

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE JUIZ DE FORA
CAMPUS GOVERNADOR VALADARES
INSTITUTO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
FACULDADE DE ECONOMIA**

CAMYLA OLIVEIRA SERRA

**O IMPACTO DA INTERVENÇÃO CAMBIAL ESTERILIZADA NA TAXA DE
JUROS**

**Governador Valadares
2019**

Camyla Oliveira Serra

O IMPACTO DA INTERVENÇÃO CAMBIAL ESTERILIZADA NA TAXA DE JUROS

Monografia apresentada ao curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Governador Valadares, como requisito para obtenção de título de Bacharel em Ciências Econômicas

Orientador: Prof. Dr. Leonardo Neves Luz.

**Governador Valadares
2019**

Ficha catalográfica elaborada através do programa de geração automática da Biblioteca Universitária da UFJF, com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

Serra, Camyla Oliveira .

O Impacto da intervenção cambial esterilizada na taxa de juros / Camyla Oliveira Serra. -- 2019.
28 p.

Orientador: Leonardo Neves Luz

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Avançado de Governador Valadares, Instituto de Ciências Sociais Aplicadas - ICSA, 2019.

1. Reservas cambiais. 2. Esterilização cambial. 3. Taxa de juros.
I. Luz, Leonardo Neves, orient. II. Título.

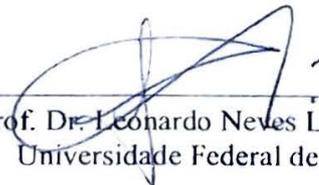
CAMYLA OLIVEIRA SERRA

O Impacto da intervenção cambial esterilizada na taxa de juros

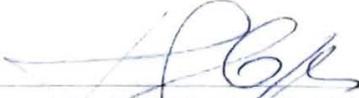
Trabalho de monografia aprovado como parte das exigências para a obtenção do título de bacharel no curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Juiz de Fora, Campus Governador Valadares, pela seguinte banca examinadora:

Aprovado em 05 de julho de 2019

BANCA EXAMINADORA



Prof. Dr. Leonardo Neves Luz – Orientador
Universidade Federal de Juiz de Fora



Prof. Dr. Lucas Sabioni Lopes
Universidade Federal de Juiz de Fora

AGRADECIMENTOS

A Deus, por ter me protegido e me abençoado com muita saúde e paz em todas as etapas da minha vida.

Aos meus pais, Nirley e Célia, pelo amor, apoio, carinho e compreensão em toda minha trajetória até este momento.

Ao meu irmão, Matheus, pela boa vontade em ter lido várias vezes este trabalho.

Aos meus tios, Vanderlei e Telma, aos meus avós, Wilson e Nini, e à minha tia-avó, Laís, pelo carinho e pela preocupação tidos comigo nesses anos da graduação.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Leonardo Neves Luz, pela ajuda na elaboração desta monografia.

A todos os meus professores, em particular aos das disciplinas de Macroeconomia, Economia Monetária e Economia Brasileira, que me incentivaram, através de suas aulas, cada vez mais à paixão pelo curso. Em especial ao Professor Dr. Luiz Antônio de Lima Junior, pelo auxílio na solução de algumas dúvidas surgidas na elaboração deste trabalho, e pelas ótimas aulas e discussões tidas nesse período da minha graduação.

Ao Prof. Dr. Luckas Sabioni Lopes, por ter aceito participar da minha banca de defesa.

Ao Luan Wallacy, além de ter sido um grande amigo na graduação, utilizou em seu trabalho de conclusão a mesma abordagem econométrica que abordei neste trabalho, e com isso, através de algumas dúvidas e debates que surgiram, proporcionou uma maior aprendizagem sobre esse assunto.

Aos meus amigos Charleston, Clara, Fálnésio, Hozana, Oline e Wenison, pelo companheirismo e amizade nessa minha caminhada da graduação, tornando o curso um pouco mais fácil.

Aos meus amigos de longa data, Ana Júlia e Sérgio José, pelo apoio adquirido durante esse período.

A todos autores consultados, em particular ao professor e economista Márcio Garcia, mesmo sem me conhecer, me incentivou através de sua literatura ao contínuo estudo deste trabalho de conclusão de curso.

Por fim, à toda equipe da faculdade (docentes, discentes e funcionários) que contribuíram de alguma maneira nessa minha caminhada.

RESUMO

O acúmulo das reservas cambiais sofreu um aumento expressivo desde os últimos anos do século XX. Devido à importância deste acúmulo na política econômica (no qual uma parte derivou das operações de esterilização cambial) e a divergência nos argumentos sobre a relação causal entre a esterilização e a taxa de juros, este trabalho objetivou verificar a formação dos juros no contexto das intervenções cambiais, no período entre 2002-2018. Desse modo, utilizou a abordagem econométrica ARDL, que apresenta algumas vantagens em relação a outras técnicas de cointegração. O arcabouço teórico foi baseado na Teoria da Paridade da Taxa de Juros Real Descoberta. De acordo com os resultados, a primeira variável relacionada à intervenção cambial esterilizada, a reserva cambial, obteve relação negativa com a taxa de juros, já a segunda variável, a dívida líquida, auferiu uma relação tanto negativa quanto positiva. No entanto, com relação ao estudo de Garcia (2011), não houve indícios que a intervenção cambial esterilizada teria efeito expansionista, ou seja, que a base monetária estaria maior em relação ao seu nível inicial.

Palavras-chave: Reservas Cambiais. Esterilização Cambial. Taxa de Juros.

ABSTRACT

The accumulation of foreign exchange reserves has suffered a substantial increase in the last years of the twentieth century. Given the importance of this accumulation in relation to economic policy (from which part is derived from exchange sterilization) and the diverging arguments about the causal relation between sterilization and the interest rates, this work has aimed to verify the formation of interest rates in the context of government interventions towards exchange in the period between 2002 and 2018. However, the ARDL econometric approached is utilized, which presents advantages in relation to other cointegration techniques. The theoretical framework was based on the Theory of Uncovered Real Interest Rate Parity. According to the results, the first variable related to the intervention by exchange sterilization, the exchange reserve, expressed a negative relation to the interest rates, while the second variable, liquid debt, received both a negative and a positive relation. However, with regard to the study of Garcia (2011), there was no evidence that the sterilized exchange rate intervention would have an expansionary effect, that is, that the monetary base would be higher than its initial level.

