

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

GUSTAVO ALONSO DAUD PATAVINO

**INTERVENÇÕES NO MERCADO DE CÂMBIO NO BRASIL
ATRAVÉS DE LEILÕES DE DÓLARES À VISTA:
ABORDAGEM VIA CONTROLE SINTÉTICO**

São Paulo

2020

GUSTAVO ALONSO DAUD PATAVINO

**INTERVENÇÕES NO MERCADO DE CÂMBIO NO BRASIL
ATRAVÉS DE LEILÕES DE DÓLARES À VISTA:
ABORDAGEM VIA CONTROLE SINTÉTICO**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo como pré-requisito à obtenção de título de mestre em Finanças.

Orientador: Ricardo Ratner Rochman.
Coorientador: João Ricardo Costa Filho.

São Paulo

2020

Patavino, Gustavo Alonso Daud.

Intervenções no mercado de câmbio no Brasil através de leilões de dólares à vista : abordagem via controle sintético / Gustavo Alonso Daud Patavino. - 2020.
56 f.

Orientador: Ricardo Ratner Rochman.

Co-orientador: João Ricardo Mendes Gonçalves Costa Filho.

Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Fundação Getulio Vargas, Escola de Economia de São Paulo.

1. Finanças internacionais. 2. Mercado de câmbio - Brasil. 3. Banco Central do Brasil. 4. Leilões. 5. Dólar. I. Rochman, Ricardo Ratner. II. Costa Filho, João Ricardo Mendes Gonçalves. III. Dissertação (mestrado profissional MPFE) – Escola de Economia de São Paulo. IV. Fundação Getulio Vargas. V. Título.

CDU 336.745(81)

GUSTAVO ALONSO DAUD PATAVINO

**INTERVENÇÕES NO MERCADO DE CÂMBIO NO BRASIL
ATRAVÉS DE LEILÕES DE DÓLARES À VISTA:
ABORDAGEM VIA CONTROLE SINTÉTICO**

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo como pré-requisito à obtenção de título de mestre em Finanças.

Data de aprovação: 16/06/2020

Banca examinadora:

Prof. Dr. Ricardo Ratner Rochman
FGV-EESP (Orientador)

Prof. Dr. João Ricardo Costa Filho
FGV-EESP (Coorientador)

Dr. Luiz Fernando Ohara Kamogawa
Semantix

AGRADECIMENTOS

À Juliana, minha esposa, por todo o incentivo neste período de aprendizado, pelo seu exemplo e sua visão, por quem e com quem espero sempre compartilhar sonhos e conquistas.

À Camila, nossa filha, por me inspirar em sua infinita alegria a recomeçar, a reaprender, a reviver e a olhar para frente.

Ao Professor João Ricardo, por compartilhar seu conhecimento com entusiasmo, por estar sempre pronto a receber e debater novas ideias, sem para tanto abrir mão do rigor e da excelência, e a quem torço pelo sucesso.

À Escola, por permitir um real intercâmbio de conhecimento entre profissionais da indústria e do meio acadêmico.

Aos colegas do Banco Bradesco, pela valorização de uma carreira em que se persiga o mais alto padrão técnico.

Às estradas a altas horas da noite, por tanto marcarem esta etapa que hoje se encerra, e me terem permitido sempre voltar em segurança e com tranquilidade à minha Família.

RESUMO

Em meio a uma relativa escassez de divisas no mercado à vista no Brasil, o Banco Central do Brasil (BCB) anunciou em agosto de 2019 uma oferta de dólares à vista, reduzindo a sua reserva internacional, porém mantendo constante a sua posição cambial líquida, mediante a oferta simultânea de swaps reversos. O presente trabalho utiliza uma abordagem via controle sintético para estimar os impactos desta intervenção no prêmio de risco dos papéis em dólares no Brasil. O que se observou foi uma efetiva desaceleração na depreciação da taxa BRL *Spot* a partir do momento em que o mercado se reposicionou e aderiu massivamente ao leilão de divisas. O impacto estimado foi de 0,35% de apreciação para cada US\$ 1 bilhão ofertado pelo BCB em leilão entre agosto e setembro de 2019, em linha com trabalhos anteriores, resultado esse que poderia ser incorporado ao desenho de estratégias de arbitragem no mercado de câmbio. Observou-se no mesmo período para o cupom cambial uma atenuação do prêmio de risco (*Spread over Treasury*) de curto prazo aos níveis do de longo prazo, não sendo contudo possível estimar o impacto dos leilões. O que é ainda interessante notar é que não há uma reversão parcial da depreciação no período, sendo que o choque permanente taxa BRL *Spot* foi de 9%, contra 3% dos pares emergentes.

Palavras-chave: Finanças Internacionais, Intervenções em Câmbio, Controle Sintético, Leilão de Divisas, Arbitragem, Brasil.

ABSTRACT

Amid a relative shortage of foreign currency in the Brazilian spot market, the Central Bank of Brazil (BCB) announced in August 2019 it would sell US dollars in the spot market, reducing its international reserve level but keeping constant its net foreign exchange position, by simultaneously offering reverse swaps. This paper uses a synthetic control approach to estimate the impacts of this intervention on the risk premium of US dollars denominated instruments in Brazil. The counterfactual results indicate a deceleration of BRL depreciation from the moment when the market repositions and respond to BCB offer on the Spot market. Estimated effects were 0.35% appreciation for each US\$ 1 billion, during BCB auctions in August and September 2019. which is consistent with results from previous studies, and therefore unfolds to opportunities in FX arbitrage strategies for BRL local market. The impact on the local yield curve (*cupom cambial*) was an attenuation of the short term spread over Treasury to the level of the long term equivalent, but it was not possible to assess the auction effects under it. An important remark is there is no reversion to BRL depreciation and the permanent shock of BRL Spot level was 9%, above the average 3% of its emerging market peers.

Key Words: International Finance, FX Interventions, Synthetic Control, FX Spot Auction, FX Arbitrage, Brazil.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Histórico do nível de reservas internacionais do Banco Central do Brasil, líquido do estoque de <i>swaps</i> . Fonte: BCB.	12
Figura 2 – Histórico do fluxo cambial acumulado 12 meses no Brasil. Fonte: BCB.	13
Figura 3 – Representação estilizada das taxas de câmbio pronto BRL x <i>pool</i> de países, em base 100 para 14/ago/2019 (eixo vertical traz escala BRL).	29
Figura 4 – Representação estilizada dos dados em painel: BRL x pool de países.	30
Figura 5 – Depreciação acumulada das paridades de moedas dos países estudados, a partir de 31/jul/2019.	31
Figura 6 – Cupom cambial limpo e <i>US Treasury</i> , ambas de vencimento genérico 1 mês (ou seja, mediante interpolação), ao longo de 2019. Ao fundo a evolução de BRL para o mesmo período.	32
Figura 7 – Linha do tempo dos eventos relacionados à intervenção do BCB, entre 31/jul/2019 e 02/out/2019.	33
Figura 8 – Diferenças entre BRL observado e BRL sintético, em diferença logarítmica (à esquerda) e a resultante em nível (à direita), para data-base semanais entre 31/jul/2019 e 21/ago/2019.	34
Figura 9 – Diferenças entre BRL observado e BRL sintético, em diferença logarítmica (à esquerda) e a resultante em nível (à direita), para data-base semanais entre 28/ago/2019 e 02/out/2019.	35
Figura 10 – Diferenças logarítmicas entre BRL observado e BRL sintético, centrados com t_0 nas semanas a partir de 01/mai/2019, recompostas a partir do nível de BRL observado semana a semana nas datas-bases de 03/jul/2019 e 07/ago/2019.	36
Figura 11 – Diferenças logarítmicas entre BRL observado e BRL sintético, centrados com t_0 nas semanas a partir de 01/mai/2019, recompostas a partir do nível de BRL observado semana a semana nas datas-bases de 14/ago/2019 e 02/out/2019.	37

Figura 12 – Teste de efeito placebo: Diferenças logarítmicas (à esquerda) e acumulado em nível (à direita) entre observado e sintético para datas-bases semanais de 31/jul/2019 a 28/ago/2019.	38
Figura 13 – Teste de efeito placebo: Diferenças logarítmicas (à esquerda) e acumulado em nível (à direita) entre observado e sintético para as datas-bases semanais de 04/set/2019 a 02/out/2019.	39
Figura 14 – Nível de reservas internacionais do BCB, bruto e líquido do estoque de swaps. Fonte: BCB.	43
Figura 15 – Resultados do controle sintético executados entre 01/mai/2019 e 31/jul/2019, com destaque para $gap_{0 \rightarrow F} = 4,92\%$	43
Figura 16 – Cupom cambial e <i>US Treasury</i> , ambas de vencimento genérico 1 mês, bem como o <i>Spread over Treasury</i> de 1 mês e de 1 ano.	44
Figura 17 – BRL <i>forward points</i> em 2019 para os vencimentos genéricos de 1, 2 e 3 meses.	45
Figura 18 – Diferenças logarítmicas de BRL <i>Spot</i> e <i>Forward</i> (1 mês) entre valores observados e respectivos contrafactuais sintéticos, para datas-base semanais entre 31/jul/2019 e 02/out/2019.	46

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Posição do BCB em <i>swaps</i> cambiais (contratos SCS), dada em US\$ bi, nos fechamentos de mês por vencimento. Em destaque os resultados dos leilões de divisas iniciados em ago/19. Fonte: BCB.	42
Tabela 2 – Lista de <i>tickers</i> utilizados para obtenção das variáveis de entrada do modelo empírico.	53
Tabela 3 – Pesos normalizados atribuídos aos países do grupo de controle para construção de BRL sintético, para datas-bases semanais de mai/19 a dez/19.	54
Tabela 4 – Coeficientes atribuídos às variáveis explicativas para construção de BRL sintético, para datas-bases semanais de mai/19 a dez/19.	55

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	REVISÃO DE LITERATURA	16
3	METODOLOGIA	23
4	IMPLEMENTAÇÃO: DADOS E MODELO EMPÍRICO	28
5	RESULTADOS	31
5.1	Cronologia dos Eventos	31
5.2	Resultados do Controle Sintético	34
5.3	Sobre a Efetividade da Intervenção no Mercado à Vista	40
6	CONCLUSÃO	48
	REFERÊNCIAS	51

1 INTRODUÇÃO

A política cambial dentro de um regime de câmbio flutuante prevê a atuação pelo banco central (ou equivalente regulador) no mercado local de câmbio caso se identifiquem condições adversas para o seu regular funcionamento. Isto ocorre sem que para isso se persiga, por definição, nível ou tendência específicos para a taxa de câmbio.

Esta dinâmica condiz com os modelos de economia aberta na macroeconomia moderna, quando notavelmente ([DORNBUSCH, 1976](#)) introduziu expectativas racionais através da paridade descoberta de taxa de juros (UIP, *uncovered interest parity*). Como é afirmado por ([ROGOFF, 2002](#)), dada a sua simplicidade e clareza, tal modelo contribuiu para fomentar diversos trabalhos em política monetária nas décadas seguintes, como também serviu de base para formar academicamente uma nova geração. A citar, ([SVENSSON, 2000](#)) avalia políticas de meta de inflação buscando minimização da função de perdas (*loss function*) do banco central; já em ([OBSTFELD; ROGOFF, 1998](#)) é proposta uma extensão estocástica para avaliar o impacto da volatilidade da moeda na política cambial de um país; o modelo de ([MONACELLI; GALÍ, 2005](#)) é empregado para avaliar o *tradeoff* entre indexar a moeda (*currency peg*) e adotar um regime de meta de inflação; ([CORSETTI; PESENTI, 2005](#)) se preocupa em conciliar questões de interdependência em economias abertas, entre tantos outros trabalhos.

