

# O impacto do fim da política monetária americana não convencional sobre a economia brasileira

The impact of the end of the non-conventional american monetary policy on  
brazilian economy

**Karlo Marques Júnior\***

UEPG, Brasil

karlomjunior@hotmail.com

**Adriane Conceição Galvão\***

UEPG, Brasil

adriane.orloski@gmail.com

---

**Resumo.** O objetivo principal deste trabalho é estimar os prováveis efeitos do *tapering* – volta da política monetária americana ao nível padrão, após o afrouxamento da monetário causado pela política de *quantitative easing* – sobre a economia brasileira. Os dados utilizados foram do período de julho de 1999 até outubro de 2015. As metodologias utilizadas foram: um modelo ARIMA estimado por máxima verossimilhança e os impactos sobre as variáveis macroeconômicas verificadas por vetor autorregressivo com correções de erros (VECM). Os resultados mostram que um aumento da taxa de juros americana tem influência sobre as variáveis da economia Brasileira. Entre as consequências de curto prazo estão: a desvalorização da taxa de câmbio, impacto negativo sobre o PIB, o aumento da inflação, além de uma melhora no saldo da balança comercial, seguida por uma deterioração.

**Palavras-Chave:** Modelos Econômicos, Política Monetária, Taxa de Câmbio.

**Abstract.** The main objective of this paper is to estimate the probable effects of tapering - the return of US monetary policy to the standard level, after the policy of quantitative easing - on the Brazilian economy. The study analyses data from July 1999 to October 2015. The methodologies used were: an ARIMA model estimated by maximum likelihood and the autoregressive vector with error corrections (VECM) in order to estimate the impacts on macroeconomic variables. The results show that an increase in the American interest rate has an influence on the variables of the Brazilian economy. Among the consequences are: the devaluation of the Real against the Dollar, negative impact on GDP, rising inflation, and an improvement in the balance of trade balance in the short term, followed by a deterioration.

**Key words:** Economic models, Monetary policy, Exchange Rate.

---

\* Universidade Estadual de Ponta Grossa. Praça Santos Andrade, n. 1, Centro, 84010-919, Ponta Grossa, PR, Brasil.

## Introdução

A crise financeira de 2008 levou o banco central americano - *Federal Reserves* (FED) – a adotar uma política de compra de ativos denominada *Quantitative Easing* (QE), que tinha como objetivo aumentar o estoque de moeda em circulação e reduzir a taxa básica de juros dos títulos americanos de curto prazo, a *Federal Funds Rate* (FFR), deixando-a próxima ou igual a zero, afim de estimular a economia americana. Esta ação pode ser dividida em três rodadas diferentes: QE1, QE2 e QE3.

Segundo Biage *et al.* (2016), o QE1 tinha como objetivo agir especificamente no mercado de hipotecas, que foi o mais afetado pela crise, e recuperar a confiança dos agentes econômicos. O QE2 pretendia reduzir as taxas de juros de longo prazo. E em QE3, o FED voltou a comprar títulos privados securitizados no mercado imobiliário.

Os efeitos desta política monetária não convencional foram diversos. Em um primeiro momento, a grande disponibilidade de dólares levou investidores a buscarem ativos com maiores retornos, porém com maiores riscos. Os países emergentes foram os mais atingidos e estes investimentos trouxeram maior liquidez às suas economias, como também apreciação das moedas domésticas frente ao dólar, o que prejudicaria a competitividade dessas economias.

No caso do Brasil, o grande fluxo de capital estrangeiro trouxe a valorização do real frente ao dólar, diminuição da taxa de juros e aumento do crédito. Porém, em 2013, o FED anunciou que se a economia continuasse a melhorar poderia considerar a retirada gradual dos estímulos na economia americana. Todavia, com o objetivo de manter os estímulos monetário à economia, o FED apenas realizou um pequeno aumento da taxa de juros em 2015. A volta à taxa de juros padrão, isto é, distante de zero, foi adiada e está prevista para ocorrer gradativamente ao longo do ano de 2018. Este processo de retirada gradual dos incentivos da política monetária de *quantitative easing*, preparando um ambiente para a retomada da taxa de juros para níveis

convencionais, ficou conhecido na literatura como *tapering*.

Considerando a relação da paridade de juros, os investidores reterão somente os títulos com a taxa de retorno esperada mais elevada após considerar os custos de transação e os riscos de tais operações. Com isto, um aumento da taxa básica de juros da economia americana, para uma dada taxa básica de juros brasileira, SELIC, e uma dada percepção de risco por parte do mercado financeiro, afeta a economia brasileira por meio da desvalorização da taxa de câmbio, tendo impactos na balança de pagamentos, na produção e renda agregada de curto prazo e na inflação.

Uma vez que as decisões dos agentes econômicos são sensíveis a mudanças no valor de equilíbrio dessas variáveis afetadas pela política monetária do FED, torna-se importante um estudo de como será a reação das variáveis macroeconômicas brasileiras frente a choques positivos na taxa FF. Como resposta a tais choques, pode-se esperar uma desvalorização cambial e um respectivo impacto sobre o nível de preços com efeitos não desejáveis. Efeitos positivos esperados podem se dar pela maior competitividade dos produtos nacionais devido à desvalorização cambial, porém é importante lembrar que há uma extensa literatura empírica que versa sobre os efeitos adversos da volatilidade das taxas de juros sobre as exportações da economia brasileira, como pode ser verificado em Carmo e Bittencourt (2014).

Um aumento da taxa de inflação – devido à desvalorização cambial – e uma elevada volatilidade desse indicador, podem dificultar a elaboração de projetos de investimentos de médio e longo prazo por parte das firmas, uma vez que dificultam a projeção de seus fluxos de caixa. Consequentemente, essa maior incerteza em relação à decisão de investir reduz o produto potencial e efetivo da economia, o que alimenta o círculo vicioso que prejudica os investimentos das firmas, uma vez que reduz as vendas esperadas.

Em uma economia em que a autoridade monetária segue uma regra de metas de inflação para decidir o comportamento da taxa de juros da política monetária – a SELIC no caso brasileiro – pode-se esperar que uma

elevação do nível de preços seja seguida por um aumento na taxa de juros ao longo de toda curva de rendimento dos mais diversos ativos. Por um lado, o compromisso com o regime de metas e a utilização de uma regra de Taylor para operar a política monetária possibilitam o amortecimento das pressões inflacionárias causadas pelo choque positivo da FFR. Por outro lado, a alta sobre as diversas taxas de juros de uma economia eleva o custo de oportunidade do investimento em capital fixo, direcionando a poupança agregada para títulos públicos, bem como encarece o crédito para investimentos em bens de capital.

Dada a apresentação acima, o objetivo desta pesquisa é, portanto, verificar se a política monetária não convencional americana afeta a economia brasileira e em que sentido. Os dados utilizados são de julho de 1999 a outubro de 2015 e são elaborados pelo Banco Central do Brasil (BACEN), Banco Central Americano (FED), Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sendo que algumas séries foram coletadas de compilações do IPEADATA.

Espera-se que as consequências iniciais na economia brasileira com o aumento da taxa de juros americana seja a depreciação do real frente ao dólar e o aumento da inflação, porém o efeito positivo poderia ser observado na balança comercial. Desta forma, o efeito sobre o PIB real é ambíguo: este pode ser favorecido pela maior competitividade dos produtos nacionais ou prejudicado pelos efeitos da inflação e da elevação dos custos dos insumos importados. De todo modo, a institucionalização do regime de metas de inflação deve proporcionar uma rápida convergência das variáveis para o nível de equilíbrio.