Keywords: Foreign Exchange Reserves. Exchange Sterilization. Interest Rates.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Descrição das variáveis	17
--	----

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Testes de Raiz Unitária DF-GLS, Ng-Perron e KPSS.	18
Tabela 2 - Teste de Cointegração de Fronteira.	20
Tabela 3 - Coeficientes de Longo Prazo.	20

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO.....	10
2. REVISÃO DE LITERATURA	12
3. METODOLOGIA.....	14
3.1. Abordagem Econométrica.....	14
3.2. Modelo empírico.....	15
4. RESULTADOS	18
4.1. Modelos sem a intervenção cambial esterilizada	20
4.2. Modelos com a intervenção cambial esterilizada	21
5. CONSIDERAÇÕES FINAIS	24
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	25

1. INTRODUÇÃO

O fim do regime de Bretton Woods¹ em 1971 e uma maior integração dos mercados globais caracterizaram a dinâmica da economia mundial no último quarto do século XX. Um grupo de países emergentes, Brasil, Argentina e México, tentaram não romper com o antigo regime e adotaram conduções cambiais próximas a câmbio fixo. A junção de uma maior intervenção no câmbio aos déficits fiscais e externos (déficits gêmeos) que esses países apresentavam, em um ambiente de maior mobilidade de capitais, levou-os a ficarem vulneráveis a choques externos e, conseqüentemente, a crises de escassez de divisas. Estes países, a partir do presente acontecimento, iniciaram um grande esforço em acumular reservas cambiais.

Os países latino-americanos supracitados, os Tigres Asiáticos e a Rússia passaram por crises cambiais entre 1994-2002 (Franco, 2006; Greenspan, 2007).² Essas crises tinham como consequência um ajuste agudo das contas externas (em grande parte por diminuição das importações) e um forte ajuste das contas públicas (que levava um conjunto de medidas de austeridade). Outras duas características das crises eram os elevados custos social e eleitoral. Para honrarem com suas obrigações externas e atenuarem o próximo ciclo de escassez de divisas, foi preciso acumular reservas (Cavalcanti, Vonbun, 2008; Bernanke, 2005). Na economia brasileira, uma parte desse acúmulo advém das operações de esterilização cambial.

Segundo Lara Resende (2016), o influxo de moeda estrangeira comprada pelo Banco Central do Brasil (BCB) cria base monetária, o que estimula uma diminuição da taxa de juros. Se o BCB enxugar esse excesso de moeda, por meio de operações compromissadas (*reverse repos*), a taxa de juros e a base monetária tenderão a voltar ao seu nível inicial. Esse procedimento é conhecido como *esterilização cambial*. De forma simétrica, uma saída de moeda estrangeira provoca pressão para o aumento das taxas de juros e, então, o BCB faz as operações compromissadas de recompra (*reverse*).

Ao longo dos últimos dez anos a taxa de juros brasileira teve tendência a diminuir, mas o custo da esterilização (diferencial entre a taxa de aplicação das reservas e a taxa de juros que o Tesouro Nacional paga sobre os títulos emitidos) ainda continua elevado (Garcia, 2011). Esse diferencial de taxa de juros interno e externo foi o principal motivo que impulsionou o aumento

¹ Foi realizado em julho de 1944, em Bretton Woods (Estados Unidos), uma reunião com os representantes de 44 países com o objetivo de criar acordos para reestruturar e reconstruir economicamente os países no pós-guerra mundial (Simon, 2011).

² Uma análise mais detalhada das crises cambiais nos países emergentes nos anos 80 e 90 pode ser vista em Rhodes (2012).

das reservas no Brasil nos anos pós crise *subprime* (Bolle, 2016). O diferencial entre as taxas de juros é retratado na teoria da paridade da taxa de juros descoberta.

Além do efeito no custo de esterilização, a taxa de juros também pode influenciar o cenário econômico mediante investimentos e aplicações financeiras³ através do mecanismo de transmissão tradicional da política monetária, segundo Mishkin (1998). Por exemplo, se a política monetária for contracionista, a preferência das aplicações tende a ser em títulos (ativos menos arriscados), em maior parte os pós-fixados, do que em ativos mais arriscados. Os empréstimos para financiamentos de investimentos também tenderão a diminuir, devido ao custo estar maior (Kanczuk, 2002). Já se a política for expansionista as aplicações em ativos mais arriscados e os empréstimos tenderão a estar mais atraentes (Mishkin, 1998).

Uma parte dos estudos sobre a esterilização cambial⁴ mostra indícios que a intervenção esterilizada mantém inalterada a taxa de juros em relação ao seu nível inicial (Geraldi, 2008; Borges, 2010; Feler, 2012). No entanto, Garcia (2011) argumenta que a esterilização pode ter efeito expansionista. Devido a essa divergência, uma motivação deste trabalho é tentar subsidiar a literatura na investigação da relação causal entre a taxa de juros e a intervenção esterilizada, dada a relevância do acúmulo de reservas cambiais na política econômica.

Assim, o objetivo central desse trabalho é verificar a formação dos juros no contexto das intervenções cambiais, no período entre 2002-2018. Para tanto, utilizou-se a abordagem econométrica *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL), visto que esta tem algumas vantagens abordadas na metodologia em relação a outras técnicas de cointegração. O modelo empregado foi baseado na Teoria da Paridade da Taxa de Juros Real Descoberta.

Além desta introdução, a Seção 2 apresenta a revisão de literatura; na Seção 3 tem-se a metodologia e os dados; na Seção 4 mostra-se os resultados e por fim, na Seção 5, estão as considerações finais.

