

Análise Técnica da Taxa de Câmbio Real/Dólar e Intervenções Oficiais no Mercado de Câmbio do Brasil

Márcia S. Leon

Novembro de 2018

Trabalhos para Discussão



489

ISSN 1519-1028
CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 489	novembro	2018	p. 1-34
--------------------------	----------	--------	----------	------	---------

Trabalhos para Discussão

Editado pelo Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep) – *E-mail*: workingpaper@bcb.gov.br

Editor-chefe: Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo – *E-mail*: francisco-marcos.figueiredo@bcb.gov.br

Coeditor: José Valentim Machado Vicente – *E-mail*: jose.valentim@bcb.gov.br

Chefe do Depep: André Minella – *E-mail*: andre.minella@bcb.gov.br

Todos os Trabalhos para Discussão do Banco Central do Brasil são avaliados em processo de *double blind referee*.

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 489.

Autorizado por Carlos Viana de Carvalho, Diretor de Política Econômica.

Controle Geral de Publicações

Banco Central do Brasil

Comun/Divip

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

Caixa Postal 8.670

70074-900 Brasília – DF

Telefones: (61) 3414-3710 e 3414-3565

Fax: (61) 3414-1898

E-mail: identidadevisual.comun@bcb.gov.br

As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.

The views expressed in this work are those of the authors and do not necessarily reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

Divisão de Atendimento ao Cidadão

Banco Central do Brasil

Deati/Diate

SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo

70074-900 Brasília – DF

DDG: 0800 9792345

Fax: (61) 3414-2553

Internet: <http://www.bcb.gov.br/?FALECONOSCO>

Non-Technical Summary

Technical analysis is a tool that financial market participants can use to make buying and selling decisions about financial assets. However, some studies point out that the profitability resulting from the use of these strategies in the foreign exchange market may be associated with interventions by central banks in this market. To the extent that strategies based on technical analysis indicate profitable returns and official interventions are associated with this profitability, then it is in the interest of central banks to appraise this effect in order to promote more efficient interventions. It is in this perspective that this work is inserted. It seeks to update the estimates made by Borges and Rossi (2010) for Brazil, using a database different from theirs and that contains the actual interventions of the Banco Central do Brasil in the exchange rate market. In addition, it takes into account the negotiations with foreign exchange swaps and not just the ones in the spot market. The main results confirm that official interventions can, on average, provide greater profitability for investors trading in the Brazilian foreign exchange market. It remains, in a second step, to investigate the mechanisms that make these interventions more efficient.

Sumário Não Técnico

A análise técnica é uma ferramenta que os participantes do mercado financeiro podem utilizar para tomar de decisões de compra e venda de ativos. Entretanto, alguns estudos apontam que a lucratividade resultante do emprego destas estratégias no mercado de câmbio pode estar associada às intervenções dos bancos centrais neste mercado. Na medida em que as estratégias baseadas em análise técnica indiquem retornos lucrativos e que as intervenções oficiais estejam associadas a essa lucratividade, então é do interesse de bancos centrais dimensionar esse efeito com o intuito de promover intervenções mais eficientes. É nesta perspectiva que este trabalho se insere. O trabalho atualiza as estimações realizadas por Borges e Rossi (2010) para o Brasil, utilizando uma base de dados diferente da deles e que contém as intervenções, propriamente ditas, do Banco Central do Brasil no mercado de câmbio. Além disso, o trabalho leva em conta as negociações com swaps cambiais e não apenas as do mercado de câmbio à vista. Os resultados principais confirmam que as intervenções oficiais podem, na média, proporcionar maior rentabilidade para os investidores que negociam no mercado de câmbio brasileiro. Resta, em uma segunda etapa, investigar os mecanismos que tornem mais eficientes essas intervenções.

Análise Técnica da Taxa de Câmbio Real/Dólar e Intervenções Oficiais no Mercado de Câmbio do Brasil

Márcia S. Leon*

Resumo

Este trabalho aplica a metodologia de LeBaron (1999) e reproduz o estudo de Borges e Rossi (2010) para estimar a rentabilidade das estratégias de negociação no mercado de câmbio brasileiro baseada em análise técnica com média móvel. O estudo faz uso de uma base de dados de intervenções oficiais mais atualizada e diferente da de Borges e Rossi (2010). Os resultados confirmam os obtidos nos dois trabalhos anteriores, isto é, que a média dos retornos diários das estratégias de negociação é significativamente não nula quando os dias com intervenção oficial são mantidos na amostra e é não significativa estatisticamente quando são removidos.

Palavras-chave: análise técnica, lucratividade de retornos, intervenções oficiais

Classificação JEL: C12, E58, F31

Este Trabalho para Discussão não deve ser citado como representando as opiniões do Banco Central do Brasil. As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem, necessariamente, a visão do Banco Central do Brasil.

* Departamento de Estudos e Pesquisas, Banco Central do Brasil e FGV/RJ. E-mail: marcia.leon@bcb.gov.br

1. Introdução

Investidores podem tomar decisões de compra e venda de ativos financeiros de acordo com regras de negociação baseadas em análise técnica. A análise técnica é uma ferramenta que objetiva identificar tendências usando transformações estatísticas de preços passados e, eventualmente de volumes de negócios, e assim capturar sinais de compra e de venda que possam ser lucrativos. Há uma grande variedade de regras de negociação desses ativos que se inserem na análise técnica, sendo as mais conhecidas as de média móvel e de momentos. Um exemplo de regra de negociação baseada em modelos de média móvel consiste em decidir por uma posição de venda de moeda estrangeira quando seu preço estiver abaixo de uma média móvel para determinado número de dias.

Estudos realizados nos últimos 40 anos constataam, em alguns casos, lucratividade significativa em regras de negociação aplicadas a mercados de moedas o que, segundo Poti et al (2012), sugere que as taxas de câmbio seriam previsíveis. Por um lado, Neely e Weller (2011), dentre outros, constataam que a lucratividade das regras de negociação mais simples no mercado de câmbio já não é verificada desde os anos 1990. Por outro lado, Poti *et al* (p. 4) não confirmam esse resultado, no início dos anos 1990 e no período 2007-2010, para os mercados de moedas do rublo da Rússia, real do Brasil, zloty da Polônia e também, do euro. Assim, defendem que a lucratividade das regras de negociação ainda permanece.

Nessa linha, alguns estudos sustentam que o excesso de retorno observado em certas regras de negociação pode ser explicado pela atuação do banco central no mercado de câmbio, visando, por exemplo, ou manter uma determinada meta para a taxa de câmbio ou oferecer resistência (*leaning against the wind*) a grandes expansões de preços dos ativos e de liquidez em períodos de crise financeira. No primeiro caso, a autoridade monetária intervém quando a taxa de câmbio se desvia de seu valor considerado fundamental, enquanto que, no segundo, as intervenções visam conter movimentos passados.

Um canal de interesse, nesta linha de pesquisa, reside em verificar o efeito sobre a possível lucratividade das regras de negociação decorrentes das intervenções do banco central no mercado de câmbio. LeBaron (1999) defende que a previsibilidade da taxa de câmbio se restringe a períodos em que o banco central atua sobre o mercado de câmbio. Nesse caso, as intervenções indicariam uma tendência para a taxa de câmbio que pode ser

prevista e capturada pela abordagem da análise técnica. Schulmeister (1988, p.350-352), por seu turno, encontra que a menor lucratividade da especulação com moedas deveu-se principalmente às intervenções oficiais nos mercados de moedas decorrentes do Acordo do Louvre de fevereiro de 1987, com diminuição significativa das taxas de retorno das regras de negociação, inclusive causando perdas. Em mesmo sentido, Neely (2002) mostra que a intervenção das autoridades monetárias não é uma fonte de lucratividade nas regras de negociação de moedas de quatro países. Segundo ele, de fato, os bancos centrais intervêm para deter fortes tendências da taxa de câmbio, das quais as regras de negociação obtêm lucros.

No presente trabalho, pretende-se investigar se o mercado de dólar no Brasil se tornou menos eficiente, conforme sugerem Poti *et al* (p. 4). Para verificar se as intervenções da autoridade monetária no mercado de câmbio são efetivas em quebrar tendências, Borges e Rossi (2010), seguindo a metodologia de LeBaron (1999), avaliam se o retorno diário das estratégias de negociação nesse mercado é maior ou menor em amostras em que o banco central atuou e utilizam uma regra de negociação simples de média móvel. O resultado do trabalho mostra que, com a retirada dos dias de intervenção, a média dos retornos diários da estratégia de análise técnica cai e não se rejeita que seja nula. Além disso, Borges e Rossi (2010) encontram evidência de que o banco central atuou contra a tendência vigente da taxa de câmbio (*“leaning against the wind”*), ou seja, os participantes do mercado e o Banco Central estiveram em pontas opostas em 94% dos dias em que houve intervenção, o que indica uma tentativa de suavização da taxa de câmbio pelo Banco Central. No presente texto, seguem-se os mesmos passos de Borges e Rossi (2010), entretanto, utilizando uma base de dados distinta.

O trabalho se estende ainda para considerar o estudo de análise técnica feito em Schulmeister (1988) e caracterizar a lucratividade das transações no mercado de câmbio e também, o estudo de Neely (2002) para olhar especificamente a rentabilidade em dias em torno das intervenções. As metodologias de LeBaron (1999), de Schulmeister (1988) e de Neely (2002) pretendem servir de instrumento adicional para analisar a tendência dos retornos ao se tomar uma posição no mercado de câmbio.

2. Base de Dados

A base de dados utilizada por Borges e Rossi (2010) abrange o período de 2 de janeiro de 2004 a 30 de setembro de 2009. As datas e volumes das intervenções referem-se ao mercado à vista e foram estimadas a partir dos impactos das operações de câmbio na base monetária, uma vez que dados sobre intervenções diárias no mercado à vista ainda não eram disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil (BCB) à época.

Já a base de dados do presente estudo utiliza a taxa de câmbio (venda) diária real/dólar dos Estados Unidos na modalidade PTAX800, cobrindo o período de 2 de janeiro de 2002 a 9 de novembro de 2012. Esta amostra inclui os dias em que o BCB atuou no mercado doméstico de câmbio, utilizando os seguintes instrumentos:

(i) **Export lines** - leilão de reservas vinculadas à concessão de créditos à exportação, tendo sido destinado US\$1,432 bilhão a essa linha de crédito, entre 23/8 e 18/10 de 2002.

(ii) **Future** ou leilões de moeda estrangeira com liquidação a termo, envolvendo entrega física de divisas. Foram instituídos por meio de Carta Circular nº3.484, de 25 de janeiro de 2011. São utilizados quando determinada empresa tem grande quantidade de recursos a ser internalizada em data futura.

(iii) **Grossline** – Leilão de linhas de recompra, ou seja, leilão de venda de dólares pelo BCB com *dealers* no mercado à vista, com compromisso de recomprá-los em data predefinida. Utilizado em 2002-2003 e 2008-2009. E também, leilão de empréstimos em moeda estrangeira com garantias na mesma moeda em que foi fornecido o empréstimo (criados a partir de outubro de 2008).