Primeiramente, no que diz respeito aos exercícios empíricos, utilizou-se um modelo ARIMA, estimado por máxima verossimilhança, para verificar se há um impacto do aumento da taxa do *federal funds rates* (FFR) na taxa real de câmbio brasileira (R\$/US\$). Em caso positivo, se configuraria um mecanismo de transmissão da política monetária do FED sobre a economia brasileira. As respostas das demais variáveis macroeconômicas em relação a esse choque

de juros externos, ou seja, a projeção dos efeitos da política de *tapering* - fim do *quantitative easing* - sobre a economia brasileira, serão verificadas pelo modelo de Vetor Autorregressivo (VAR).

A apresentação deste trabalho está dividida em cinco seções incluindo esta introdução. Na segunda seção será abordada a revisão de literatura; na terceira seção haverá a exposição da metodologia utilizada no trabalho para verificar as relações levantadas no parágrafo anterior; a quarta seção se destina à análise de resultados dos modelos empíricos e finaliza-se o artigo com a apresentação das conclusões de pesquisas e das considerações finais.

## Aspectos teóricos

A política monetária estabelece a oferta de moeda, crédito e as taxas de juros no país, controlando assim a liquidez do sistema econômico. Por meio da taxa de câmbio a política monetária de uma grande economia, como a dos Estados Unidos, afeta as demais economias do globo, sobretudo economias emergentes e com um amplo mercado de ativos financeiros que garante elevada liquidez dos títulos públicos, como no caso da economia brasileira.

Na percepção de Gadelha (2006), a abordagem das paridades das taxas de juros está presente na maioria das modelagens de economias abertas, sob a alegação de não existir possibilidade de controle independente sobre a taxa de juros real para uma economia individual, sendo determinadas pela taxa da economia mundial, no caso de perfeita mobilidade de capitais. Trata-se, portanto, da “relação entre a expectativa de desvalorização da moeda e o diferencial da taxa de juros, dado pela diferença entre a taxa nominal de juros doméstica e a taxa internacional de juros, adicionado o prêmio de risco” (Gadelha, 2006, p. 30).

Para Conti, Prates e Plihon (2014), a taxa de juros de um país pode ser desagregada pelos seguintes elementos: taxa básica de juros da economia, variação cambial esperada, prêmio pela liquidez e risco-país. No que diz respeito ao prêmio pela liquidez,

pode-se citar os componentes endógenos e exógenos. Sendo estes últimos associados aos riscos dos ativos de mercado, que são mais elevados em países com tendência a volatilidade das taxas de câmbio e juros. O risco-país pode ser dividido em: risco político, que está ligado a mudanças nas condições normativas do ambiente de investimento, principalmente o risco de *default* das obrigações da dívida pública e; em risco de mercado, que inclui riscos cambiais e de mudança nas taxas de juros.

A influência dos fatores monetários sobre a taxa de juro, será diferente dependendo de a mudança ter sido ou não prevista. No caso do aumento da taxa externa, os choques de política monetária representam componentes esporádicos, não controlados pelas autoridades monetárias locais.

De acordo com Omoto, Dias e Dias (2005), os choques de política monetária apresentam três interpretações econômicas. A primeira é que os choques refletem as mudanças das preferências do Banco Central, a segunda interpretação é a de que a política monetária pode ter efeitos ampliados devido às expectativas dos agentes. E, a terceira é que os choques refletem fatores técnicos do Banco Central.

Segundo Canova (2005), choques monetários nos Estados Unidos produzem flutuações significativas na América Latina, e a taxa de juro é a principal propagadora destes distúrbios monetários, sendo que um choque de contração monetária americana causa significativa e instantâneo aumento da taxa de juros na América Latina, acompanhada por entrada de capitais, aumento nos preços, depreciação da taxa real e melhoramento da balança comercial. Embora existam diferenças nas respostas dos países com taxa de câmbio flutuante em relação àqueles com taxa não flutuante, essas diferenças têm mais a ver com a magnitude dos efeitos do que com o mecanismo de transmissão.

Uma especificação para o comportamento da taxa de câmbio real pode ser dada por:

$$e_t = \alpha_1 - \alpha_2(i_t - i_t^*) + \alpha_3 R_t + u_t$$

Em que  $e_t$  é o logaritmo natural da taxa de câmbio real no período  $t$ ,  $(i_t - i_t^*)$  é a diferença entre a taxa de juros nacional (SELIC no caso brasileiro) e a externa (FFR no caso americano),  $R_t$  é o risco de default dos títulos de dívida pública nacionais e  $u_t$  é um termo de erro estocástico. Equação semelhante para o Brasil foi apresentada em Blanchard (2004, p.21) e será estimada no presente trabalho.

No Brasil, relata Prates (2010), o regime de câmbio flutuante tem início em 1999 e substitui o regime de câmbio administrado de "bandas cambiais" em operação desde março de 1995. Segundo a autora, tal regime sofre ataques especulativos ao longo do segundo semestre de 1998, e a economia brasileira observa o esgotamento das reservas cambiais e, portanto, a autoridade monetária se torna incapaz de sustentar o limite superior da faixa de flutuação.

Entre janeiro de 1999 a dezembro de 2002, apesar do alto grau de abertura financeira da economia brasileira, não se observou efeitos concretos na primeira fase de vigência do regime de câmbio flutuante no Brasil. Farhi (2006, p. 6) afirma que: "se verificou uma escassez estrutural de vendedores, diante da magnitude dos compromissos externos, da demanda por cobertura de riscos para investimentos estrangeiros já realizados, além de forte demanda especulativa".

Prates (2010) mostra que o período de janeiro de 2003 a junho de 2007 foi uma fase de otimismo no Brasil. Em um primeiro momento, de janeiro de 2003 a novembro de 2004, o BACEN praticamente não interveio no mercado do câmbio. O período de dezembro de 2004 a junho de 2007 caracteriza-se pelo retorno do Bacen ao mercado de câmbio na ponta compradora dos seus dois segmentos, à vista e futuro. Para o autor, no contexto de queda de risco, houve um estímulo ao ingresso de capital de curto prazo que buscava ganhos de arbitragem, o que possibilitou uma apreciação cambial entre setembro de 2004 e dezembro de 2006.

No período de 2008/2009, a gestão de política cambial no Brasil seguiu o mesmo padrão da fase de alta do ciclo de liquidez internacional. Como expõe Prates (2010), o

Bacen manteve-se ativo no mercado cambial, construindo um “colchão de liquidez em moeda estrangeira” (Prates, 2010, p.35) e suavizando a volatilidade cambial, sem intenções claras de influenciar a tendência de apreciação cambial. Neste período foi intensa a venda de *swaps* cambiais reversos.

Na visão Leite *et al.* (2015), em reflexo à crise financeira de 2008/2009, bancos centrais ao redor do mundo optaram por reduzir as suas taxas básicas de juros no intuito de estimular suas economias, como foi o caso do Banco Central americano. Neste contexto, constituiu-se a chamada política monetária não convencional, através de “um programa de afrouxamento monetário, mais conhecido como *Quantitative Easing* (QE)” (Lellis Junior, 2015, p. 08).

