

# O impacto das intervenções cambiais sobre a volatilidade da taxa de câmbio Real-Dólar<sup>1</sup>

**Resumo:** Os efeitos das intervenções dos bancos centrais sobre a taxa de câmbio têm sido amplamente estudados. Existem vários estudos que tratam dos efeitos dessas intervenções sobre o nível e a volatilidade da taxa de câmbio. Neste trabalho, decomparamos a variabilidade total do retorno diário da taxa de câmbio Real-Dólar (americano) em seus componentes contínuo e de saltos e, em seguida, analisamos os efeitos das intervenções do Banco Central do Brasil (BCB) no mercado cambial sobre esses componentes. Para tanto, utilizamos dados referentes às cotações da taxa de câmbio Real-Dólar, amostrados de 30 em 30 minutos, para o período entre 07 de maio de 2008 a 12 de junho de 2017. Os resultados mostram que as intervenções do BCB via *swap* cambial reduzem a volatilidade do câmbio dois períodos antes de sua ocorrência. Esse tipo de intervenção contribui para a redução dos saltos na volatilidade do câmbio.

**Palavras-chave:** *Swap*. Intervenção Cambial. Volatilidade Cambial. Saltos.

**Abstract:** *The effects of central bank interventions on the exchange rate have been widely studied. There are a number of studies dealing with the effects of these interventions on the level and volatility of the exchange rate in developed countries. In this paper, we decompose the total variability of the daily return of the BRL-USD exchange rate into continuous and jumping components, and then analyze the effects of the interventions of the Central Bank of Brazil (BCB) for these components. For this, we use data referring to the BRL-USD exchange rate quoted every 30 minutes for the period between May 7, 2008 and June 12, 2017. The results shows that BCB interventions reduce exchange rate volatility two periods before their occurrence. In relation to the jumps, they contribute to the reduction of the jumps in the volatility of the real dollar exchange rate in the period.*

**Keywords:** *Swap*. Exchange Rate Intervention. Exchange Rate Volatility. Jumps.

**Classificação JEL:** G00; C00.

Bárbara Borges de Oliveira <sup>2</sup>

Paula Virgínia Tófoli <sup>3</sup>

<sup>2</sup> Doutoranda em Economia pela Universidade Católica de Brasília.  
E-mail: barbaraborges@gmail.com.

<sup>3</sup> Universidade Católica de Brasília. Programa de Pós-Graduação em Economia.  
E-mail: paula.tofoli@ucb.br.

<sup>1</sup>: Agradecimentos: Bárbara Borges de Oliveira agradece ao apoio financeiro dado pela Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – CAPES. Paula Virgínia Tófoli agradece o apoio financeiro da Fundação de Apoio à Pesquisa do Distrito Federal – FAPDF (Processo SEI nº 00193 – 0000004/2019-50).

## 1. Introdução

As intervenções dos bancos centrais no mercado cambial são práticas comuns em diversos países. Os bancos centrais fazem intervenções no mercado de câmbio para diminuir a volatilidade cambial, corrigir tendências e apaziguar os mercados em períodos de crise.

Em um regime de câmbio flutuante, modelo adotado no Brasil, a volatilidade do câmbio tende a aumentar devido aos ajustes instantâneos na oferta e na demanda de moeda estrangeira. Com esse aumento de volatilidade, fazem-se necessárias intervenções da autoridade monetária que reduzam as variações exacerbadas na taxa de câmbio.

Os efeitos das intervenções dos bancos centrais sobre a taxa de câmbio têm sido amplamente estudados. Em particular, existem vários estudos que tratam dos efeitos dessas intervenções sobre o nível e a volatilidade da taxa de câmbio.

Quando se trata da modelagem da volatilidade dos retornos de ativos financeiros, como o câmbio, a maioria dos estudos empíricos utiliza dados diários combinados com modelos da família GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*) ou modelos de volatilidade estocástica. Trabalhos mais recentes, porém, têm utilizado dados de alta frequência na modelagem e previsão de volatilidade, por meio do uso de modelos simples para medidas de volatilidade realizada diária, calculadas com base nos quadrados dos retornos intradiários.

Avanços recentes em econometria financeira levaram ao desenvolvimento de novos estimadores de volatilidade baseados em informações intradiárias sobre os preços dos ativos. A literatura atual reúne uma variedade de estimadores, tais como os robustos a efeitos de microestrutura de mercado e os capazes de estimar a variação devido à parte contínua do processo de preços separadamente da variação devido à parte de saltos.

Em Andersen *et al.* (2007), a variabilidade total do retorno diário é decomposta em seus componentes contínuo e de saltos por meio de medidas de variação bipotente, introduzidas por Barndorff-Nielsen e Sheppard (2004,2006).

Como destacam Giot *et al.* (2010), os participantes do mercado geralmente se importam com a natureza da volatilidade tanto quanto com seu nível. Por exemplo, os *traders* costumam fazer distinção entre volatilidades “boas” e “ruins”. A volatilidade boa é persistente e relativamente fácil de se antecipar. Já a volatilidade ruim é saltitante (*jump*) e difícil de se prever. Assim, a volatilidade boa pode ser associada ao componente contínuo da volatilidade, enquanto a ruim pode ser associada ao componente de saltos.

Existe uma ampla literatura que relaciona os saltos na volatilidade com anúncios macroeconômicos (ver, por exemplo, Das, 2002, Johannes, 2004, Evans, 2011 e Vortelinos, 2015).

No presente trabalho, decomparamos a variabilidade total do retorno diário da taxa de câmbio Real-Dólar (americano) em seus componentes contínuo e de saltos e, em seguida, analisamos os efeitos das intervenções do Banco Central do Brasil (BCB) sobre a volatilidade total, bem como sobre seu componente de saltos. O objetivo é analisar se, de fato, as intervenções do BCB têm impacto sobre a volatilidade da taxa de câmbio e, em particular, sobre a volatilidade ruim (o componente de saltos). Uma vez que os anúncios macroeconômicos contribuem para a volatilidade diária da taxa de câmbio e seu componente de saltos, controlamos para os efeitos de importantes anúncios macroeconômicos que afetam as economias norte-americana e brasileira. Utilizamos dados referentes às cotações da taxa de câmbio Real-Dólar (*BRL-USD*), amostrados de 30 em 30 minutos, para o período entre 07 de maio de 2008 a 12 de junho de 2017, obtidos a partir da base de dados *TickData*.