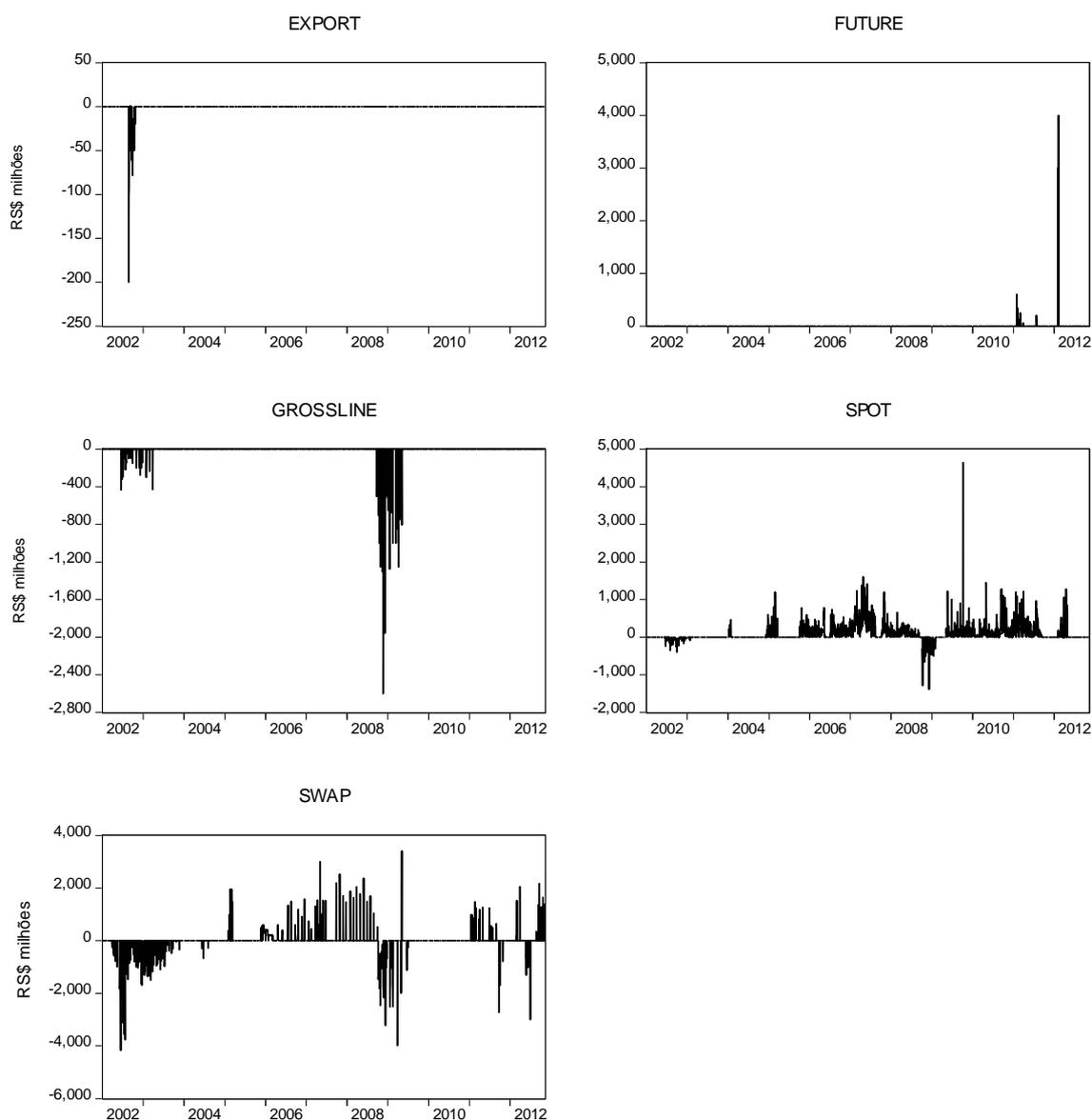
(iv) **Spot** - Intervenções diretas no mercado à vista pelo BCB por leilões de compra ou venda de dólares no mercado interbancário de dólares (Série SGS – BCB: 17843);

(v) Leilões de **swap cambial**, em duas modalidades swap tradicional e swap reverso¹.

¹ A operação de compra de um contrato de swap cambial, negociado na BM&FBovespa, pelo BCB é denominada swap cambial tradicional e a operação de venda é conhecida por swap cambial reverso. Ver estas definições em:

<https://www.bcb.gov.br/glossario.asp?Definicao=1680&idioma=P&idpai=GLOSSARIO>

Figura 1: Intervenções do BCB no mercado de câmbio no período 2002 a 2012

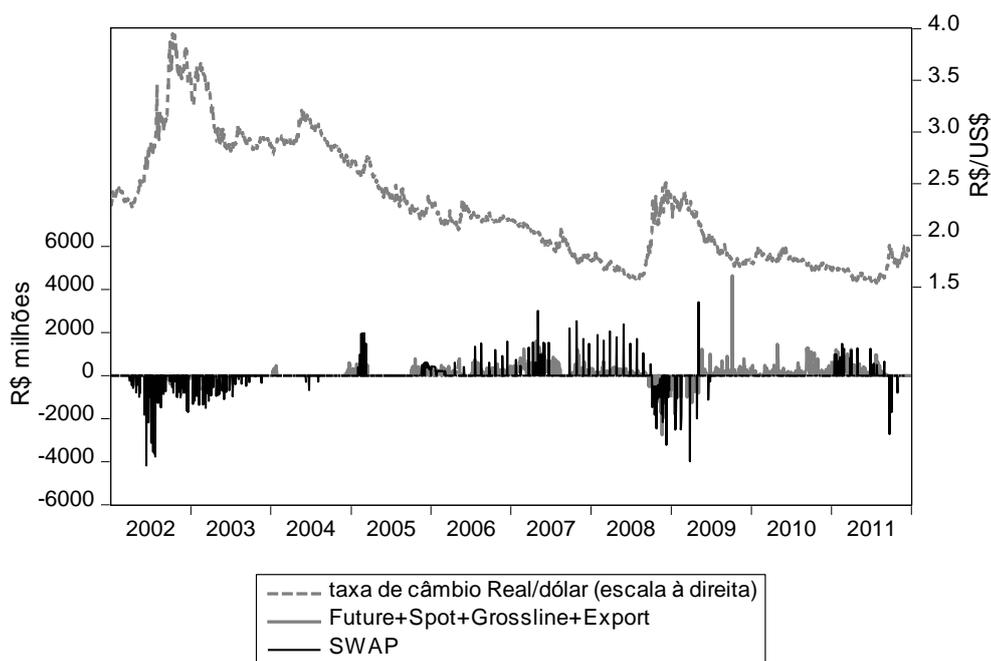


Durante o período de análise, entre 2002 e 2012 o BCB fez várias atuações no mercado de câmbio, especialmente no mercado de moeda estrangeira à vista (spot) e também, com swaps cambiais. A Figura 1, mostra o volume, em R\$ milhões, das intervenções de acordo com o instrumento utilizado ao longo do período de análise. Os valores positivos indicam compras de dólares ou posição ativa em variação cambial pelo BCB resultante de operação de venda de contratos de swap cambial, denominada swap cambial reverso. Os valores negativos correspondem a vendas de dólares ou posição

passiva em variação cambial pelo BCB, resultante de operação de compra de contratos de swap cambial, denominada swap cambial tradicional².

A Figura 2 mostra as intervenções do BCB e a evolução da taxa de câmbio nominal real/dólar no período analisado. Em períodos mais críticos de vulnerabilidade externa do país (2002 e 2008-2009), ocorreram compras de swaps cambiais e a venda de dólares no mercado spot pelo BCB, a fim de conter as pressões de desvalorização cambial.

Figura 2: Intervenção do BCB e taxa de câmbio real/dólar

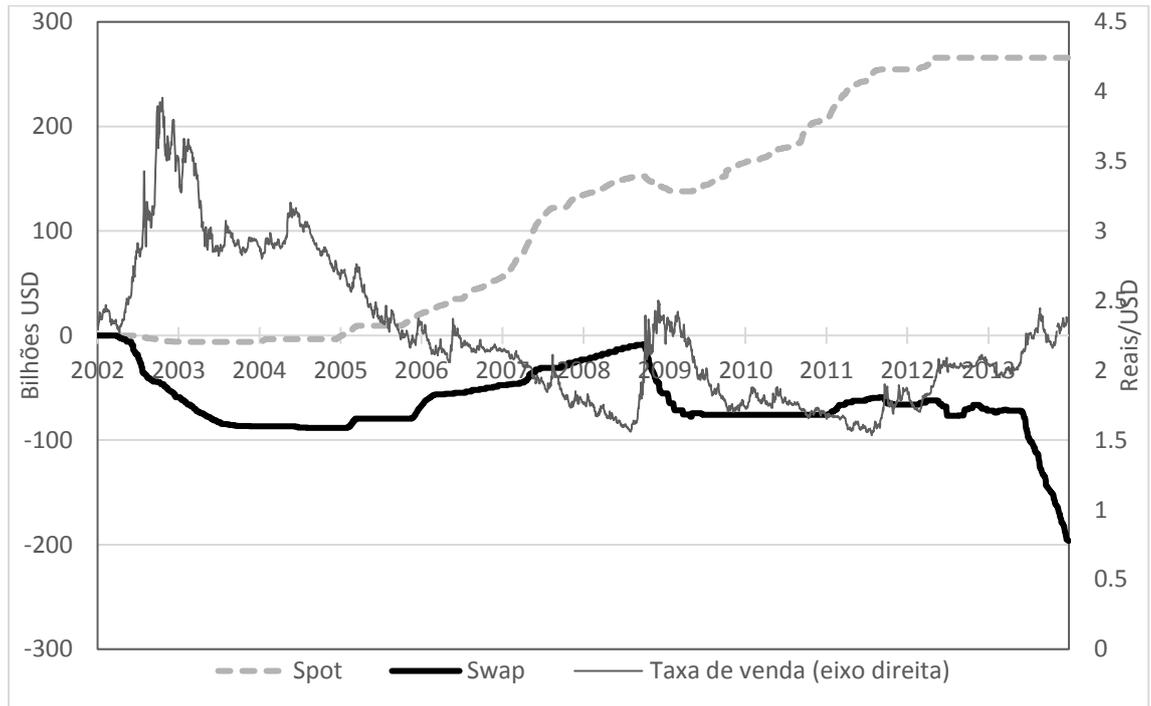


A Figura 3 mostra a intervenção acumulada do BCB, no período 2002-2013, no mercado spot e com swaps cambiais. Verifica-se que a autoridade monetária atuou como comprador líquido de dólares no mercado de câmbio à vista e manteve posição líquida em swaps cambiais tradicionais. Vale destacar que em junho de 2009, o BCB havia fechado todas as suas posições em contratos de swap cambial (ver Banco Central do Brasil, 2011)³.