Quando se recai sobre a realidade de economias emergentes, episódios de intervenção no mercado de câmbio trazem efeitos únicos e não triviais, por exemplo, nos mercados de títulos locais, e podem afetar tanto a taxa de câmbio em si como as curvas de juros implícitas aos papéis ([MENKHOFF, 2013](#)). Trabalhos anteriores sobre intervenções de bancos centrais, especialmente episódios recentes de intervenção no Brasil, são brevemente discutidos mais adiante na Seção 2.

Em agosto de 2019, o Banco Central do Brasil (BCB) anunciou a oferta de dólares à vista, reduzindo a sua reserva internacional. Em seu amplo Comunicado nº 34.005, o BCB enfatizou o objetivo de prover liquidez ao mercado com a venda de reservas, eliminando ao mesmo tempo parte da sua intervenção através de derivativos, de modo que se mantivesse constante o montante de reservas internacionais líquido do estoque de *swaps* na sua carteira.

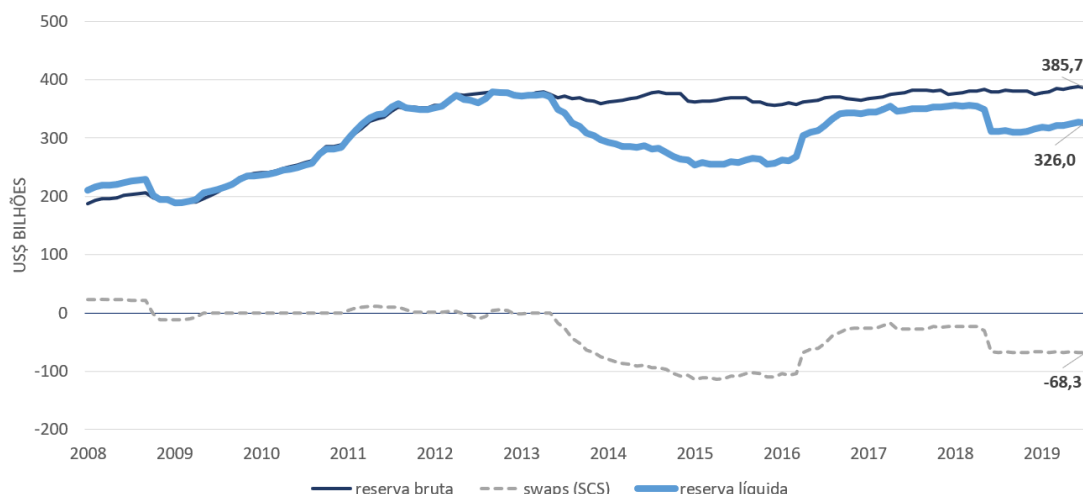


Figura 1 – Histórico do nível de reservas internacionais do Banco Central do Brasil, líquido do estoque de swaps. Fonte: BCB.

O presente trabalho se propõe a verificar se a venda de dólares pelo BCB no mercado à vista consegue conter a depreciação da moeda local. Busca-se para isso observar os impactos na taxa de câmbio pronto, dada pela cotação de 1 Dólar Americano em Reais (R\$/US\$), doravante denominada *Spot BRL*, e também no diferencial entre a curva de cupom cambial de papéis em dólares negociados no Brasil e a curva de juros dada pelos papéis do Tesouro americano (*US Treasury*). Tal diferencial é comumente denominado *Spread Over Treasury* do cupom cambial.

O volume de reservas internacionais quando dos anúncios de venda em leilão era de US\$ 386,7 bi, sendo a reserva líquida de *swaps* em US\$ 317,8 bi, dados os US\$ 68,9 bi de nocional de *swaps* vendidos em dólar. Esses valores podem ser visualizados na Figura 1.

A escassez de divisas no mercado à vista no Brasil foi resultante de um encadeamento de fatores estruturais e conjunturais. É o que constata o BCB em seu documento "VOTO 161/2019-BCB", divulgado em conjunto com o comunicado já mencionado.

Quanto aos fatores estruturais, BCB menciona que a perda do grau de investimento pelo Brasil em 2015 reduziu o volume potencial de recursos disponíveis para o país, enquanto a regulação prudencial internacional mais restritiva fez com que o custo das linhas de liquidez oferecidas por bancos no exterior ficasse mais alto.

De fato, desde a crise de 2008, o *Basel Committee on Banking Supervision* (BCBS), organização que congrega autoridades de supervisão bancária, passou a desenhar medidas mais restritivas de requerimento de capital e liquidez, em um programa que foi denominado

Basileia III. São medidas essas que se traduziram em novas regulações ditas prudenciais, trazendo limites à alavancagem e ao descasamento entre ativos e passivos das instituições financeiras, como também sofisticando as métricas de riscos para que se crie desincentivos às instituições que porventura tomem posições ou incorporem produtos e carteiras que fragilizem sua resiliência. Historicamente o BCB vinha praticando medidas mais conservadoras (e assim mais custosas) de requerimento aos bancos, quando comparado a seus pares no exterior, e esse *gap* vem portanto diminuindo nos últimos anos.

Em relação aos fatores conjunturais, BCB cita a persistência de fluxos de saída de capital do país, fugindo ao padrão sazonal, que é normalmente positivo no primeiro semestre do ano por conta dos recebimentos do agronegócio e negativo nos últimos meses do ano, em especial em dezembro, período de remessa de lucros e dividendos a empresas sediadas no exterior. Nota-se pela Figura 2 que a saída de capital iniciada em meados de 2018 perdurava ainda em jul/19.

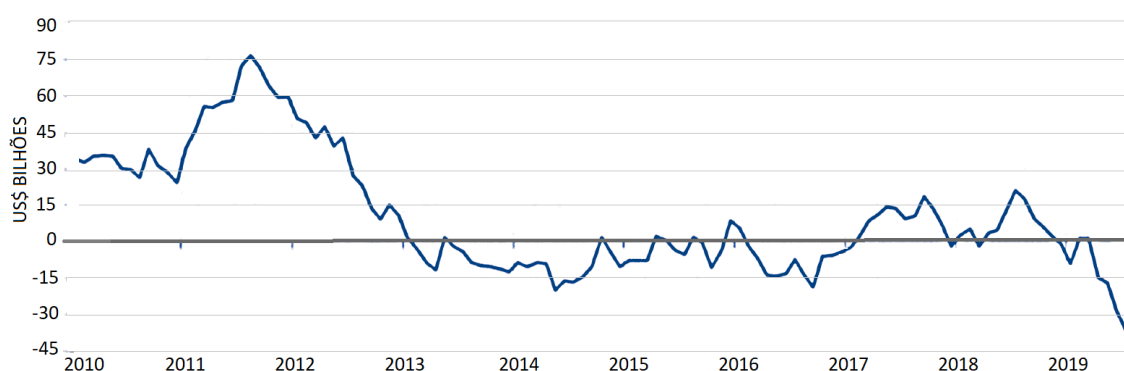


Figura 2 – Histórico do fluxo cambial acumulado 12 meses no Brasil. Fonte: BCB.

A principal explicação seria o movimento de substituição de financiamentos corporativos externos pela emissão de dívida no mercado local, ora mais atrativa por razões diversas, como avanços alcançados pelo mercado de capitais local, a redução das taxas de juros domésticas e o já mencionado aumento de custo de financiamento no exterior.

Todo o acima mencionado trouxe enfim um impacto adverso sobre a liquidez em moeda estrangeira no mercado local brasileiro. E a decisão de intervenção no mercado de câmbio pelo BCB ocorreu concomitantemente a uma reversão importante do ambiente global, quando o mercado passou a precificar ao longo de 2019 um cenário pouco otimista para o crescimento mundial, face ao momento de transição de modelo de crescimento econômico da China, somado inclusive com a possibilidade de recessão nos Estados

Unidos (EUA). Junto a isso ocorreu uma escalada de tensões comerciais entre os dois protagonistas globais, EUA e China. Estabeleceu-se assim um ambiente muito desafiador para as economias emergentes e exportadoras de *commodities*, em especial a brasileira, que foi adicionalmente afetada pela crise argentina desencadeada no ano de 2018.

Nos três meses anteriores ao anúncio do BCB, a cotação de BRL foi de R\$/US\$ 4,10 em meados de maio, apreciando para um patamar de R\$/US\$ 3,70 em meados de julho, para então retornar aos mesmos R\$/US\$ 4,10 na semana do segundo anúncio de intervenção no mercado à vista, em 23/ago/2019. A volatilidade do *Spot* BRL mostrou-se bem maior que as dos seus pares emergentes e nesse contexto se insere a atuação do BCB no sentido de suavizar o comportamento adverso do câmbio. O volume ofertado de venda de dólar à vista foi de US\$ 15,44 bi, espaçados em ofertas diárias desde 21/ago até fim de setembro de 2019. O resultado dos leilões ao longo do segundo semestre de 2019 e os seus efeitos são discutidos mais adiante na subseção 5.3.

A iniciativa do BCB de intervir no mercado de câmbio vendendo lotes de dólares de sua reserva pressupõe que a falta de liquidez no mercado à vista, para o Brasil, é um dos fatores de risco que impacta o prêmio de risco dos papéis em dólares nele negociados. Deste modo, na Seção 3 é apresentado um modelo teórico que parte da formulação da paridade coberta de taxa de juros (CIP, *covered interest parity*), originária de (FAMA, 1984), para descrever a taxa *spot* como função de um conjunto de variáveis que juntamente dependem de uma variável que representaria um nível de risco global. Além disso, tal modelo assume para o Brasil, idiossincraticamente, que é válido um deságio aos papéis locais em função da escassez de divisas no mercado de câmbio à vista.

Para se fazer uso do modelo é preciso contudo tratar a questão de não-observabilidade da variável de nível risco global. Deste modo, a proposta de abordagem a ser empregada é o método estatístico de controle sintético, a exemplo do empregado em (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017). O propósito da técnica é construir um contrafactual sintético da taxa *Spot* BRL e do cupom cambial a partir de um *pool* de pares emergentes, escolhidos de forma a capturar o nível de risco sistêmico. Ao levar o contrafactual à comparação com as séries observadas para BRL, finalmente seria possível mensurar a presença ou não do *addon* de risco pela escassez de divisas no mercado brasileiro.

As próximas seções apresentam, na ordem, a revisão da literatura na Seção 2, para

motivar o uso da metodologia de controle sintético na Seção 3 para estudar um episódio de intervenção no câmbio, remetendo sempre à validade da CIP. Em seguida, são destacados na Seção 4 alguns aspectos da implementação quanto aos dados e realizada a apresentação do modelo empírico empregado. A escolha de variáveis explicativas foi feita à imagem de (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017) e o uso de variáveis alternativas não foi todavia explorado.