Em virtude destas mudanças, países com economias emergentes sofreram impactos diretos desta nova condição mundial, como o grande aumento do fluxo de capital estrangeiro, o que contribuiu para a valorização da moeda doméstica e para o aumento do mercado de crédito. Lellis Junior (2015) indica que no Brasil, embora o excesso de liquidez tenha causado o aumento de crédito, posteriormente poderia acarretar instabilidade no mercado financeiro.

A taxa de juros nominal americana efetiva, a FFR, apresenta uma tendência de baixa e se desloca de 5,25% ao ano, em julho de 2007, para 2% em junho de 2008. Posteriormente, a taxa atingiu valores abaixo de 1% a.a., depois de setembro do ano de 2008, configurando a *zero interest-rate policy* (ZIRP) e chega a um mínimo de 0,15% ao ano em janeiro de 2009. Em 2016, o FED continua a operar com taxa abaixo de 1%, com o teto de sua meta em 0,5% ao ano.

Já o Banco Central do Brasil reduz a meta da taxa SELIC gradativamente de 14,25% a.a., em outubro de 2006, até alcançar o patamar de 11,25% em setembro de 2007, valor que se mantém até março seguinte, quando inicia uma elevação gradual que atinge 13,75% a.a. em setembro de 2008. A taxa SELIC apresenta considerável volatilidade até o início de 2014, sobretudo com o advento da chamada Nova Matriz Econômica, e alcança 14,25 % em 2015, valor

que se mantém ao longo de 2016. Em período análogo, a taxa de câmbio nominal cotava o dólar a R\$2,17 ao final de julho de 2006, quando se inicia uma forte valorização cambial e a moeda americana passa a ser cotada a R\$1,87 um ano depois, até alcançar uma cotação mínima de R\$1,56 em julho de 2008.

Também foi observada uma tendência de alta na inflação mensal. O IPCA-15 apresentou uma inflação média mensal de 0,28% no período de junho de 2006 a dezembro de 2007, contra uma média mensal de 0,62% entre dezembro de 2007 e julho de 2008, o que fornece indícios da dificuldade de se manter uma política monetária não convencional em uma economia emergente como a brasileira.

Barbosa Filho (2010) afirma que, embora o objetivo explícito da política de QE do FED, que injetara a quantia de US\$ 600 bilhões para compra de títulos, seja o de “criar o incentivo ao investimento e ao consumo através de uma redução da taxa de juros de longo prazo dos papéis privados (por arbitragem)” (Barbosa Filho, 2010, p.8), esta política desencadeou outras consequências sobre a economia global. Segundo o autor, o “aumento da liquidez reduz o valor relativo do dólar em relação a outras moedas, depreciando o mesmo” (Barbosa Filho, 2010, p.8). No caso brasileiro, essa apreciação da taxa de câmbio R\$/US\$ reduz a competitividade dos produtos brasileiros em relação aos americanos.

As declarações feitas pela presidente do Brasil Dilma Rousseff e pelo ministro da fazenda Guido Mantega, em 2012, de que as políticas monetárias fortemente expansionistas do FED e do Banco Central Europeu significavam uma “guerra cambial” e uma forma “perversa de protecionismo” (PT no Senado, 2012), chamaram a atenção da imprensa especializada, dos *policy makers* e dos economistas ao redor do mundo.

Neste contexto, Fratzscher, Lo Duca e Straub (2012) testam a hipótese de *spillovers* da política monetária não convencional do Federal Reserve sobre a economia de países emergentes. Os autores concluem que no QE1 as medidas do FED foram eficazes para fomentar o mercado de ações nos Estados

Unidos e neste grupo de países, e também resultaram em uma realocação de recursos nos portfólios com saídas de capital dos países emergentes em direção aos EUA, justamente em um período de escassez de liquidez. Porém, no QE2, quando os mercados financeiros emergentes se normalizavam, ocorreu um fluxo de capital no sentido contrário, provocando uma desvalorização do dólar no mercado internacional. Vale lembrar que o Real foi uma das moedas que mais valorizaram no período em questão, apresentando uma volatilidade, que torna o processo ainda mais prejudicial às exportações.

No entanto, não só as operações do QE afetam o fluxo de capital global e as taxas de câmbio, mas o próprio anúncio de medidas, embora o reequilíbrio no portfólio seja mais significativo quando as operações se efetivam.

E ainda, Fratzscher, Lo Duca e Straub (2012) concluem que, embora as preocupações dos *policy makers* das economias emergentes tenham fundamentos, estes não são meros “observadores inocentes”. A razão desta declaração é a de que os efeitos do QE sobre a volatilidade da taxa de câmbio e dos preços dos ativos nestas economias estão relacionados aos respectivos riscos país e à solidez de suas instituições. Neste sentido, a consistência das políticas domésticas, incluindo uma baixa intervenção na taxa de câmbio e fortes instituições de políticas econômicas, ajudam as economias emergentes a se isolar dos *spillovers* da política monetária americana.

Ishi, Stone e Yehoue (2009, p.11-12) explicam que, com a contração do crédito no mercado internacional, durante a crise financeira de 2007-2008, as economias emergentes inicialmente adotaram políticas monetárias e creditícias não convencionais. Porém, a partir de setembro de 2008, tais países iniciaram um processo de elevação das suas taxas de juros, uma vez que precisaram lutar contra as pressões inflacionárias e o forte influxo de capital proporcionado pelas oportunidades de retornos nos países emergentes frente às taxas de juros próximas a zero nas economias desenvolvidas. Esse padrão de

comportamento no mercado financeiro global levou a uma grande volatilidade das taxas de câmbio das economias emergentes, culminando com uma considerável apreciação cambial, como ocorreu no Brasil.

Em 2013, melhores perspectivas econômicas nos EUA e o anúncio do FED de que se a economia americana continuasse neste ritmo poderia considerar reduzir os estímulos monetários, fizeram com que os mercados reagissem, resultando no fortalecimento do dólar e na elevação da taxa de juros no mercado mundial.

A taxa de desemprego nos EUA, que chegou a ultrapassar os 10% em 2009, fechou o ano de 2016 abaixo dos 5%, o que proporcionou condições para a elevação da FFR. Desta forma, em dezembro de 2015 a meta para a taxa FFR subiu para o intervalo entre 0,25 e 0,50% e em dezembro de 2016 ocorreu um novo aumento, agora para o intervalo de 0,50 e 0,75%. Novos aumentos têm ocorrido, sendo que em março do ano de 2018, a FFR passou a operar entre 1,50% e 1,75%.

Essa saída gradual da política de *quantitative easing* é chamada na literatura econômica de *tapering* e pode afetar em menor ou maior grau o comportamento das variáveis macroeconômicas de uma economia emergente com conta de capital relativamente aberta, como é o caso da economia brasileira.

O aumento da taxa de juros americana, deverá elevar os rendimentos de títulos e depósitos bancários, tornando assim a economia brasileira ainda mais vulnerável às saídas de capital. Lellis Junior (2015) sugere que este aumento da taxa de juros americana impactará no deslocamento para cima da curva de juros, na depreciação do real em relação ao dólar e na queda do índice IBOVESPA.

Para Eichengreen e Gupta (2015), os impactos negativos já eram observados nas economias emergentes com o advento do anúncio de *tapering*, sendo seus efeitos, em termos de depreciação cambial e declínio no mercado de ações, sentidos mais fortemente pelos países que permitiam a apreciação da taxa de câmbio real e um amplo déficit na conta corrente antes mesmo da política de

QE. Por fornecer maior facilidade para os investidores reequilibrarem seus portfólios, os países com maior mercado financeiro e que apresentam ativos com maior liquidez também estão sujeitos a maior pressão sobre a taxa de câmbio com a reversão da política monetária não convencional.