³ Alguns exemplos: títulos públicos, debêntures, ações e poupança.

⁴ Diz respeito em relação à intervenção esterilizada por meio da venda de títulos.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Em 1999, teve-se a adoção do regime de câmbio flutuante no Brasil. Esse regime, segundo Bastos e Fontes (2014), apresenta algumas vantagens como o equilíbrio das contas externas, uma vez que no longo prazo a taxa de câmbio tende a ficar mais perto da taxa de equilíbrio. Mas no curto prazo a volatilidade do câmbio aumenta, apreciando ou depreciando a moeda nacional, o que gera risco adicional aos agentes econômicos e, assim, uma pressão nos juros.

Uma depreciação (ou apreciação) da moeda provoca pressões inflacionárias (ou deflacionárias) no contexto do efeito *pass-through*⁵. Além do efeito no câmbio, existe o impacto nas exportações e na indústria nacional (Bastos; Fontes, 2014). Segundo os autores, com o aumento da volatilidade, o Banco Central intervém no mercado de câmbio e essa intervenção gera efeitos nas reservas cambiais, por exemplo, o acúmulo destas. De acordo com Vonbun (2008), a manutenção das reservas gera custos e isto motiva estudos sobre as reservas ótimas⁶.

Ainda de acordo com Vonbun (2008), os custos fiscais totais anualizados de carregamento das reservas, no último trimestre de 2008, foram maiores do que 1% (considerado elevado para o autor). Cavalcanti e Vonbun (2008), estimou o nível ótimo de reservas. No período analisado, 1999-2007, houve momentos em que as reservas estavam acima do nível considerado ótimo. Barbosa, Nunes e Nogueira (2009) indicam que o nível de reservas de US\$ 60 bilhões, seria mais do que suficiente como seguro contra o risco de crises financeiras⁷. Em 2009, a acumulação de reservas estava entorno de US\$ 240 bilhões, e teve um expressivo aumento ao longo dos anos, chegando a quase US\$ 400 bilhões⁸ em 2018.

Segundo Salto *et al* (2015), o custo fiscal relacionado a uma parte das operações compromissadas foi cerca de R\$130 bilhões em 2015, onde a taxa de juros Selic estava em 14,25% (esse custo fiscal é um componente do custo de esterilização das reservas). De acordo com Ferrari Filho e Sobreira (2004), esse custo é um problema gerado pela esterilização. Para este autor, existe também um outro problema gerado pela esterilização, qual seja, a maior dificuldade no ajuste do balanço de pagamentos, devido ao fato dessa intervenção impossibilitar a queda da taxa de juros, o que gera estímulo à entrada de capitais no curto-prazo.

⁵ Se refere ao repasse da volatilidade cambial aos índices de preços (Farhi, 2007).

⁶ O cálculo do nível ótimo é baseado na média móvel do parâmetro e da probabilidade de crise. A metodologia utilizada foi proposta por Jeanne e Ranciére (2006), onde se igualou o dispêndio marginal de divisas com o benefício marginal de manter reservas (Vonbun, 2008).

⁷ Período analisado foi 1995-2009 (Barbosa; Nunes; Nogueira, 2009).

⁸ A evolução das reservas internacionais pode ser vista no Ipea Data. Acessível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/Default.aspx>>.

Segundo Meurer (2006), um aumento nas reservas contribui para um aumento na dívida:

[...] o principal efeito do aumento das reservas decorre diretamente da esterilização. Um aumento das reservas correspondente a 1% do PIB, equivalente a aproximadamente seis bilhões de dólares em 2004, gera um aumento de um ponto percentual na relação dívida/PIB, que terá como custo adicional a diferença entre a taxa real de juros interna e externa (Meurer, 2006, p.41).

A esterilização, de acordo com Garcia (2011), pode ter efeito expansionista. A partir de uma análise do modelo IS-LM simples, segundo o estudo do autor mencionado, quando a taxa de juros, após a intervenção esterilizada, retorna ao seu nível inicial, através da venda de títulos, o produto e a base monetária da economia se mantêm maior em comparação ao nível anterior, ou seja, há uma expansão da quantidade de moeda nacional na economia. Para que eles retornem ao seu nível inicial, e assim elimine essa quantidade a mais de moeda, a taxa de juros teria que ser maior.

Para chegar a essa conclusão, Garcia (2011) analisou somente os fluxos de capitais não direcionados a títulos públicos. Para o autor, existem dois fluxos de entradas de capitais: os direcionados a títulos públicos e todos os outros.

De acordo com Ferreira e Cardoso (2009), a taxa de juros brasileira é alta devido ao baixo nível de poupança doméstica. Segundo eles, em países que têm poupança alta⁹, como a China, a taxa de juros não precisa aumentar para haver uma demanda por títulos públicos. Esses títulos vão ser facilmente demandados por poupadores, mesmo com a taxa de juros baixa. Isso explica o porquê a China, que também realizou operação de esterilização cambial, não possui altas taxas de juros.

⁹A poupança doméstica (pública e privada) chinesa é alta, pois devido nesse país não se ter um sistema previdenciário público, o governo não precisa arcar com elevadas despesas previdenciárias, o que gera uma poupança pública elevada. Assim, diante da expectativa de escassez de renda na velhice, os chineses sentem-se motivados à poupança pessoal, o que gera aumentos na poupança privada (Ferreira; Cardoso, 2009).

3. METODOLOGIA

3.1. Abordagem Econométrica

Como forma de investigar a relação entre a taxa de juros e as intervenções cambiais no Brasil entre 2002-2018, utilizou-se a abordagem econométrica de relação de longo prazo (cointegração), conhecida como Teste de Cointegração de Fronteira de Pesaran, Shin e Smith (2001). Posterior ao teste de cointegração empregou-se o modelo ARDL (*Autoregressive Distributed Lag*), baseado nas literaturas de Hendry, Pagan e Sargan (1984), e de modo contemporâneo por Pesaran, Shin e Smith (2001).