² Para uma descrição das intervenções do BCB com swaps cambiais ver Marins et al. (2017, p.3-4) e Kohlscheen e Andrade (2013, p. 9-12).

³ <http://www.bcb.gov.br/pec/boletim/banual2011/rel2011cap5p.pdf>

Figura 3: Intervenção acumulada do BCB e a taxa de câmbio real/dólar: 2002-2013



3. Metodologia

Neste trabalho, a regra de negociação utilizada é a média móvel, que contém uma média móvel curta e outra, longa. Define-se a média móvel, mm_t , como:

$$mm_t = \frac{1}{M} \sum_{i=0}^{M-1} P_{t-i} \quad (1)$$

onde, M é o tamanho da média móvel expressa em número de dias e P_t o preço do dólar no mercado de câmbio referente ao dia t . Observe que a média móvel de um dia, $M=1$, serve como a média móvel curta, P_t . Esta regra de negociação pode gerar dois sinais: sinal de compra, quando a média curta estiver acima da média longa; e sinal de venda, quando a média curta está abaixo da média longa⁴. Define-se também o sinal de negociação, s_t , como sendo $s_t = 1$, para compra e $s_t = -1$, para venda. Assim,

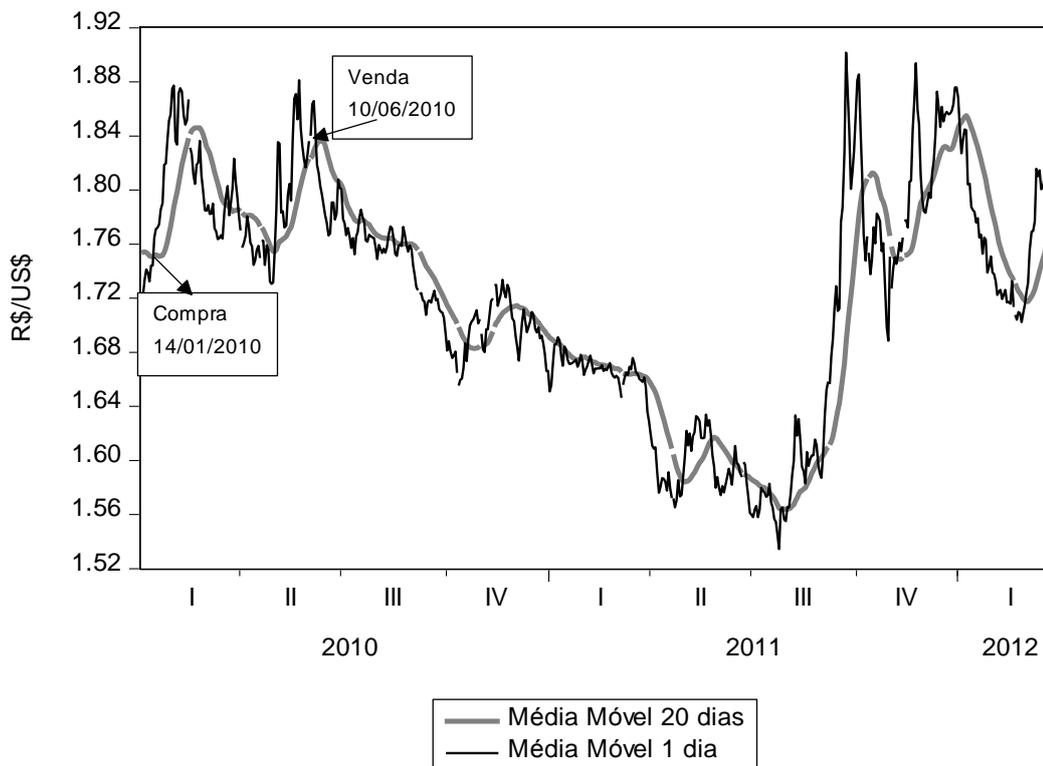
⁴ Schulmeister *et al.* (1989) caracterizam as regras de negociação como “comprar” quando a média móvel curta corta a longa por baixo e “vender” em caso contrário.

$$s_t = \begin{cases} 1, & \text{se } P_t \geq mm_t \\ -1, & \text{se } P_t < mm_t \end{cases}$$

Como exemplo, a Figura 4 mostra o comportamento da média móvel de 20 dias e de um dia e também os sinais indicados pela regra de negociação baseada em média móvel para os dias 14 de janeiro e 10 de junho de 2010. LeBaron (1999) emprega $M = 150$ para dados diários. Borges e Rossi (2010), também.

Cálculos preliminares, realizados com taxas de câmbio diárias real/dólar de 2 de janeiro de 2002 a 22 de março de 2012, mostram que a duração média na posição de venda é de 17 dias e, na posição de compra, 11 dias. Vale destacar que, para LeBaron (1999, nota de rodapé 11), a rentabilidade da regra de negociação não é excessivamente sensível ao tamanho da média móvel. Já Neely e Weller (2011) ressaltam que uma regra amplamente utilizada compara a média móvel de 5 dias com a de 20 dias, denotada por MM(5, 20).

Figura 4: Médias móveis da taxa de câmbio nominal R\$/US\$ de 2010 a 2012.1



Na análise da rentabilidade de uma regra de negociação, LeBaron (1999) calcula o retorno diário, em logaritmo, r_t , supondo que haja uma posição aberta de um dólar. Na data t , toma-se emprestado em reais para comprar o dólar à taxa de câmbio P_t , que é

investido até a data $t+1$. O retorno diário de se investir no mercado de câmbio é calculado como $r_t = s_t(p_{t+1} - p_t)$, onde p_t é o logaritmo de P_t .

Caso se leve em consideração o ajuste para diferencial de juros em real, i , e em dólar, i^* , a taxa de retorno diária de se negociar no mercado de R\$/US\$ é calculada como a diferença entre o preço de venda e o preço de compra de um dólar, supondo posição de compra de dólar na data t . Neste caso, o investidor toma emprestado P_t reais para comprar um dólar, paga o empréstimo $P_t(1 + i_t)$ em $t+1$ e recebe de retorno do investimento $(1 + i_t^*)$ dólares, equivalente a $P_{t+1}(1 + i_t^*)$ reais, ao vender dólares em $t+1$. O retorno, em reais, desta negociação entre t e $t+1$ é $(1 + r_t) = P_{t+1}(1 + i_t^*) / P_t(1 + i_t)$. Supondo agora uma posição de venda de dólar em t , o investidor toma emprestado um dólar no mercado de dólar e paga $P_{t+1}(1 + i_t^*)$ em reais em $t+1$. Com a venda do dólar em t , compra P_t reais, cujo retorno é $P_t(1 + i_t)$ em $t+1$. O retorno, em reais, desta posição de venda em t , entre t e $t+1$, é $(1 + r_t) = P_t(1 + i_t) / P_{t+1}(1 + i_t^*)$. Assim, levando em conta o sinal da transação em t e também, o diferencial de juros, então o retorno diário em logaritmo é ⁵

$$r_t = s_t[(p_{t+1} - p_t) - (i_t - i_t^*)] \quad (2)$$

Neely (2002, p. 214) define o excesso de retorno total, r , para uma regra de negociação entre os instantes zero e T , como a soma dos retornos diários com seus respectivos sinais, a saber

$$r = \sum_{t=0}^{T-1} s_t r_t$$

Schulmeister (1989, p. 158, nota de rodapé 5) define a taxa de retorno bruta anualizada, R , como a soma das taxas de retorno na posição de compra ou venda dividida pelo número total de dias nestas posições (como se fosse uma taxa acumulada média diária em cada posição) e multiplicada por 365 para anualizar esta taxa.

$$R = \frac{365}{D} \sum_{j=1}^i r_j \quad (3)$$

⁵ Nas expressões não se incluem custos de transação (ver Neely e Weller, 2011, p. 8).

4. Lucratividade da Análise Técnica no Mercado de Dólar no Brasil

A metodologia descrita acima é utilizada para caracterizar a lucratividade das regras de negociação no Brasil, que pode ser exemplificada com distintas estratégias de média móvel para o período de análise. A Tabela 1 apresenta a lucratividade e outros resultados de negociações baseadas em análise técnica com média móvel para cinco valores da média móvel longa: 20, 50, 100, 150 e 200⁶, utilizando a abordagem de Schulmeister (1989, p. 135)⁷. Supõe-se que a média móvel curta seja de um dia em todos os casos.

A Tabela 1 mostra um resultado, também encontrado em Schulmeister (2005, p. 4), de que a duração média das posições lucrativas (DPL) dos modelos mais rápidos, ou seja, com médias móveis de extensão temporal curta, se situa entre 20 a 30 dias. No caso, do modelo rápido MM(20), a DPL é 32 dias, indicando que o modelo explora tendência da taxa de câmbio de curto prazo, em contraste com DPL acima de 100 dias para os modelos MM(100), MM(150) e MM(200), que exploram tendências de longo prazo. Além disso, os cinco modelos são lucrativos, o que pode ser constatado por taxas de retorno brutas anualizadas (R) e taxas de retorno brutas (TRB) positivas. Ganhos das TRBs decorrem da exploração de tendências persistentes da taxa de câmbio durante muitos dias em posições que geram lucro. Essa afirmativa se sustenta ao verificar que, em todos os modelos, a duração média das posições com lucro (DPL) está bem acima da duração média das posições com prejuízo (DPP), apesar de tanto o número de posições lucrativas (NPL) e a taxa de retorno diária das posições com lucro (RDL) estarem abaixo do número de posições com prejuízo (NPP) e da taxa de retorno diária, em valor absoluto, das posições com prejuízo (RDP).

⁶ No Apêndice 1, inclui-se um glossário para os termos apresentados na tabela.

⁷ Em seu trabalho, Schulmeister analisa também para distintos subperíodos.

Tabela 1: Lucratividade em alguns modelos de média móvel para estratégias de negociação da taxa de câmbio real/dólar (2/01/2002 a 9/11/2012)

	MM(20)	MM(50)	MM(100)	MM(150)	MM(200)
Número de sinais das transações	287	161	119	69	57
Número de sinais de compra	144	81	60	35	29
Número de sinais de venda	143	80	59	34	28
Número de dias na posição de venda	2430	2562	2677	2690	2707
Número de dias na posição de compra	1592	1449	1338	1056	1029
Média de dias na posição de venda	16,9	31,6	44,6	76,9	93,3
Média de dias na posição de compra	11,1	18,1	22,7	31,1	36,8
Taxa de retorno bruta (TRB) ⁸	211,6	141,3	138,9	119,71	106,13
Taxa de retorno bruta anualizada (R)	19,21	12,85	12,64	11,67	10,37
Número Posições Lucrativas (NPL)	98	45	26	17	15
Soma dos retornos com lucro	343,7	243,4	213,9	166,5	143,0
Número de dias na posição com lucro	3105	2993	3206	3094	3287
Duração média das posições lucrativas (DPL)	31,68	66,51	123,3	182,0	219,1
Retorno médio das posições com lucro	3,51	5,41	8,23	9,80	9,53
Taxa de retorno diária de posições lucrativas (RDL)	0,111	0,0813	0,0667	0,0538	0,0435
Número Posições com Prejuízo (NPP)	189	116	93	52	42
Soma dos retornos com prejuízo	-132,1	-102,1	-74,93	-46,79	-36,87
Número de dias na posição com prejuízo	917	1018	809	652	449
Duração média das posições com prejuízo (DPP)	4,852	8,78	8,70	12,5	10,7
Retorno médio das posições com prejuízo	-0,699	-0,880	-0,806	-0,900	-0,877
Taxa de retorno diária de posições com prejuízo (RDP)	-0,144	-0,100	-0,0926	-0,0718	-0,0821

Observando especificamente as taxas de retorno das transações individuais de compra e venda, a Tabela 2 mostra que sua distribuição apresenta medianas negativas e abaixo da média, além de assimetria positiva em todos os modelos selecionados. No Apêndice B, apresentam-se os histogramas para cada modelo, que confirmam a alta concentração de dados em valores baixos e negativos. A curtose também reflete a

⁸ Cálculo da Taxa de Retorno Bruta (TRB) pode ser dividida em seis componentes:
 $TRB = NPL * RDL * DPL - NPP * RDP * DPP$

concentração de taxas de retorno próximas à média e que caem rapidamente à medida que se afastam dela, caracterizando a distribuição como leptocúrtica.