Em nosso estudo empírico, analisamos as intervenções do BCB via operações de swap cambial, uma vez que os swaps são os derivativos cambiais mais usados pelo BCB em suas intervenções no mercado de câmbio. Como exposto por Andrade e Kohlscheen (2014), os contratos de swap cambial têm um impacto significativo no nível da taxa de câmbio, sem, entretanto, alterar a oferta de moeda estrangeira no mercado. Esse tipo de contrato tem a vantagem de não alterar a base monetária da economia, de modo que não impacta a inflação interna. Também constituem uma alternativa para os investidores que estão exigindo moeda estrangeira por motivos especulativos ou de *hedge*.

Encontramos evidências de que as intervenções do BCB via *swap* cambial reduzem a volatilidade da taxa de câmbio Real-Dólar dois dias antes da ocorrência da intervenção. Adicionalmente, esse tipo de intervenção contribui para a redução dos saltos na volatilidade do câmbio, ou seja, contribui para a redução da volatilidade ruim.

Nosso trabalho contribui para a literatura dos efeitos das intervenções dos bancos centrais sobre o mercado de câmbio nos seguintes sentidos. Primeiro, assim como em trabalhos mais recentes de modelagem de volatilidade, exploramos a medida de variância realizada diária, que tem a vantagem de poder ser modelada diretamente a partir de modelos simples, no estudo dos impactos das intervenções do BCB sobre a volatilidade diária da taxa de câmbio. Segundo, por meio da medida de variação bipotente, decomposmos a variabilidade total do retorno diário da taxa de câmbio Real-Dólar em seus componentes contínuo e de saltos, o que nos permite analisar o impacto das intervenções sobre a volatilidade “ruim” da taxa de câmbio, um tipo de análise que ainda não havia sido feito nessa literatura e que é de interesse não apenas acadêmico, mas também dos participantes do mercado. Terceiro, nossos resultados empíricos corroboram as evidências encontradas em outros estudos, como Oliveira e Plaga (2011), Andrade e Kohlscheen (2014) e Janot e Macedo (2016), de que as intervenções do BCB tiveram sucesso em reduzir a volatilidade cambial no curto prazo, o que revela que a atuação da autoridade monetária pode ser importante para a estabilidade da moeda do país. Além disso, encontramos um resultado novo, de que as intervenções do BCB reduziram a volatilidade ruim da taxa de câmbio Real-Dólar no período analisado.

O presente trabalho está organizado da seguinte forma. Na próxima seção, apresentamos uma breve revisão da literatura relacionada. Na seção 3, apresentamos a metodologia utilizada. Na seção 4, fazemos o estudo empírico do trabalho. Por fim, na seção 5, apresentamos nossas considerações finais.

## 2. Revisão de literatura

Existem vários estudos empíricos que buscam analisar os efeitos das intervenções sobre o nível da taxa de câmbio e a volatilidade.

Dominguez (2006) examinou as intervenções nos mercados *DEM-USD* (Marco Alemão-Dólar) e *JPY-USD* (Yen-Dólar) pelos governos do G3 desde agosto de 1989 até agosto de 1995. Utilizando dados diários e intradiários, analisou as reações do mercado a essas intervenções e de que forma diferiram ao longo do tempo e através dos bancos centrais. Em seu artigo, analisou a influência das intervenções na volatilidade da taxa de câmbio, encontrando evidências de que as intervenções afetam a volatilidade no curto prazo.

Vitale e Payne(2002) analisaram os efeitos das intervenções cambiais realizadas pelo Banco Nacional da Suíça (SNB) sobre o nível intradiário da taxa de câmbio *USD-CHF* (Dólar-Franco Suíço), utilizando cotações *tick-by-tick*. Os autores analisaram os efeitos de operações de intervenções esterilizadas, ou seja, operações de compra ou venda de divisas estrangeiras pelo banco central sem que ocorra alteração no estoque de moeda

estrangeira, por meio de transações *tick-by-tick* no período de 1986-1995. Eles testaram os efeitos imediatamente antes e após as intervenções do SNB e concluíram que as intervenções afetaram a curto prazo as taxas de câmbio, aumentando sua volatilidade.

Em 1999, o governo brasileiro adotou o regime de câmbio flutuante, permitindo que houvesse maior intervenção no mercado de câmbio. A adoção desse regime foi significativa, pois o país, há anos, adotava diversos sistemas e formas de controle cambial. Essas intervenções no regime de câmbio flutuante podem ocorrer por meio de venda e compra de dólares no mercado à vista, futuro ou de derivativos. Além do mais, o regime de câmbio flutuante permite que a volatilidade do câmbio aumente, fazendo com que surjam demandas favoráveis à intervenção do governo no mercado cambial.

Bastos e Fontes (2014) abordaram o funcionamento do mercado de câmbio no Brasil e analisaram as intervenções do BCB no mercado com entrega física de moeda, no de swaps e nos controles de capitais durante o período de câmbio flutuante de 2000-2012, com base na análise das regulamentações do mercado cambial e das medidas tomadas no período. De acordo com os autores, as intervenções praticadas no Brasil, no período considerado, eram esterilizadas e tinham um efeito pequeno e pouco duradouro sobre a taxa de câmbio e, por isso, tinham que ser continuadas para que houvesse efeito. Essa continuidade, entretanto, levaria a um fator negativo: a necessidade de acúmulo de reservas internacionais. Para os autores, os países que necessitam de intervenções cambiais deveriam reconhecer que essas políticas têm custos elevados para suas economias e precisam se afastar delas ao longo do tempo.

A eficiência dos instrumentos de intervenção utilizados pelo BCB sobre a volatilidade condicional da taxa de câmbio nominal foi analisada em Oliveira e Plaga (2011). Os autores afirmaram que o BCB utilizou como instrumentos de intervenções os padrões: taxa de juros, intervenções no mercado spot, títulos públicos indexados ao dólar e derivativos de câmbio, como *swaps* cambiais. Como método de análise, os autores modelaram a volatilidade condicional da taxa de câmbio por meio do modelo E-GARCH (*Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*), utilizando dados diários da taxa de câmbio nominal e das intervenções para o período de janeiro de 1999 a setembro de 2006. Como resultado, obtiveram que, em todos os períodos, com ou sem crise cambial, algumas intervenções feitas pelo BCB afetaram a volatilidade da taxa de câmbio.

Em maio de 2013, houve uma queda acentuada nos preços dos ativos de risco, incluindo a depreciação de várias moedas de mercados emergentes. Para combater o excesso de volatilidade e *overshooting* do real brasileiro, o BCB anunciou, em 22 de agosto de 2013, um programa de intervenção no mercado de câmbio. Esse programa consistiu em vendas diárias de US\$ 500 milhões em operações a termo, chamadas *swaps* de dólar, no mercado brasileiro. Isso proporcionou aos investidores um seguro contra uma depreciação do real. Esses *swaps* foram negociados em moeda nacional, proporcionando aos investidores a mesma cobertura que estes obteriam comprando dólares à vista e mantendo-os até o vencimento do *swap*. O programa também estabeleceu que, às sextas-feiras, o banco central ofereceria US\$ 1 bilhão no mercado à vista através de acordos de recompra.