Esse modelo apresenta algumas vantagens com relação a outros métodos econométricos utilizados para séries de tempo: *i*) as variáveis só necessitam de ter a ordem de integração menor do que 2 ($I(0)$ e $I(1)$), não havendo a implicação de outras técnicas, como VAR (Vetor Autorregressivo), de que as variáveis tenham a mesma ordem de integração; *ii*) resultados consistentes para pequenas amostras, diferente das técnicas baseadas em Engle e Granger (1987), Johansen (1988), Johansen e Juselius (1990) que, segundo Odhiambo (2009), são inconsistentes.

A abordagem econométrica pode ser dividida em quatro passos. O primeiro passo é o teste de estacionariedade (raiz unitária) das séries. Para tanto, foram utilizados o teste de Dick-Fuller (GLS) (“[...] *versão eficiente do teste Dickey-Fuller Aumentado*¹⁰, que consiste na aplicação do teste ADF à série previamente filtrada de seus componentes determinísticos”) (Bini; Canever; Denardim, 2015, p. 150), o teste de Ng e Perron (“[...] *considerado mais robusto na presença de estruturas heterocedásticas nos resíduos da equação de teste*”) (Silva; Takeuchi, 2010, p. 325), e o teste KPSS¹¹. Sendo a série estacionária em nível, ou nas primeiras diferenças, o próximo passo¹² é o teste de cointegração de fronteira.

Para testar a existência da cointegração, Pesaran, Shin e Smith (2001) elaboraram os limites de valores críticos (a denominação de teste de cointegração de fronteira ocorre pelos limites dos valores críticos), onde o limite superior indica que as variáveis são integradas de ordem um, $I(1)$, e o limite inferior indica que as variáveis não são integradas, $I(0)$. Se o valor

¹⁰ O teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) foi desenvolvido para os casos em que os termos de erro são correlacionados, diferente do teste Dickey-Fuller tradicional onde os termos de erro são não correlacionados (Gujarati; Porter, 2011).

¹¹ A diferença do teste KPSS para os outros testes mencionados é em comparação as hipóteses nula e alternativa das estatísticas. O KPSS tem como hipótese nula a presença de estacionariedade e a hipótese alternativa a presença de raiz unitária. Já nos testes GLS e Ng-Perron, há uma inversão, onde a hipótese nula é de raiz unitária, e a hipótese alternativa é de estacionariedade (Simões; Marçal, 2012).

¹² As equações dos modelos utilizados nos passos 2, 3 e 4 estão na subseção 3.2.

calculado do teste for maior do que o valor crítico superior, significa a existência de cointegração.

O terceiro passo é a seleção do melhor modelo de acordo com as defasagens das variáveis dependentes e independentes, através de critérios de seleção como BIC (*Critério de Informação Bayesiano*) e AIC (*Critério de Informação Akaike*). A partir da escolha do modelo mais adequado, o quarto e último passo se dá pelo cálculo dos coeficientes de longo prazo via modelo ARDL e, então, é possível inferir as questões econômicas.

3.2. Modelo empírico

Dado que um dos modelos utilizados na literatura para tratar do diferencial de juros interno (R) e externo (R^*) é o modelo da Teoria da Paridade Descoberta de Juros (TPDJ), este trabalho tem o objetivo de subsidiar a literatura econômica por meio da estimação da equação da TPDJ, adicionando determinada mensuração das operações esterilizadas e, então, a verificação da hipótese dessas operações terem impacto nos juros internos.

A TPJD assume que se o investidor decide investir os seus recursos, o seu montante no momento do resgate será o capital investido acrescido dos juros no período: (R) caso invista em ativos em moeda doméstica ou (R^*) caso invista em ativos em moeda estrangeira (Barbosa, 2017). Se o investimento for em moeda estrangeira, o investidor será compensado pelo risco de desvalorização cambial, que é um dos componentes do prêmio de risco (H).

$$R = R^* + H \quad (1)$$

Na equação (1), é possível verificar que o investidor, para ser indiferente entre investir em títulos em moeda interna ou em moeda externa, exige um valor que compensa uma possível oscilação na taxa de câmbio entre os países. No caso do Brasil, para que o investidor invista em títulos cotados em Real, ele exige o retorno de títulos cotados em Dólar, adicionado pelo prêmio de risco de desvalorização do câmbio.

Aplicar o logaritmo à equação (1) é impossível em termos empíricos, uma vez que a taxa de juros real nos EUA, no período analisado, ficou negativa. A estratégia adotada, então, foi substituir a taxa de juros pelo valor de um título da economia dos EUA (P^*)¹³, que gera o retorno da taxa de juros. Então, temos:

¹³ No quadro 1 (Descrição das variáveis), página 17, detalha-se melhor sobre o referente título.

$$\ln R = \ln P^* + \ln H \quad (2)$$

Utilizando a notação $\ln R = r$, e adicionando uma constante C , é possível reescrever a equação a ser estimada sobre as relações entre as variáveis no período t .

$$r = C + \beta_1 p^* + \beta_2 h \quad (3)$$

A equação (3) mostra o modelo a ser estimado. As próximas equações indicam os três últimos passos da abordagem econométrica indicada na seção 3.1. O teste de cointegração de fronteira de Pesaran, Shin e Smith (2001) estima um modelo de correção de erros adicionado de coeficientes de longo prazo.

$$Dr_t = Z + \sum_{i=1}^p d_i Dr_{t-i} + \sum_{i=1}^q f_i Dp_{t-i}^* + \sum_{i=1}^s g_i Dh_{t-i} + \delta_1 r_{t-1} + \delta_2 p_{t-1}^* + \delta_3 h_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Em que D significa a variação da variável no período t e (Z) é a constante. Os subscritos p, q, s e m são as defasagens escolhidas pelo modelo ARDL. Na equação (4), para se testar se as variáveis são cointegradas, temos a hipótese nula de não existência de “relação de longo prazo”.