A Seção 5 detalha o exercício proposto e seus resultados, trazendo em primeiro lugar a cronologia de eventos relacionados ao episódio de intervenção do BCB na subseção 5.1. Os resultados do controle sintético são apresentados na subseção 5.2, bem como a realização de um teste de validação. A última subseção 5.3 analisa os resultados confrontando-os com os eventos ocorridos desde o anúncio do *Federal Reserve System* (FED) de redução de taxa de juros básicas de USD, em 31/jul/2019. O que se observa é que a depreciação de BRL que ali se inicia, em um ritmo mais acelerado que seus pares emergentes, será mitigada a partir do momento em que o BCB passa a intervir no mercado à vista de moedas. Com a persistência dos leilões de venda de dólares à vista, ocorre a desaceleração da depreciação ao final de set/2019, quando o comportamento de BRL se normaliza frente a seus pares.

São realizadas as considerações finais na Seção 6, bem como incluídas nos Apêndices a lista de *tickers* para as variáveis de BRL e os demais países do *pool* e as principais tabelas resultantes do controle sintético para BRL.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Intervenções cambiais esterilizadas vêm sendo amplamente estudadas ao redor do mundo e também no Brasil, com a literatura cobrindo inclusive episódios recentes, posteriores à crise de 2008. Para a realização do presente trabalho, vale trazer à discussão alguns estudos anteriores que buscaram responder se as intervenções tem sido de fato efetivas, e se foi possível mensurar seus impactos.

A principal referência é (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017), que utilizou a abordagem de controle sintético para estudar o inédito programa de intervenção via uso de derivativos pelo BCB, iniciado em 2013, cujo volume alcançou um terço das reservas internacionais à época. A implementação do controle sintético é seguida à risca conforme (ABADIE; DIAMOND; HAINMUELLER, 2010) e (ALBERTO; JAVIER, 2003), que trazem mais informações sobre o método a ser aplicado de controle sintético, com especial enfoque em como se construir a taxa de câmbio contrafactual, e são discutidos por último na presente Seção.

O trabalho de (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017) também serve por elencar os resultados de trabalhos anteriores que estudaram intervenções cambiais no Brasil. Apura-se que os efeitos de intervenção esterilizadas no câmbio são de variações entre 0,10 e 0,50% para cada US\$ 1 bi de compra ou venda pela autoridade monetária.

Com respeito ao episódio de venda de divisas para melhora de liquidez, em que se esperaria algum efeito na taxa de câmbio *Spot* BRL, (FAMA, 1984) traz a abordagem comumente aceita da existência de um prêmio de risco cambial. Entende-se que a provisão de liquidez ao mercado à vista de câmbio pode ser representada por uma redução no prêmio de risco associado a papéis negociados localmente. Ainda nesta linha, é inevitável mencionar (FRANKEL; POONAWALA, 2006), que estendeu e especificou os resultados de (FAMA, 1984) para mercados emergentes. E nele se conclui que o prêmio de risco de moedas emergentes observado é invariavelmente positivo (ou seja, no sentido de sua depreciação), com volatilidade menor quando comparada a prêmios de risco cambial de paridades entre duas moedas ditas fortes (cujos prêmios podem ora favorecer um lado ou outro, e portanto oscilam bem mais).

A validade da CIP para BRL foi estudada por (CIEPLINSKI; BRAGA; SUMMA, 2018), que fez uma avaliação empírica para o período de 2008 a 2014, e chegou ao resultado que sustentam a CIP tanto o cupom cambial quanto a taxa interbancária *Libor* (*London Interbank Offered Rate*) acrescida do *EMBI+* (*Emerging Markets Bond Index Plus*) para o Brasil. Cabe notar que o prêmio de risco cambial para BRL tem sido invariavelmente positivo.

Quando se aborda intervenções no mercado de câmbio, tradicionalmente muito se acompanhou academicamente o contexto de mercados desenvolvidos, até o ponto em que seus bancos centrais praticamente encerraram essa prática. Isso é o que observa (MENKHOFF, 2013), que se propôs a estudar intervenções realizadas em mercados emergentes, com a principal motivação de que essa prática se tornou frequente e necessária para a gestão do câmbio pelos bancos centrais de seus países, mesmo em regime flutuante.

O que se encontra nos mercados emergentes são diferentes arcabouços institucionais e regulatórios que permitem um maior controle do câmbio de suas moedas pelos bancos centrais, a começar por terem invariavelmente níveis elevados de reservas internacionais. As intervenções vem servindo não apenas para controlar o nível da cotação (*FX Spot*) do câmbio mas também o seu nível de volatilidade, e portanto são intervenções que se justificam para trazer estabilidade a essas moedas. Um último elemento que (MENKHOFF, 2013) traz é que existe (ou melhor, deve existir) uma preocupação pelos bancos centrais em dosar suas intervenções de modo a se manterem com credibilidade e sempre aderentes aos seus mandatos dentro da política cambial.

Assim, para se discutir intervenções no mercado de câmbio no Brasil, é importante abordar como funciona o mercado de câmbio, o que no final possibilitará fazer o *link* com a estrutura a termo da taxa de juros do cupom cambial.

Em (VENTURA; GARCIA, 2012), mostra-se que os mercados cambiais no Brasil possuem uma configuração absolutamente atípica no mundo. A forma de funcionamento do mercado cambial brasileiro, que limita o acesso à moeda estrangeira à vista aos agentes não autorizados pelo Banco Central, faz com que as instituições financeiras transfiram diversas operações típicas desse mercado para o mercado futuro de câmbio, no seu primeiro vencimento, uma vez que as limitações quanto à participação no mercado futuro de câmbio são muito menos restritivas. Consequentemente, estes agentes priorizam o mercado futuro

no momento de fazer suas operações cambiais e transferem ao longo do dia suas posições para o mercado à vista.

Isso é possível graças ao produto sintético denominado de "Casado", em que uma operação de câmbio à vista vinculada a outra de câmbio futuro, no mesmo montante, mas com natureza oposta, e para isso o banco que atua nos dois mercados cobra um diferencial de taxas que equivale a um custo de arbitragem entre os dois mercados.

Assim toda a estrutura a termo do cupom cambial se desenvolve a partir do primeiro vencimento de futuro, através de *forward rate agreements* (FRAs), e com a determinação do "Casado" consegue-se constituir a curva *zero coupon*, que é aquela que interessa no modelo de paridade coberta.

Aqui se fundamenta portanto o papel do Banco Central do Brasil em eventualmente intervir no mercado de câmbio: não se trata de uma questão de estabelecer ou fixar o valor de cotação do câmbio *per se*, mesmo porque oficialmente se estabelece um regime de câmbio flutuante, mas sim de suavizar custos de arbitragem do mercado à vista e sua volatilidade, através do cupom cambial e que portanto invariavelmente afetam o valor final nominal da cotação BRL.

Os trabalhos de avaliação de impacto das intervenções do BCB são recentes e variados e demonstram que eles ocorrem tanto por atuação no mercado à vista (com a compra ou venda de divisas) quanto no de derivativos (via swap cambiais e swap cambiais reversos). Eis algo que fortalece a visão moderna de que a exposição cambial líquida das reservas internacionais é mais relevante que o estoque de divisas. Ao que (SCHUMACHER; BLÉJER, 2000) faz uma discussão pioneira quanto a importância dos bancos centrais se utilizarem de derivativos para política cambial e gestão de riscos (e de instabilidades de mercado, como um todo).

Para início, (KOHLSCHÉEN; ANDRADE, 2014) demonstrou que BRL se altera seguindo a anúncios de realização de leilão de swap pelo Banco Central. Isso foi possível utilizando dados *intraday* para um modelo GARCH(1,1), e notou que os efeitos são assimétricos quanto à exposição cambial: quando o BCB oferta *swaps* cambiais, decorre uma apreciação de BRL pela venda de dólar de 0,29% para cada US\$ 1 bi, já quando ele oferta *swaps* reversos (e fica mais comprado em USD), com impacto de apenas 0,12% para o mesmo nocional. Cabe notar que o estudo foi feito em um relativamente curto

espaço de tempo, de jan/11 e mar/13, dentro do longo período em que o BCB não realizou intervenções no mercado à vista.

O ensaio de (BARROSO, 2014) estima que a cada compra (ou então venda) de US\$ 1 bi leva a depreciação (ou então apreciação) de BRL entre 0,31% (modelo paramétrico) e 0,38% (modelo não-paramétrico) no mercado à vista, quando controlado o efeito de operações concomitantes de *swaps*, e se diferencia por utilizar também a volatilidade observada dos retornos de BRL como variável instrumental (IV) para regressão dos retornos em si. De fato, a volatilidade do câmbio é preocupação dos bancos centrais quando se pensa em termos de gestão de risco. O ensaio utiliza também outras variáveis como o *Dollar Index Spot* (DXY), *CRB Commodity Index* e o EMBI+ como variáveis explicativas. E nele também se aprende que o diferencial entre taxa de juros em USD e BRL não é variável significativa para explicar o câmbio. O período avaliado foi de jul/07 a nov/11.

Em (NEDELJKOVIC; SABOROWSKI, 2019), os autores conseguem estimar impactos de 1,00% e 0,70% de apreciação (depreciação) para cada US\$ 1 bi vendido (comprado) nos mercados à vista e futuro, respectivamente. O período analisado foi de 2002 a 2013. Sem embargo, é frisado que esses impactos possuem significância apenas nos momentos em que há um aumento no risco de não-conversibilidade (*convertibility risk*) de BRL, algo que se enquadra ao contexto de escassez de divisas e cuja relação com intervenções do BCB foi debatida em (GARCIA; VOLPON, 2014).

Por fim, ou melhor, antes de se passar ao (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017), os resultados obtidos por (VERVLOET, 2010) são que os efeitos de intervenções cambiais esterilizadas são de curta duração. Conseguiu também diferenciar os impactos de intervenções no mercado à vista daquelas no mercado futuro, e estimou que uma intervenção de US\$ 1 bi no mercado à vista impacta BRL em 0,40% (compra ou venda), e em 0,20% se feita a compra via *swap* reverso (não tendo conseguido contudo resultado estatisticamente significativo para *swaps* cambiais). O período analisado foi de 2004 a 2010, anterior àquele de (NEDELJKOVIC; SABOROWSKI, 2019). Além do impacto estimado, (VERVLOET, 2010) discorre sobre o que se entende em (SARNO; TAYLOR, 2001) como os dois principais canais teóricos existentes na literatura que podem explicar eventuais efeitos que intervenções esterilizadas venham a ter na taxa de câmbio: o canal de equilíbrio de portfólio e o canal de sinalização.

O primeiro deles, o canal de equilíbrio de portfólio, relaciona a quantidade (volume) de ativos denominados em moeda estrangeira dentro de uma economia com o prêmio de risco cambial. Este representa o risco existente em uma moeda que não pode ser diversificado internamente em sua economia e, portanto, afeta seu preço, e retorno, dentro de um modelo CAPM (*Capital Asset Pricing Model*). Desse modo, um agente vendendo contratos futuros de dólar cobraria um prêmio por estar correndo este risco adicional e o agente que compra esse contrato futuro age como se estivesse comprando um seguro cambial. A quantidade desse seguro disponível em uma economia está diretamente associada com o acesso que residentes domésticos têm a ativos estrangeiros. Quanto mais ativos estrangeiros disponíveis na economia, maior a quantidade de seguro disponível, menor o custo.

Esse canal traz uma assimetria de impactos entre Banco Central comprar e vender dólares. Pois a compra de dólares pelo BCB pode sinalizar não apenas uma restrição ao acesso de seguro cambial (e aumento de prêmio de risco), mas pode ser entendido como uma medida de aumento de reserva para se mitigar um hipotético *sudden stop* (o que diminui o prêmio de risco). Isso está em linha ao observado por (KOHLSCHEEN; ANDRADE, 2014), e também por (VIOLA et al., 2013), que se propôs a estudar a estrutura a termo do cupom cambial via análise de componentes principais. O que chama atenção nos seus resultados é que a redução de risco é observada quando o BCB atua no sentido de diminuir sua exposição cambial (vende USD) e não obtém um resultado estatisticamente significativo no sentido de compra de dólar.

