado. Porém como

apontado por Zettelmeyer (2000), o fator surpresa possui menor relevância em países onde o comitê de política monetária possui uma agenda pública. Outro fator que corrobora com a utilização da taxa DI x Pré é levantado por Gonçalves e Guimarães (2011) e Couto e Meurera (2017). Segundo os autores, a decisão de política monetária não afeta a taxa de câmbio. O que realmente afeta a taxa de câmbio é a variação na taxa de juros.

Figura 2 - Série histórica do DI



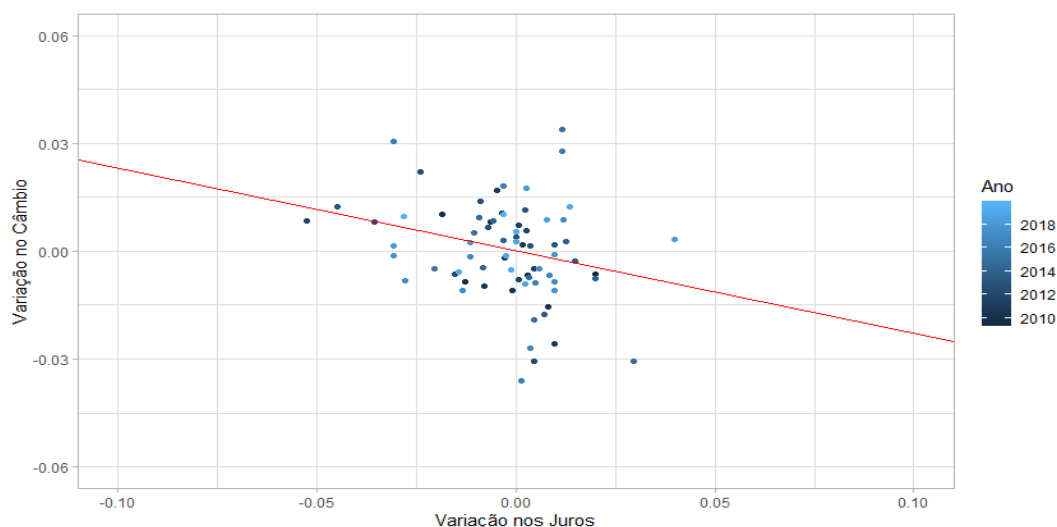
Fonte: Elaboração própria.

O EMBI + mede o desempenho de títulos de países considerados emergentes. É o índice de referência quando se trata de risco-país. O spread EMBI+ Br mostra a diferença entre a remuneração dos títulos da dívida brasileira (no caso) em relação aos títulos considerados livres de risco, os títulos da dívida americana. Em geral, quanto maior o EMBI+ maior o risco soberano. O índice de volatilidade (VIX) é uma medida da expectativa de volatilidade futura do mercado. Segundo Couto e Meurera (2017), o índice de volatilidade pode ser utilizado como uma medida de aversão ao risco, pois, em um ambiente de alta incerteza, por exemplo, a volatilidade será maior e é de se esperar que os agentes busquem uma moeda mais forte. O índice é calculado usando o preço de compra e venda de opções do mercado americano. Ambas as variáveis também foram utilizadas por Couto e Meurera (2017).

O índice do dólar (DXY) é uma *proxy* do câmbio nominal efetivo dos Estados Unidos. Em sua composição estão seis das principais moedas do mundo. Os pesos das moedas são os seguintes: euro (57,6%), iene (13,6%), libra esterlina

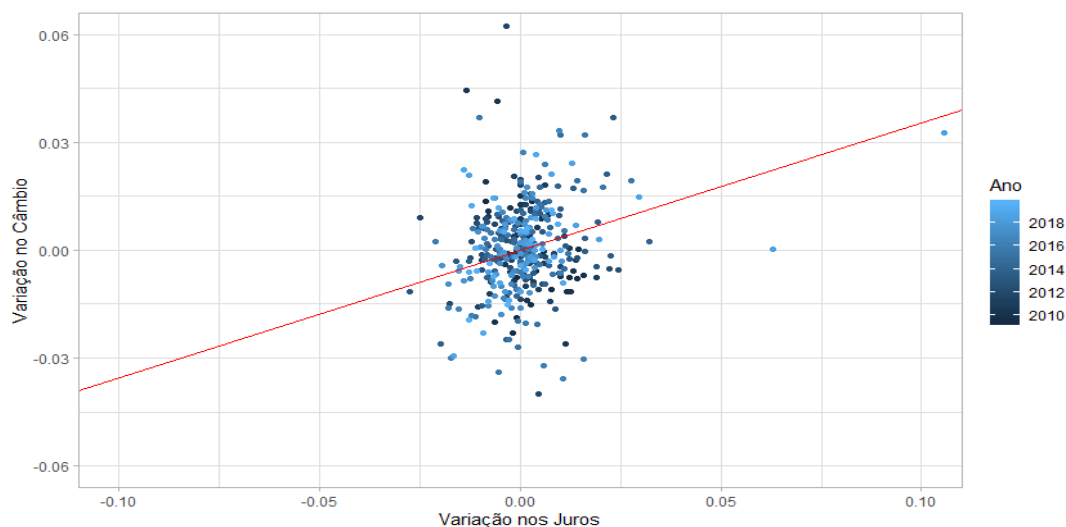
(11,9%) dólar canadense (9,1%), coroa sueca (4,2%) e franco suíço (3,6%). O aumento do índice é interpretado como uma maior procura da moeda americana em relação às demais moedas que compõem a cesta. O motivo da adição do índice do dólar é para verificar se o crescimento do índice pode influenciar o crescimento do câmbio, depreciação do Real.