Tabela 2: Taxas de retorno das transações individuais de compra e venda de dólar

Modelos de Média Móvel	MM(20)	MM(50)	MM(100)	MM(150)	MM(200)
Média	0,737	0,877	1,168	1,735	1,862
Mediana	-0,253	-0,387	-0,426	-0,502	-0,341
Desvio-padrão	3,808	5,883	6,416	7,369	7,321
Assimetria	5,101	6,067	4,680	3,183	3,054
Curtose	39,02	46,12	27,71	12,89	12,29
Estatística t (p-valor)	3,281 (0,0012)	1,892 (0,0602))	1,986 (0,0493)	1,956 (0,0545)	1,920 (0,060)
Nº de observações	287	161	119	69	57

A penúltima estatística da Tabela 2 mostra a estatística t do teste, cuja hipótese nula é que a média das taxas de retornos das transações individuais é nula. Os resultados rejeitam que a média dos retornos das transações individuais seja zero com probabilidade de, no máximo, 6%. Os retornos gerados por regra de negociação simples, baseada em média móvel, se mostram diferentes de zero com um grau de significância elevado. No entanto, o teste t não é conclusivo, uma vez que a distribuição das taxas de retorno se distanciam da normal, conforme se pode ver pelas estatísticas da Tabela 2.

O uso do teste t é substituído pelo teste bootstrap a partir de simulações bootstrapping da taxa de câmbio (ver Efron e Tibshirani, 1993). Esse procedimento é aplicado para as taxas de retorno diárias, conforme LeBaron (1999) e Borges e Rossi (2010), diferentemente de Schulmeister, cuja medida de rentabilidade da estratégia é de acordo com a transação.

Na Tabela 3, a estatística do teste t corrobora os resultados da Tabela 2 e rejeita a hipótese de a média dos retornos diários das cinco estratégias de média móvel ser nula. Alternativamente ao teste t, simulam-se por bootstrapping 2000 séries da taxa de câmbio diária com 2723 observações cada uma. A série dos resíduos da estimação de um passeio aleatório para a taxa de câmbio é embaralhada com reposição 2000 vezes, com os quais se estimam 2000 séries de taxa de câmbio diária. Para cada série simulada, aplica-se a

regra de negociação da estratégia de média móvel para calcular a média das taxas de retorno diárias. São feitas cinco simulações para as estratégias com médias móveis longas iguais a 20, 50, 100, 150 e 200.

O teste bootstrap para testar que a média dos retornos diários é nula consiste em computar a fração das simulações cuja média das taxas de retorno diárias seja superior à média da série original. Segundo MacKinnon (2007, p.2), se o objetivo é rejeitar a hipótese H_0 quando o valor observado da estatística de teste $\hat{\tau}$ estiver na calda superior, então o p-valor é dado por $\hat{p} = \frac{1}{B} \sum_{j=1}^B I(\tau_j^* > \hat{\tau})$, onde B é o total de simulações, $I(\cdot)$ é uma função indicadora, igual a 1 quando verdadeira e zero, em caso contrário e τ_j^* é a estatística de teste para cada amostra simulada. Quando $\hat{\tau}$ estiver na calda inferior, inverte-se a desigualdade. De acordo com a última coluna da Tabela 3, nas cinco estratégias selecionadas, esta proporção está abaixo do nível de significância de 5%. Desse modo, rejeita-se a hipótese de a média dos retornos diários ser nula.

Tabela 3: Resultados do teste de média nula para retornos diários da taxa de câmbio

Retorno diário sem ajuste de juros	Número observações	Amostra	Média (%)	Desvio-Padrão	Estatística t	p-valor Teste t	Índice de Sharpe	Fração de Transações "Trade fraction"	p-valor simulação
Dólar MM(1, 20)	2723	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.257	0.978	13.71	0.00	4.17	0.1054	0.017
Dólar MM(1, 50)	2723	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.157	0.999	8.193	0.00	2.49	0.0591	0.026
Dólar MM(1, 100)	2723	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.117	1.005	6.06	0.00	1.85	0.0437	0.024
Dólar MM(1, 150)	2723	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.0957	1.007	4.961	0.00	1.51	0.0253	0.027
Dólar MM(1, 200)	2723	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.086	1.008	4.455	0.00	1.35	0.0209	0.020
Dólar MM(1, 150)	1439	2 jan 2004 a 30 set 2009	0.101	1.032	3.72	0.00	1.56	0.0236	0.040
Borges e Rossi (2010)	1442	2 jan 2004 a 30 set 2009	0.0518	1.034	ND	0.0572	0.795	0.0236	0.059
LeBaron (1999) Marco Alemão	3394	2 jan 1979 a 31 dez 1992	0.031	0.73	2.44	ND	0.666	0.027	0.014
LeBaron(1999) Yen japonês	3394	2 jan 1979 a 31 dez 1992	0.036	0.66	3.19	ND	0.872	0.017	0.002

Para comparar com os resultados de Borges e Rossi (2010), que estimam os retornos diários da taxa de câmbio real por dólar com a estratégia MM(1,150), realiza-se a estimação com a mesma amostra do período estudado por eles, 02/01/2004 a 30/09/2009. Nessa estimação, a estatística do teste t rejeita a hipótese de a média dos

retornos diários ser nula a 1%, conforme a sexta linha da Tabela 3. Borges e Rossi (2010) também rejeitam o mesmo teste a 6%. Além disso, o p-valor da simulação por bootstrapping indica que se rejeita a 4% a hipótese de a média dos retornos diários ser nula. Assim, o resultado confirma o obtido por Borges e Rossi(2010) para o Brasil, ou seja, a existência de previsibilidade no mercado cambial, uma vez que o retorno médio é positivo e estatisticamente significativo.

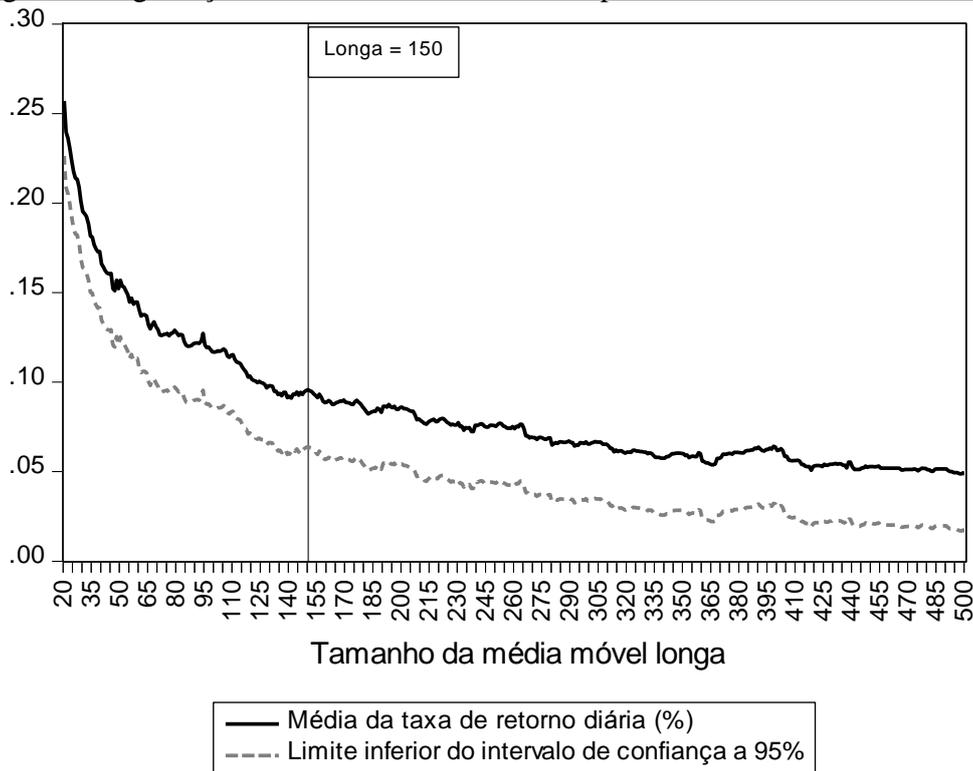
LeBaron (1999, Table 3) também apresenta o índice de Sharpe para cada estratégia de negociação. Este índice permite avaliar a relação entre o retorno e a volatilidade de um ativo e é calculado como $\sqrt{T} \frac{E(r)}{\sigma_r}$, onde $E(r)$ é a média dos retornos diários, σ_r , o respectivo desvio-padrão e T , o número de períodos curtos da média móvel da estratégia durante um ano⁹. Borges e Rossi (2010) também calculam este índice para a estratégia MM(1, 150). Para as estratégias da Tabela 3, o período curto é um dia e T é igual a 252 dias úteis em um ano. Os resultados obtidos para a amostra do presente trabalho são maiores do que a unidade e acima dos valores encontrados por LeBaron(1999).

Finalmente, a coluna denominada “trade fraction” corresponde à proporção do número de dias em que houve negociação no total de dias da amostra. A estratégia MM(1, 150) indica que houve troca de moedas em 2,36% dos dias, tanto no trabalho de Borges e Rossi, quanto no nosso, para a amostra de 02/01/2004 a 30/09/2009. Os resultados obtidos por Le Baron (1999) para o iene e o marco alemão, considerando a estratégia MM (1, 150), estão nas últimas duas linhas da Tabela 3 e seus resultados, à exceção do índice de Sharpe, estão em linha com os do presente estudo.

Conforme visto acima, a Tabela 3 mostra a rentabilidade para um conjunto de apenas cinco estratégias de média móvel, distintas entre si pelo comprimento da média longa. Uma visão mais geral da rentabilidade pode ser obtida na Figura 5, que mostra a média da taxa de retorno diária variando com o tamanho da média móvel longa, que se estende de 20 a 500 dias. Esta figura baseia-se em Saacke (2002, p. 464), aplicada aqui para a taxa de câmbio real por dólar, e contém o limite inferior de um intervalo de confiança de 95%, com a hipótese de que os retornos são i.i.d. e com variância finita.