Analisando os efeitos dessa nova conjuntura financeira internacional sobre a economia brasileira, Prates e Cunha (2014) destacam que o Brasil foi considerado pela Morgan Stanley como um dos “cinco frágeis” que seriam os países “mais vulneráveis à progressiva normalização das condições monetárias nos Estados Unidos devido aos elevados déficits em transações correntes, altas taxas de inflação e/ou desaceleração do crescimento” (Prates e Cunha, 2014, P.10). Desta forma, torna-se útil verificarmos os potenciais efeitos sobre a economia brasileira da sequência da política de *tapering* nos Estados Unidos.

## Metodologia e base de dados

Essa seção tem como objetivo apresentar as fontes da base de dados utilizada no trabalho, bem como as técnicas utilizadas para: (i) verificar se há um mecanismo de transmissão entre a política monetária americana e a economia brasileira – no caso o modelo autorregressivo integrado com média móvel (ARIMA); e (ii) estimar as funções impulso-resposta que indicam quais as respostas das variáveis macroeconômicas nacionais a um choque da FFR- para isso foi utilizado um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR).

### Base de dados

Para atender aos objetivos desta pesquisa, os dados utilizados foram: Selic Over Real, Saldo da Balança Comercial em US\$ (milhões) e PIB Real, disponibilizados pelo BACEN; Embi: compilado pelo IPEADATA por meio da base de dados do JP Morgan; IPCA e Taxa de Câmbio real (R\$/US\$) fornecidos pelo IBGE; e *Effective Federal Funds Rate*, coletados juntos à base de dados do FED, a FRED. A série de dados utilizada compreende o período a partir de julho de 1999 até outubro de 2015. Todas as

variáveis reais foram deflacionadas pelo índice IPCA (dezembro 1993=100), exceto a taxa de juros real dos Estados Unidos, que será chamada de FFR Real e foi deflacionada pelo *consumer price index* (CPI), também fornecido pela base de dados do FED.

### Modelo autorregressivo integrado com média móvel – ARIMA

Segundo Gujarati (2011), a metodologia Box-Jenkins (BJ), usado para designar as propriedades de um modelo ARIMA, tem ênfase na análise probabilística, ou estocástica, das propriedades de uma determinada série temporal. Ao contrário dos modelos de regressão, no qual  $Y_t$  é explicado por  $k$  regressores  $X_1, X_2, X_3, \dots, X_k$ , os modelos de séries temporais do tipo BJ permitem que  $Y_t$  seja explicado pelos valores passados, ou defasados do próprio  $Y$  (AR), e pelas médias móveis dos termos de erro estocástico (MA). O método consiste nas seguintes etapas:

- I. Identificação: neste estágio descobre-se os valores apropriados de  $p$  (o grau do componente autoregressivo, AR),  $d$  (o grau do componente de médias móveis, MA) e  $q$  (quando se há um processo do tipo ARIMA), através do auxílio do correlograma e do correlograma parcial.
- II. Estimação: após a identificação dos valores apropriados de  $p, d$  e  $q$ , o próximo estágio é estimar os parâmetros dos termos autorregressivos e dos termos de média móvel incluídos no modelo.
- III. Verificação do diagnóstico: após a escolha de um modelo ARIMA específico, e estimado seus parâmetros, a próxima etapa é verificar se o modelo selecionado se ajusta aos dados. Então, realiza-se o teste para verificar se os resíduos estimados são ruídos brancos. No caso positivo, pode-se aceitar o ajuste especificado e realizar a previsão.

### Processo autorregressivo (AR)

Para de Gujarati (2011) em um processo autorregressivo de primeira ordem, normalmente designado como AR (1), o valor de  $Y_t$  em relação depende de sua

defasagem em um período e de um termo estocástico,  $u_t$ . Isto é, o valor imediatamente anterior da variável dependente explica o seu comportamento em uma proporção  $\alpha_1$ .

$$(Y_t - \delta) = \alpha_1(Y_{t-1} - \delta) + u_t$$

Os valores de  $Y$  são expressos como desvios com base em um valor médio  $\delta$ .

#### Processo de média móvel (MA)

O processo AR não é apenas um mecanismo que pode ter gerado uma série  $Y_t$ . Uma outra condição possível é o processo de média móvel, em que:

$$Y_t = \mu + \beta_0 u_t + \beta_1 u_{t-1}$$

Em que  $\mu$  é uma constante e  $u$ , como antes, é um termo de erro estocástico de ruído branco. Aqui  $Y$  no período  $t$  é igual a uma constante mais uma média móvel dos termos de erro atuais e passados. Neste caso, dizemos que  $Y$  segue um processo de média móvel de primeira ordem, ou um MA (1) (Gujarati, 2011).

Ainda há a possibilidade de que  $Y$  seja gerado por ambos processos, caracterizando um processo do tipo ARMA. Adicionalmente, um componente pode ser designado para o número de diferenças necessárias para que a série  $Y$  seja estacionária, isto é integrada de ordem zero  $I(0)$ , caracterizando uma série temporal autorregressiva integrada de médias móveis, ARIMA.

#### Vetores autorregressivos – VAR

Os modelos de vetores autorregressivos (VAR) surgiram na década de 80 como resposta às críticas ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais.

Os modelos VAR examinam relações lineares entre cada variável e os valores defasados dela própria e de todas as demais variáveis,

impondo como restrições à estrutura da economia somente: a escolha do conjunto relevante de variáveis e do número máximo de defasagens envolvidas nas relações entre elas (Brasil, 2004, p. 106).

O número de defasagens é normalmente escolhido com base em critérios estatísticos, como os de Akaike<sup>1</sup> ou Schwarz<sup>2</sup>.

Neste caso, conforme explica Wooldridge (2011), modelamos várias séries em termo de seus próprios passado. Desta forma, uma autorregressão vetorial de duas séries  $Y$  e  $Z$ , poderá ser semelhante ao que se segue:

$$Y_t = \theta_0 + \sigma_1 Y_{t-1} + \varphi_1 Z_{t-1} + \sigma_2 Y_{t-2} + \varphi_2 Z_{t-2} + \dots + u_{1t}$$

e

$$Z_t = \eta_0 + \tau_1 Y_{t-1} + \lambda_1 Z_{t-1} + \tau_2 Y_{t-2} + \lambda_2 Z_{t-2} + \dots + u_{2t}$$

Em que os termos de erro possuem valor esperado zero. Ainda segundo Wooldridge (2011), um modelo autorregressivo univariado pode ser útil para realizar previsões sobre a série  $Y$ , mas nada nos impede de adicionar outras variáveis defasadas ao modelo, como nos mostram as equações (4) e (5). E ainda, temos que o estimador de MQO é eficiente para estimar tais equações quando se inclui defasagens suficientes de cada variável e a hipótese de homocedasticidade é atendida.

#### O modelo empírico

A estratégia empírica utilizada no trabalho será dividida em duas partes. Na primeira parte, será verificado se há um mecanismo de transmissão em que o diferencial da taxa de juros ( $i - i^*$ ) afete a taxa de câmbio e como variável de controle será usado, como *proxy* para o risco de *default*, o índice EMBI. Para isso, primeiro será estimada uma aproximação da equação, usando um modelo ARIMA – estimado por

<sup>1</sup> O critério de AKAIKE é definido como:  $Aic = e^{\frac{2k}{n} \cdot \frac{SQR}{n}}$ , em que  $k$  é o número de regressores (incluindo o intercepto) e  $n$  é o número de observações. Ao comparar os dois modelos, o escolhido será aquele que apresentar o menor AIC.