Já no canal de sinalização assume-se que, apesar das intervenções serem esterilizadas e não alterarem a base monetária, elas são indicativas de política monetária futura. A hipótese é que a autoridade monetária possui mais informação sobre aspectos fundamentais da economia que os demais agentes e por meio de suas ações, intervenções no mercado de câmbio entre elas, procura passar essa informação adicional para o restante do mercado. Além disso, devem existir incentivos para que essa sinalização seja verdadeira, tornando-a crível para os demais participantes da economia. Na prática fica todavia difícil de imaginar a existência de efeitos das intervenções esterilizadas explicados pelo canal de sinalização, recaindo ao monitoramento dos custos do mercado à vista e sua volatilidade, através do cupom cambial.

Os estudos de intervenções no mercado de câmbio enfrentam relevante e dificilmente

contornável problema de endogeneidade, já que o Banco Central tende a entrar comprando USD sempre quando se deseja frear a apreciação de BRL e entra vendendo no caso contrário. O viés da regressão pode na prática inverter os sinais das estimativas e ferindo o racional econômico. Várias estratégias foram utilizadas para endereçar esse problema, como visto mais acima, o que inclui VARs, estratégias de variáveis instrumentais e trabalhando com dados de alta frequência, mas todas elas possuem limitações à real capacidade de contornar a endogeneidade.

Finalmente, em (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017) os autores propõem o uso da abordagem de controle sintético para estudar então inédito programa de intervenção via uso de derivativos pelo BCB, iniciado em 2013, cujo volume (US\$ 110 bi) alcançou um terço das reservas internacionais à época. A construção do contrafactual sintético é feita a partir da combinação linear entre taxas Spot (paridades contra USD) de uma seleção de países (control countries), que por sua vez são explicados como regressões lineares dadas pelo mesmo modelo macroeconômico. Foram utilizadas para o modelo séries de retornos semanais de taxa *Spot*, Volatilidade e *Risk Reversal* de moeda de 16 países (na maioria dito emergentes), além de Índice de Cesta de Ações e de Renda Fixa, e Fluxo de Capital/PIB.

Desta forma, o controle sintético permite contornar de vez a questão de endogeneidade, pois seu arcabouço se apoia em uma mera relação entre as variáveis buscando soluções de uma relação matricial (ponderação dada pelos países controle) sem qualquer requisito de causalidade. Contudo vale notar que isso só é possível porque se modela cada país com variáveis específicas a elas, não sendo mais possível utilizar variáveis consolidadas (como DXY ou CRB).

O principal resultado obtido por (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017) foi estimar a apreciação de em torno de 10% do Real (para US\$ 110 bi de diminuição da reserva líquida, via *swaps* cambiais), Para a volatilidade, não se chegou a resultados conclusivos.

Cabe notar que a metodologia de controle sintético não é apropriada para se estudar eventos recorrentes e é mais facilmente aplicável em choques suficientemente grandes.

Todo o arcabouço para o controle sintético foi extraído de trabalhos na área de estudos sociais (e fora do contexto financeiro) de (ABADIE; DIAMOND; HAINMUELLER, 2010) e (ALBERTO; JAVIER, 2003), sendo o primeiro utilizado para estudar os impactos de uma política fiscal anti-tabagista na Califórnia dos anos 80 e o segundo sobre os efeitos

negativos do movimento terrorista na economia do País Basco (década de 70). O que se extrai desses conteúdos é puramente a metodologia e formalismo matemático, o que se deixa para a Seção 3.

Vale a menção que o mesmo trabalho de (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017) ainda testou uma construção alternativa do grupo de controle, a partir da metodologia proposta por (CARVALHO; MASINI; MEDEIROS, 2018), que estende a técnica original para o uso de séries de tempo e permite inferência estatística. Porém essa técnica alternativa não se faz necessária para o presente escopo e é deixada para eventuais outros trabalhos futuros.

O presente trabalho se propõe a seguir a metodologia de controle sintético para estudar um novo episódio de intervenção do BCB no mercado de câmbio à vista e assim se diferencia dos trabalhos anteriores por contornar a questão da endogeneidade, como já destacado anteriormente. A sua contribuição para além do já explorado por (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017) é verificar o possível uso dessa técnica em um evento de menor amplitude e em que o BCB não necessariamente teve o intuito de alterar o nível exposição cambial líquida, e ainda assim atuou para alterar a percepção do prêmio de risco cambial.

3 METODOLOGIA

O modelo de paridade coberta de taxa de juros (CIP, *covered interest parity*) afirma que os papéis negociados localmente possuem um prêmio de risco cambial que cobre imperfeições do mercado, algo que é facilmente observado em mercados emergentes, em que o prêmio possui usualmente e de forma clara um sentido de deságio a papéis locais, resultado em linha com (FRANKEL; POONAWALA, 2006).

O prêmio de risco cambial deprecia a moeda BRL e aumenta o diferencial entre o cupom cambial e a *US Treasury* (remuneração dos papéis do Tesouro americano, considerados pelo mercado como a melhor *proxy* da curva livre de risco em dólar).

O objetivo do presente estudo é aferir o impacto da venda de dólares das reservas internacionais no prêmio de risco dos papéis em dólares no Brasil, considerando que a falta de liquidez do mercado à vista de divisas é um dos fatores que compõem o prêmio de risco no Brasil.

A equação (3.1) apresenta a formulação proposta por (FAMA, 1984) para o prêmio de risco, sendo S e F os logaritmos das taxas *spot* e *forward* de uma dada paridade, cotadas em um tempo t . Há contudo duas alterações na formalização importantes para o presente trabalho. Primeiro, é explicitado τ como o vencimento relevante para o *forward*. A segunda é a inversão do sinal do prêmio P , o que não fere o seu conceito mas apenas reforça o sentido de depreciação da moeda doméstica, a exemplo do que ocorre usualmente para moedas emergentes, em especial BRL.

$$F_{\tau,t} = E(S_{t+\tau}) - P_{\tau,t} \quad [3.1]$$

$$F_{\tau,t} = S_t + b_{\tau,t} - c_{\tau,t} - P_{\tau,t}$$

$$F_t = S_t + b_t - (c_t + P_t) \quad [3.2]$$

Pela UIP obtém-se as taxas livres de risco doméstica b e externa c e, ao se rearranjar os termos e se omitir τ (sem perda de generalidade), chega-se à equação (3.2). No caso de BRL, b seria a taxa pré-fixada doméstica, enquanto $c + P$ seria o cupom cambial, repartido por exemplo entre *US Treasury* e o denominado *Spread Over Treasury*.

O próximo passo é introduzir o nível de risco ϕ ao qual se associam os preços

de papéis domésticos em um dado instante t . É introduzida também uma variável que representa a composição de reserva internacional R para o mesmo instante (ela será detalhada mais à frente). Quebra-se o prêmio de risco em dois: uma componente p dependente do nível de risco ϕ e uma segunda componente x como um *add-on* também dependente do nível de risco ϕ mas também dependente em função da reserva R . Obtém-se assim a equação (3.3).

$$S_t = F(\phi_t) + (c_t + p(\phi_t) + x(\phi_t, R_t)) - b_t \quad [3.3]$$

Cabe notar que, por definição, b e c não dependem do nível de risco percebido pelo mercado, e são tratadas como variáveis exógenas ao modelo.

A equação (3.3) apresenta portanto uma formulação originária da CIP em que se coloca a taxa *spot* como função de um conjunto de variáveis que dependem por sua vez de uma variável não observável ϕ . Além disso, explicita também uma componente x positiva ou nula (por construção) que representa um deságio aos papéis locais em função de uma escassez de divisas no mercado de câmbio à vista (ao qual se associa o nível de reservas pelo canal de equilíbrio de portfolio, apresentado na Seção 2) e também do nível de risco ϕ .

O modelo obtido pela equação (3.3) serve para estudar o efeito de um evento de choque no nível de risco ϕ no *addon* x . Por mais que possam existir instrumentos que seriam usuais *proxies*, notadamente *CDS* (*Credit Default Swap*) de soberanos ou *EMBI+*, pretende-se aqui apresentar nos próximos parágrafos uma abordagem alternativa que consiga superar a questão da não-observabilidade.

A proposta de abordagem a ser empregada é o método estatístico de controle sintético, a exemplo do empregado em (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017), e cujo principal atrativo é ser adequado para avaliar episódios pontuais e de tamanho relevante. Vale o destaque que o BCB não realizava operações de venda definitiva no mercado à vista desde 2009, o que traz certo ineditismo ao evento estudado.

Dele seria possível avaliar a amplitude do impacto na taxa *Spot* BRL, resultado direto da construção do contrafactual sintético e permitir comparação com eventual alteração do cupom cambial (ou melhor, do seu diferencial com relação à taxa livre de risco, com a presença ou não do *addon* de escassez de divisas).

A construção do contrafactual sintético é feita a partir da combinação linear entre taxas *Spot* (contra USD) de uma seleção de países (*control countries*), que por sua vez são explicados como regressões lineares dadas pelo mesmo modelo macroeconômico (a ser escolhido). Assim:

$$S_{it} = \delta_t + \theta_t Z_i + \lambda_t \mu_i + \epsilon_{it} \text{ com } i = 1 \text{ para Brasil e } i > 1 \text{ para os demais} \quad [3.4]$$

Sendo Z_i variáveis observáveis e μ_i variáveis não observáveis (*factor loadings*), S_{it}^I a taxa de câmbio do país i no período t , que sofre um choque idiossincrático em $t = T_*$ (pertencente a série de $0 \leq t \leq T$), S_{it}^N a taxa de câmbio não observada do país i no período t , na hipótese de não ter havido o choque em T_* . Temos $S_{it}^N = S_{it}^I$ para $t < T_*$.

A exemplo do ocorrido em (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017), o instante T_* pode representar o momento de intervenção do BCB, como o ocorrido em 14/ago/2019, mas pode ser utilizado da mesma forma para o instante do anúncio do FED, em 31/jul/2019. Como será proposto mais adiante, o modelo será aplicado em uma janela de datas-bases.

Demonstra-se que, atendidas certas condições, já enumeradas e exploradas elas em (ABADIE; DIAMOND; HAINMUELLER, 2010), tem-se que o contrafactual sintético é obtido por:

$$S_{it}^N = \sum_{i=2}^{j+1} \widehat{\omega}_i S_{it} \text{ , sendo o choque dado por } \hat{\alpha}_{1t} = S_{it} - \sum_{i=2}^{j+1} \widehat{\omega}_i S_{it} \text{ para } t \geq T_* \quad [3.5]$$

Por fim o vetor de pesos $W = (\omega_2, \dots, \omega_{j+1})$ é obtido por algum critério de otimização (usualmente minimização de distância vetorial).

Busca-se desta forma observar as relações de curto prazo entre as paridades, frisando aqui que os pesos w atribuídos a cada país do *pool* não possuem qualquer interpretação econômica, ponto esse destacado em (ALBERTO; JAVIER, 2003).