Se a hipótese nula é rejeitada significa que o valor da estatística F é maior do que o valor máximo do teste da fronteira. O próximo passo é estimar o modelo ARDL (m, n, r) , em que os subscritos (m, n, r) são as defasagens e K é a constante. Basicamente é estimado o modelo:

$$r_t = K + \sum_{i=1}^m \lambda_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_i p_{t-i}^* + \sum_{i=1}^r \tau_i h_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

A partir da equação (5), é possível calcular os coeficientes de longo prazo de cada variável. No modelo ARDL (1,1,1), temos que o coeficiente de longo prazo associado à taxa de câmbio (h) é nos moldes da equação 3:

$$\beta_1 = \frac{\tau_1}{1 - \lambda_1} \quad (6)$$

Neste trabalho, adicionou-se o componente de operações no mercado de câmbio (W), como hipótese adicional a ser incorporada na equação da paridade descoberta da taxa de juros, com intuito de verificar a relação da operação esterilizada com a variável dependente.

Além da variável (W), também foi adicionada uma segunda variável relacionada à operação esterilizada (W'). Na Seção seguinte (Seção 4) demonstra como essas variáveis esterilizadas são utilizadas.

Os dados utilizados têm frequência mensal (2002/1-2018/6), com totalidade de 198 observações, e foram baseados no modelo da Paridade da Taxa de Juros Real Descoberta. Uma descrição das variáveis utilizadas no modelo está presente no Quadro 1.

Quadro 1 - Descrição das variáveis

Variável	Descrição	Fonte
r	Taxa de juros <i>ex-ante</i> do Brasil. Foi utilizada a taxa DI pré-fixada 360 como <i>proxy</i> da meta para a taxa over-selic.	Ipea data (Base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada)
r'	Taxa de juros <i>ex-post</i> do Brasil. Foi utilizada a taxa de juros efetiva selic.	Ipea data (Base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada)
p^*	Preço do título dos EUA. Foi utilizado o título do Tesouro americano de um ano.	Fred data (Base de dados do Federal Reserve Economic Data of St. Louis Fed).
h	Taxa de câmbio real efetiva (US\$/R\$)	BIS (Bank for International Settlements)
w	Reservas internacionais	Banco Central do Brasil
w'	Dívida líquida do governo geral. Foi utilizada a metodologia do FMI.	Banco Central do Brasil

Fonte: Quadro elaborado pelo autor com dados do trabalho.

4. RESULTADOS

O resumo dos testes de Raiz Unitária pode ser visualizado na tabela 1. Nesta é possível ver que todas as variáveis foram estacionárias. Esse resultado indica que as variáveis podem ser utilizadas nas próximas etapas da abordagem econométrica.

Tabela 1 - Testes de Raiz Unitária DF-GLS, Ng-Perron e KPSS.

Variável	Tipo	Teste DF-GLS	Teste Ng-Perron	Teste KPSS
r	Intercepto + Tendência	I_1^{***}	I_1^{***}	I_0^{***}
r'	Intercepto + Tendência	I_0^*	I_1^{**}	I_0^{***}
r^*	Intercepto + Tendência	I_0^{**}	I_0^*	I_0^{***}
h	Intercepto + Tendência	I_1^{***}	I_1^{***}	I_1^{***}
w	Intercepto + Tendência	I_1^{***}	-	I_1^{***}
w'	Intercepto + Tendência	I_1^{***}	-	I_1^{***}

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. Nota 1: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Nota 2: o máximo lag utilizado foi 12.

Foram estimadas as equações (7 e 8), baseadas na teoria da paridade de juros, sem as variáveis relacionadas a intervenção esterilizada no mercado de câmbio. Em que N e T são as constantes da equação, p^* e h são as variáveis preço do título americano e taxa de câmbio, respectivamente, e z e z' são os resíduos. Os $\rho_1, \rho_2, \sigma_1, \sigma_2$ são os coeficientes de longo prazo relacionados as variáveis.

É possível verificar o que diferencia a equação 7 da equação 8 é o uso das diferentes taxas de juros (*ex-ante* (r) no primeiro caso e *ex-post* (r') no segundo)¹⁴.

$$r = N + \rho_1 p_t^* + \rho_2 h_t + z_t \quad (7)$$

$$r' = T + \sigma_1 p_t^* + \sigma_2 h_t + z'_t \quad (8)$$

Adicional as estimações acima, foram estimadas as equações (9, 10, 11 e 12) com as variáveis referentes a intervenção esterilizada (w e w'). Na qual, as variáveis B, C, G e M são

¹⁴ A taxa *ex-ante* (r) refere-se a taxa de juros esperadas para períodos futuros (previsão da taxa de juros), enquanto a *ex-post* (r') refere-se a períodos passados. Para os agentes que planejam investir, o mais ideal para análise tende ser a taxa *ex-ante*, mas caso os agentes já tenham investido o mais indicado analisar visa ser a taxa *ex-post* (BCB, 2018).

as constantes da equação, w e w' são as variáveis reserva e dívida líquida, respectivamente, e ϕ' , ϕ'' , ϕ''' , ϕ'''' são os resíduos. Os β , π , τ , γ , com seus respectivos subscritos, são os coeficientes de longo prazo das variáveis.

Tendo a equação 9 como base de comparação, é possível observar o que distingue a mesma das outras equações é o uso da dívida líquida (w') ao invés das reservas internacionais (w), nas equações 10 e 12, além das diferentes taxas de juros (*ex-post* nas equações 11 e 12).

$$r = B + \beta_1 p_t^* + \beta_2 h_t + \beta_3 w_t + \phi_t' \quad (9)$$

$$r = C + \pi_1 p_t^* + \pi_2 h_t + \pi_3 w_t' + \phi_t'' \quad (10)$$

$$r' = G + \tau_1 p_t^* + \tau_2 h_t + \tau_3 w_t + \phi_t''' \quad (11)$$

$$r' = M + \gamma_1 p_t^* + \gamma_2 h_t + \gamma_3 w_t' + \phi_t'''' \quad (12)$$

Ao analisar as relações de longo prazo entre as variáveis, foi encontrada, no modelo baseado na equação 11, a impossibilidade em comprovar a existência de cointegração (tabela 2) pois o valor calculado do teste foi menor do que o valor crítico superior. Desse modo, os passos seguintes da abordagem econométrica não poderão ser prosseguidos em relação a essa equação.