Figura 3 – Δe x Δi , em datas com encontros do Copom



Fonte: Elaboração própria.

As variáveis de intervenção do Banco Central mostram o comportamento do banco ao decorrer dos anos. Como apontam Bastos e Fontes (2014), essas intervenções têm o objetivo de manter o câmbio em níveis considerados adequados ou evitar elevação de volatilidades, potencialmente prejudiciais à economia. O motivo da adição das intervenções é verificar se a taxa de crescimento do câmbio pode ser afetada pelas intervenções do Banco Central.

Figura 4 – Δe x Δi , em datas sem encontros do Copom

Fonte: Elaboração própria.

A Figura 3 apresenta a reta estimada por MQO entre a variação da taxa de câmbio e a variação na taxa de juros, em datas onde ocorreram reuniões do Copom; a Figura 4 apresenta a reta estimada também por MQO entre as variáveis em datas nas quais não ocorreram reuniões do Copom. Como podemos observar, há uma correlação positiva entre as variáveis em datas sem reuniões do Copom. Segundo Gonçalves e Guimarães (2011), essa correlação positiva pode refletir o efeito da taxa de câmbio na taxa de juros. E a Figura 5 é a representação gráfica do problema de equações simultâneas, como aponta Rigobon e Sack (2004).

3.2 Metodologia

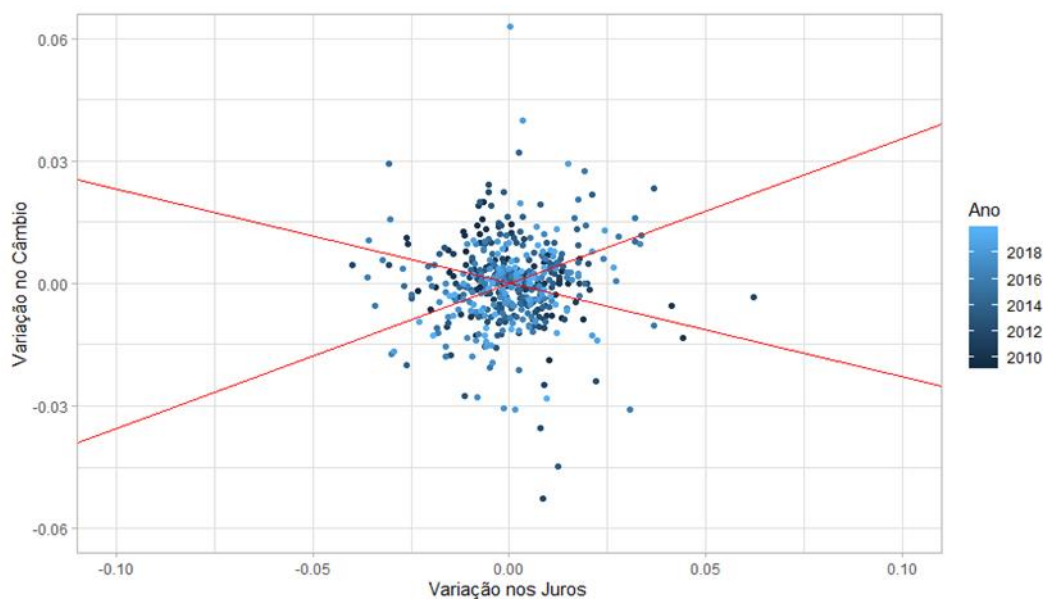
De acordo com Rigobon e Sack (2004), as principais dificuldades ao estimar o impacto da variação da taxa de juros na variação do câmbio são devido aos problemas de endogeneidade das variáveis por causalidade reversa e variáveis omitidas. Segundo os autores, o sistema de equações a seguir pode capturar essas características:

$$\Delta e_t = \alpha \Delta i_t + z_t + \eta_t \quad (8)$$

$$\Delta i_t = \beta \Delta e_t + \gamma z_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

em que z_t é uma variável omitida; η_t é o choque da taxa de câmbio; e ε_t é o choque da política monetária.

Figura 5 – Δe x Δi , em todas as semanas



Fonte: Elaboração própria.

Devido aos problemas citados acima, não seria possível estimar consistentemente as equações (8) e (9), segundo Rigobon e Sack (2004). Se usássemos o método de MQO para estimar a equação (8) o resultado obtido para o coeficiente estimado seria viesado, pois a variável independente, Δi_t , é correlacionada com o choque da taxa de câmbio, η_t , como é determinado por β . Ou seja, se $\beta \neq 0$ e $\sigma_\eta > 0$ teremos o viés devido à endogenidade. Além disso, podemos ter o viés de omissão das variáveis, dependendo do valor de γ , se alguma das variáveis z_t forem excluídas da especificação. O parâmetro estimado por MQO para a equação (8) seria dado por:

$$\hat{\alpha} = \alpha + (1 + \alpha\beta) \frac{\beta\sigma_\eta + (\beta + \gamma)\sigma_z}{\sigma_\varepsilon + \beta^2\sigma_\eta + (\beta + \gamma)^2\sigma_z}. \quad (10)$$

De acordo com os autores, é possível minimizar o viés do estimador usando a abordagem de estudo de eventos (*event-study*). Os pressupostos são:

$$\sigma_{\varepsilon} \gg \sigma_z$$

$$\sigma_{\varepsilon} \gg \sigma_{\eta},$$

nesse caso, teremos $\hat{\alpha} \cong \alpha$. Se a variância do choque da política monetária for infinitamente maior que a variância dos demais choques, ou seja, $\sigma_{\varepsilon}/\sigma_z \rightarrow \infty$ e $\sigma_{\varepsilon}/\sigma_{\eta} \rightarrow \infty$, o estimador MQO será consistente.