Ainda assim, o contrafactual sinteticamente obtido mimetiza a variável não-observável ϕ em sua efêmera relação de curto prazo. E, ao se retomar a equação (3.3), é permitido portanto o seguinte exercício:

$$S_{i,0} = F_i(\phi_0) + (c_0 + p_i(\phi_0) + x_i(\phi_0, R_{i,0})) - b_i \quad [3.6]$$

$$S_{i,0 \rightarrow F} = F_i(\phi_F) + (c_F + p_i(\phi_F) + x_i(\phi_F, R_{i,0})) - b_i \quad [3.7]$$

$$S_{i,F} = F_i(\phi_F) + (c_F + p_i(\phi_F) + x_i(\phi_F, R_{i,F})) - b_i \quad [3.8]$$

Em que se enunciam:

- Um choque imediato e permanente no nível de risco ϕ no instante inicial $t = T_0$, idêntico para todos os países do *pool*, o que representa uma alteração na componente não-diversificável do risco-país. O caso em tela seria a mudança de estado global para *run-for-safety*;
- Um choque concomitante na taxa básica de juros USD. A idéia do exercício não é estudar a relação causal entre esta variação e aquela ϕ , apenas de reproduzir o anúncio do FED ocorrido em 31/jul/2019;
- Um estado transitório em que todas as variáveis financeiras da equação responderam ao aumento de risco, mas ainda se mantém o nível a composição de reservas internacionais R_0 ;
- Um estado definitivo que ocorre após o banco central do país (ou entidade equivalente) intervir e alterar a composição de reservas, no instante $t = T_F$. No episódio estudado seria uma data posterior a 14/ago/2019; e
- A manutenção da taxa de juros livre de risco doméstica b , algo que precisa ser válido nas mudanças de estado ϕ_0 para ϕ_F e de R_0 para R_F . A rigor permite-se que b varie durante o período transitório, sem afetar o exercício, dado que o uso do controle sintético se faz apenas nos momentos de mudança de estado.

Assume-se ainda que o *addon* x é igual a zero para todos os países do *pool* exceto o Brasil (condição esta válida ao menos durante a janela do exercício), e para o Brasil é dada a seguinte condição (mais uma vez se omitindo i):

$$x(\phi_0, R_0) = x(\phi_F, R_F) = 0 \text{ , enquanto que } x(\phi_F, R_0) > 0 \quad [3.9]$$

O que leva à equação (3.10), que afirma que o choque de risco via $\partial\phi$ no instante T_0 é mitigado pela alteração da composição de reservas ∂R no instante T_F , atenuando a escassez de divisas.

$$\begin{aligned} \frac{\partial x}{\partial R} \cdot \Delta R_F(R^{spot}, R^{fwd}) &= -\frac{\partial x}{\partial \phi} \cdot \Delta \phi_0 \\ \frac{\partial x}{\partial R^{spot}} \cdot \Delta R_F^{spot} + \frac{\partial x}{\partial R^{fwd}} \cdot \Delta R_F^{fwd} &= -\frac{\partial x}{\partial \phi} \cdot \Delta \phi_0 \end{aligned} \quad [3.10]$$

Aproveita-se aqui para abrir a composição de reservas R em uma exposição cambial em divisas (dita bruta) R^{spot} (positiva ou nula) e uma exposição em derivativos R^{fwd} , que pode ser positiva ou negativa. São desprezados efeitos de segunda ordem, por simplificação (ou assumindo que os choques são pequenos o suficiente para tal).

A relação encontrada na equação (3.10) será melhor explorada na análise de resultados na subseção 5.3.

A última etapa do modelo teórico é fazer a ligação entre o exercício proposto e o uso do controle sintético. Conforme já afirmado nos parágrafos acima, BRL sintético obtido incorpora a variável não-observável ϕ , comum a todos os países emergentes do *pool*, porém é alheio à escassez idiossincrática de divisas no mercado doméstico brasileiro. Com isso, durante o período transitório entre T_0 e T_F , em que o *addon* x é maior que 0, abre-se um *gap* com BRL observado. Aplica-se a equação (3.7) do estado transitório a BRL observado e sintético, S^I e S^N respectivamente:

$$\begin{aligned} S_{0 \rightarrow F}^I &= F(\phi_F) + (c_F + p(\phi_F) + x(\phi_F, R_0)) - b \\ S_{0 \rightarrow F}^N &= F(\phi_F) + (c_F + p(\phi_F)) - b \\ \therefore gap_{0 \rightarrow F} &\triangleq S_{0 \rightarrow F}^I - S_{0 \rightarrow F}^N = x(\phi_F, R_0) > 0 \end{aligned} \quad [3.11]$$

A equação (3.11) define o *gap* como a diferença logarítmica da taxa de câmbio *spot*. O objetivo do modelo teórico apresentado é associar tal *gap* aos resultados da execução do controle sintético (na subseção 5.2) e por fim associá-los frente aos choques explicitados na equação (3.10). E finalmente, ao se reunir as equações (3.9), (3.10) e (3.11), chega-se a formulação final do presente trabalho na equação (3.12).

$$\begin{aligned} gap_{0 \rightarrow F} &= x(\phi_F, R_0) = x(\phi_F, R_0) - 0 \\ \therefore gap_{0 \rightarrow F} &= x(\phi_F, R_0) - x(\phi_0, R_0) = -(x(\phi_F, R_F) - x(\phi_F, R_0)) \\ \therefore gap_{0 \rightarrow F} &= \frac{\partial x}{\partial \phi} \cdot \Delta \phi_0 = -\left(\frac{\partial x}{\partial R^{spot}} \cdot \Delta R_F^{spot} + \frac{\partial x}{\partial R^{fwd}} \cdot \Delta R_F^{fwd} \right) \end{aligned} \quad [3.12]$$

4 IMPLEMENTAÇÃO: DADOS E MODELO EMPÍRICO

O roteiro cumprido se iniciou com a obtenção e preparo de base de dados de 15 países emergentes (ou com relevante *carry trade*), com informações de *FX Spot Rates*, índices de cesta de ações e de renda fixa (Títulos Públicos com vencimento de 10 anos) e Fluxo de Capital.

Todos os dados são obtidos na Bloomberg Professional®, à exceção das séries de fluxo de capital dos países, obtida pela base de dados da Informa EPFR Fund Flow®. As séries são semanais (frequência limitada pela série de fluxo de capitais), e foram levantados dados históricos desde 2012, com seus *tickers* listados no Apêndice A.

A lista de países é composta por Brasil e mais 14 outros: Austrália, Chile, Colômbia, Índia, Coréia do Sul, Malásia, México, Nova Zelândia, Peru, Filipinas, Polônia, Rússia, África do Sul e Tailândia. Turquia foi excluída da lista originalmente empregada em (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017) por falta de alguns dados de entrada, sem prejuízo ao modelo. As séries temporais foram adequadas para dados em painel, considerando diferenças logarítmicas de intervalos semanais, na tentativa de remover o efeito não desejado de autocorrelação. Dados não disponíveis para algumas datas (*missings*) foram substituídos por variações nulas.

A implementação do controle sintético foi possível seguindo os passos documentados em (ABADIE, 2010), no qual se inclui também a indicação e disponibilização pelos autores do pacote "*Synth*" em sua página *web* pessoal (em *R*).

Foi adotado o mesmo modelo empírico apresentado no artigo (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017):

$$\begin{aligned}
 \ln(Spot_t/Spot_{t-1}) = & \\
 & \delta_t + \theta_{1t}\ln(EquityIndex_t/EquityIndex_{t-1}) \\
 & + \theta_{2t}(BondRate_t - BondRate_{t-1}) + \theta_{3t}CapitalFlowOverGDP_t \\
 & + \theta_{4t}\ln(Spot_{t-1}/Spot_{t-2}) + \theta_{5t}\ln(Spot_{t-2}/Spot_{t-3}) \\
 & + \theta_{6t}\ln(EquityIndex_{t-1}/EquityIndex_{t-2}) + \theta_{7t}(BondRate_{t-1} - BondRate_{t-2}) \\
 & + \lambda_t\mu + \epsilon_t \quad [4.1]
 \end{aligned}$$

Em que o índice i foi suprimido sem perda de informação, $Spot_t$ é a taxa de câmbio pronto de cada paridade frente ao dólar, $EquityIndex_t$ (nível) e $BondRate_t$ (taxa) são respectivamente o preço de referência de ativos de renda variável (cesta de ações) e renda fixa (títulos públicos com vencimento em 10 anos) denominados e domiciliados em cada país, e $CapitalFlowOverGDP_t$ é o fluxo de (entrada de) capital acumulado entre $t - 1$ e t , dado em dólar, dividido pelo PIB do país do ano anterior, também convertido para dólar. A minimização de erros é feita para o período de $T_0 - 12$ a T_0 (chamado doravante de data-base).

Tal modelo presume um choque imediato na variável resposta e por isso o código desenvolvido faz uma varredura por diversas semanas, de modo a identificar choques. Para a avaliação do episódio de intervenção do BCB, fica decidido executar iterativamente o modelo empírico para obtenção do contrafactual BRL sintético, semana a semana, com data-bases entre 03/mai/2019 e 02/out/2019. A subseção 5.1 adiante apresenta a cronologia de eventos relacionados a tal episódio. Entende-se que não há ajustes a serem feitos ao modelo do artigo (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017), e trazem uma base comparativa aos resultados que aqui se apresentam.

Nas Figuras 3 e 4 são apresentadas (na ordem) as séries de taxa de câmbio $Spot_t$, $EquityIndex_t$ (nível), $BondRate_t$ (taxa percentual) e $CapitalFlowOverGDP_t$ (basis points) de BRL e dos demais países, em um comparativo estilizado, de modo a demonstrar a evolução de todos os dados, com destaque para a data de anúncio BCB.