Na tabela 3, os resultados dos coeficientes de longo prazo podem ser verificados. Nela é possível comparar os coeficientes dos modelos baseados na teoria da paridade da taxa de juros sem a intervenção esterilizada no mercado de câmbio (equações 7 e 8) com os dos modelos em que há a inclusão da variável relacionada a intervenção (equações 9, 10 e 12).

Diante disso, a seguir, nas subseções 4.1 e 4.2, serão analisados os modelos sem a intervenção e com a intervenção nos mercados de câmbio, respectivamente. Essas análises serão realizadas somente em relação aos coeficientes de longo prazo que obtiveram respostas estatisticamente significativas, de acordo com os níveis de significância observados na tabela 3.

Tabela 2 - Teste de Cointegração de Fronteira.

Equação	Estatística F do teste tabulada por Pesaran, Shin e Smith (2001)	Estatística F do teste tabulada por Pesaran, Shin e Smith (2001) nos modelos com a exclusão das variáveis w e w' .
$r = C + \beta_1 p^* + \beta_2 h + \beta_3 w + \phi_t$	4,74**	
$r = B + \pi_1 p^* + \pi_2 h + \pi_3 w' + \phi'_t$	4,84**	5,14**
$r' = G + \tau_1 p^* + \tau_2 h + \tau_3 w + \phi''_t$	3,38	4,49*
$r'_t = M + \gamma_1 p^*_t + \gamma_2 h_t + \gamma_3 w'_t + \phi'''_t$	11,38***	

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. Nota: ***, ** e * significa presença de cointegração ao nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Tabela 3 - Coeficientes de Longo Prazo.

	Equação 7	Equação 8	Equação 9	Equação 10	Equação 12
	ARDL (4,0,0)	ARDL (6,1,2)	ARDL (4,0,0,0)	ARDL (4,0,0,0)	ARDL (10,10,8,10)
Constante	2,57	5,01**	-7,13	1,16	5,34***
p^*	1,01***	0,82***	0,46	0,71**	1,26***
h	-0,46	-0,94**	1,10	0,27	-1,29***
w	-	-	-1,18**	-	-
w'	-	-	-	1,65***	-0,84*

Fonte: Tabela elaborada pelo autor com dados do trabalho. Nota 1: ***, ** e * significam nível de significância a 1%, 5% e 10%, respectivamente. Nota 2: o máximo lag utilizado foi 12.

4.1. Modelos sem a intervenção cambial esterilizada

Os coeficientes de longo prazo calculados na equação 8, foram semelhantes, em termos de sinal, aos coeficientes observados em (7)¹⁵. Nesta, o aumento de 1% no preço dos títulos dos EUA (diminuição da sua rentabilidade) provoca o aumento imediato de, aproximadamente, 1% na taxa de juros do Brasil, em média. Já em relação a equação 8, o preço dos títulos dos EUA provoca, um período depois, um impacto menor na taxa de juros, de 0,82%.

Ainda de acordo com a equação anterior, o sinal da variável taxa de câmbio foi negativo, ou seja, uma valorização cambial brasileira de 10%, gera, em média, uma redução da taxa de juros em 9,4%, na qual demorou dois períodos para fazer efeito. Quanto ao sinal, a variável h foi compatível e a variável p^* foi contrário.

Baseado na análise da relação entre o preço do título dos Estados Unidos (EUA) e a taxa de juros brasileira, sabe-se que quando o preço do título aumenta, a taxa de juros deste tende a

¹⁵ Esse número faz referência a equação 7. Mais adiante algumas outras equações serão referidas desse modo.

diminuir, e o contrário também ocorre (Mishkin, 1998). Nos EUA¹⁶, a taxa de juros dos títulos é menor em comparação com o Brasil, mesmo assim, de acordo com mecanismo de transmissão tradicional da política monetária, alguns investidores preferem comprar títulos americanos a títulos domésticos, devido a maior segurança que aqueles fornecem. Assim, com uma demanda menor aos títulos brasileiros, a taxa de juros destes tende a aumentar. Há indícios que esse contexto contribuiu para que o preço do título americano e a taxa de juros brasileira obtivessem uma relação positiva.

Com relação ao câmbio, o efeito negativo é explicado pelo risco decorrente da variação do preço de uma moeda em relação a outra (risco cambial). A teoria utilizada neste trabalho mostra que um dos riscos referentes a variação do câmbio é o risco mencionado. Este sendo baixo, influencia a entrada de novos investimentos estrangeiros.

Nos anos em que o risco cambial esteve no seu patamar mais baixo, 2007 e entre 2010-2014, o Brasil se deparou com altos influxos de moeda estrangeira na economia. A título de exemplo, a baixa taxa de juros nos EUA influenciada através da adoção da política monetária não convencional proporcionou a busca por títulos brasileiros no período retratado. De acordo com a teoria da paridade da taxa de juros, o investidor exige um valor que compensa uma possível oscilação na taxa de câmbio entre os países. Essa compensação ocorre através da rentabilidade maior que os títulos brasileiros proporcionam.

Deste modo, a entrada desses dólares influenciou uma apreciação cambial no período. Essa apreciação tende a gerar uma diminuição da taxa de juros, uma vez que esta é o instrumento mais utilizado pelo BC para assegurar a estabilidade do poder de compra da moeda. Contudo, esse contexto entre a relação cambial e a taxa de juros tende a explicar a associação negativa entre essas variáveis.