De acordo com Rigobon (2003), para resolver o problema da identificação (número de equações menor que o número de incógnitas), que leva a uma estimação viesada do coeficiente, é necessário adicionar restrições adicionais aos parâmetros. As restrições podem ser: restrição de exclusão, o que implica dizer que $\alpha = 0$, ou $\beta = 0$; restrições de sinais; restrições de longo prazo; e finalmente, restrições de covariância, como $(\sigma_{\eta}^2/\sigma_{\varepsilon}^2) = k$, em que k é uma constante.

Essas restrições demonstraram utilidade em várias aplicações, segundo os autores. No entanto, no contexto econômico essas restrições não são justificadas. Alternativamente, o problema da endogeneidade pode ser resolvido com uma técnica chamada de identificação via heterocedasticidade. É necessário identificar um período em que a variância do choque da política é maior que em outro período, mas as variâncias dos demais choques permaneçam inalteradas. Essas condições são parecidas com as condições da abordagem do estudo dos eventos. No entanto, não é necessário que a variância no choque da política seja infinitamente maior, apenas que seja relativamente maior.

Nesse trabalho, assim como também foi constatado em Couto e Meurera (2017), a variância do choque da política monetária, ε_t , foi maior em dias de reunião do Copom, como pode ser visto na Tabela 2 adiante. As variâncias dos demais choques serão consideradas constantes para aplicarmos a técnica de identificação via heterocedasticidade. Portanto, temos que:

$$\sigma_{\varepsilon}^C > \sigma_{\varepsilon}^N$$

$$\sigma_{\eta}^C = \sigma_{\eta}^N$$

$$\sigma_z^C = \sigma_z^N$$

Os sobrescritos C e N indicam respectivamente que as amostras pertencem a subgrupo C, dias de encontro do Copom, e subgrupo N, demais dias.

Resolvendo para a forma reduzida das equações (8) e (9), temos que:

$$\Delta i_t = \frac{1}{1 - \alpha\beta} [(\beta + \gamma)z_t + \beta\eta_t + \varepsilon_t] \quad (11)$$

$$\Delta e_t = \frac{1}{1 - \alpha\beta} [(1 + \alpha\gamma)z_t + \eta_t + \alpha\varepsilon_t] \quad (12)$$

Digamos que $\Delta h_t = [\Delta i_t, \Delta e_t]'$. Então a matriz de covariância para cada subgrupo será dada por: $\Omega_C = E[\Delta h_t \cdot \Delta h_t' \mid t \in C]$ e $\Omega_N = E[\Delta h_t \cdot \Delta h_t' \mid t \in N]$. Os resultados são:

$$\Omega_C = \frac{1}{(1 - \alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} (\beta + \gamma)^2 \sigma_z^C + \beta^2 \sigma_{\eta}^C + \sigma_{\varepsilon}^C & (\beta + \gamma)(1 + \alpha\gamma)\sigma_z^C + \beta\sigma_{\eta}^C + \alpha\sigma_{\varepsilon}^C \\ \cdot & (1 + \alpha\gamma)^2 \sigma_z^C + \sigma_{\eta}^C + \alpha^2 \sigma_{\varepsilon}^C \end{bmatrix}$$

$$\Omega_N = \frac{1}{(1 - \alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} (\beta + \gamma)^2 \sigma_z^N + \beta^2 \sigma_{\eta}^N + \sigma_{\varepsilon}^N & (\beta + \gamma)(1 + \alpha\gamma)\sigma_z^N + \beta\sigma_{\eta}^N + \alpha\sigma_{\varepsilon}^N \\ \cdot & (1 + \alpha\gamma)^2 \sigma_z^N + \sigma_{\eta}^N + \alpha^2 \sigma_{\varepsilon}^N \end{bmatrix}$$

Definindo $\Delta\Omega = \Omega_C - \Omega_N$, temos que:

$$\Delta\Omega = \frac{(\sigma_{\varepsilon}^C - \sigma_{\varepsilon}^N)}{(1 - \alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ \alpha & \alpha^2 \end{bmatrix} \quad (13)$$

Podemos identificar α de duas maneiras:

$$\alpha_{het} = \frac{\Delta\Omega_{12}}{\Delta\Omega_{11}} \quad (14)$$

As estimações em (14) e (15) têm em essência a mesma interpretação que o estimador de estudo de eventos. No presente trabalho, o evento que será analisado é a maior variação do choque da política monetária, ε_t , em dias de reunião do Copom. Devido a essa suposta maior variação, é possível verificar que as covariâncias de cada subgrupo serão diferentes. Então, segundo as hipóteses de Rigobon e Sack (2004), será possível utilizar a técnica de identificação. Entretanto, se a variação do choque da política monetária for infinitamente maior do que os demais choques os estimadores (14) e (15) convergiriam para os estimadores de estudo de evento. Porém, vale ressaltar, que a técnica de identificação utiliza hipóteses mais brandas para obter o mesmo resultado.