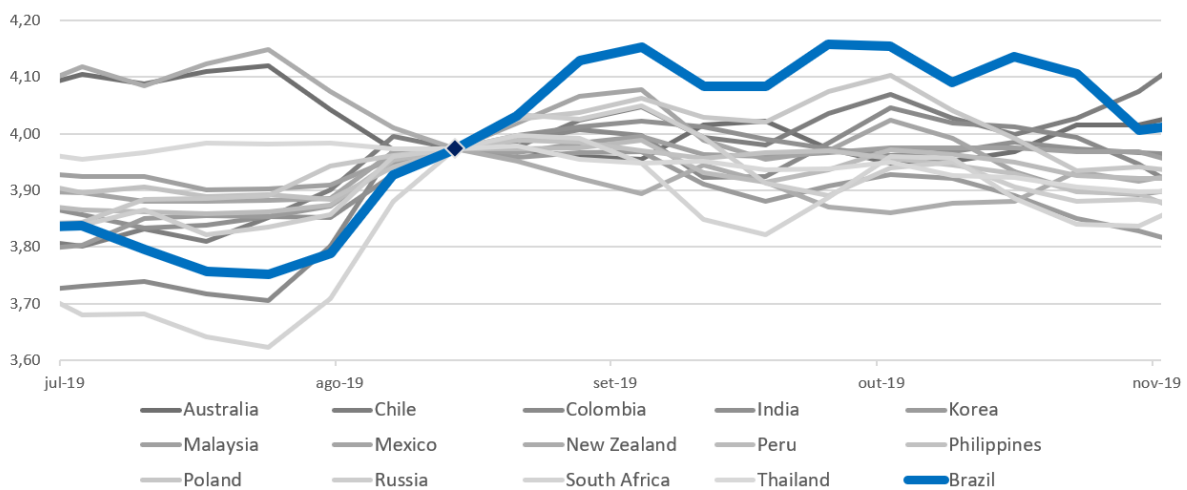
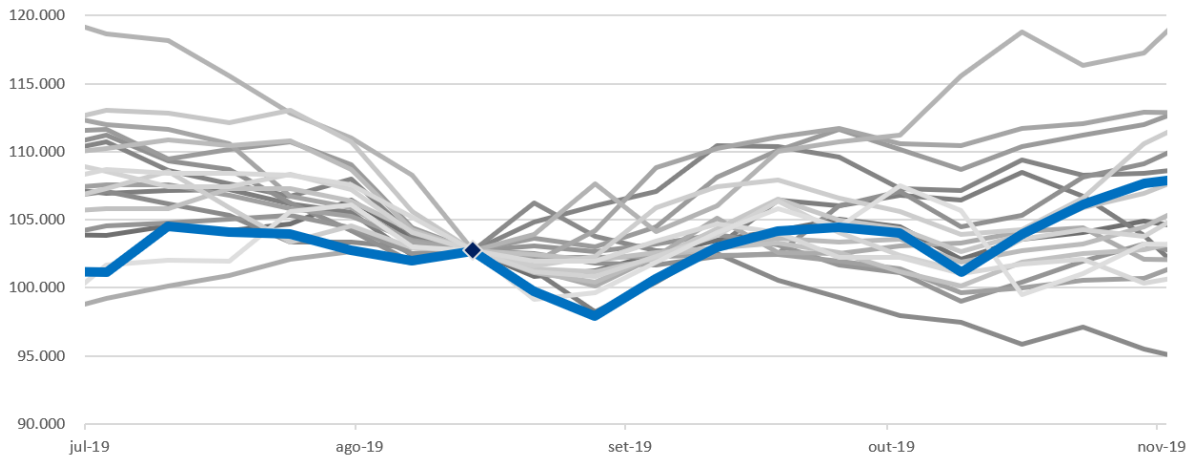
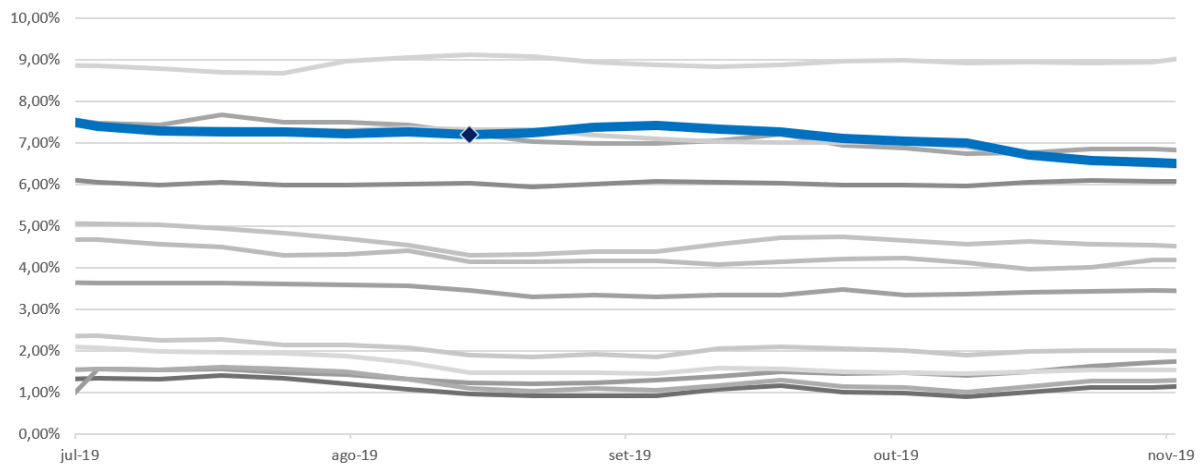


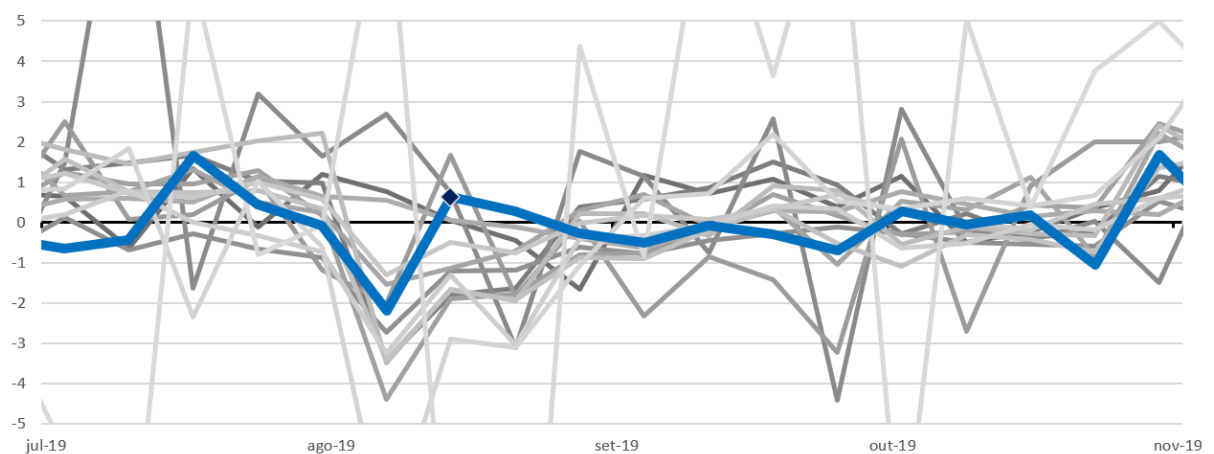
Figura 3 – Representação estilizada das taxas de câmbio pronto BRL x pool de países, em base 100 para 14/ago/2019 (eixo vertical traz escala BRL).



(a) Índices de preços de renda variável, em base 100 para 14/ago/2019 (eixo vertical traz escala IBOVESPA).



(b) Taxas de títulos públicos soberanos de vencimento genérico (interpolado) de 10 anos.



(c) Fluxo de capital sobre PIB, em basis points.



Figura 4 – Representação estilizada dos dados em painel: BRL x pool de países.

5 RESULTADOS

5.1 Cronologia dos Eventos

Com o modelo empírico em mãos, deve se ter em mente a todo tempo que o seu escopo se restringe a relações de curto prazo (inclusive sem ter necessariamente compromisso pleno com fundamentos econômicos) e elege-se o período de ago/19 a set/19 para ser estudado, entre o anúncio do FED, a autoridade monetária para USD, de redução de taxa de juros básicas de USD e a aprovação da nova previdência no Brasil (na primeira semana de out/19).

Em meio a tensões comerciais entre dois protagonistas globais, EUA e China, o FED anuncia em 31/jul/2019 a diminuição da taxa básica de juros, o que seria a primeira redução observada em mais de uma década. Para qualquer outra moeda, essa decisão reprimiria a demanda por ativos nela denominados e portanto levaria à depreciação, com diminuição de sua taxa *Spot*, como resultado da queda da taxa de juros doméstica. Contudo, por se tratar da moeda USD, o que se concretizou foi uma apreciação, que pode ser explicada dentro de um contexto de *run-for-safety* em meio a tensão global pré-estabelecida, algo que remete ao papel de USD como a moeda de financiamento (*funding currency*) global, destaque dado por (OBSTFELD, 2019).

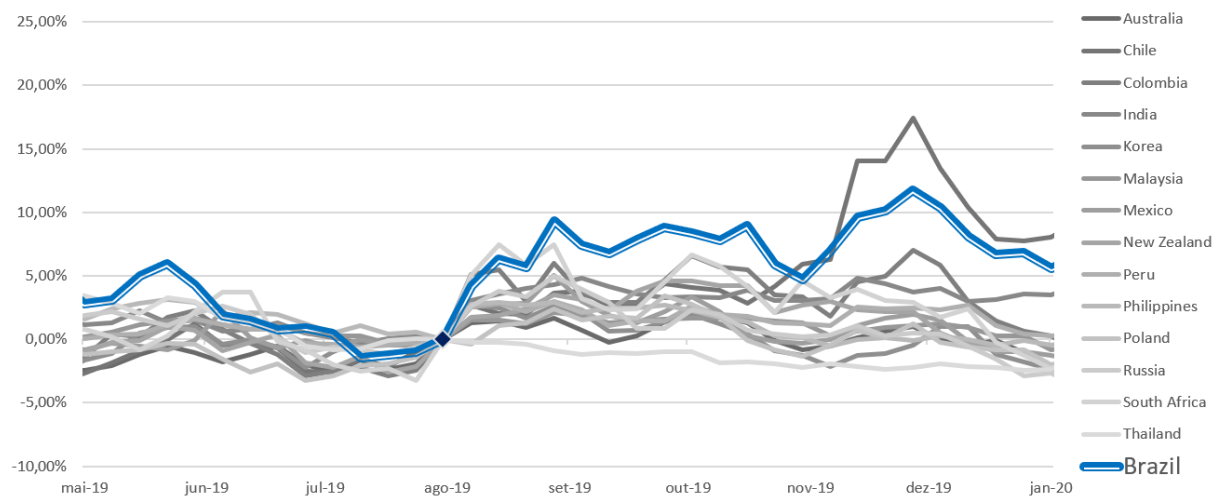


Figura 5 – Depreciação acumulada das paridades de moedas dos países estudados, a partir de 31/jul/2019.

A Figura 5 apresenta o comportamento das moedas do *pool* de países aqui estudado.

Para uma melhor visualização gráfica, as taxas *Spot* de AUD e NZD foram invertidos com relação a sua cotação convencional (apresenta-se aqui o valor de 1 USD em cada moeda).

O efeito de apreciação do USD frente as demais moedas pode ser explicado pelo CIP, modelo de paridade coberta (FAMA, 1984), com o aumento do prêmio de risco precificados nos papéis denominados nas moedas emergentes, diminuindo a demanda pelos mesmos, depreciando invariavelmente suas taxas *forwards* e *spots*.

Naquele momento explica-se assim o movimento das paridades emergentes, porém a depreciação de BRL frente a seus pares foi muito mais aguda. Enquanto a depreciação média desses países ficou entre 3 e 4%, a moeda BRL depreciou cerca de 9% nas semanas seguintes (vide Figura 5 acima). Em 31/jul/2019, BRL estava cotado a 3,81, em uma semana fechou em 3,97, e em 28/ago/2019 chegou a quase 4,17.