⁹ Borges e Rossi consideram $T = 252$ dias.

Figura 5: Intervalos de confiança unilaterais a 95% para taxas de retorno diárias de regras de negociação baseadas em média móvel para taxa de câmbio real/dólar



De acordo com Saacke (2002), estudos consideram 250 como o parâmetro mais elevado para a média longa. Em todo caso, para qualquer que seja o parâmetro utilizado até 500, as regras de negociação apresentam média das taxas de retorno diárias, em percentual, acima de zero para o Brasil. Para a taxa de câmbio dólar por marco alemão, Saacke encontrou resultado semelhante apenas para tamanho da média móvel longa abaixo de 170 e atribui as elevadas taxas de retorno à taxa de câmbio não ser i.i.d., sendo questionável o uso de intervalos de confiança padrão. Vale ressaltar que os resultados apresentados acima não levam em conta custos de transação das operações de compra e venda de ativos. Segundo, Saacke (2002, p. 464) grandes investidores institucionais enfrentam custos de transação de 0,05% em operações de ida-e-volta.

5. Resultados considerando as intervenções oficiais no mercado de câmbio

Com a rejeição de a média dos retornos diários ser nula, as estratégias de negociação simples de média móvel sugerem previsibilidade da taxa de câmbio real por dólar. LeBaron (1999) argumenta que a lucratividade das operações no mercado de câmbio está relacionada às intervenções de bancos centrais. Borges e Rossi (2010, p. 137)

defendem que a estratégia de intervenções operacionalizada em intervalos constantes e com valores previsíveis pelo mercado pode favorecer a especulação no mercado de câmbio. Seguindo estes autores, a proposta aqui é igual a deles e consiste em remover da amostra os retornos diários dos dias em que houve intervenção do BCB no mercado de câmbio e aplicar testes semelhantes aos feitos para toda a amostra. Assim, o teste consiste em verificar se as intervenções no mercado de câmbio de 2002 em diante causam previsibilidade no comportamento da taxa de câmbio, que pode ser medida pela maior rentabilidade ao se especular com esta moeda no Brasil. Na nossa amostra, os dias de intervenção referem-se a todas as modalidades de intervenção oficiais¹⁰.

O efeito de retirar da amostra os dias em que houve intervenção está apresentado na Tabela 4, que repete os mesmos testes da Tabela 3. LeBaron (1999) inclui, na amostra, o retorno diário entre t e $t+1$, desde que não tenha ocorrido intervenção em $t+1$. Em caso contrário, o retorno diário de $t+1$ é retirado da amostra. O mesmo procedimento é aplicado aqui. O teste de média nula apresenta a estatística do teste t na coluna 6 da Tabela 4 e o p -valor correspondente, na coluna 7. Verifica-se nas cinco primeiras linhas, referentes às distintas estratégias de negociação, que se rejeita a hipótese de média nula a 5% em todos os resultados do teste t . Inclusive, para a amostra que reproduz o mesmo período do estudo de Borges e Rossi (2010), o retorno médio é também significativo a 2% (ver linha 6). Ao se considerar apenas as intervenções no mercado spot (linha 7), o retorno médio fica com significância a 10%, enquanto que o resultado obtido por Borges e Rossi (2010) é 45%. De forma semelhante a Borges e Rossi (2010), LeBaron (1999) também não rejeita, com a aplicação do teste t , a hipótese nula de retornos médios nulos para o marco alemão e o iene ao retirar da amostra os dias em que houve intervenção.

¹⁰ Neste trabalho, a variável intervenção é caracterizada apenas pela sua modalidade, ou seja, export lines, futures, grossline, spot ou swap. Entretanto, há outras formas de identificá-la, por exemplo: se antecipada ou não; se de compra ou de venda; se de volume grande ou pequeno; e, no caso de swaps, se para fins de rolagem ou não. A realização dos exercícios empregando estas diferentes formas de descrever a intervenção é uma sugestão interessante para trabalhos futuros. Agradeço a um revisor anônimo este comentário.

Tabela 4: Teste média nula para retornos diários - remoção dos dias de intervenção

Retorno diário sem ajuste de juros	Dias sem intervenção no mercado de câmbio	Amostra	Média (%)	Desvio-Padrão	Estatística t	p-valor Teste t	Índice de Sharpe	Fração de Transações "Trade fraction"	p-valor simulação
Dólar MM(1, 20)	1133	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.242	0.866	9.40	0.000	4.44	0.0970	0.011
Dólar MM(1,50)	1133	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.129	0.889	4.90	0.000	2.30	0.0526	0.19
Dólar MM(1, 100)	1133	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.101	0.893	3.83	0.0001	1.80	0.0348	0.13
Dólar MM(1, 150)	1133	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.0587	0.897	2.20	0.028	1.04	0.0244	0.80
Dólar MM(1, 200)	1133	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.0593	0.897	2.23	0.026	1.05	0.0203	0.54
Dólar MM(1, 150)	540	2 jan 2004 a 30 set 2009	0.102	0.953	2.49	0.0132	1.70	0.0407	0.018
Dólar MM(1, 150) spot	588	2 jan 2004 a 30 set 2009	0.0763	1.112	1.66	0.097	1.09	0.0408	0.10
Borges e Rossi (2010)	568	2 jan 2004 a 30 set 2009	0.0308	0.970	N.D.	0.450	0.504	0.0352	0.32
LeBaron (1999) Marco Alemão	2992	2 jan 1979 a 31 dez 1992	0.006	0.706	0.502	N.D.	0.146	0.027	0.18
LeBaron(1999) Yen japonês	3205	2 jan 1979 a 31 dez 1992	0.0135	0.626	1.22	N.D.	0.344	0.017	0.15

Entretanto, a crítica anteriormente feita ao emprego do teste t é estendida a este exercício, também. Assim, são realizadas 2000 simulações de passeios aleatórios da taxa de câmbio para gerar as médias de retornos diários das amostras simuladas, não considerando os dias de intervenção. A proporção das médias simuladas maiores do que a média da série original, para a qual também se excluem os dias de intervenção, fornece o p-valor da simulação apresentado na última coluna da Tabela 4. A valores elevados do p-valor, não se rejeita a hipótese de a média dos retornos diários ser nula pelo teste bootstrap. Os resultados para as cinco primeiras estratégias de negociação mostram que, exceto para a estratégia MM(1,20), os p-valor são acima de 10% e não concordam com os p-values dos testes t, que estão abaixo do nível de significância de 5%. Sendo o teste bootstrap mais confiável do que o teste t, então não se rejeita que a média dos retornos seja nula a 5%. Assim, ao se comparar os resultados, com e sem os dias de intervenção, há indicação de que as intervenções oficiais estariam causando maior lucratividade dos retornos na média. Além disso, com a retirada dos dias de intervenção, a média dos retornos das séries originais cai, como se pode ver ao comparar a quarta coluna das Tabelas 3 e 4.

A fim de verificar a robustez dos resultados obtidos com a retirada dos dias de intervenção pelo BCB, segue-se a metodologia de LeBaron (1999) para simular 500 séries de datas de intervenção oficial. Esta simulação permite fazer a análise da retirada dos dias de intervenção sem que esteja baseada na exclusão dos dias em que, de fato, as

intervenções ocorreram e assim evitar que o público conhecesse os dias de intervenção antecipadamente.

Para tal, aplica-se um modelo de cadeia de Markov em tempo discreto e com dois estados. Neste caso, o processo estocástico $I_t = i$ é dito estar no estado i no instante t e existe a probabilidade P_{ij} de mudar do estado i para o estado j , dada por $\Pr(I_{t+1} = j | I_t = i)$, para todo $t \geq 0$, quando se supõe dois estados i e j . A matriz de transição que descreve uma cadeia de Markov de uma etapa, com apenas dois estados, é definida pelas probabilidades de transição $\begin{pmatrix} P_{ii} & P_{ij} \\ P_{ji} & P_{jj} \end{pmatrix}$. No caso da série de intervenções no mercado de câmbio brasileiro, os estados correspondem a “sem intervenção” (denotado por zero) e “com intervenção” (denotado por um) e as probabilidades são dadas pelas frequências da transição fornecidas pelos dados da amostra de 2 de janeiro de 2002 a 9 de novembro de 2012, a saber:

$$\text{para } j=0, \begin{cases} P_{i0} = \frac{F_{i0}}{F_{00}+F_{10}}, \text{ se } F_{10} + F_{00} > 0, i = 0, 1 \\ 0, \text{ se } F_{10} + F_{00} = 0 \end{cases} \quad \text{e,}$$

$$\text{para } j=1, \begin{cases} P_{i1} = \frac{F_{i1}}{F_{01}+F_{11}}, \text{ se } F_{11} + F_{01} > 0, i = 0, 1 \\ 0, \text{ se } F_{11} + F_{01} = 0 \end{cases} \quad \text{, onde,}$$

F_{00} é a frequência da transição de uma etapa do estado 0 para o estado 0; F_{10} , do estado 0 para o estado 1; F_{01} , do 1 para o 0; e, F_{11} , de se manter no estado 1. A matriz de transição encontrada¹¹ é $\begin{pmatrix} 0,843 & 0,157 \\ 0,112 & 0,888 \end{pmatrix}$, com $F_{00} = 0,843$, $F_{10} = 0,112$, $F_{01} = 0,157$ e $F_{11} = 0,888$.

São feitas 500 simulações da série de intervenções. O programa Matlab fornece uma matriz 500 linhas e 2722 colunas¹² com 500 séries de intervenções simuladas. Cada série de intervenções simulada, \hat{I}_t , é alinhada com os dias da amostra e seus respectivos retornos diários e retiram-se os dias em que houve intervenção. A Tabela 5 apresenta, na última coluna, denominada p-valor Markov, a probabilidade de remover aleatoriamente os retornos dos dias de intervenção, supondo que a intervenção siga um processo de Markov. Se deseja testar que a média dos retornos diários ao remover aleatoriamente os dias de intervenção seja tão grande quanto a média ao remover os dias de intervenção originais. O p-valor deste teste corresponde à fração das médias dos retornos diários

¹¹ Le Baron (1999) encontra a seguinte matriz de transição $\begin{pmatrix} 0,935 & 0,065 \\ 0,416 & 0,584 \end{pmatrix}$.

¹² O código Matlab para simular cadeias de Markov baseia-se no estudo de Saglam (2008, p.10).

simuladas ao remover aleatoriamente os dias de intervenção abaixo da média dos retornos ao remover os dias de intervenção originais. Assim, se o p-valor é baixo, então se rejeita a hipótese nula e se conclui que as intervenções originais interferem na lucratividade das estratégias no mercado de câmbio, pois a lucratividade fica relativamente mais baixa ao retirar os dias de intervenção nas datas originais do que em outras datas das simulações.