Rigobon e Sack (2004) definem as seguintes variáveis:¹

$$\Delta I \equiv \left[\frac{\Delta i'_C}{\sqrt{T_C}}, \frac{\Delta i'_N}{\sqrt{T_N}} \right]' \quad (16)$$

$$\Delta E \equiv \left[\frac{\Delta e'_C}{\sqrt{T_C}}, \frac{\Delta e'_N}{\sqrt{T_N}} \right]' \quad (17)$$

$$\omega_i \equiv \left[\frac{\Delta i'_C}{\sqrt{T_C}}, \frac{-\Delta i'_N}{\sqrt{T_N}} \right]' \quad (18)$$

$$\omega_e \equiv \left[\frac{\Delta e'_C}{\sqrt{T_C}}, \frac{-\Delta e'_N}{\sqrt{T_N}} \right]' \quad (19)$$

Nas equações acima, T_C e T_N são os tamanhos dos subgrupos C e N, respectivamente.

¹ Ao criar as variáveis, Rigobon e Sack (2004) consideraram o caso onde $T_C = T_N$. O caso geral seria controlar as variáveis pelo tamanho das amostras.

As variáveis ω_i e ω_e são os instrumentos sugeridos pelos autores. A validade desses instrumentos é devida, intuitivamente, à correlação existente entre ω_i e ΔI . A variância, em dias de reuniões, maior, implica em uma correlação positiva entre $(\Delta i'_C/\sqrt{T_C})$ e $(\Delta i'_C/\sqrt{T_C})$ e maior que a correlação entre $(\Delta i'_N/\sqrt{T_N})$ e $(-\Delta i'_N/\sqrt{T_N})$ que é negativa. Formalmente:

$$\text{plim} \frac{1}{T} \omega'_i \Delta I = \frac{1}{T_C} \Delta i'_C \cdot \Delta i_C - \frac{1}{T_N} \Delta i'_N \cdot \Delta i_N \quad (20)$$

$$= \frac{(\beta + \gamma)^2}{(1 - \alpha\beta)^2} \sigma_\varepsilon^c - \frac{(\beta + \gamma)^2}{(1 - \alpha\beta)^2} \sigma_\varepsilon^N > 0 \quad (21)$$

Temos que ω_i não será correlacionado com z e com η devido à correlação positiva e negativa com cada parte.² Ou seja:

$$\text{plim} \frac{1}{T} \omega'_i z = \frac{1}{T_C} \Delta i'_C \cdot z_C - \frac{1}{T_N} \Delta i'_N \cdot z_N \quad (22)$$

$$= \frac{\beta + \gamma}{1 - \alpha\beta} \sigma_z^c - \frac{\beta + \gamma}{1 - \alpha\beta} \sigma_z^N = 0 \quad (23)$$

$$\text{plim} \frac{1}{T} \omega'_i \eta = \frac{1}{T_C} \Delta i'_C \cdot \eta_C - \frac{1}{T_N} \Delta i'_N \cdot \eta_N \quad (24)$$

$$= \frac{\beta}{1 - \alpha\beta} \sigma_\eta^c - \frac{\beta}{1 - \alpha\beta} \sigma_\eta^N = 0 \quad (25)$$

Os coeficientes estimados usando os instrumentos são tal que:

$$\hat{\alpha}_{het}^i = (\omega'_i \Delta I)' (\omega'_i \Delta E) \quad (26)$$

² Rigobon e Sack (2004), demonstram que ω_e possui as mesmas propriedades que ω_i .

$$\hat{\alpha}_{het}^e = (\omega'_e \Delta I)' (\omega'_e \Delta E) \quad (27)$$

Os coeficientes podem ser escritos como:

$$\hat{\alpha}_{het}^i = \frac{\{\Delta i_C, -\Delta i_N\}' \{\Delta e_C, \Delta e_N\}}{\{\Delta i_C, -\Delta i_N\}' \{\Delta i_C, \Delta i_N\}} = \frac{Cov(\Delta i_C, \Delta e_C) - Cov(\Delta i_N, \Delta e_N)}{Var(\Delta i_C) - Var(\Delta i_N)}$$

$$\hat{\alpha}_{het}^e = \frac{\{\Delta e_C, -\Delta e_N\}' \{\Delta e_C, \Delta e_N\}}{\{\Delta e_C, -\Delta e_N\}' \{\Delta i_C, \Delta i_N\}} = \frac{Var(\Delta e_C) - Var(\Delta e_N)}{Cov(\Delta i_C, \Delta e_C) - Cov(\Delta i_N, \Delta e_N)}$$

Ainda segundo os autores, é equivalente a dizer que:

$$\hat{\alpha}_{het}^i = \frac{\Delta \Omega_{12}}{\Delta \Omega_{11}} \quad (28)$$

$$\hat{\alpha}_{het}^e = \frac{\Delta \Omega_{22}}{\Delta \Omega_{12}} \quad (29)$$

Note que o coeficiente estimado é o mesmo coeficiente obtido em (14) e (15), os quais são interpretados da mesma maneira que os estimadores de estudos de eventos. Assim, podemos concluir que os instrumentos são válidos.