Após a implementação do primeiro programa de intervenção cambial, o BCB realizou um segundo anúncio, em 19 de dezembro de 2013, de que continuaria com o programa até meados de 2014. As intervenções diárias, porém, foram reduzidas para US\$ 200 milhões em operações e teve um efeito menor na variação cambial. Assim, no decorrer da crise de 2013, que causou grande reviravolta entre as moedas de mercados emergentes, o BCB realizou a maior venda de *hedge* cambial do mundo. O período de intervenções programadas teve fim em 31 de março de 2015.

Chamon *et al.* (2015), utilizando uma abordagem de controle sintético e dados

semanais, analisaram o comportamento da taxa de câmbio no Brasil durante os períodos do primeiro e segundo anúncios de intervenção programada, mais especificamente, de 29 de maio de 2013 a 13 de novembro de 2013 e de 02 de outubro de 2013 a 19 de março de 2014. Chegaram à conclusão de que o primeiro anúncio de intervenção levou a uma apreciação do câmbio e que, em ambos os programas, o impacto sobre a volatilidade cambial não foi significativo.

Nogueira (2014) investigou os efeitos das intervenções cambiais realizadas pelo BCB sobre o nível intradiário da taxa de câmbio no Brasil no período de outubro de 2011 a março de 2014, que compreende o período de intervenções programadas no país. Para isso, realizou um estudo de eventos considerando as cotações *tick-by-tick* dos contratos de dólar futuro negociados na *BM&FBOVESPA* e o instante em que ocorreram as intervenções. Os programas de intervenção no mercado de câmbio permitiram realizar a comparação entre os efeitos das intervenções quando elas não eram esperadas pelo mercado e quando elas eram esperadas. O autor concluiu que as intervenções que alteram o balanço do BCB, as que ocorrem via *swap* cambial ou dólar pronto, geraram efeitos significativos e relevantes sobre o nível da taxa de câmbio quando os anúncios são uma surpresa ao mercado. Já com o programa de intervenção, anestesiou-se o efeito que os anúncios das intervenções exerciam sobre o nível da taxa de câmbio.

Janot e Macedo (2016) também tinham como objetivo analisar se as intervenções não esperadas do BCB no mercado cambial tinham maior efeito sobre a taxa de câmbio do que as intervenções anunciadas. Utilizando dados de cinco em cinco minutos da taxa de câmbio futura *BRL-USD* negociada na *BM&Fbovespa* para o período de outubro de 2011 a março de 2015, estimaram os efeitos das intervenções do BCB sobre o retorno intradiário e a volatilidade intradiária da taxa de câmbio. Os resultados obtidos mostraram que, quando as intervenções são realizadas sem conhecimento prévio do mercado, elas têm um efeito maior e mais persistente sobre o nível da taxa de câmbio, diferentemente de quando as intervenções são previstas, corroborando os resultados de Nogueira (2014). Além disso, os autores encontraram evidências de que as intervenções reduzem a volatilidade cambial no curto prazo.

Em se tratando, ainda, da literatura que utiliza dados intradiários, Nakashima (2012) investigou a existência de retornos anormais no contrato de dólar futuro de primeiro vencimento nos momentos próximos à realização dos leilões cambiais pelo BCB e avaliou a persistência desses retornos. Para isso, utilizou a metodologia de estudo de eventos aplicada a dados de alta frequência para o período de 22 de maio de 2009 a 20 de setembro de 2010. Encontrou evidências de que retornos ditos anormais são estatisticamente positivos nos minutos que se seguem à abertura de um leilão e se tornam negativos nos minutos posteriores ao fechamento do leilão. Destacou, também, que o horário do leilão não afeta os resultados obtidos.

Andrade e Kohlscheen (2014) também utilizaram dados de alta frequência para medir os efeitos dos leilões de *swaps* de moeda realizados pelo BCB na taxa de câmbio à vista *BRL-USD*. Os autores encontraram evidências de que os leilões de *swap* de moeda oficial impactam o nível da taxa de câmbio, mesmo que eles não alterem diretamente o fornecimento de moeda estrangeira no mercado. O impacto máximo ocorreu de 60 a 70 minutos após o anúncio oficial de um leilão. Os autores concluíram, portanto, que o fornecimento oficial de *swaps* cambiais ao mercado, uma alternativa para os investidores que exigem moeda estrangeira para especulação ou com fins de cobertura em vez de razões transacionais, afeta o preço e a demanda por moeda estrangeira, mas esse mecanismo tem resultado apenas no curto prazo.

### 3. Metodologia

Seja  $p(t)$  o log do preço de um ativo financeiro no tempo  $t$ . O processo de difusão com saltos tradicionalmente utilizado na precificação de ativos é expresso na forma de uma equação diferencial estocástica:

$$\begin{aligned} dp(t) &= \mu(t)dt + \sigma(t)dW(t) + k(t)dq(t) \\ 0 &\leq t \leq T \end{aligned} \quad (1)$$

Onde  $\mu(t)$  é um processo de variação contínuo e limitado localmente,  $\sigma(t)$  é um processo de volatilidade estocástica estritamente positivo com trajetória amostral que é contínua à direita e com limites bem definidos à esquerda (permitindo saltos ocasionais na volatilidade),  $W(t)$  é um movimento browniano padrão e  $q(t)$  é um processo de contagem com intensidade variando no tempo  $\lambda(t)$ ,  $k(t)dq(t)$  se refere aos saltos puros e  $k(t)$  ao tamanho. Ou seja,  $P[dq(t) = 1] = \lambda(t)$  onde  $\kappa(t) \equiv p(t) - p(t-)$  refere-se ao tamanho dos saltos discretos correspondentes no log dos preços.

Os retornos intradiários (em tempo discreto) são descritos como:

$$r_{t,j} = p(t-1 + j/M) - p(t-1 + (j-1)/M), \text{ sendo } j = 1, 2, 3, \dots, M \quad (2)$$

Em que  $t \in \mathbb{N}$  e  $M$  representa o número de retornos durante o dia de negociação.

A volatilidade durante a parte ativa do dia de negociação é medida pela variação quadrática:

$$QV_t = \int_{t-1}^t \sigma^2(s)ds + \sum_{j=1}^{N_t} k_{t,j}^2 \quad (3)$$

O primeiro termo do lado direito é a variância integrada, que representa a contribuição oriunda da trajetória contínua dos preços se o somatório identifica o número de saltos durante o dia  $t$ , fornecendo a contribuição de saltos intradiários à volatilidade.