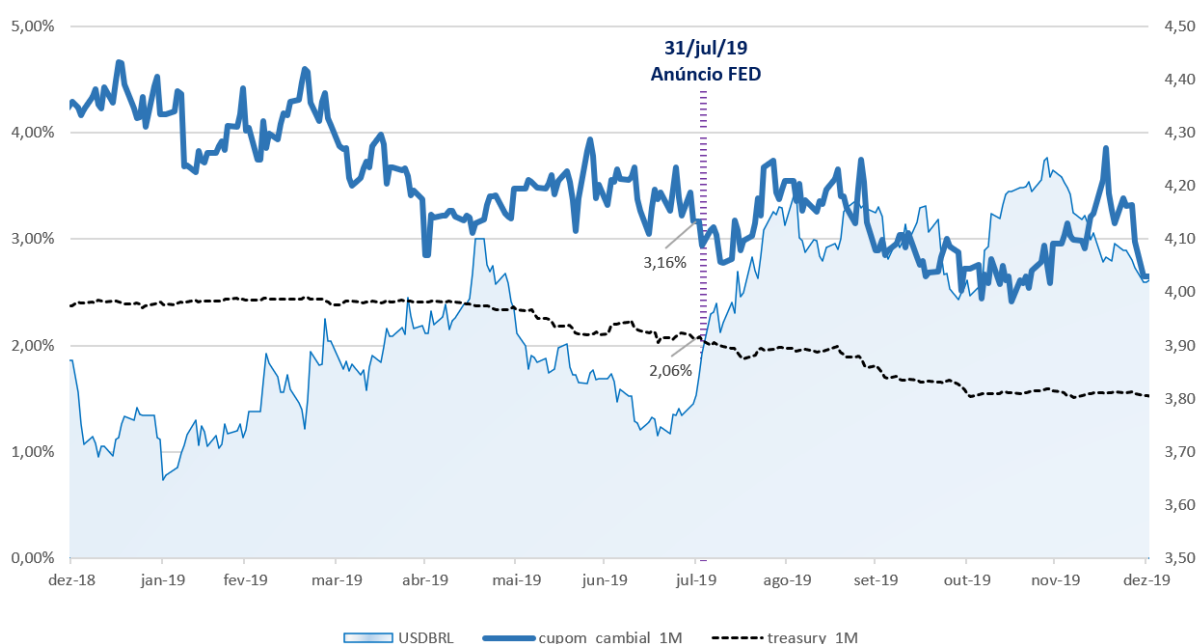


Figura 6 – Cupom cambial limpo e US Treasury, ambas de vencimento genérico 1 mês (ou seja, mediante interpolação), ao longo de 2019. Ao fundo a evolução de BRL para o mesmo período.

A Figura 6 apresenta o comportamento do cupom cambial de um mês, juntamente com a taxa de títulos públicos americanos, além da série de BRL *Spot*. Nota-se que durante o mês de agosto, no momento em que caía a taxa de juros básica americana (corte de 2,25% para 2,00%), o cupom cambial não acompanhava a queda. A pergunta a ser respondida é se seria ele todo explicado por *run-for-safety* ou se naquele momento se acentuou alguma outra condição. Vale dizer que, em comparação o com seus pares, o contexto doméstico

brasileiro deveria ter impacto positivo, em meio a tramitação da reforma da previdência.

O Banco Central identificou ali uma escassez de BRL à vista (é feita uma discussão sobre suas motivações mais adiante na subseção 5.3) e resolveu atuar no mercado à vista. Em 14/ago/2019, BCB divulga o Comunicado nº 34.005, anunciando que ofertaria lotes diários de dólares americanos entre 21/ago/2019 e 29/ago/2019, para um total de US\$ 3,845 bi, volume considerado pequeno frente ao nível de reservas internacionais, naquele momento próximo a US\$ 380 bi.

O que se observou é que a resposta do mercado não foi imediata. Não houve demanda suficiente para esse pequeno lote, e houve talvez uma leitura do mercado de que não suficiência da medida, além haver alguma incerteza quanto a novidade. Em 23/ago/2019, reforçou-se a intenção do BCB de atuar no mercado à vista com o anúncio de um 2º lote de leilões para todo o mês de setembro, e dali se observou uma resposta do mercado, com praticamente a zeragem dos lotes ofertados.

Em 18/set/2019, há dois eventos no mesmo dia: nos EUA, o FED decide cortar mais uma vez em 0,25% a taxa básica de juros de USD, indo de 2,00% para 1,75%; e no Brasil, o Comitê de Política Monetária (Copom) do Banco Central também realiza um corte na taxa básica juros, em 0,50%, reduzindo a SELIC de 6,00% para 5,50%.

Mais uma vez, agora em 27/set/2019 BCB divulga nova nota, com mais uma oferta de lotes de dólares à vista, mas a situação já estava restabelecida. Finalmente em 02/out/2019 há a aprovação da reforma da previdência, alterando o cenário doméstico, o que já configuraria um novo contexto de curto prazo (com reflexos para o cupom cambial e o câmbio BRL) e portanto marca o encerramento do período aqui estudado.

A Figura 7 apresenta a linha do tempo dos eventos ora mencionados.

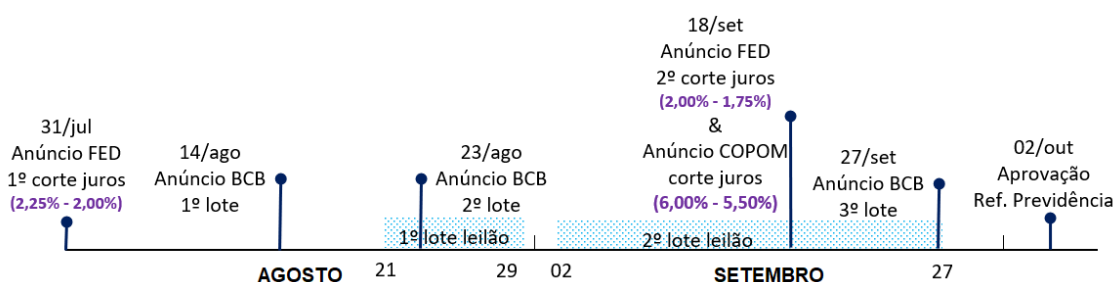


Figura 7 – Linha do tempo dos eventos relacionados à intervenção do BCB, entre 31/jul/2019 e 02/out/2019.

5.2 Resultados do Controle Sintético

Apresenta-se nas Figuras 8 e 9 os resultados semana a semana no período estudado. À esquerda é demonstrado o *gap* tal qual foi definido na equação (3.11). À direita é demonstrada a recomposição em nível para a semana correspondente, podendo assim comparar o BRL observado com o BRL sintético. No Apêndice B, são apresentados os pesos estimados para cada país, bem como os coeficientes obtidos para variáveis de controle.

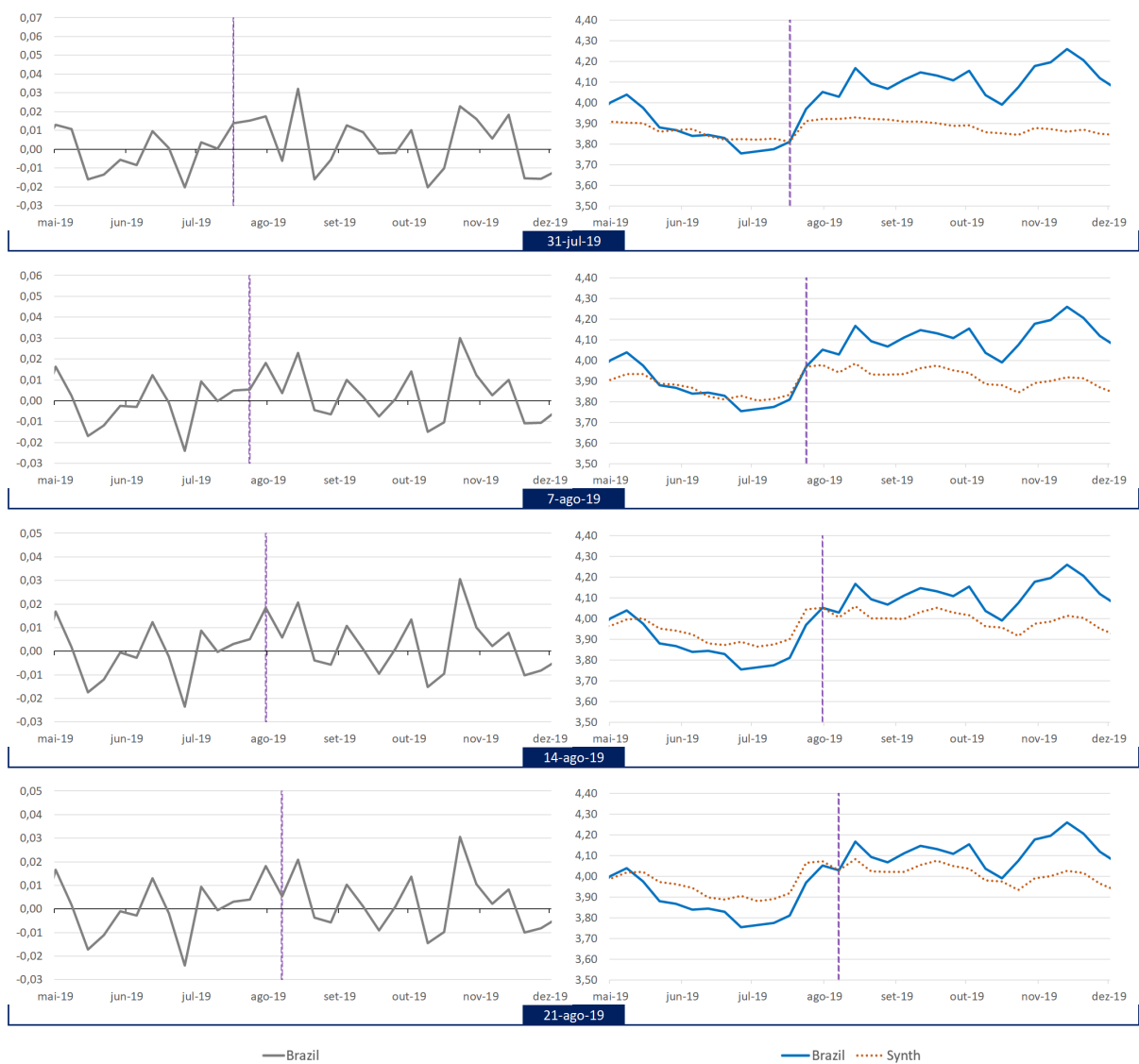


Figura 8 – Diferenças entre BRL observado e BRL sintético, em diferença logarítmica (à esquerda) e a resultante em nível (à direita), para data-base semanais entre 31/jul/2019 e 21/ago/2019.