3.3 Hipótese de identificação

O método de identificação via heterocedasticidade necessita de uma variância maior em um dos grupos onde há o choque da política, não sendo necessária uma variância relativa infinitamente maior que os demais choques. Portanto, o que temos que verificar é se:

$$Var(\Delta i_C) - Var(\Delta i_N) = \frac{\sigma_\varepsilon^C - \sigma_\varepsilon^N}{(1 - \alpha\beta)^2} > 0 \quad (30)$$

$$Var(\Delta e_C) - Var(\Delta e_N) = \alpha^2 \frac{\sigma_\varepsilon^C - \sigma_\varepsilon^N}{(1 - \alpha\beta)^2} > 0 \quad (31)$$

Segundo Gonçalves e Guimarães (2011), as variâncias de Δi e Δe devem aumentar quando houver reuniões do Copom. Mas espera-se uma maior variação de Δi em relação a Δe já que é esperada também que a variância de Δe seja maior que Δi . Para verificar a hipótese de igualdade entre as variâncias será utilizado o teste F, como feito pelos autores.

$$y_t = \beta_1 x_t + \epsilon_t, \quad (32)$$

O ferramental utilizado para a estimação da relação entre a taxa de câmbio da política monetária e demais variáveis foram os estimadores dos métodos MQO, MQ2E e do MGM. De acordo com Bueno (2012), além de ser uma forma mais geral de estimação, o método generalizado de momentos (MGM) também é uma maneira mais direta de entender os estimadores. A partir de um modelo básico, como apresentado na equação (32), e partindo de certas hipóteses sobre a variável explicativa, x_t , e o termo de erro, ϵ_t , é possível demonstrar utilizando as condições de momentos populacionais que os estimadores de MQO e de MQ2E são casos particulares do MGM.

4. Resultados

Esta seção irá apresentar as estatísticas descritivas das variáveis, apresentar os resultados para a hipótese de identificação e apresentar os resultados das estimativas usando os modelos econométricos citados acima.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas das variáveis

	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação	Mínimo	Máximo	N° obs.
Taxa de câmbio	2,36	0,83	31,13%	1,534	4,17	462
DI	10,29	2,56	25,25%	5,09	15,94	462
Dxy	110,68	11,30	10,21%	93,68	131,9	462
Embi	253,4	72,80	28,72%	138	549	462
Vix	604,8	383,31	63,38%	2	1430	462
Ib_av	47,93 ^a	177,27 ^a	369,87%	-580 ^a	1270 ^a	462
Ib_at	7,38 ^a	140,97 ^a	1911,04%	0	3004 ^a	462
Ib_emp	4,04 ^a	40,13 ^a	993,07%	0	704 ^a	462
Ib_rec	7,62 ^a	431,53 ^a	5662,31%	-3000 ^a	4380 ^a	462
Sem reunião do Copom						
Taxa de câmbio	2,66	0,83	31,06%	1,53	4,17	389
DI	10,16	2,57	25,29%	5,24	15,94	389
Com reunião do Copom						
	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação	Mínimo	Máximo	N° obs.
Taxa de câmbio	2,65	0,84	31,72%	1,57	4,13	73
DI	10,08	2,54	25,20%	5,09	15,44	73

Fonte: Elaboração própria.

Nota: ^a Valores em milhões de dólares. N° obs. é o número de observações.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas das variáveis utilizadas para a criação das variáveis e para a estimação dos parâmetros.

A Tabela 3 mostra o resultado do teste F, utilizado para verificar a hipótese de identificação, realizado na Amostra C, em datas nas quais ocorreram reuniões do Copom e na Amostra N, em datas em que não ocorreram reuniões do Copom. O *P-Value* mostra que H_0 é rejeitada para a variância de Δi . Ou seja, a hipótese de que as variâncias entre as duas amostras de Δi sejam iguais é rejeitada. Já para Δe , não é possível rejeitar H_0 . Portanto, as expectativas de Gonçalves e Guimarães (2011) estavam corretas em relação à variância das amostras. Uma vez que as diferenças entre as variâncias de Δi_C e Δi_N são significantes podemos utilizar o método de estimação via heterocedasticidade e não é necessário adotar a abordagem do estudo de eventos.

Tabela 3 – Teste F para as variâncias de Δi e Δe

	Amostra C	Amostra N	Diferença	Varição	P-Value
Var (Δi)	$2,5 \times 10^{-4}$	$1,5 \times 10^{-4}$	$9,8 \times 10^{-5}$	64,49 %	0,0033 ***
Var (Δe)	$1,8 \times 10^{-4}$	$1,7 \times 10^{-4}$	$6,6 \times 10^{-6}$	3,87 %	0,8014

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * significativa ao nível de 90% de confiança; ** significativa ao nível de 95% de confiança; e *** significativa ao nível de 99% de confiança.

No modelo, a variável dependente é descrita na equação 17 e o regressor na equação 16. Os instrumentos utilizados são dados pelas equações 18 e 19. Para estimar o modelo, foram usados os métodos de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), Variáveis Instrumentais (VI) e Métodos Generalizados de Momentos (MGM). Os resultados estão na Tabela 4.