<sup>2</sup> A estatística Schwarz, é semelhante ao AIC, o critério SC é definido como:  $SC = n^{\frac{k}{n}} \cdot \frac{SQR}{n}$ , esta estatística apresenta uma punição mais dura que a anterior. Assim como o AIC, ao comprar dos dois modelos, o escolhido será aquele que apresentar o menor valor.

máxima verossimilhança condicional. Os resultados serão apresentados respectivamente na Tabela 1. Processo este semelhante ao usado em Blanchard (2004).

Na segunda parte, será trabalhado um modelo com vetores autoregressivos (VAR) para previsão dos efeitos de um aumento (choque) da taxa de juros real americana, a FFR real, sobre variáveis macroeconômicas importantes. Tais variáveis sujeitas aos efeitos de um choque da FFR são: taxa de câmbio real, taxa de inflação medida pelo índice IPCA, taxa SELIC real, PIB real da economia brasileira e o saldo da balança comercial brasileira em dólares. Os efeitos poderão ser verificados por meio das respectivas funções impulso-respostas, contidas na Figura 1.

*Modelo ARIMA: verificando a presença de um canal de transmissão entre a política monetária americana e a economia brasileira*

A equação apresenta a especificação do modelo ARIMA estimado por máxima verossimilhança condicional. A diferença na especificação teórica entre este modelo e o anterior, é a presença de um componente autoregressivo para a taxa de câmbio real, que pode ser justificado uma vez que se espera um efeito inercial desta variável.

$$\text{Câmbio Real}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{câmbio real}_{t-1} + \alpha_2 \text{dif. juros real}_t + \alpha_3 \text{EMBI}_t + u_t$$

**Tabela 1.** ARIMA (Estimado por Máxima verossimilhança condicional).

**Table 1.** ARIMA (conditional maximum likelihood method).

Câmbio Real	Coefficiente
Constante	11,2391*** (5,3230)
Câmbio real t-1	0,8710*** (40,4765)
EMBI	0,0135*** (6,0102)
Dif. juros real	-0,5078** (-2,2419)
Nº de observações	195
Log da verossimilhança	-612,7902
Critério de Schwarz	1246,672
Critério de Akaike	1233,580

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados coletados pela pesquisa com auxílio do software Gretl.

Nota: Os números entre parênteses representam a estatística z dos estimadores e os asteriscos representam o nível de significância. Significativos a 1% são denotados por \*\*\*, 5% são denotados por \*\* e 10% são denotados por \*.

Os coeficientes foram significativos a 1%, com exceção do diferencial de juros, que foi significativo a 5%. Como era esperado, o coeficiente para o diferencial da taxa de juros é negativo, isto é, aumento da taxa de juros nos Estados Unidos ocasiona a desvalorização do real frente ao dólar. Tal resultado sugere que há um canal de transmissão entre a política monetária americana e a economia brasileira. Realizou-se o teste de Fator de Inflacionamento da Variância (FIV) que não identificou colinearidade entre os dados. Por fim, o teste LM não identificou autocorrelação entre os resíduos do modelo a 10% de significância.

A identificação do modelo se deu por meio da função de correlação amostral (ACF) e da função de correlação amostral parcial (PACF) que estão identificadas no correlograma da Figura 2 no Apêndice. Neste caso, identificou-se que um modelo AR (1) seria o mais adequado para representar o comportamento da série temporal do câmbio real. Para o diagnóstico do modelo, obteve-se um correlograma dos resíduos que se encontram na Figura 3 do Apêndice e identifica que estes são ruídos brancos. Esta figura mostra que nenhuma autocorrelação e autocorrelação parciais dos resíduos é estatisticamente significativa, sugerindo que não há necessidade de procurar outro modelo ARIMA mais adequado.

*Modelo VAR: estimando os efeitos de uma elevação na taxa de juros americana sobre a economia brasileira.*

Nesta subseção serão apresentados os resultados das funções impulso resposta estimadas por um modelo VAR para as respostas de variáveis macroeconômicas em relação a um choque na FFR. Uma vez que todas variáveis que compõem o modelo são integradas de primeira ordem, de acordo com o teste de *dickey fuller* aumentado GLS e cointegradas, de acordo com o teste de cointegração de Engle e Granger, exibido na Figura 5 do Apêndice, estimou-se um modelo com vetor de correção de erros, chamado VECM. Trata-se de uma adaptação do modelo VAR para séries não estacionárias e cointegradas.

Como explica Bueno (2008), quando as séries são integradas de ordem 1, a teoria da cointegração indica que, para um resíduo estacionário, usa-se essa informação para ajustar melhor o modelo VAR e, nesse caso, tem-se um modelo VECM. Em outras palavras, pode-se “reescrever o modelo original de tal maneira que os resíduos entram explicitamente no VAR resultante” (Bueno, 2008, p. 210). Devido a esse ajuste, o modelo passa a ser chamado de VECM.

A demonstração dos exercícios de previsão será feita através das chamadas funções impulso resposta, onde o impulso é causado pela FFR real e as respostas se dão sobre a taxa de câmbio real; o PIB real; a taxa SELIC real; a inflação, medida pelo índice IPCA e, finalmente, sobre o saldo da balança comercial brasileira. A seleção de defasagens foi escolhida pelo critério de informação de Akaike e Schwarz, que indicou que a defasagem ideal seria a de dois períodos, como demonstrado na Figura 4 do Apêndice. Os gráficos, contidos na Figura 1, resumem as relações estimadas pelo modelo VECM, como explicado na sequência desta subseção.

Os resultados das funções Impulso-Resposta apontam que, ocorrendo uma variação positiva de um desvio padrão na FFR real, mantido tudo o mais constante, o câmbio real sofre uma pequena queda de aproximadamente  $\frac{1}{4}$  de desvio padrão nos primeiros meses e depois desvaloriza

rapidamente por volta do quinto mês, atingindo um patamar maior do que o antes do choque aproximadamente no sétimo mês.

Na sequência, continua a tendência de alta do dólar de forma mais branda até o 20º mês aproximadamente, atingindo uma desvalorização de um desvio padrão. Essa relação é importante, uma vez que a taxa de câmbio é um dos principais canais de transmissão dos efeitos da política monetária americana sobre a economia brasileira.

Em seguida, observamos o comportamento do índice de preços IPCA, que apresenta, como resposta a uma elevação da taxa FFR real, uma inflação que alcança seu pico de dois desvios padrões entre o quinto e sexto mês após o choque. É possível deduzir que tal fenômeno econômico se deve aos efeitos inflacionários da própria expectativa de desvalorização cambial. Deve-se notar que a inflação perde forças após esse período e, por volta do décimo quinto mês, o índice IPCA alcança um patamar menos elevado do que o observado antes do choque.

Esta contração posterior da inflação, embora pareça inicialmente um evento contraintuitivo, pode ser explicada pelo arrefecimento das atividades econômicas, sugeridas pela queda do PIB no terceiro quadrante do gráfico, bem como pelo aumento da taxa SELIC – que segue uma regra de metas de inflação – como verificado no quarto quadrante. Ambos os fenômenos serão explicados a seguir.