4.2. Modelos com a intervenção cambial esterilizada

Pode-se ver que, após adicionar as variáveis relacionadas à operação de esterilização na equação da teoria da paridade da taxa de juros, as relações estatisticamente significativas entre o preço do título americano e a taxa de juros, e a taxa de câmbio com a taxa de juros,

¹⁶ Em 2008, um ano após a crise subprime desencadeada nos EUA, o Banco Central desse país (FED) adotou uma política monetária não convencional que ficou conhecida como Quantitative easing (Afrouxamento Quantitativo). Esta política teve como característica a taxa de juros próxima a zero por meio da compra de títulos públicos e privados (Lima Junior, 2015). Foi um período que contribuiu com que a taxa de juros ficasse em um patamar ainda menor.

continuaram a ser verificadas (equações 10 (variável p^*), e 12 (variável p^* e h)).¹⁷

Nas equações supracitadas, tem-se que uma elevação de um por cento no preço médio dos títulos dos EUA causa um aumento de 0,71% e 1,26% na taxa de juros brasileira, respectivamente. Em (10), com relação ao câmbio, a taxa de juros brasileira tende a diminuir, em média, 1,29%, após um aumento de 1% na taxa de câmbio.

A variável dívida líquida nessas equações obteve suposições diferentes, onde em (10) a relação foi positiva (1,65%) e em (12) a relação foi negativa (0,84%). Esta relação também foi vista na outra variável relacionada a intervenção esterilizada (W), na qual o impacto foi maior (1,18%). Quanto ao sinal, o único que se mostrou contrário foi o da variável dívida líquida (verificado em (9)).

Tem-se que o nível de defasagem, nas equações 9 e 10, foi o mesmo para as variáveis mencionadas (zero). O qual significa que o efeito dessas variáveis com a taxa de juros foi instantâneo (menos de um período). No entanto, na equação 12, o efeito foi tardio (p^* e w' o nível de defasagem foi 10 períodos, e na variável h foi oito).

As interpretações das variáveis relacionadas ao preço do título americano e a taxa de câmbio são semelhantes às da subseção sem a intervenção cambial (subseção 4.1). Sobre a variável reserva cambial, devido a entrada de moeda estrangeira, em maior parte verificada pelo baixo risco do câmbio, o Banco Central do Brasil intervém comprando esses influxos como forma de aumentar as reservas e, com isso, trazer proteção à oscilação cambial. Após a autoridade monetária contrabalancear essa moeda estrangeira a mais nas reservas, a quantidade de moeda doméstica em excesso contribuirá para redução dos juros. Em seguida, ao esterilizar essa quantidade de reais em demasia, a taxa de juros tenderá a voltar a seu nível inicial (antes da intervenção).

A última variável a ser analisada, a dívida líquida, implica que seu aumento, *ceteris paribus*, significa que o passivo do governo aumentou mais do que o seu ativo, assim os títulos ficaram mais arriscados, por conseguinte os juros aumentam como meio de atrair demanda para esses títulos. No entanto, nas estimações do trabalho esta variável obteve resultados diferentes para zero defasagens (equação 10) e para 10 defasagens (equação 12). Quando a dívida líquida é estimada com 10 defasagens o efeito é inverso, contrário ao esperado, (e a um nível maior de significância, 10%). Uma das explicações para este resultado se deve ao fato que a dívida

¹⁷ Porém com níveis de significância diferentes do coeficiente da variável p^* em (10), o qual foi maior (5%), e do coeficiente da variável h na equação 12, o qual foi menor (1%).

líquida não tem efeitos estatísticos significativos na taxa de juros de curto prazo, uma vez que todas as informações já foram incorporadas na trajetória dos juros.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Os expressivos aumentos nas reservas cambiais, ocorridos desde os últimos anos do século XX, incentivaram um acúmulo dessas reservas a um nível alto durante esse período (chegou a aproximadamente 400 bilhões de dólares em 2018). Dado que uma parte desse acúmulo adveio das operações de esterilização cambial, e assumindo a relevância dessa acumulação na política econômica, a divergência dos estudos dos autores Geraldí (2008), Borges (2010) e Feler (2012) com o de Garcia (2011), sobre a relação causal entre a esterilização e a taxa de juros, motivou este trabalho, que consistiu em verificar a formação dos juros no contexto das intervenções cambiais, no período entre 2002-2018.

Os resultados encontrados mostraram que a primeira variável referente as intervenções esterilizadas, a reserva cambial, apresentou relação negativa com a taxa de juros. Essa relação é explicada pelo excesso na quantidade de moeda doméstica, em relação a maior quantidade de moeda estrangeira adquirida nas reservas cambiais, levando a diminuição da taxa de juros até o nível anterior à operação de esterilização.

A outra variável relativa à esterilização, a dívida líquida, auferiu dois resultados (positivo e negativo). As evidências se mostram para as diferentes defasagens obtidas nos modelos. No modelo em que a relação foi negativa (defasagem mais elevada), há indícios que a dívida líquida no médio prazo não tem efeitos significativos na taxa de juros de curto prazo, uma vez que todas as informações já foram incorporadas na trajetória dos juros.

Ao comparar o resultado da relação entre a variável reservas e a taxa de juros com a obtida por Garcia (2011), não há indícios sobre a hipótese de a esterilização cambial ter efeito expansionista, ou seja, se a base monetária estaria maior em comparação ao nível inicial. Isso se deve ao fato de que este trabalho não analisou a taxa de juros de equilíbrio.

No entanto, mesmo sem ter indícios que a taxa de juros da intervenção cambial esterilizada tenha dado resultado expansionista, o custo fiscal da esterilização ainda continua elevado. Uma forma de tentar solucionar esse problema é evitar acumular reserva cambiais a um nível mais elevado.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BCB - Banco Central do Brasil. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/>>. Acesso em: 18 out. 2018.

BARBOSA, F. H. Macroeconomia. 1ª ed. Rio de Janeiro: Editora FGV, 2017. 467 p.

BARBOSA, F. H; NUNES, E. M. P; NOGUEIRA, R. M. Reservas internacionais: seguro ou desperdício? Revista de Conjuntura Econômica, v. 63, n. 11, p. 26-29, 2009.