O estimador por MQO apresenta um coeficiente com um p-valor muito alto, ou seja, o coeficiente da taxa de juros não é significativo estatisticamente, algo que já era esperado devido aos problemas de endogeneidade.

Os resultados obtidos pelo método de VI utilizando apenas um instrumento (ω_i), sugerem relação negativa e significativa entre câmbio e taxa de juros. Ou seja, um aumento na taxa de juros leva a uma apreciação do Real. O coeficiente estimado mostra que a taxa de câmbio se deprecia em 1,1%, aproximadamente, dado um aumento em 100 pontos base na taxa de juros. Esse resultado difere dos obtidos por Gonçalves e Guimarães (2011) e Couto e Meurera (2017). Os autores estimam que a depreciação seria de aproximadamente 1,11% e 1,53% respectivamente. Essa mudança no coeficiente pode ser explicada devido à alteração no comportamento da série histórica do câmbio.

Tabela 4 – Resultados das Estimativas para o Di

	MQO	VI - ω_i	VI - ω_i, ω_e	MGM - ω_i	MGM - ω_i, ω_e
DI	-0,0044 (0,919)	-1.089 (0.0000)***	-0.4747 (0.0002)***	-1.0850 (0.30527)	-0.4672 (0.0529)*
W.I.	-	30.52 (0.0000)***	40.05 (0.0000)***	-	-
Wu-Hausman	-	45.80 (0.0000)***	21.54 (0.0000)***	-	-
B-G	-	5.458 (0.9409)	5.458 (0.9409)	-	-
Teste J	-	-	-	-	1.2209 (0.2692)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: W.I. é o teste de instrumentos fracos (*weak instruments*). B-G é o teste de Breusch–Godfrey. Desvio padrão entre parênteses. * significativa ao nível de 90% de confiança; ** significativa ao nível de 95% de confiança; e *** significativa ao nível de 99% de confiança.

Segundo BCB (2015) e Ayres, Garcia, Guillen e Kehoe (2018), o Brasil passou por uma progressiva deterioração fiscal e enfrentou um cenário político desafiador o que acabou sucedendo a perda do grau de investimento pelas três principais agências de rating, a partir de 2015. No final de 2015 até o mês de agosto de 2016 o país passou por um período delicado, o impeachment da até então presidente do Brasil. Em 31 de agosto de 2015, Dilma Rousseff perde o cargo de presidente do país e seu vice, Michel Temer, assume o cargo. A série histórica do DI parece sofrer uma mudança após o impeachment.

Com o novo presidente no poder, a série do DI apresentou um comportamento diferente do observado até aquele momento. A Tabela 5 apresenta o resultado da regressão a qual explicamos o comportamento da série do DI com uma *dummy* para o impeachment³.

Tabela 5 – Resultado da estimativa DI vs. Impeachment

	Coefficiente	P-valor
Intercepto	11.057	0.000***
Impeachment	-3.031	0.000***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * significativa ao nível de 90% de confiança; ** significativa ao nível de 95% de confiança; e *** significativa ao nível de 99% de confiança.

³ Observações após o dia 31 de agosto de 2016 receberam valor 1

Podemos concluir a partir da Tabela 5 que a *dummy* para impeachment foi significativa ao nível de 5% de significância. Ou seja, a diferença do DI entre o período anterior ao impeachment e o período pós é de 3%, sendo a taxa DI 3% menor, em média, no período pós-impeachment. Ainda podemos dizer que a taxa DI média para o período anterior ao impeachment foi de 11.06% e para o período pós-impeachment foi de 8.03%. Mas seria o impeachment um evento suficientemente importante para trazer de volta a confiança do investidor externo, de modo a explicar essa relação positiva entre juros e câmbio?

Tabela 6 – Resultado da estimativa EMBI vs. Impeachment

	Coefficiente	P-valor
Intercepto	245.07	0.000***
Impeachment	26.67	0.000***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: * significativa ao nível de 90% de confiança; ** significativa ao nível de 95% de confiança; e *** significativa ao nível de 99% de confiança.

A Tabela 6 mostra o resultado da regressão do EMBI, que é considerado por Blanchard (2004) a medida padrão para o risco de default, contra o impeachment. Podemos concluir que, no período pós-impeachment, o spread EMBI foi, em média, 26.67 pontos maior do que no período anterior ao impeachment. Portanto, podemos dizer que apesar do impeachment ter impactado a condução da política monetária, não há evidências de que tal evento foi capaz de reduzir o risco de default.

Os resultados obtidos utilizando dois instrumentos (ω_i e ω_e) pelo método de VI, também apresentam coeficientes da variável DI significativos ao nível de 5% de significância. O coeficiente sugere que o aumento em 100 pontos base na taxa de juros provoca uma apreciação no real em 0,47%. Já os coeficientes obtidos utilizando o MGM com um e dois instrumentos não foram significativos ao nível de 5%.