A taxa básica de juros real que remunera os títulos públicos de curtíssimo prazo em circulação no mercado interbancário, a SELIC real, se eleva após o choque da FFR real. Isso ocorre pelo fato de a autoridade monetária brasileira operar a política monetária em um regime de metas de inflação, seguindo uma regra de política monetária. Deste modo, a elevação do índice IPCA faz com que o Banco Central atue no mercado interbancário no sentido de elevar a taxa de juros para, conseqüentemente, conter a inflação.

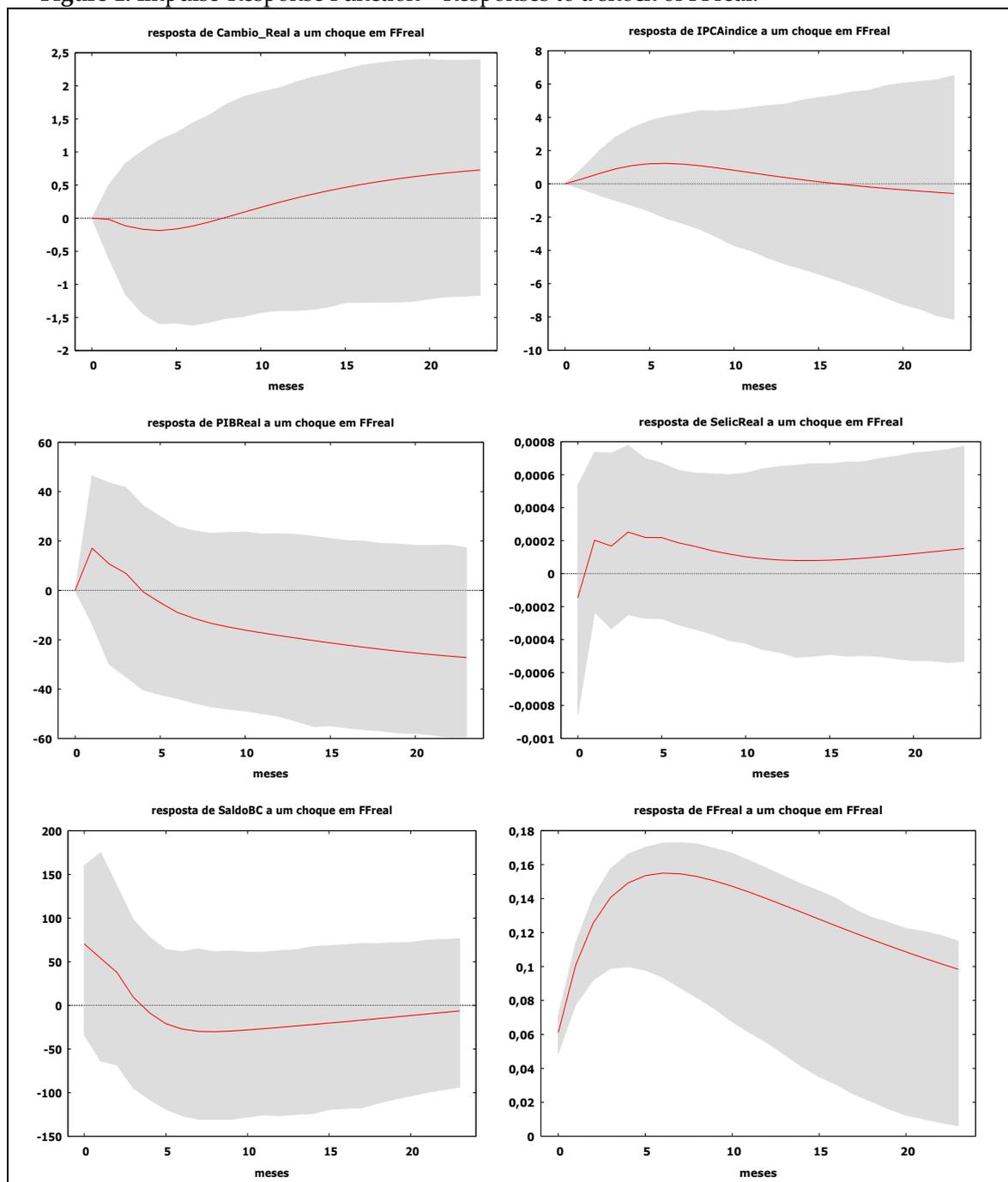
O saldo da balança comercial, medido em milhões de dólares, tem uma resposta inicialmente positiva frente ao choque da

FFR real como era de se esperar, devido à desvalorização cambial. Porém, na sequência, tal saldo atinge um patamar inferior ao equilíbrio inicial, como verificado no quinto quadrante. Há explicações admissíveis para esse fenômeno, tais como

uma perda de competitividade média do produto brasileiro devido a uma potencial perda de produtividade causada pela alta dos juros, pela alta dos custos com insumos importados e pela inflação.

**Figura1.** Função Impulso-Resposta – Respostas a um choque de FFreal.

**Figure 1.** Impulse-Response Function – Responses to a shock of FFreal.



Fonte: Elaborado pelos autores.

## Considerações finais

A política monetária não convencional americana trouxe consequências a vários países, incluindo o Brasil. Em resposta à grande disponibilidade de dólares, vários investidores buscaram ativos de maiores riscos, como títulos da dívida pública brasileira. Como consequência, observou-se a apreciação do real frente ao dólar, aumento da disponibilidade de crédito e o aumento do consumo, porém com uma perda de competitividade do produto nacional e consequentes déficits na balança comercial. Entretanto, o anúncio de que a taxa de juros americana aumentaria gradualmente – processo conhecido como *tapering* – fez com que os mercados reagissem. Para a economia brasileira tais reações podem ser: depreciação do Real frente ao Dólar, aumento da inflação e consumo impactado de forma negativa.

Desta forma, o presente estudo se destinou a verificar empiricamente se existe um canal de transmissão da política monetária americana com a economia brasileira através da taxa de câmbio, bem como a avaliar os efeitos de um futuro aumento na contração monetária que deve ser intensificada pelo FED nos Estados Unidos. Esta política se configura sobre a forma de um aumento da taxa básica de juros do referido país e deve ter efeitos sobre o comportamento de algumas importantes variáveis macroeconômicas brasileiras.

O primeiro objetivo específico deste trabalho foi demonstrar a influência da política monetária americana sobre a economia do Brasil. Os resultados obtidos por meio do modelo ARIMA, demonstraram que um aumento da diferença da taxa de juros americana traz uma desvalorização da taxa de câmbio, configurando assim, o mecanismo de transmissão da política monetária americana sobre a economia nacional.

Já os resultados obtidos em relação ao objetivo principal do artigo podem ser verificados pelas funções de impulso resposta estimadas através de um modelo VECM. Tais resultados sugerem a possibilidade de um aumento da inflação, redução no PIB real, depreciação real do

Real frente ao Dólar, além de uma elevação da taxa SELIC real e aumento do saldo da balança comercial no curto prazo e uma posterior redução deste saldo. Os referidos resultados são as respostas esperadas em relação a uma contração da liquidez na economia americana e consequente aumento da taxa real de juros deste país.