Para estimarmos a volatilidade dos retornos ao longo do dia de negociação utilizamos a medida de variância realizada calculada como:

$$RV_t = \sum_{j=1}^M r_{t,j}^2 \quad (4)$$

Quando a frequência de amostragem tende ao infinito,  $RV_t$  converge em probabilidade para  $QV_t$ :

$$RV_t \xrightarrow{p}_{M \rightarrow \infty} \int_{t-1}^t \sigma^2(s)ds + \sum_{j=1}^{N_t} k_{t,j}^2 \quad (5)$$

Barndorff-Nielsen *et al* (2006) e Shephard (2006) introduziram a medida de variação bipotente, usada para mensurar a contribuição da trajetória contínua dos preços para a volatilidade, sendo ela igual a:

$$BV_t \equiv \mu_1^{-2} \sum_{j=2}^M |r_{t,j}| |r_{t,j-1}| \quad (6)$$

Em que  $\mu_1 = \sqrt{2/\pi}$ .

Eles mostram que essa medida converge em probabilidade para a variância integrada. Em Andersen *et al.* (2011) utilizou-se a medida de variação bipotente realizada para mensurar separadamente a contribuição da trajetória contínua dos preços para volatilidade e para a parte dos saltos.

A diferença entre as medidas de variância realizada e variância bipotente estima de forma consistente o componente de saltos da variação quadrática.

Assim, podemos estimar com consistência o componente de saltos da variação quadrática pela diferença entre a variância realizada e a variação bipotente. Representado por:

$$RV_t - BV_t \xrightarrow[M \rightarrow \infty]{p} \sum_{j=1}^{N_t} k_{t,j}^2 \quad (7)$$

Com o resultado da diferença entre a variância realizada e a variação bipotente podemos realizar a identificação dos saltos. Para analisarmos a significância estatística dos saltos utilizamos a estatística de teste proposta por Andersen et al (2011):

$$Z_t = \frac{(RV_t - BV_t) / RV_t}{[(\pi / 2)^2 + \pi - 5] M^{-1} \max(1, TQ_t / BV_t^2)^{1/2}} \quad (8)$$

Sendo a quarticidade tripotente realizada:

$$TQ_t = M \mu_{4/3}^{-3} \left| r_{t,j-1} \right|^{4/3} \left| r_{t,j-2} \right|^{4/3} \quad (9)$$

$$\text{Onde } \mu_{4/3} = 2^{2/3} \cdot \Gamma(7/6) \cdot \Gamma(1/2)^{-1}.$$

Assim, tem  $Z_t$  distribuição assintótica normal padrão sob a hipótese nula de ausência de saltos intradiários.

Identificamos os saltos significativos por meio das realizações  $Z_t$  de que excedem um determinado valor crítico  $\Phi^{-1}(1-\alpha)$ , para um nível de significância  $\alpha$ , onde  $\Phi(\cdot)$  é a função de distribuição acumulada da normal padrão:

$$J_t = I[Z_t > \Phi^{-1}(1-\alpha)] \cdot [RV_t - BV_t] \quad (10)$$

$I[\cdot]$  em (10) é uma função indicadora. O componente contínuo da variação quadrática é estimado por:

$$C_t = I[Z_t \leq \Phi^{-1}(1-\alpha)] \cdot RV_t + I[Z_t > \Phi^{-1}(1-\alpha)] \cdot BV_t \quad (11)$$

Assim, podemos afirmar que soma de  $C_t$  e  $J_t$  corresponde a variação total realizada,  $RV_t$ .

Extraída a parte dos saltos e obtidos os saltos significativos, o objetivo do presente trabalho é verificar se as intervenções do BCB no mercado de câmbio explicam, pelo menos em parte, os saltos na volatilidade dos retornos da taxa de câmbio  $BRL/USD$ . Para isso, propomos estimar a seguinte equação de regressão:

$$J_t = \alpha + \beta D_{t,i} + \sum_{k=1}^n \zeta_k SA_{k,t} + \varepsilon_t \quad (12)$$

onde  $D_{t,i}$  é a *dummy* de intervenção, que assume o valor -1 para intervenções de venda, 1 para intervenções de compra e zero caso contrário no instante  $t$ . Para controlar para os efeitos de anúncios macroeconômicos, incluímos a variável  $SA_{k,t}$ , que é a surpresa do  $k$ -ésimo anúncio macroeconômico, calculada da seguinte forma:

$$SA_{k,t} = \frac{D_{k,t} - E_{k,t}}{\sigma_k} \quad (13)$$

$SA_{k,t}$  é um vetor de surpresas macroeconômicas padronizadas no instante  $t$ ,  $D_{k,t}$  é o valor divulgado para o indicador macroeconômico  $k$  no instante  $t$ ,  $E_{k,t}$  é a expectativa do mercado para o valor do indicador macroeconômico  $k$  no instante  $t$  (o valor divulgado no último período) e  $\sigma_k$  é o desvio padrão da série  $D_{k,t} - E_{k,t}$ . A variável de surpresa macroeconômica assume o valor calculado no dia do anúncio e zero nos demais dias.  $\varepsilon_t$  é o termo de erro da equação de regressão. Na equação (12), a amostra de dados corresponde aos dias com saltos estatisticamente significativos.

Para complementar o estudo empírico também analisamos o impacto das intervenções do BCB na volatilidade da taxa de câmbio real dólar medida pela variância realizada, estimando a seguinte equação de regressão:

$$\ln(RV_t) = \alpha + \gamma_1 \ln(RV_{t-1,t}) + \gamma_2 \ln(RV_{t-5,t}) + \gamma_3 \ln(RV_{t-20,t}) + \sum_{i=2}^2 \beta_i D_{i,t+i} + \sum_{k=1}^n \varsigma_k SA_{k,t} + \varepsilon_t \quad (14)$$

em que  $RV_{t-h,t} \equiv h^{-1}[RV_{t-h+1} + RV_{t-h+2} + \dots + RV_t]$ .

Trata-se de um modelo HAR (*Heterogeneous Autoregressions*), proposto por Corsi (2004, 2009), aumentado para incluir as variáveis *dummies* de intervenção e as variáveis de surpresa macroeconômica. É bem sabido que o modelo HAR é capaz de capturar a longa memória presente na medida de variância realizada. Na equação (14),  $D_{i,t+i}$  é a *dummy* de intervenção, que assume o valor -1 para intervenções de venda, 1 para intervenções de compra e zero caso contrário no instante  $t+i$ . Se  $i > 0$ , o coeficiente  $\beta_i$  é uma medida de antecipação, ou seja, mede o impacto da intervenção  $i$  períodos antes que ela ocorra; se  $i = 0$ , o coeficiente  $\beta_i$  mede a contribuição contemporânea da intervenção para a volatilidade; se  $i < 0$ , o coeficiente  $\beta_i$  é uma medida de persistência, mede o efeito da intervenção sobre a volatilidade  $i$  períodos depois que a intervenção ocorre. A amostra, nesse caso, é constituída por 2291 observações diárias.