Tabela 7 – Resultados das estimativas

	VI - ω_i	VI - ω_i, ω_e	MGM - ω_i	MGM - ω_i, ω_e
DI	-0.9928 (0.0000)***	-0.793 (0.0000)***	-0.9927 (0.2791)	-0.6787 (0.0043)**
Embi	0.0032 (0.0181)**	0.0030 (0.0081)**	0.0032 (0.0378)**	0.0029 (0.0082)**
Dxy	0.1040 (0.0000)***	0.1023 (0.0000)***	0.1040 (0.0000)***	0.1012 (0.0000)***
Vix	0.0002 (0.0179)**	0.0001 (0.0199)**	0.0002 (0.3668)	0.0001 (0.1376)
Int Neg	-0.0003 (0.2272)	-0.0002 (0.2798)	-0.0003 (0.4249)	-0.0002 (0.3486)
Int Pos	-0.0001 (0.6674)	0.0000 (0.7891)	-0.0001 (0.6961)	-0.0000 (0.8289)
W. I.	31.81 (0.0000)***	38.99 (0.0000)***	-	-
Wu-Hausman	51.12 (0.0000)***	63.301 (0.0000)***	-	-
B-G	10.184 (0.5998)	10.184 (0.5998)	-	-
Teste J	-	-	-	0.2222 (0.6374)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: W.I é o teste de instrumentos fracos (*weak instruments*). B-G é o teste de Breusch–Godfrey. Desvio padrão entre parênteses. * significativa ao nível de 90% de confiança; ** significativa ao nível de 95% de confiança; e *** significativa ao nível de 99% de confiança.

Vale notar que a Tabela 4 também apresenta os quatro testes realizados. O primeiro teste é o de instrumentos fracos. A hipótese nula do teste é de que todos os instrumentos são fracos. O p-valor do teste sugere, para as duas estimações, que o valor crítico da estatística está na área de rejeição. Ou seja, rejeita-se a hipótese de que todos os instrumentos possuem uma baixa correlação com o termo de erro. Já o segundo teste é o teste de Wu-Hausman. Em ambas as estimações a hipótese nula do teste foi rejeitada. Neste caso, concluímos que a taxa de juros possui correlação com o erro e precisa de instrumentos. E o terceiro teste (B-G) verifica a presença de autocorrelação serial. Nas duas estimações não foi possível rejeitar a hipótese nula do teste de que há ausência de correlação serial. E o último teste, teste J, é o teste de superidentificação. O P-valor do teste indica que não foi possível rejeitar H0. Ou seja, a condição de momento é estatisticamente igual a zero, os instrumentos não são correlacionados com os erros.

A Tabela 7 apresenta a regressão agora com a inclusão de mais regressores. Foi incluído o EMBI Br, medida do risco-país para captar o risco de default de uma economia, tal como sugere Thomas (2012). Outra variável adicionada foi o DXY que compara a movimentação do dólar em relação aos seus pares (Fernandes, 2013), o VIX que é um índice da volatilidade do mercado, que incorpora as expectativas do mercado global (ESPINOZA; SEGOVIANO, 2011). Por fim, as *dummies* para a intervenção do Banco Central no mercado de câmbio. As *dummies* com final “Neg” representam as intervenções do Banco Central associadas a períodos de saída de reservas e as *dummies* com final “Pos” representam as intervenções em que ocorre ganho de reservas.

Analisando a Tabela 7, é possível verificar que a taxa de juros, o EMBI, o DXY e o VIX são todas significativas ao nível de 5% de significância, quando observamos as estimativas pelo método VI. O coeficiente da variável EMBI nos mostra que o aumento na medida do risco-país, aumenta a taxa de câmbio, depreciando o real. O índice DXY também possui um coeficiente positivo, ou seja, quando há um aumento no índice em 1%, apreciação do dólar em relação às outras moedas da cesta, há uma depreciação do real em 0,10%. No caso do VIX, os resultados sugerem que o aumento na volatilidade do mercado provocaria uma leve depreciação do real. Já as *dummies* para a intervenção do Banco Central não foram significativas estatisticamente, possivelmente devido ao fato de que a série disponível no Banco Central contempla apenas as datas nas quais ocorrem a liquidação dos contratos e não o dia do leilão, como observado por Fernandes (2013). Já pelo método MGM, a estimativa usando apenas um instrumento, nos mostra que a taxa de juros, o Vix e as *dummies* para a intervenção, não são significativas. Já no MGM com dois instrumentos, temos que Vix, e as *dummies* não são significativas ao nível de 5% de significância.

Ainda na Tabela 7, é possível verificar que a variável Dxy juntamente com o Embi foi significativa em todos os modelos. No artigo de Couto e Meurera (2017), o Embi também é significativo em todos os modelos. Segundo os autores, a inclusão da variável Embi é importante, pois ela acaba por captar a percepção de risco dos agentes. Outra variável também utilizada pelos autores foi o índice de volatilidade, Vix. Em seus modelos, a variável não foi significativa. Como é possível ver na Tabela 7, a variável Vix foi significativa apenas quando estimamos usando o método de VI.

Por fim, os testes da Tabela 7 se mostram parecidos com os testes anteriores. O teste de instrumentos fracos sugere, para as duas estimações, que a hipótese de todos os instrumentos possuírem baixa correlação com o termo de erro deve ser rejeitada. O teste de Wu-Hausman, como anteriormente, rejeita a hipótese nula. O que indica presença de correlação entre taxa de juros e termo de erro. Pelo teste B-G, verificamos que a hipótese nula foi aceita. Sugerindo ausência de correlação serial. O P-valor do último teste indica que a hipótese de condição de momento populacional é estatisticamente igual a zero. Portanto, há uma relação de independência entre termo de erro e instrumentos.

5. Conclusão

O objetivo do presente artigo era discutir a relação da política monetária e a taxa de câmbio. Com a utilização do método adequado de identificação, o principal problema, endogeneidade, parece ter sido endereçado.