Ao se comparar as colunas 1, 2, e 3 da Tabela 5, verifica-se que a média dos retornos diários é menor sem, do que com os dias de intervenção. Além disso, para as cinco estratégias de negociação apresentadas, a média dos retornos diários para as 500 simulações sem os dias de intervenção simulados são maiores do que a média dos retornos diários sem os dias de intervenção originais. Estes resultados se alinham aos de LeBaron (1999, Table 6), de Borges e Rossi (2010, Tabela 6) e de Neely (2002, Table 1). Assim, nossos resultados confirmam as evidências alcançadas por LeBaron (1999), Borges e Rossi (2010) e Neely (2002) de que os retornos das regras de negociação com base em análise técnica estariam correlacionados com dias de intervenção.

Tabela 5: Comparação dos resultados anteriores e simulações de Markov

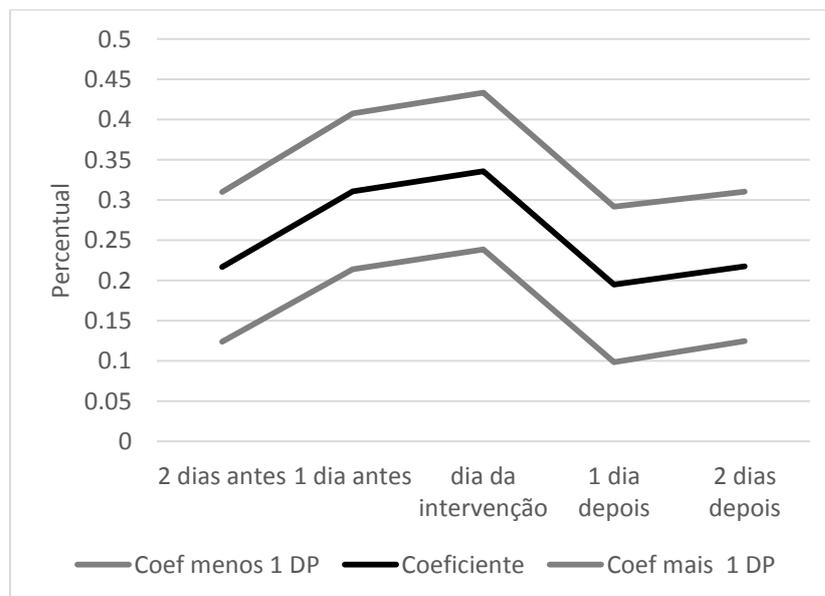
Estratégias	Média com dias de intervenção (%)	Médias sem dias de intervenção originais (%)	Média 500 simulações Markov sem dias de intervenção simulados(%)	Desvio-Padrão das médias Markov	P-value Markov
MM(1, 20)	0,257	0,242	0,378	0,0217	0,000
MM(1, 50)	0,157	0,129	0,261	0,0209	0,000
MM (1, 100)	0,117	0,101	0,163	0,0181	0,000
MM(1, 150)	0,0957	0,0587	0,128	0,0168	0,000
MM(1, 200)	0,0860	0,0593	0,123	0,0182	0,000
Borges e Rossi (Tabela 6)	0,0518	0,0308	0,0526	0,0336	0,287
LeBaron Table 6 marco alemão diário	0,033	0,008	0,033	0,005	0,002
LeBaron Table 6 iene diário	0,039	0,017	0,040	0,003	0,002

A análise de Neely (2002) vai um pouco além ao observar os retornos diários das regras de negociação em torno dos dias de intervenção. Para tanto, estima uma regressão linear entre a variável dependente, dada pelos retornos diários originais, e as defasagens e avanços de uma variável indicadora para intervenção não-nula. A equação estimada corresponde a (ver Neely, 2002, p. 217):

$$z_{t-1}r_{t-1} = a_0 + \sum_{j=-2}^2 b_j I_{t+j} + \varepsilon_{t-1}$$

onde, z_t é o sinal da transação em t (compra (+1), venda (-1)), I_{t+j} é uma variável indicadora que é igual a 1, caso tenha ocorrido qualquer intervenção em $t+j$, $j = -2, -1, 0, 1, 2$. Os coeficientes da regressão, dados por $a_0 + b_j$, são os retornos estimados em dois dias antes, no dia e dois dias após a intervenção. A Figura 6 apresenta os retornos diários estimados em um intervalo de um desvio-padrão em torno dos dias em que houve intervenção para a estratégia de negociação MM(1, 20). Esse resultado confirma o obtido por Neely (2002) para a estratégia MM(1, 150), ou seja, nos dias anteriores à intervenção oficial, os retornos diários se elevam a um patamar mais alto até o dia da intervenção e caem em seguida.

Figura 6 - Retornos diários da regra de negociação (1,20) em torno do dia de intervenção em todas as modalidades



Resultado oposto é obtido ao se empregar a estratégia MM(1, 150), conforme se observa na Figura 7. Ao considerar as intervenções em todas as modalidades, verifica-se que antes do dia da intervenção os retornos diários são baixos, atingem um valor elevado no dia da intervenção e se mantêm em um patamar alto a partir daí.

Figura 7 - Retornos diários da regra de negociação (1,150) em torno do dia de intervenção em todas as modalidades

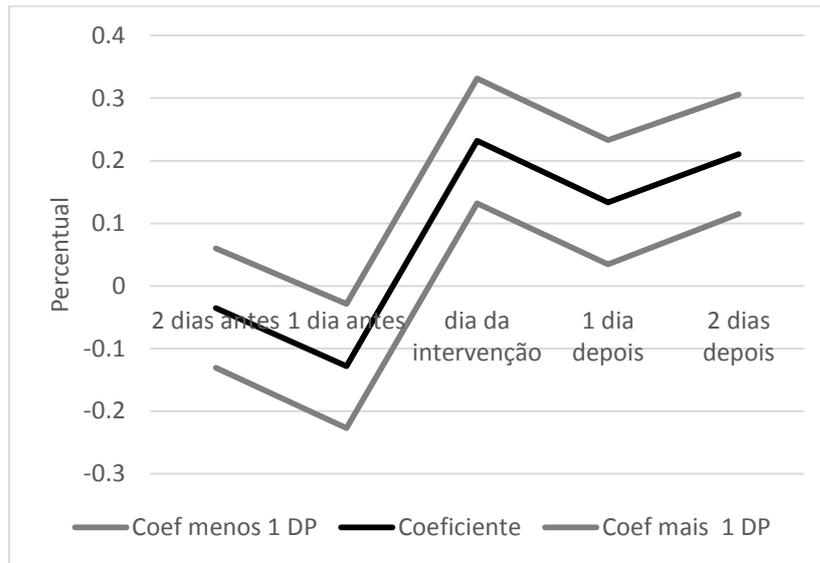
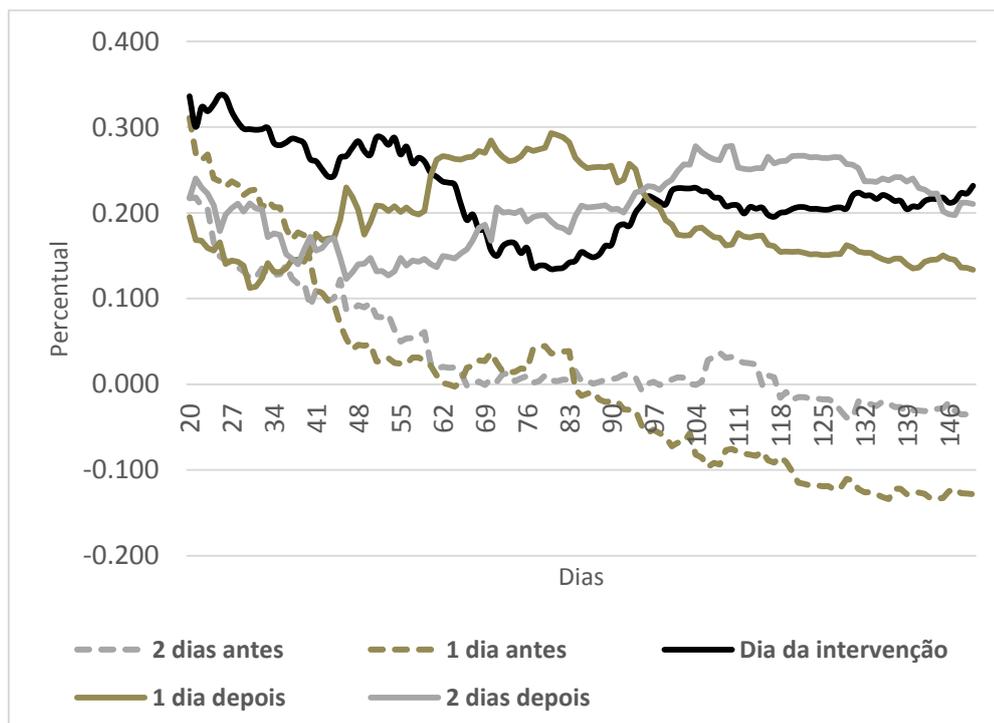


Figura 8 - Retornos diários das regras de negociação em torno dos dias de intervenção em todas as modalidades para médias móveis longas de 20 a 150 dias



A Figura 8 mostra os retornos diários de 2 dias antes, 1 dia antes, no dia e até dois dias depois da intervenção para estratégias com o tamanho da média longa variando de 20 a 150. Verifica-se que o comportamento das curvas da Figura 8 é mais semelhante ao resultado $MM(1, 20)$ da Figura 6 para as estratégias que tenham tamanho menor: os retornos diários 2 dias após a data da intervenção oficial caem abaixo dos de 1 dia antes, ocorrendo uma diminuição dos retornos diários após a intervenção oficial. Isto é observado para o tamanho até por volta de 40 dias. Entretanto, os retornos diários se aproximam mais do comportamento apresentado na Figura 7 para tamanhos da média móvel acima de 90.

Nos Apêndices C e D há figuras semelhantes às Figuras 6, 7 e 8, apresentando o comportamento dos retornos diários para duas modalidades separadamente de intervenções: no mercado spot (Apêndice C) e no de swaps cambiais (Apêndice D). Chama a atenção na Figura D3 que, para tamanhos de média longa acima de 40 dias, os retornos diários ficam acima do retorno do dia da intervenção após o dia de intervenção e ficam abaixo do retorno do dia da intervenção antes dela ocorrer. Para essas estratégias, os retornos diários estimados reproduzem a Figura D2 quando as intervenções são realizadas com swaps cambiais. Dessa forma, há indicação de que os retornos diários dessas estratégias aumentem após as intervenções com swaps cambiais, mas não, no mercado spot.