### 3.1 Tipos de intervenções cambiais

O Banco Central pode intervir no mercado de câmbio por meio de quatro instrumentos principais: leilão de dólar à vista, leilão de dólar a termo, leilão de linha e leilão de *swap* cambial.

O leilão de dólar no mercado à vista é o instrumento pelo qual o banco central proporciona dólares à vista para liquidação em dois dias úteis. Pode-se interpretar isso como uma entrada de dinheiro no mercado, pois os recursos saem das reservas internacionais brasileiras. Esse instrumento é evitado pelo BCB por reduzir as reservas cambiais e tende a reduzir a cotação do dólar frente ao real.

Esse tipo de leilão não é marcado com antecedência. O mercado é informado pelo Sisbacen, o sistema de informações do Banco Central, via comunicado, informando o início do leilão em dois minutos. A duração do leilão é de 10 minutos, e nesse tempo, as instituições autorizadas podem enviar até três propostas informando o volume e a taxa de câmbio que desejam adquirir. Ao término do período o BCB analisa as propostas e comunica ao mercado a taxa de corte definida para o leilão.

Por meio do leilão de dólares a termo o banco central também oferece dólares no mercado. Diferente do instrumento anterior, a liquidação se dá conforme o prazo determinado pelo próprio BCB. Dessa forma, o órgão se compromete a comprar dólares em uma data pré-determinada a uma cotação pré-estabelecida no mercado a termo.

Isso não acarreta em desembolsos instantâneos de dólar por parte do BCB, diminuindo seus custos.

No leilão de linha o banco central também oferece dólares no mercado e os compradores também desembolsarão moeda. Nesse caso, existe uma operação previamente elaborada que desfaz a operação de venda de dólares, feita a princípio, em um tempo previamente estabelecido no edital. Esse tipo de leilão é utilizado pelo BCB em períodos em que possa haver falta de liquidez no mercado de dólar à vista. O leilão de linha é, portanto, uma venda com compromisso de recompra utilizada quando há baixa liquidez no mercado de câmbio ou para atenuar pressões no câmbio. Sua duração é de 5 minutos e cada instituição pode enviar até três propostas através do Sisbacen.

O leilão de *swap* cambial é uma operação de troca de indexadores realizada entre o mercado e o BCB, podendo ser considerado como uma forma indireta de venda e compra de dólares, o *swap* cambial é um instrumento financeiro derivativo. Tem como objetivo fornecer *hedge*(proteção) cambial. Assim, é a troca da variação cambial no período de vigência do swap mais a taxa de juros em dólar no Brasil, estabelecido no começo da operação pela CDI/Selic. Logo, quem vende esse contrato fica protegido caso a cotação do dólar aumente, mas tem de pagar a taxa Selic para o comprador, no caso o BCB.

Em nossa análise utilizaremos o *swap* cambial, pois os *swaps* são os derivativos cambiais mais usados pelo BCB em suas intervenções no mercado de câmbio, além do que os *swaps* têm impacto no nível da taxa de câmbio sem alterar a oferta de moeda estrangeira no mercado. Esse tipo de contrato tem a vantagem de não alterar a base monetária da economia.

Outra justificativa para o uso desse mecanismo é que a oferta de *swaps* oferece uma alternativa para os investidores que estão exigindo moeda estrangeira por motivos especulativos ou de *hedge*.

Ele pode ser diferenciado em SWAPC e SWAPV. De acordo com o BCB, SWAPC são as operações de *swap* registradas na B3 S.A – Brasil, Bolsa, Balcão, na forma do “Contrato de Swap Cambial com Ajuste Periódico – SCS”, em que o Banco Central assume a posição de comprador do referido contrato e as instituições contempladas a posição de vendedoras, o SWAPC é a venda de dólares no mercado futuro, equivalendo ao *swap* tradicional. SWAPV são as operações de *swap* registradas na B3 S.A.– Brasil, Bolsa, Balcão, na forma do “Contrato de Swap Cambial com Ajuste Periódico – SCS”, em que o Banco Central assume a posição de vendedor do referido contrato e as instituições contempladas a posição de compradoras, o SWAPV é a compra de dólares no mercado futuro, equivalendo ao *swap* reverso.

Os comunicados de ofertas públicas de *swap* cambial são divulgados pelo site do BCB pelo Departamento de Operações do Mercado Aberto. Desde abril de 2002, o BCB passou a utilizar esses contratos para aperfeiçoar os instrumentos cambiais à disposição dos agentes econômicos e para reduzir os custos de intermediação. Além disso, o BCB começou a realizar estas operações para fins de política monetária.

### 3.2 Indicadores macroeconômicos

A situação da economia pode ser verificada através de indicadores macroeconômicos que são divulgados periodicamente, esses indicadores podem vir a impactar a taxa de câmbio. Assim, com o objetivo de isolar os efeitos das intervenções sobre a volatilidade da taxa de câmbio Real-Dólar, adicionaremos as surpresas na divulgação de alguns indicadores do Brasil e dos Estados Unidos como variáveis de controle nas regressões.

As surpresas macroeconômicas serão calculadas para todas as datas dos anúncios no período de 07 de maio de 2008 a 12 de junho de 2017. Calcularemos a expectativa

do mercado para o valor do indicador macroeconômico como o valor anunciado no período passado, seguindo Vortelinos (2015). Assim, as surpresas macroeconômicas serão calculadas pela diferença entre o valor realizado do indicador e a expectativa de mercado, padronizada pelo desvio-padrão da série de diferenças. Essa variável de surpresa macroeconômica só possuirá valor diferente de zero quando houver algum anúncio macroeconômico. Quando não houverem anúncios, a variável terá valor zero, o que a compatibiliza com a série de dados diários.

Para realizar a análise empírica, controlaremos para os seguintes indicadores do Brasil e dos Estados Unidos (EUA): CPI Core (CPI – índice de inflação norte-americano), Produção Industrial Mensal brasileira (PIM), PIB norte-americano (GDP), meta da taxa Selic (Selic), o U-3 nos EUA (UR – índice de desemprego norte-americano), e *Nonfarm Payrolls* (NFPR – estatística de empregos não rurais dos EUA), um importante dado econômico de criação de empregos dos EUA. Os dados de PIB dos EUA utilizados são trimestrais. Já a taxa Selic é divulgada pelo BCB após as reuniões do COPOM. Os demais indicadores são divulgados mensalmente.