BASTOS, E. K. X; FONTE, P. V. S. 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), Brasília, n.1934, 2014.

BERNANKE, B. Global Saving Glut. Federal Reserve Board Speech at Richmond Virginia, 2005.

BINI, D; CANEVER, M. D; DENARDIM, A. A. Correlação e causalidade entre os preços de commodities e energia. Revista Nova Economia, Belo Horizonte, v. 25, n. 1, p. 143-160, 2015.

BOLLE, M. B. D. Como Matar A Borboleta Azul. Crônica da Era Dilma. 1ª ed. Rio de Janeiro: Editora Intrínseca, 2016. 272 p.

BORGES, R. Intervenções do Banco Central e previsibilidade da taxa de câmbio: Evidências a partir da utilização de regras de negociação baseadas em análise técnica. Dissertação (Mestrado) - Instituto de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 39 p., 2010.

CAVALCANTI, M. A. F. D. H; VONBUN, C. Reservas internacionais ótimas para o Brasil: uma análise simples de custo-benefício para o período 1999-2007. Revista de Economia Aplicada, São Paulo, v. 12, n. 3, p. 463-498, 2008.

ENGLE, R.F; GRANGER, C.J. Cointegration and error-correction-representation, estimation and testing. Revista Econometrica, v. 55, n. 2, p. 251-278, 1987.

FARHI, M. Análise comparativa do regime de metas de inflação: pass-through, formatos e gestão nas economias emergentes. Texto para Discussão, Instituto de Economia da Unicamp, Campinas, n. 127, 48 p., 2007.

FELER, R. D. Sobre a Eficácia de Intervenções e de Controles Cambiais no Brasil: Uma Análise Empírica do Período 2007-2012. Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 72 p., 2012.

FERRARI FILHO, F; SOBREIRA, R. Regime cambial para países emergentes: uma proposição para a economia brasileira. Ensaio FEE, Porto Alegre, v. 25, n. 1, p. 5-30, 2004.

FERREIRA, P. C; CARDOSO, R. F. Desvalorização, Crescimento e a Relação entre Poupança Doméstica e Câmbio. Revista Econômica, Rio de Janeiro, v. 11, n. 1, p. 39-47, 2009.

FRANCO, G. H. B. Crônicas da convergência: ensaios sobre temas já não tão polêmicos. 1ª ed. Rio de Janeiro: Editora Topbooks, 2006. 598 p.

GARCIA, M. G. P. Can Sterilized FX Purchases under Inflation Targeting be Expansionary? Texto para discussão, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), Departamento de Economia, Rio de Janeiro, n. 589, p. 1-27, 2011.

GERALDI, R. P. Estudo das intervenções diárias do Banco Central do Brasil sobre o mercado de câmbio nacional, sua volatilidade e consequência na procura por proteção. Tese (Doutorado) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 72 p., 2008.

GUJARATI, D; PORTER, D. Econometria Básica. 5ª ed. Porto Alegre: Editora AMGH, 2011. 924 p.

GREENSPAN, A. A Era Da Turbulência: aventuras em um novo mundo. 1ª ed. Rio de Janeiro: Editora Elsevier Brasil, 2007. 616 p.

JEANNE, O; RANCIÉRE, R. The optimal level of international reserves for emerging market economies: formulas and applications. Washington, DC: IMF Research Department, v. 6, n. 229, 33 p., 2006.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. v. 12, n. 2, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.

JUNIOR LIMA, L. A. A política monetária não convencional: o quantitative easing (QE) nos EUA, Reino Unido e Japão e o involuntary easing (IE) no Brasil. Tese (Doutorado) - Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, 95 p., 2015.

KANCZUK, F. Juros reais e ciclos reais brasileiros. *Revista Brasileira de Economia*, v. 56, n. 2, p. 249-267, 2002.

LARA RESENDE, A. A teoria da política monetária: reflexões sobre um percurso sinuoso e inconclusivo. In: BACHA, E. *A Crise Fiscal e Monetária Brasileira*. 1ª ed. Rio de Janeiro: Editora Civilização Brasileira, 2016. 41p.

MEURER, R. Custo na dívida pública interna da redução da vulnerabilidade externa brasileira através do aumento dos reservas internacionais. *Revista Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 24, n. 46, p. 27-46, 2006.

MISHKIN, F. *MOEDAS, BANCOS E MERCADOS FINANCEIROS*. 5ª ed. São Paulo: Editora LTC, 1998. 474 p.

ODHIAMBO, N. M. Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: An ARDL bounds testing approach. *Energy Policy*, v. 37, n. 1, p. 617-622, 2009.

PESARAN, M. H; SHIN, Y; SMITH, R. J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, v. 16, n. 1, p.289-326, 2001.

RHODES, W. R. *O Banqueiro do Mundo: Lições de Liderança do Diplomata das Finanças Globais*. 1ª ed. São Paulo: Editora Globo Livros, 2012. 223 p.

SALTO, F. et al. As duas dimensões do ajuste fiscal. Texto para discussão, Instituto de Economia da Unicamp, Campinas, n. 262, 17 p., 2015.

SILVA, R; TAKEUCHI, R. Mercados Futuro e à Vista de Açúcar: uma análise empírica de eficiência versus arbitragem. Revista Economia e Sociologia Rural, Piracicaba, v. 48, n. 2, p. 307-330, 2010.

SIMÕES, O. R; MARÇAL, E. F. Agregação temporal e não-linearidade afetam os testes da paridade do poder de compra: evidência a partir de dados brasileiros. Revista Brasileira de Economia, v. 66, n. 3, p. 375-399, 2012.

SIMON, S. A. S. De Bretton Woods ao plano Marshall: a política externa norte-americana em relação à Europa (1944-1952). Relações Internacionais no Mundo Atual, v. 2, n. 14, p. 24-47, 2011.

VONBUN, C. Reservas internacionais para o Brasil: Custos fiscais e patamares ótimos. Texto para Discussão, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília, n. 1357, 2008.