6. Simultaneidade e Intervenções

Ao se avaliar empiricamente o efeito das intervenções oficiais sobre a taxa de câmbio nominal, é preciso considerar o problema da simultaneidade que resulta, por um lado, de as intervenções afetarem a taxa de câmbio e, por outro lado, de os níveis da taxa de câmbio influenciarem a decisão de intervir. Na linha de LeBaron (1999), analisa-se o problema da simultaneidade entre os retornos diários das estratégias de negociação e as intervenções cambiais com a análise da volatilidade cambial, cujo processo seria comum a ambas as variáveis. Borges e Rossi (2010) aplicam o mesmo procedimento para o Brasil e testam a hipótese de que a volatilidade excessiva conduza tanto o banco central a intervir no mercado de câmbio a fim de conter apreciações e depreciações exageradas, como também leve ao surgimento de estratégias com prêmios de risco mais altos que aumentam o retorno da regra de negociação. São retirados da amostra os 5%, 10% e 20% dos dias

com maior volatilidade estimadas por um modelo GARCH (1,2) e os resultados obtidos por Borges e Rossi (2010) indicam que a média dos retornos diários se mantem diferente de zero.

A Tabela 6 mostra os resultados obtidos aqui ao realizar o mesmo procedimento de LeBaron (1999) para obter a série de volatilidade estimada para o Brasil (ver Rummel (2011)). Retiram-se os 10% dos dias com maior volatilidade estimada por um modelo GARCH (1,1), o mesmo empregado por LeBaron (1999). Excepcionalmente, emprega-se também um modelo GARCH(1,2) a fim de replicar o procedimento para a amostra do trabalho de Borges e Rossi (2010). As linhas sombreadas da Tabela 6 repetem os resultados da Tabela 3 e as linhas claras apresentam os resultados de se remover os dias com 10% das volatilidades estimadas mais elevadas. Verifica-se a rejeição da hipótese de a média dos retornos diários ser nula a nível de significância de 1%, mesmo quando há remoção dos dias com volatilidade elevada. Esse resultado não difere do obtido com a amostra completa, conforme dados da Tabela 3, ao se observar tanto a estatística do teste t, quanto o p-valor da simulação por bootstrapping das taxas de retornos diárias. Desse modo, a volatilidade não seria um fator que afete simultaneamente a decisão de intervir e o nível da taxa de câmbio.

Tabela 6: Retornos das regras de negociação na comparação com 10% dos dias com volatilidades mais elevadas removidos da amostra

Retorno diário sem ajuste de juros	Amostra	Média (%)	Desvio-Padrão	Estatística t	p-valor Teste t	Índice de Sharpe	Fração de Transações "Trade fraction"	p-valor simulação
MM(1,20)	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.257	0.978	13.7	0.0000	4.17	0.105	0.017
MM(1,20) volatilidade removida	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.237	0.730	16.1	0.0000	5.15	0.102	0.001
MM(1,50)	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.157	0.999	8.19	0.0000	2.49	0.0591	0.026
MM(1,50) volatilidade removida	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.147	0.753	9.63	0.0000	3.09	0.0546	0.000
MM(1,100)	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.117	1.01	6.06	0.0000	1.85	0.0437	0.024
MM(1,100) volatilidade removida	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.114	0.763	7.39	0.0000	2.37	0.0476	0.000
MM(1,150)	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.0957	1.01	4.96	0.0000	1.51	0.0253	0.027
MM(1,150) volatilidade removida	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.0922	0.765	5.97	0.0000	1.91	0.0313	0.000
MM(1,200)	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.0860	1.01	4.46	0.0000	1.35	0.0209	0.020
MM(1,200) volatilidade removida	2 jan 2002 a 9 nov 2012	0.0786	0.765	5.09	0.0000	1.63	0.0249	0.000
MM(1,150)	2 jan 2004 a 30 set 2009	0.101	1.03	3.72	0.0002	1.56	0.0236	0.040
MM(1,150) volatilidade removida (Garch(1,2))	2 jan 2004 a 30 set 2009	0.0830	0.740	4.04	0.0001	1.78	0.0323	0.000

7. Conclusão

Estudar o comportamento do preço da moeda estrangeira diante das intervenções oficiais tem atraído o interesse de participantes da academia, do mercado financeiro e das autoridades monetárias. A investigação baseando-se especificamente em análise técnica de regras de negociação recebeu destaque no início dos anos 2000 e, de lá pra cá, tem sofrido algumas críticas. Em particular, para o Brasil, este assunto foi pouco explorado, à exceção do trabalho de Borges e Rossi (2010). Seus resultados confirmam os resultados encontrados por LeBaron (1999) ao aplicar uma regra de negociação simples baseada em médias móveis no mercado de dólar à vista no Brasil durante o período de 2004 a 2009. Assim, quando as intervenções oficiais são retiradas da amostra, a rentabilidade da regra de negociação se torna indistinguível de zero. Estes resultados confirmam também os obtidos por LeBaron (1999) e Neely (2002) e, do mesmo modo, sugerem que as intervenções oficiais podem, na média, proporcionar maior rentabilidade para investidores que empregam análise técnica nas suas decisões.

Fazendo um estudo bem próximo ao de Borges e Rossi (2010), o trabalho aqui atualiza e emprega uma base de dados nova de intervenções oficiais do BCB e também, caracteriza as intervenções por tipo de modalidade, grosso modo, se spot ou swaps cambiais. Nossos resultados confirmam os obtidos por Borges e Rossi (2010), rejeitando a hipótese de média nula dos retornos diários para algumas estratégias de negociação, quando a amostra inclui os dias de intervenção oficial, no período de 2 de janeiro de 2002 a 9 de novembro de 2012. Entretanto, quando os dias de intervenção são retirados, a média dos retornos diários cai relativamente à média com a amostra completa e não se rejeita a hipótese de média nula. Além disso, ao se empregar um processo simples de Markov para simular 500 séries de dias intervenção sobre a série de retornos diários, rejeita-se significativamente que as mesmas tenham médias menores do que a da série ao se excluir os dias de intervenção nas datas originais.

Em LeBaron (1999) e em Borges e Rossi (2010), posteriormente, investiga-se a dinâmica subjacente aos resultados encontrados, em que são examinados o sinal da regra de negociação no instante t , se houve ou não intervenção no período seguinte e o retorno diário entre t e $t+1$, dado que houve intervenção em $t+1$. Dessa forma, é possível calcular a probabilidade de os negociadores e o banco central atuarem em direções opostas ou não, de o sinal da regra de negociação e do movimento da taxa de câmbio no período seguinte serem para o mesmo sentido e de o sinal da intervenção oficial e do movimento da taxa

de câmbio no período seguinte serem opostos. Entretanto, esta análise não é realizada aqui.

No presente estudo, segue-se a estimação dos retornos diários, segundo Neely (2002), em torno dos dias de intervenção. Ao desagregar as intervenções nas modalidades spot e swaps cambiais, verifica-se um comportamento distinto dos retornos estimados após as intervenções, em particular, no caso de regras de negociação cuja média móvel longa seja elevada. O motivo da diferença entre as duas principais modalidades de intervenção é um tópico para investigação futura.

8. Referências Bibliográficas

Banco Central do Brasil, Boletim do Banco Central do Brasil – Relatório Anual, vários volumes.

Borges, Rodrigo; Rossi Jr, José (2010). Intervenções do Banco Central e a previsibilidade da taxa de câmbio: evidências a partir da utilização de regras de negociação baseadas em análise técnica. Insper Working Paper 212.

Efron, Bradley; Tibshirani, Robert(1993). An Introduction to the Bootstrap, Monographs on Statistics and Applied Probability, 57, Springer Science+Business Media Dordrecht.

Kohlscheen, Emanuel; Andrade, Sandro (2013). Official Interventions through Derivatives: affecting the demand for foreign exchange. Banco Central do Brasil, Working Paper 317, July. <http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps317.pdf>

LeBaron, Blake (1999). “Technical trading rule profitability and foreign exchange intervention”, Journal of International Economics, 49, p. 125-143.

MacKinnon, James (2007). Bootstrap Hypothesis Testing. Queen’s University: Queen’s Economics Department Working Paper 1127.

Marins, Jaqueline; Araujo, Gustavo; Vicente, José (2017): Do central bank foreign exchange interventions affect market expectations?, Applied Economics, DOI:10.1080/00036846.2016.1248283

Neely, Christopher (2002). The temporal pattern of trading rule returns and exchange rate intervention: intervention does not generate technical trading profits. Journal of International Economics, 58, 211-232

Neely, Christopher J.;Weller, Paul A. (2011). Technical Analysis in the Foreign Exchange Market (July 24, 2011). Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper No. 2011-001B. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1734836> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1734836>

Poti, Valerio; Levich, Richard; Pattitoni, Pierpaolo (2012). "Technical Trading, Predictability and Learning in Currency Markets", <http://pages.stern.nyu.edu/~rlevich/wp/PLP1.pdf> (Accessed em 3/10/2016)

Rummel, Ole (2011). Modelling pound sterling exchange rate. Bank of England: Centre for Central Banking Studies.

Saacke, Peter (2002). Technical analysis and the effectiveness of central bank intervention. *Journal of International Money and Finance*, 21 p. 459-479.

Saglam, Yigit (2008). Introduction to Probability Theory for Graduate Economics, Chapter 5 – Stochastic Processes, Accessed at: http://home.uchicago.edu/hickmanbr/uploads/chapter5_1.pdf

Schulmeister, Stephan (1989). Currency Speculation and Dollar Fluctuations, *Banca Nazionale del Lavoro, Quarterly Review*, December.

Schulmeister, Stephan (2005). Components of the Profitability of Technical Currency Trading. *WIFO Working Papers n. 263*, December.

9. Apêndice

A) Glossário com definições da Tabela 1

Número de sinais das transações – Soma do número de sinais de compra e de venda

Número de sinais de compra – Soma dos sinais de compra

Número de sinais de venda – Soma dos sinais de venda

Número de dias na posição de venda – Soma dos dias entre a data do sinal de venda e a próxima data do sinal de compra

Número de dias na posição de compra – Soma dos dias entre a data do sinal de compra e a próxima data do sinal de venda

Média de dias na posição de venda – Número de dias na posição de venda/ Número de sinais de compra

Média de dias na posição de compra – Número de dias na posição de compra/ Número de sinais de venda

Número de Posições Lucrativas (NPL) – Soma dos dias em que a taxa de retorno da posição de compra e da posição de venda sejam positivas

Soma dos retornos com lucro – Soma dos retornos positivos

Número de dias na posição com lucro – Soma dos dias em que o investidor ficou na posição (de compra ou de venda) que gerou retorno positivo (lucro)

Duração média das posições lucrativas (DPL) – Número de dias na posição com lucro/ Número de Posições Lucrativas

Retorno médio por dia das posições com lucro – Soma dos Lucros/ Número de Posições Lucrativas

Taxa de retorno diária de posições lucrativas (RDL) – Retorno médio das posições com lucro/Duração média das posições lucrativas = Soma dos lucros/ Número de dias na posição com lucro

Número de Posições com Prejuízo (NPP) – Soma dos dias em que a taxa de retorno da posição de compra e da posição de venda sejam negativas