Os dados referentes a economia norte-americana foram obtidos a partir da base de dados da *Trading Economics*. Já com relação aos dados referentes a economia brasileira, a PIM foi obtida no sítio do IBGE e a Selic foi obtida no sítio do Banco Central do Brasil. Ao todo tivemos 109 anúncios para o CPI, 36 anúncios para o GDP, 109 anúncios para o NFPR, 109 anúncios para o UR, 73 anúncios para a Selic e 109 anúncios para a PIM.

A escolha das variáveis macroeconômicas segue estudos como os de Ehrmann e Fratzscher (2004) e Fedderke e Flamand (2005). De forma geral, os autores observam que os dados da economia real, sobretudo os ligados a produção e emprego, tendem a ter um impacto mais relevante sobre a volatilidade do que os dados sobre a economia monetária. Por essa razão, os dados norte-americanos são compostos, principalmente, por dados da economia real.

#### 4. Estudo empírico

Neste trabalho, utilizaremos dados referentes às cotações da taxa de câmbio *BRL-USD*, amostrados de 30 em 30 minutos, para o período de 07 de maio de 2008 a 12 de junho de 2017. Os dados foram obtidos a partir da base de dados *TickData*. Embora o mercado de câmbio seja um mercado que opere durante 24h, nós calculamos as medidas realizadas considerando o horário de negociação da bolsa de valores de Nova Iorque, de 09h30min às 16h, obtendo 14 observações por dia.

Nossa amostra é composta de 2291 dias, retirando-se finais de semana e feriados do período em questão. Como os anúncios macroeconômicos também contribuem para a volatilidade diária da taxa de câmbio vamos controlar para os efeitos de importantes anúncios macroeconômicos que afetem a economia norte-americana e a brasileira.

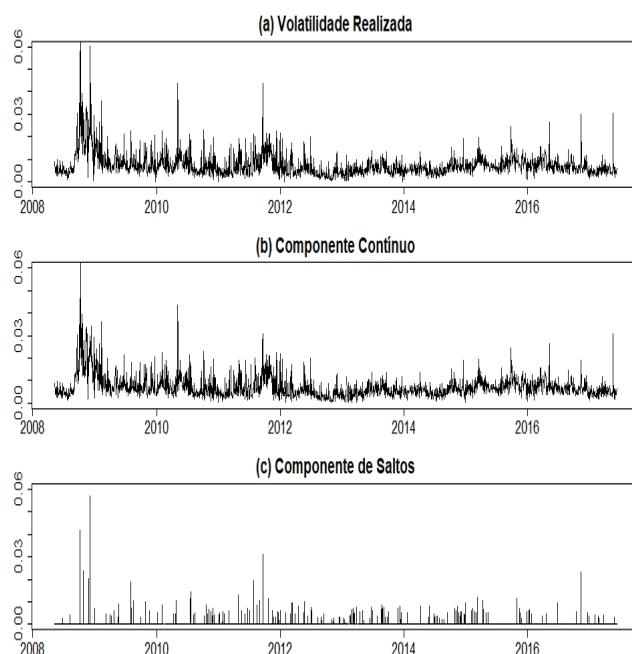
##### 4.1 Medidas realizadas, intervenções e anúncios

A volatilidade realizada durante o período ativo do dia de negociação pode ser decomposta em sua parte contínua e de saltos. A Figura 1 mostra essa decomposição para o nosso período de análise. Nossa amostra de dados contém 2291 dias, dos quais 179 apresentam saltos estatisticamente significativos.

Podemos observar na Figura 1 que os períodos de maior volatilidade estão fortemente relacionados aos períodos de crises econômicas. Os anos de 2008-2009, período em que houve a maior crise do sistema financeiro global em aproximadamente oito décadas, são aqueles que apresentam maior volatilidade em nossa amostra. Entre 2010 a 2012,

vemos um aumento da volatilidade realizada devido à crise da dívida pública da zona do Euro, sendo ela, uma crise financeira que assolou a Europa e se espalhou pelo globo.

Figura 1: Decomposição da volatilidade realizada.



Fonte: Elaboração própria.

De forma geral, em períodos de crise, a volatilidade tende a aumentar devido à incerteza dos mercados, o que resulta em uma menor confiança em moedas fracas, de países emergentes, como o real, e a busca por maior segurança em moeda forte, o dólar americano..

No gráfico referente ao componente de saltos podemos observar que há maior concentração de saltos no período entre 2011 a 2014. Mesmo assim, podemos observar uma baixa volatilidade entre meados de 2013 e o começo de 2015. Esse comportamento pode ser devido ao anúncio do programa de intervenção programada no mercado de câmbio pelo BCB em 22 de agosto de 2013. O período de intervenções programadas teve fim em 31 de março de 2015. O intuito desse programa era combater o excesso de volatilidade e *overshooting* do real brasileiro, pois visou suprir a demanda por moeda estrangeira crescente no período.

Dos 179 dias em que houve saltos, ocorreu intervenção em 67 deles, sendo que a maior parte das intervenções foram as de venda, estando presente em 62 dias. Para os anúncios relacionados à economia norte-americana, o anúncio de criação de emprego - *Nonfarm Payrolls* – coincide com os saltos em 7 dias, o índice de inflação norte-americano - CPI Core – coincide com 6 dias de saltos, o PIB norte-americano – GDP – com 3 dias, já o índice de desemprego norte-americano – UR – coincide com 6 dias de saltos. Para os anúncios relacionados à economia brasileira, temos que a meta da taxa Selic – Selic – coincidiu com 8 dias em que houveram saltos e que a Produção Industrial Mensal brasileira – PIM – coincidiu com 12 dias de saltos.

#### 4.2 Efeitos das intervenções cambiais sobre a volatilidade

Na Tabela 1, apresentamos os resultados das regressões por meio das quais buscamos analisar o impacto das intervenções do BCB na volatilidade da taxa de câmbio Real-Dólar medida pela variância realizada. Na segunda coluna da tabela, apresentamos os resultados de uma regressão simples da log-variância realizada contra a *dummy* de intervenção, obtendo-se um coeficiente  $\beta_0$  estimado negativo, o que indica que a política de intervenção do BCB reduz a volatilidade contemporânea da taxa de câmbio Real-Dólar. Esse resultado corrobora com o encontrado em Oliveira e Plaga (2011), Janot e Macedo (2016), Andrade e Kohlscheen (2014) e Dominguez (2006).