Foi utilizado o método de identificação via heterocedasticidade proposto por Rigobon (2003) e Rigobon e Sack (2004); o trabalho foi baseado também no artigo de Couto e Meurera (2017). Foram utilizados dados do período entre maio/2009 a setembro/2019, no total 462 observações diárias. Para realizar as estimações, foram utilizados os modelos VI e MGM. No total das estimações, é possível concluir que o risco país e o Dxy apresentam uma relação positiva com o câmbio. Já o Vix, utilizando o método VI, foi significativo e apresenta uma relação positiva próxima de zero. As *dummies* para intervenção não foram significativas em nenhum modelo.

Outro resultado a salientar, o mais importante, é a relação negativa entre câmbio e juros. A variação negativa gerada no câmbio a partir de uma variação nos juros não foi capturada em trabalhos anteriores. O resultado é o mesmo capturado em regimes onde não há presença de dominância fiscal, porém não é possível afirmar que o Brasil não está sob um regime de dominância fiscal, já que no Brasil, após o impeachment, foi constatado um maior risco de default.

Referências

AYRES, J., GARCIA, M., GUILLEN, D. & KEHOE, P. The monetary and fiscal history of Brazil, 1960-2016. *Centre for Macroeconomics Working Paper*, n. 1902, 2018.

- BCB (Banco Central do Brasil). *Relatório de Inflação*. Brasília, v. 1, n. 1, 1999.
- BCB (Banco Central do Brasil). *Relatório de Estabilidade Financeira*. Brasília, v. 14, n. 1, 2015.
- BARRO, R. J.; GORDON, D. B. Rules, discretion and reputation in a model of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 12, p. 101-121, 1983.
- BASTOS, E.; FONTES, P. Mercado de câmbio brasileiro, intervenções do banco central e controles de capitais de 1999 a 2012. *Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada Nota Técnica*, n. 1934, Rio de Janeiro, IPEA, 2014.
- BLANCHARD, O. Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. *NBER Working Paper Series*, n. 10389, 2004.
- BUENO, R. *Econometria de séries temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- COUTO, S.; MEURERA, R. Os impactos da política monetária na taxa de câmbio no Brasil: identificação via heterocedasticidade. *Revista de Economia Contemporânea*, v. 21, n. 2, p. 1-25, 2017.
- DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 6, p. 1161-1176, 1976.
- ESPINOZA, R.; SEGOVIANO, M. Probabilities of default and the market price of risk in a distressed economy. *IMF Working Paper WP/11/75*, 2011.
- FERNANDES, G. Intervenções no mercado de câmbio brasileiro: investigação empírica dos determinantes. *Itaú Unibanco Texto para Discussão*, n. 9, 2013.
- FLEMING, M. Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates. *International Monetary Fund*, v. 9, n. 3, p. 369-380, 1962.
- FRENKEL, J. A.; MUSSA, M. L. Asset markets, exchange rate and the balance of payments. *NBER Working Paper*, n. 1287, 1984.
- FURMAN, J.; STIGLITZ, J. Economic crises: evidence and insights from East Asia. *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 29, n. 2, p. 1-135, 1998.
- GONÇALVES, C. E.; GUIMARÃES, B. Monetary policy, default risk and the exchange rate. *Revista Brasileira de Economia*, v. 65, n. 1, p. 33-45, 2011.

HULL, J. *Fundamentos dos mercados futuros e de opções*. São Paulo: BM&FBovespa, 2009.

KOHLSCHEEN, E. The impact of monetary policy on the exchange rate: a high frequency exchange rate puzzle in emerging economies. *Journal of International Money and Finance*, v. 44, p. 69-96, 2014.

MENDONÇA, H. F. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. *Economia e Sociedade*, v. 16, n. 1, p. 65-81, 2001.

MISHKIN, F. S. Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 3-10, 1995.

MISHKIN, F. *The economics of money, banking, and financial*. New York: Pearson, 2000.

MUNDELL, R. A. *International economics*. New York: Macmillan, 1968.

RIGOBON, R. Identification through heteroskedasticity. *Review of Economics and Statistics*, v. 85, n. 4, p. 777-792, 2003.

RIGOBON, R.; SACK, B. The impact of monetary policy on asset prices. *Journal of Monetary Economics*, v. 51, n. 8, p. 1553-1575, 2004.

SARGENT, T.; WALLACE, N. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Quarterly Review* (Federal Reserve Bank of Minneapolis), v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.

SICSÚ, J. Teoria e evidências do regime de metas de inflação. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 1, p. 23-33, 2002.

SOUZA, J. *Dominância fiscal e seus impactos na política monetária: uma avaliação para a economia brasileira (2000-2015)*. Tese (Doutorado em Economia) – Faculdade de Economia, Universidade Estadual de Maringá. Maringá, 2016.

TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 11-26, 1995.

TAYLOR, J. B. The role of the exchange rate in monetary-policy rules. *American Economic Review*, v. 91, n. 2, p. 263-267, 2001.

THOMAS, A. Exchange rate and foreign interest rate linkages for sub-Saharan Africa floaters. *IMF Working Paper* WP/12/208, 2012.

ZETTELMEYER, J. The impact of monetary policy on exchange rates: evidence from three small open economies. *IMF Working Paper* WP/00/141, 2000.