Soma dos retornos com prejuízo – Soma dos retornos negativos

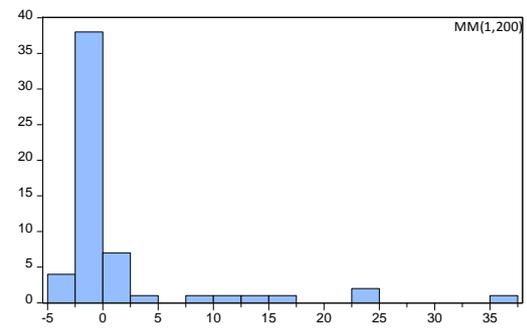
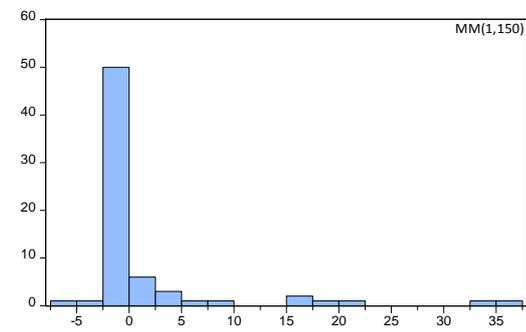
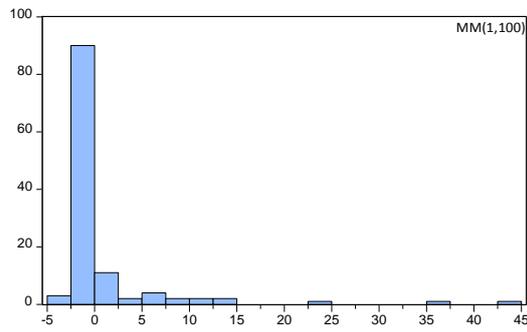
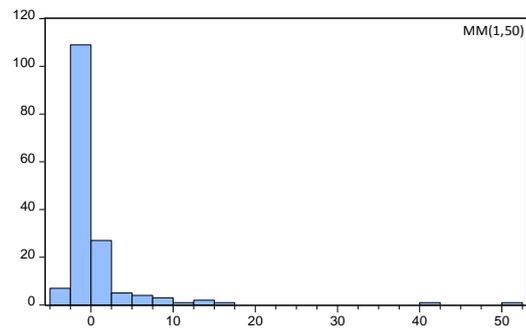
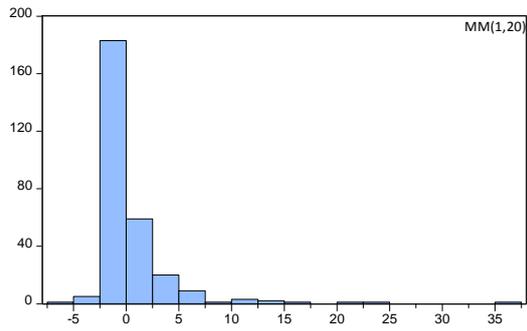
Número de dias na posição com prejuízo – Soma dos dias em que o investidor ficou na posição (de compra ou de venda) que gerou retorno negativo (prejuízo)

Duração média das posições com prejuízo (DPP) – Número de dias na posição com prejuízo/Número de Posições com Prejuízo

Retorno médio das posições com prejuízo – Soma dos Prejuízos/ Número de Posições com Prejuízo

Taxa de retorno diária de posições com prejuízo (RDP) – Retorno médio das posições com prejuízo/ Duração média das posições com prejuízo (DPP) = Soma dos prejuízos/ Número de dias na posição com prejuízo

B) Distribuição de frequência dos retornos das transações individuais de compra e venda de dólar para 5 modelos distintos de média móvel



C) Estimação dos retornos diários das regras de negociação em torno dos dias de intervenção modalidade spot

Figura C1 - Regra de negociação (1,20)

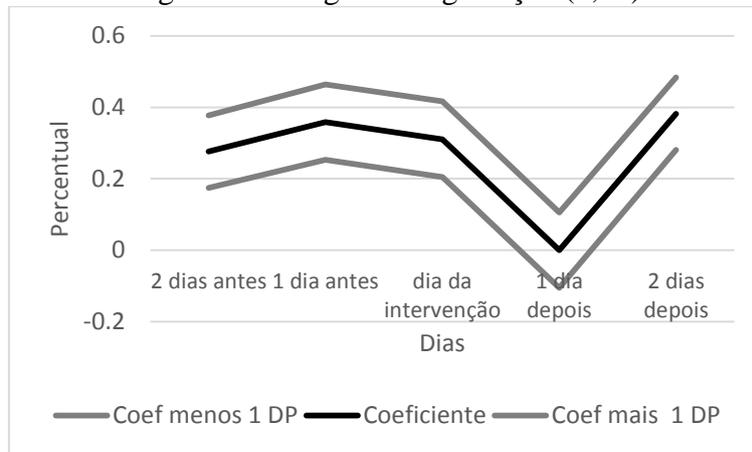


Figura C2 - Regra de negociação (1,150)

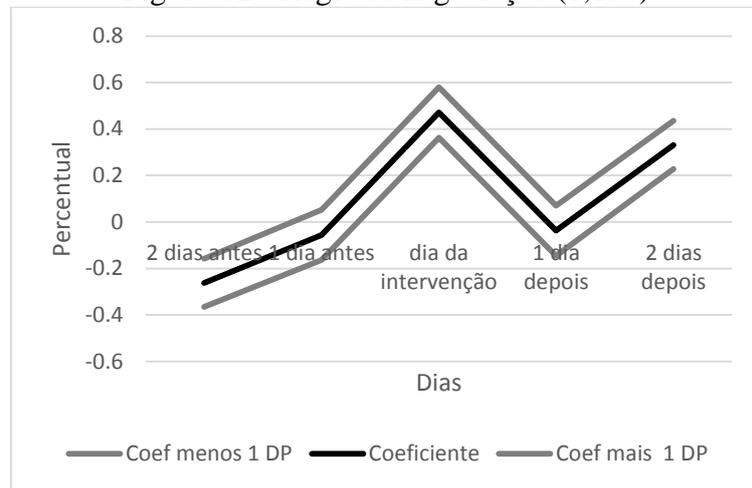
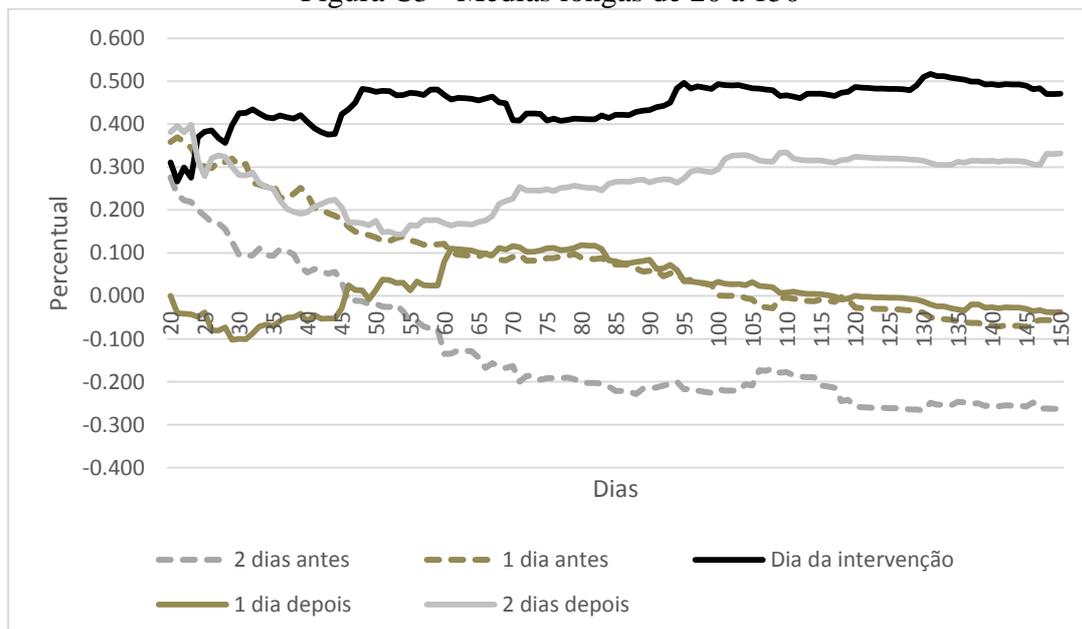


Figura C3 - Médias longas de 20 a 150



D) Estimação dos retornos diários das regras de negociação em torno dos dias de intervenção na modalidade de swaps cambiais

Figura D1 - Regra de negociação (1, 20)

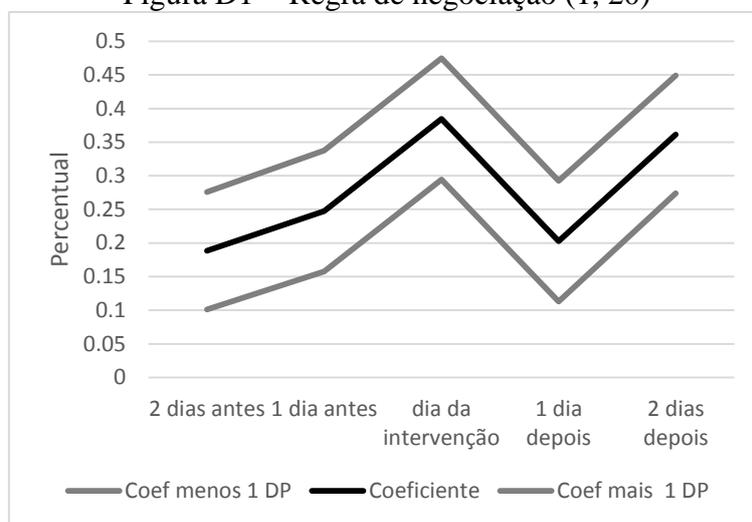


Figura D2 – Regra de negociação (1, 150)

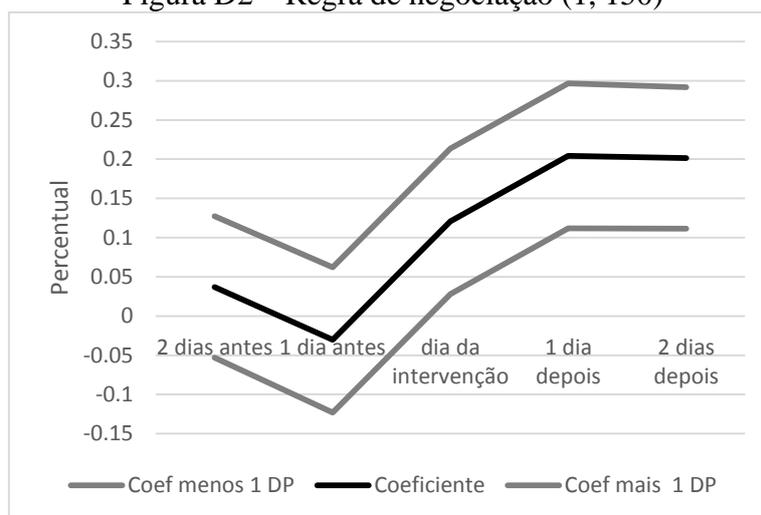


Figura D3 - Médias longas de 20 a 150