Esse resultado se mantém, mesmo quando controlamos para possíveis efeitos de anúncios macroeconômicos (segunda coluna da Tabela 1). Podemos notar aqui que apenas o anúncio da taxa de inflação norte-americana apresentou um efeito estatisticamente significativo sobre a volatilidade da taxa de câmbio real dólar nesse período.

Na quarta coluna, apresentamos os resultados da estimação do modelo HAR aumentado para incluir a *dummy* de intervenção contemporânea. O ajuste dos dados melhora significativamente, considerando o aumento no  $R^2$  ajustado para 0,3688. O coeficiente  $\beta_0$  estimado permaneceu estatisticamente significativo e negativo, indicando que a política de intervenção tem sucesso na redução da volatilidade da taxa de câmbio.

A inclusão das variáveis de surpresa macroeconômica não melhorou o ajuste do modelo (quinta coluna), uma vez que nenhum coeficiente relacionado a essas variáveis mostrou-se estatisticamente significativo.

Tabela 1. Estimativas das regressões com o log da variância realizada como variável dependente.

	REG1	REG2	REG3	REG4	REG5
$\alpha$	-10,23021 (2,2e-16 ***)	-10,22522 (2,2e-16 ***)	-1,54841 (8,265e-07 ***)	-1,55782 (6,540e-07 ***)	-1,55536 (5,989e-07 ***)
$\gamma_1$			0,157374 (5,101e-08 ***)	0,158471 (3,733e-08 ***)	0,155408 (6,374e-08 ***)
$\gamma_2$			0,305867 (4,587e-08 ***)	0,306388 (4,401e-08 ***)	0,307127 (4,286e-08 ***)
$\gamma_3$			0,410597 (2,836e-14 ***)	0,407865 (3,458e-14 ***)	0,411349 (2,876e-14 ***)
$\beta_0$	-0,221722 (0,0007581 ***)	-0,218884 (0,0008021 ***)	-0,120875 (0,0002614 ***)	-0,119847 (0,0002887 ***)	-0,046139 (0,50186)
$\beta_1$					0,032758 (0,66071)
$\beta_2$					-0,131865 (0,03578 *)
CPI		-0,360841 (0,0188219 *)		-0,096561 (0,4343987)	
GDP		0,107113 (0,6744011)		0,201077 (0,2781917)	
NFPR		0,033805 (0,7564566)		0,102125 (0,1789351)	
UR		-0,026248 (0,851786)		-0,047531 (0,6852932)	
SELIC		-0,085529 (0,4622353)		-0,019607 (0,8531255)	
PIM		-0,125192 (0,2142733)		-0,038568 (0,5570022)	
$R^2$ ajustado	0,01089	0,01225	0,3688	0,3679	0,3696

Fonte: Elaboração própria. Obs.: Esta tabela mostra os coeficientes estimados das regressões 1, 2, 3, 4, 5, que medem as estimativas das regressões com o log da variância realizada como variável dependente. As intervenções cambiais são variáveis dummies com valor +1 em caso de intervenção de compra de dólares, -1 para intervenção de venda de dólares e 0 caso contrário. Entre parênteses o p-valor do teste t. Níveis de significância 0 '\*\*\*' 0.001 '\*\*' 0.01 '\*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1.

Por fim, consideramos possíveis efeitos de antecipação e persistência da política de intervenção, incluindo *leads* e *lags* da variável *dummy* de intervenção no modelo HAR. Não encontramos evidências de persistência da política, mas encontramos efeito de antecipação. Na última coluna da tabela, o coeficiente  $\beta_2$  estimado mostra-se estatisticamente significativo e com sinal negativo. O coeficiente  $\beta_0$ , entretanto, não é estatisticamente significativo nesse caso. Isso significa que o efeito da intervenção sobre a volatilidade do câmbio ocorre dois períodos antes que ela ocorra, ou seja, há um efeito de antecipação. O  $R^2$  ajustado dessa regressão é 0,3696, um pouco maior do que o  $R^2$  ajustado da regressão HAR que inclui apenas a *dummy* de intervenção contemporânea (0,3688). Logo, podemos concluir que o efeito da intervenção do BCB no câmbio não se dá contemporaneamente, mas antecipadamente.

Na Tabela 2, apresentamos os resultados das regressões que tratam da contribuição das intervenções do BCB para o tamanho dos saltos. Na segunda coluna, apresentamos o resultado da regressão dos saltos positivos contra a variável *dummy* de intervenção. O coeficiente estimado  $\beta_0$  mostrou-se estatisticamente significativo e apresentou sinal negativo, indicando que a política de intervenção do BCB contribuiu para a redução dos saltos na volatilidade do câmbio real dólar no período considerado. Esse resultado se mantém mesmo quando controlamos para os possíveis efeitos de anúncios macroeconômicos (terceira coluna). Podemos observar que nenhum anúncio macroeconômico considerado contribuiu para o tamanho dos saltos. Podemos notar, ainda, que as regressões apresentam valores baixos para o  $R^2$  e  $R^2$  ajustado, mas isso é comum na literatura que relaciona saltos a intervenções e anúncios macroeconômicos.

Tabela 2. Resultados das regressões com os saltos como variável dependente.

	REG1	REG2
	0,0058489	5,84E-03
	(<2e-16 ***)	(<2e-16 ***)
$\beta_0$	-0,0019718	-1,99E-03
	(0,0263 * )	(0,0289 *)
CPI		-8,77E-04
		(0,6950)
GDP		7,56E-04
		(0,8615)
NFPR		8,46E-04
		(0,8495)
UR		-5,10E-04
		(0,8093)
SELIC		-6,17E-05
		0,9658
PIM		-6,30E-04
		(0,7118)
$R^2$ ajustado	0,02207	-0,008969
$R^2$	0,02757	0,03071

Fonte: Elaboração própria. Obs.: Esta tabela mostra os coeficientes estimados das regressões 1 e 2, que medem as estimativas das regressões com os saltos como variável dependente. As intervenções cambiais são variáveis *dummies* com valor +1 em caso de intervenção de compra de dólares, -1 para intervenção de venda de dólares e 0 caso contrário. Entre parênteses o p-valor do teste t. Níveis de significância 0 '\*\*\*\*' 0.001 '\*\*\*'.

## 5. Considerações finais

Neste trabalho, apresentamos uma análise sobre as intervenções do Banco Central do Brasil (BCB) no mercado cambial, decompondo a variabilidade total do retorno diário da taxa de câmbio Real-Dólar (americano) em seus componentes contínuo e de saltos. Para isso, utilizamos dados intradiários da taxa de câmbio Real-Dólar obtidos a partir da

base de dados *TickData* para o período de 07 de maio de 2008 a 12 de junho de 2017.