Tais efeitos estimados são, de forma geral, nocivos para o ambiente de negócios da economia brasileira, embora possam ser atenuados caso a autoridade monetária brasileira siga um regime de metas de inflação crível. Um aumento da inflação, da taxa de juros e uma diminuição da renda e consequentemente do consumo, afetam negativamente a produção nacional, bem como prejudicam as decisões de investimentos. A desvalorização cambial real pode estimular suas vendas para o exterior no curto prazo, devido à maior competitividade dos seus produtos. Porém, as estimativas sugerem que pode haver dificuldades para exportar no médio prazo, provavelmente devido aos efeitos nocivos sobre a produtividade da queda de investimentos e da instabilidade macroeconômica, além do aumento dos custos com insumos importados, que afetam as firmas de um modo geral.

## Referências

- BARBOSA FILHO, F. H. 2010. Crescimento acelerado no Brasil: as pedras em nosso caminho. **Economia & Tecnologia**, 23(06):05-14.  
<https://doi.org/10.5380/ret.v6i4.26899>
- BIAGE, M. et al. 2016. O Quantitative Easing adotado pelo FED altera a volatilidade dos ativos no Brasil? In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, XIX, Florianópolis. **Anais...** Florianópolis. ANPEC/SUL. 17:1-20.  
<https://doi.org/10.22456/2176-5456.54410>
- BLANCHARD, O. 2004. Fiscal dominance and inflation targeting. Lessons from Brazil. In: BANCO MUNDIAL. Brazil: fiscal policy for reduced vulnerability. <https://doi.org/10.3386/w10389>
- BACEN. Banco Central do Brasil. 2016. **Produto Interno Bruto**. Disponível em:

- <http://www.bcb.gov.br/pec/Indeco/Port/indeco.asp>. Acesso em: 05 mar. 2016
- BACEN. Banco Central do Brasil. 2016. **Saldo da balança comercial**. Disponível em:  
<http://www.bcb.gov.br/pec/Indeco/Port/indeco.asp> Acesso em: 05 mar. 2016
- BACEN. Banco Central do Brasil. 2016. **Taxa Selic**. Disponível em:  
<http://www.bcb.gov.br/Pec/Copom/Port/taxaSelic.asp>. Acesso em: 05 mar. 2016
- BRASIL. Banco Central do Brasil. 2004. **Vetores Autorregressivos**. Disponível em:  
<<http://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2004/06/ri200406b8p.pdf>>. Acesso em: 20 mar. 2016.
- BUENO, R.L.S. 2008. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage, 360 p.
- CANOVA, F. 2005. The transmission of US shocks to Latin America. **J. Appl. Econ.**, 20(2):229-251.  
<https://doi.org/10.1002/jae.837>
- CARMO, A. S. S.; BITTENCOURT, M.V. L. 2014. O efeito da volatilidade da taxa de câmbio sobre o comércio internacional: uma investigação empírica sob a ótica da margem extensiva. **Estudos Econômicos**, 44(4):815-845.  
<https://doi.org/10.1590/s0101-41612014000400006>
- CONTI, B. M.; PRATES, D.M.; PLIHON, D. 2014. A hierarquia monetária e suas implicações para as taxas de câmbio e de juros e a política econômica dos países periféricos. **Economia e Sociedade**. 23(2): 341-372. <https://doi.org/10.1590/s0104-06182014000200003>
- EICHENGREEN, B.; GUPTA, P. 2015. Tapering talk: The impact of expectations of reduced Federal Reserve security purchases on emerging markets. **Emerging Markets Review**, 25: 1-15.  
<https://doi.org/10.1016/j.ememar.2015.07.002>
- FARHI, M. 2005. O impacto dos ciclos de liquidez no Brasil: Mercados financeiros, taxa de câmbio, preços e política monetária. **Política Econômica em Foco**, 7: 152-183.
- FED. Federal reserves economic date. 2016. **Effective Federal Funds Rate**. Disponível em:  
<https://fred.stlouisfed.org/>. Acesso em: 10 mar. 2016
- FRATZSCHER, M.; LO DUCA, M.; STRAUB, R. 2013. In: On the international spillovers of US quantitative easing. **European Central Bank Working Paper Series** n° 1557.  
<https://doi.org/10.2139/ssrn.2276855>
- GADELHA, F.M. B. 2006. **Câmbio e integração regional: Flutuação Conjunta e Otimização Dinâmica para o MERCOSUL**. Belo Horizonte, MG. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG, 82 p.  
<https://doi.org/10.14393/19834071.2016.36163>
- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. 2011. **Econometria Básica**. 5. ed. Porto Alegre, Bookman, 924 p.
- IBGE. Instituto brasileiro de geografia e estatística, 2016. **Ipca**. Disponível em:  
[http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc\\_ipca/defaultseriesHist.shtm](http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultseriesHist.shtm). Acesso em: 03. mai. 2016.  
<https://doi.org/10.17143/ciaed/xxiilciaed.2017.00322>
- IPEADATA. Instituto de pesquisa econômica aplicada. **Embi**. 2016. Disponível em:  
<http://www.ipeadata.gov.br/>. Acesso em: 03 mai. 2016.
- ISHI, K., M. Stone and E. Yehoue, 2009, In: Unconventional Central Bank Measures for Emerging Economies, **IMF Working Paper** 226.  
<https://doi.org/10.5089/9781451873733.001>
- LEITE, L. G. et al. 2015. **Normalização da política monetária americana e seus impactos na curva de juros brasileira**. XX Prêmio Tesouro Nacional.
- LELLIS JUNIOR, L. C. 2015. **O impacto do Quantitative Easing americano no preço dos ativos brasileiros**. Rio de Janeiro, RJ. Dissertação de Mestrado, Fundação Getúlio Vargas – FGV, 32 p.
- OMOTO, K.; DIAS, M.H.A.; DIAS, J. 2008. Os efeitos dos choques de política monetária sobre a atividade econômica e os Preços no Brasil. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA - ANPEC, 35, Recife, 2008. **Anais...** Recife, p. 1-21.

<https://doi.org/10.17771/pucrio.acad.33170>  
PRATES, D. M.; CUNHA, A. M. A. 2014. Vulnerabilidade Externa em Tempos de Instabilidade: avaliando a liquidez e a solvência da economia brasileira entre 2007 e 2013. **Revista Economia & Tecnologia**, 10(3):09-19. <https://doi.org/10.5380/ret.v10i3.35806>  
PRATES, D.M. 2010. O regime cambial brasileiro de 1999 a 2008. Brasília. **Textos para Discussão CEPAL-IPEA**, 66p.  
PT NO SENADO. 2012. Banco dos BRICS, Banco do Sul e Crise – Por Marcelo Zero. Disponível em: [https://ptnosenado.org.br/banco-dos-brics-banco-do-sul-e-crise-marcelo-](https://ptnosenado.org.br/banco-dos-brics-banco-do-sul-e-crise-marcelo-zero/)

zero/. Acesso em: 14 abr. 2018. <https://doi.org/10.20396/revpibic2620181098>  
WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