As intervenções dos bancos centrais no mercado cambial são práticas comuns em diversos países. É comum que bancos centrais façam intervenções no mercado de câmbio para diminuir a volatilidade cambial e apaziguar os mercados em períodos de crise. Por isso, os efeitos das intervenções dos bancos centrais sobre a taxa de câmbio têm sido muito estudados. Existem vários estudos que tratam dos efeitos dessas intervenções na volatilidade da taxa de câmbio.

A partir de nossa base de dados, encontramos evidências de que as intervenções do BCB na taxa de câmbio reduzem a volatilidade do câmbio dois períodos antes de sua ocorrência. Não encontramos evidências de persistência da política, mas encontramos efeito de antecipação.

Alguns dos trabalhos mencionados na revisão de literatura ressaltaram que essas intervenções nem sempre são significativas para reduzir a volatilidade do mercado de câmbio, como foi dito em Chamon *et al.* (2015) e Nogueira (2014). Porém, neste trabalho encontramos evidências de que as intervenções do BCB tiveram sucesso em reduzir a volatilidade do câmbio Real-Dólar no período analisado, no curto prazo. Esse resultado corroborou com o encontrado em Oliveira e Plaga (2011), Janot e Macedo (2016), Andrade e Kohlscheen (2014) e Dominguez (2006). Isso revela que a atuação da autoridade monetária pode ser importante para a estabilidade da moeda do país.

Com relação aos saltos, mostramos que as intervenções do BCB contribuíram para a redução dos saltos na volatilidade do câmbio Real-Dólar no período em questão. Observamos também que nenhum anúncio macroeconômico considerado contribuiu para o tamanho dos saltos.

Uma expansão natural deste trabalho consiste em analisar sub-períodos da amostra de dados de 2008 a 2017, de modo a separar os efeitos das intervenções durante o período do programa de intervenção programada (agosto de 2013 a março de 2015) e os demais períodos. Outra expansão possível é a análise de mais tipos de intervenção, além das intervenções via contratos de *swap* cambial. Também seria interessante trabalharmos com saltos intradiários ao invés de diários, com a intenção de medir o efeito das intervenções nos minutos imediatamente posteriores ou anteriores à sua realização.

## Referências

ANDERSEN, T. BOLLERSLEV, T. DIEBOLD, D. Roughing It up: Including Jump Components in the Measurement, Modeling, and Forecasting of Return Volatility. *The Review of Economics and Statistics*, V. 89, p. 701-720, No. 4 (Nov., 2007).

ANDERSEN, T.G.; BOLLERSLEV, T.; HUANG, X. (2011). A Reduced Form Framework for Modeling Volatility of Speculative Prices Based On Realized Variation Measures. *Journal of Econometrics*, 160:176–189.

ANDRADE, S., KOHLSCHIEEN, E. Official Interventions through Derivatives: Affecting the Demand for Foreign Exchange, *Journal of International Money and Finance*, v. 47, p. 202-216, 2014.

BARNDORFF-NIELSEN, O.E.; GRAVERSEN, S.E.; JACOD, J.; PODOLSKIJ, M.; Shephard, N. (2006). Limit Theorems for Bipower Variation in Financial Econometrics. *Econometric Theory*, 22:677–719.

BARNDORFF-NIELSEN, O.E.; KINNEBROCK, S.; SHEPHARD, N. (2010). Measuring Downside Risk–Realised Semivariance. In *Volatility and Time Series Econometrics: Essays in Honor of Robert F. Engle, T. Bollerslev, J. Russell, and M. Watson* (eds.), Oxford University Press, New York, USA.

BASTOS, E.; FONTES, P. Mercado de câmbio brasileiro, intervenções do banco central e controles de capitais de 1999 a 2012. Texto para Discussão. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, 2014.

CHAMON, M.; GARCIA, M.; SOUZA, L. FX interventions in Brazil: asynthetic control approach. Texto para Discussão n. 630. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2015.

CORSI, F. A Simple Long-Memory Model of Realized Volatility. University of Lugano, Switzerland, 2004.

CORSI, F. A Simple Long-Memory Model of Realized Volatility. *Journal of Financial Econometrics*, 7:174-263, 2009.

DAS, S. R. The surprise element: jumps in interest rates. *Journal of Econometrics*, 106: 27-65, 2002.

DOMINGUEZ, K. When do central bank interventions influence intra-daily and longer-term exchange rate movements? *Journal of International Money and Finance*, v.25, p.1051-1071, 2006.

EVANS, K. P. Intraday jumps and US macroeconomic news announcements. *Journal of Banking and Finance*, 35: 2511-2527, 2011.

FEDDERKE, J.; FLAMAND, P. Macroeconomic News ‘Surprises’ and the Rand/Dollar Exchange Rate. Cape Town University Working Paper Series, v. 18, 2005.

GARCIA, M., VOLPON, T. DNDFs: A More Efficient Way to Intervene in FXMarkets. Texto para Discussão n. 621. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2014.

GIOT, P.; LAURENT, S.; PETITJEAN, M. Trading Activity, Realized Volatility and Jumps. *Journal of Empirical Finance*, 17: 168-175, 2010.

JANOT, M.; MACEDO, L. Efeitos das Intervenções Cambiais sobre a Taxa de Câmbio Futura no Brasil. Banco Central do Brasil, 2016.

JOHANNES, M. The statistical and economic role of jumps in continuous-time interest rate models. *Journal of Finance*, 59: 227-260, 2004.

NAKASHIMA, P. Análise empírica das intervenções cambiais do Brasil usando dados de alta frequência. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2012.

NELSON, D. B.; CAO, C. Q. Inequality constraints in the univariate GARCH model. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10:229–235, 1992.

NOGUEIRA, L. As intervenções do Banco Central do Brasil no mercado de câmbio e seus efeitos no nível intradiário da taxa de câmbio. Fundação Getulio Vargas, 2014.

OLIVEIRA, F.; PLAGA, A. Eficácia das Intervenções do Banco Central do Brasil sobre a Volatilidade Condicional da Taxa de Câmbio Nominal. *RBE*, Rio de Janeiro, v. 65, n. 1, p. 71-92, 2011.

Banco Central do Brasil. <https://www.bcb.gov.br/pt-br/#!/c/noticias/214>. Acessado às 21:39 de 01 de Julho de 2018.

VITALE, P.; PAYNE, R. A transaction level study of the effects of central bank intervention on exchange rates. *Journal of International Economics*, V. 61, p. 331-352, 2003

VORTELINOS, D. The Effect of Macro News on Volatility and Jumps. *Annals of Economics and Finance*, v.16-2, p.425-447, 2015.