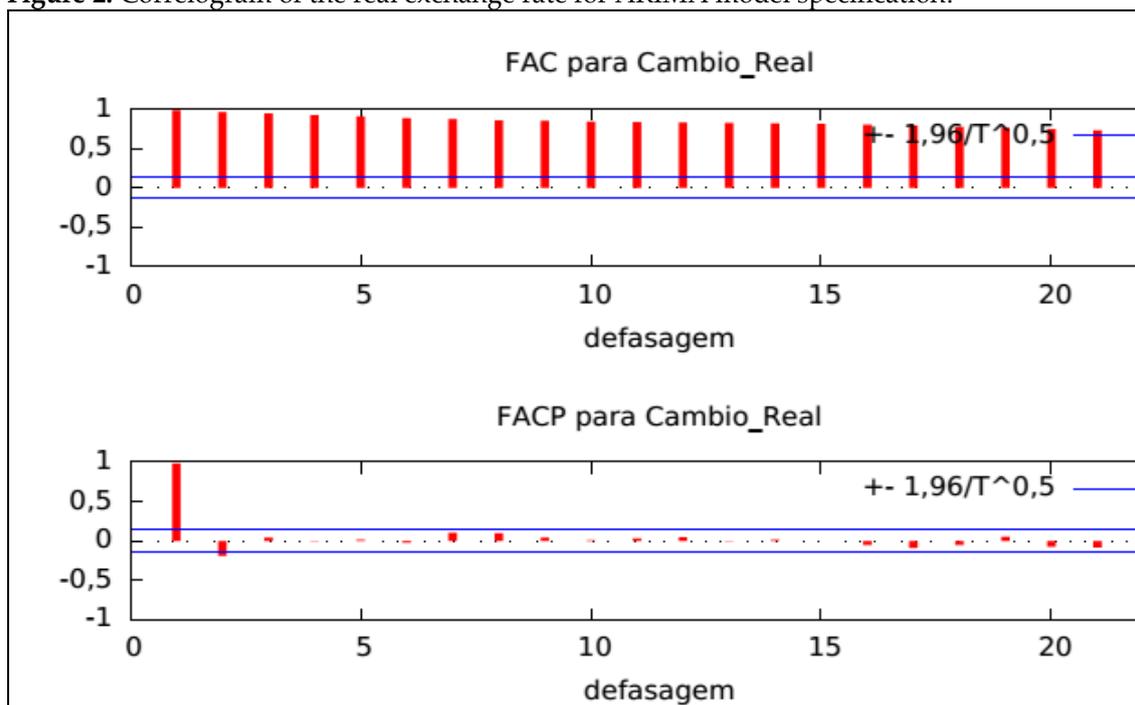
Submetido: 06/09/2017  
Aceito: 03/08/2018

Os Editores agradecem a Henrique Bidarte Massuquetti pelo apoio editorial.

## Apêndice

**Figura 2.** Correlograma da taxa de câmbio real para especificação do modelo ARIMA.

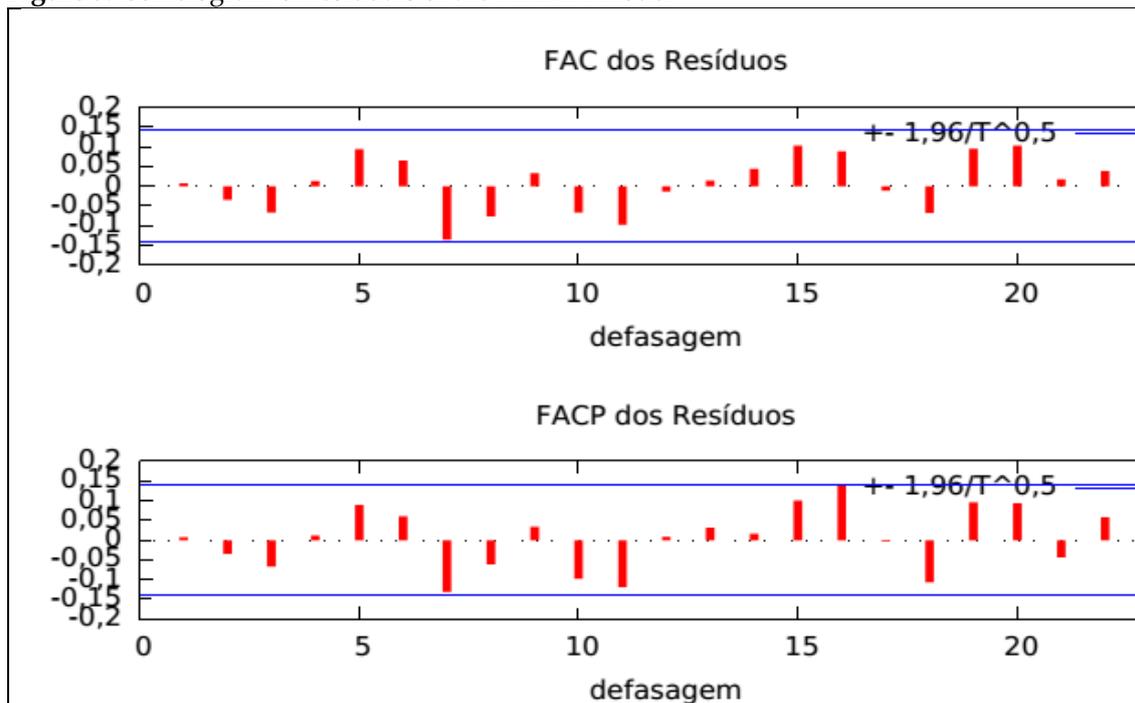
**Figure 2.** Correlogram of the real exchange rate for ARIMA model specification.



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados coletados pela pesquisa com auxílio do software Gretl.

**Figura 3.** Correlograma dos resíduos do modelo ARIMA

**Figure 3.** Correlogram of residuals of the ARIMA model



Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados coletados pela pesquisa com auxílio do software Gretl.

**Figura 4.** Seleção de defasagem.

**Figure 4.** Selection of lags.

Os asteriscos abaixo indicam os melhores (isto é, os mínimos) valores dos respectivos critérios de informação. AIC = critério de Akaike, BIC = critério Bayesiano de Schwarz, e HQC = critério de Hannan-Quinn.

defas.	log.L	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	-3254,60683		35,070285	35,793320	35,363232
2	-3090,83184	0,00000	33,710977	35,053756*	34,255021
3	-3048,60278	0,00001	33,644710	35,607234	34,439851
4	-3002,13960	0,00000	33,533400	36,115667	34,579638
5	-2966,17466	0,00035	33,533773	36,735785	34,831108
6	-2922,19739	0,00000	33,448908	37,270664	34,997340
7	-2874,94875	0,00000	33,329242	37,770742	35,128771
8	-2832,38640	0,00001	33,259430*	38,320674	35,310056

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados coletados pela pesquisa com auxílio do software Gretl.

**Figura 5.** Teste de DFA para cointegração – Teste de Engle-Granger.

**Figure 5.** DFA test for cointegration - Engle-Granger test.

Teste Aumentado de Dickey-Fuller para uhat  
incluindo 2 defasagens de (1-L)uhat  
dimensão de amostragem 193  
hipótese nula de raiz unitária:  $a = 1$

modelo:  $(1-L)y = (a-1)*y(-1) + \dots + e$   
valor estimado de  $(a - 1)$ : -0,175429  
estatística de teste:  $\tau_c(6) = -3,65557$   
p-valor assintótico 0,396  
coeficiente de 1ª ordem para e: -0,001  
diferenças defasadas:  $F(2, 190) = 0,203 [0,8168]$

Existe evidência de uma relação de cointegração se:

- (a) A hipótese de raiz unitária não é rejeitada para as variáveis individuais
- (b) A hipótese de raiz unitária é rejeitada para os resíduos (uhat) da regressão de cointegração.

Fonte: Elaborado pelos autores a partir dos dados coletados pela pesquisa com auxílio do software Gretl.