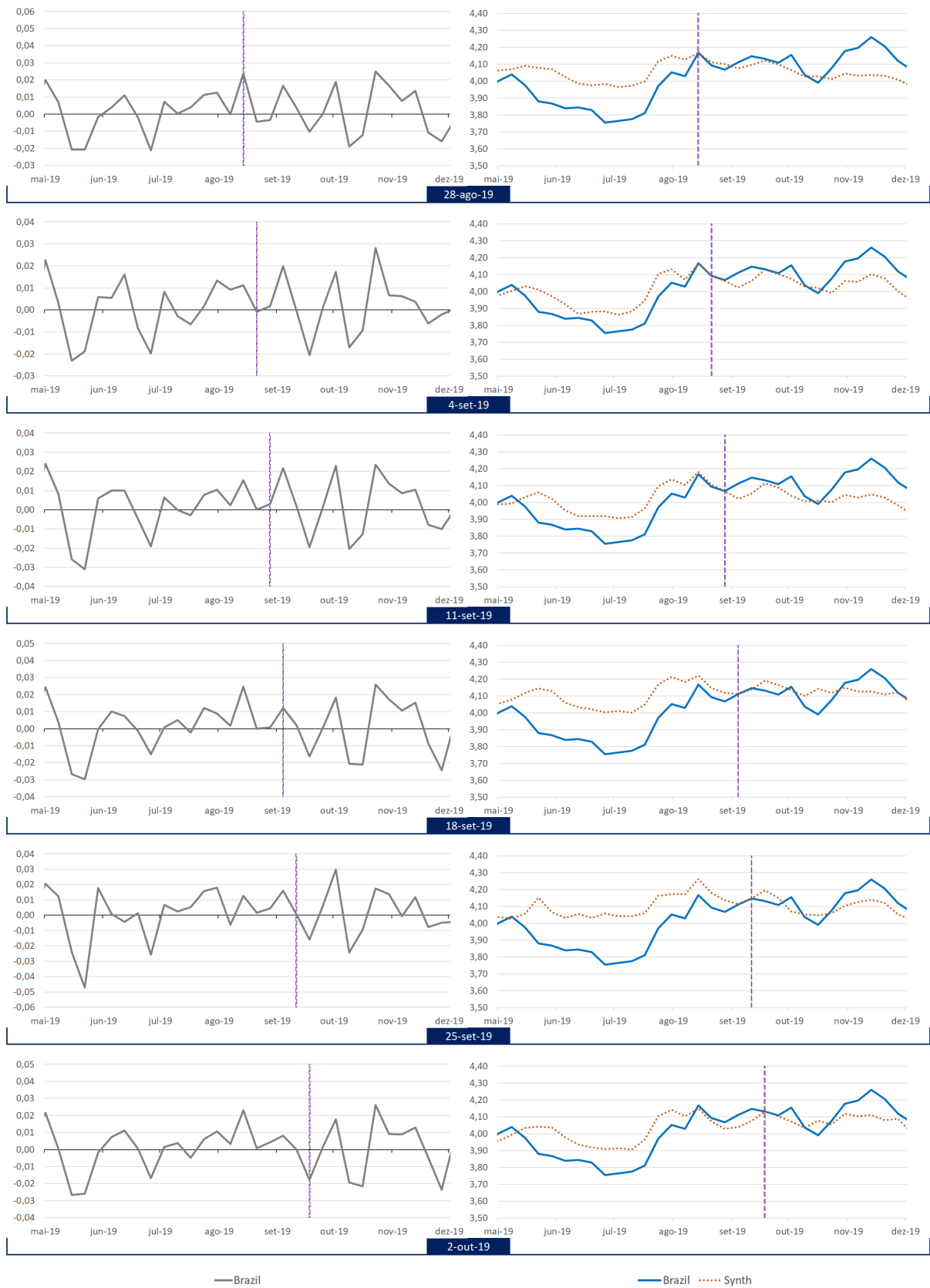


Figura 9 – Diferenças entre BRL observado e BRL sintético, em diferença logarítmica (à esquerda) e a resultante em nível (à direita), para data-base semanais entre 28/ago/2019 e 02/out/2019.

Observa-se um descolamento entre BRL observado e o sintético (gráficos à direita em nível) desde o dia 31/jul/2019 (anúncio do FED) e que se acomoda apenas a partir do dia 28/ago/2019, algo que perdura por todo o mês de setembro. Esta primeira constatação reflete o descolamento já apontado na Figura 5, quando comparadas as evoluções em nível das paridades a partir do anúncio do FED.

Apresenta-se também nas Figuras 10 e 11 os resultados semana a semana a partir de 01/mai/2019. Como forma de demonstrar o choque de demanda ocorrido durante o mês de ago/19, refaz-se para as mesmas datas-bases as recomposições em nível a partir de BRL observados semana a semana em julho, agosto e setembro de 2019. Constata-se

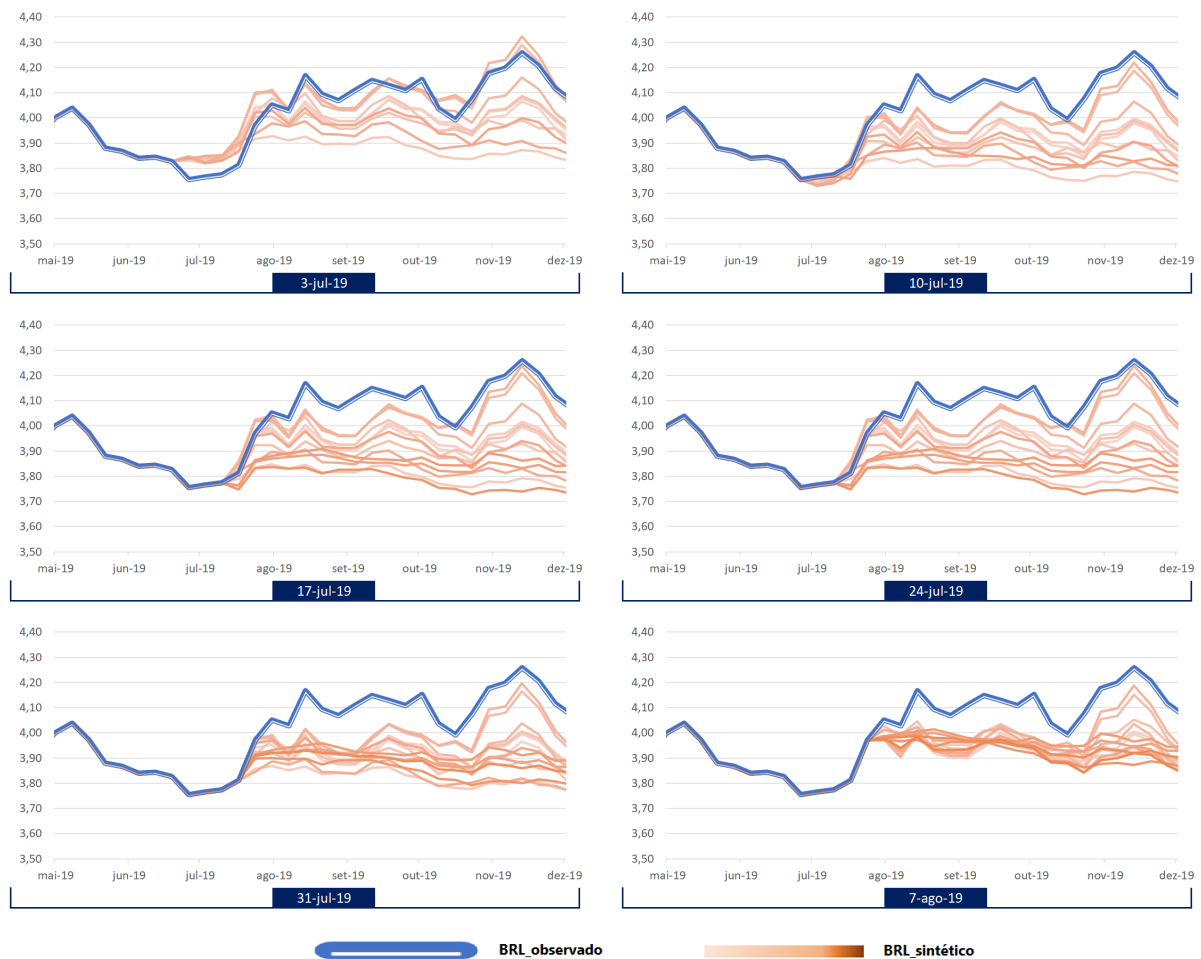


Figura 10 – Diferenças logarítmicas entre BRL observado e BRL sintético, centrados com t_0 nas semanas a partir de 01/mai/2019, recompostas a partir do nível de BRL observado semana a semana nas datas-bases de 03/jul/2019 e 07/ago/2019.

pelo comportamento em nível das séries de BRL sintético que o poder explicativo do modelo empírico é perdido na semana de 31/jul/19, e só se recupera a partir da semana de 28/ago/19. Em outras palavras, o choque em nível no BRL observado durante o mês

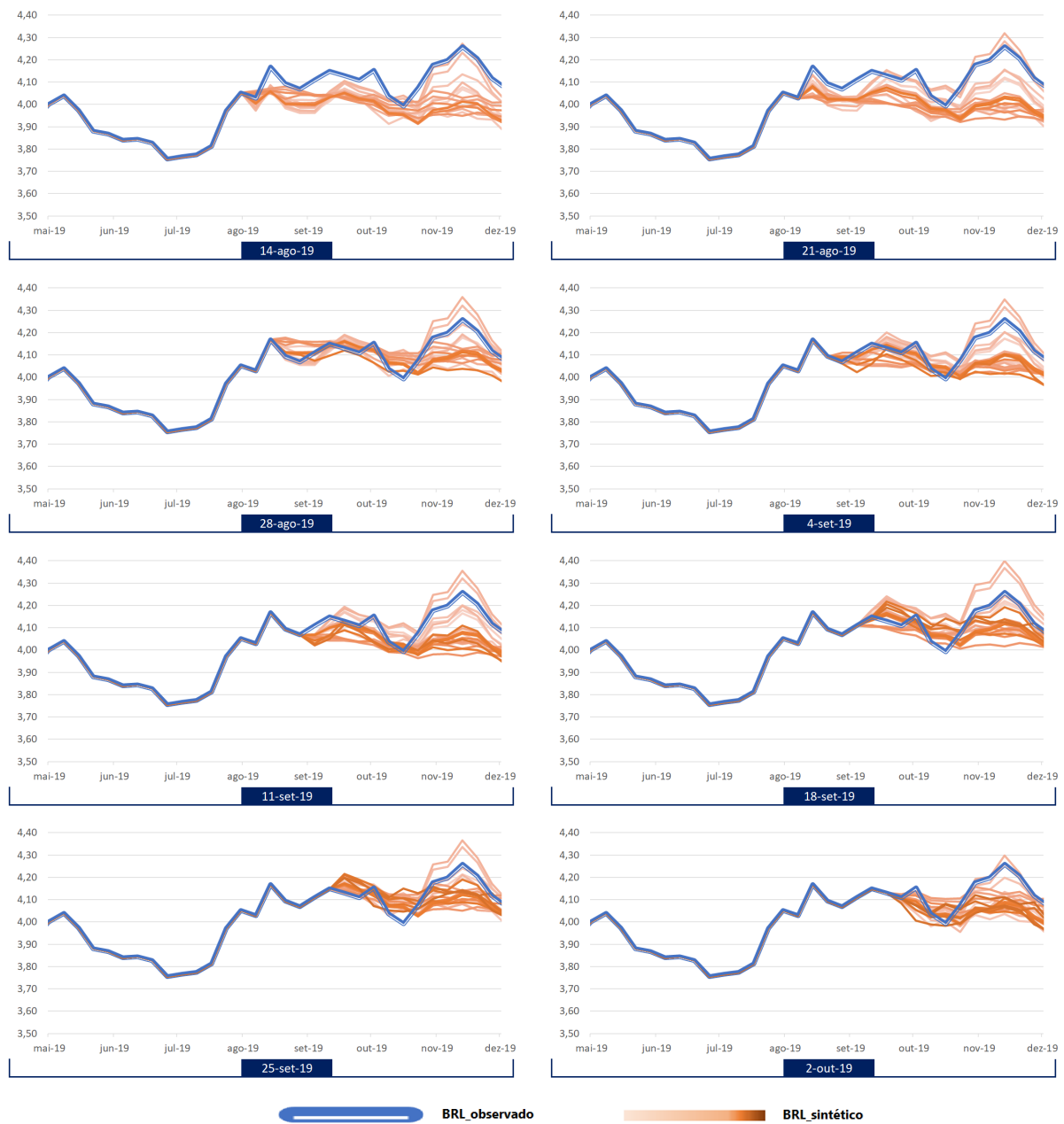


Figura 11 – Diferenças logarítmicas entre BRL observado e BRL sintético, centrados com t_0 nas semanas a partir de 01/mai/2019, recompostas a partir do nível de BRL observado semana a semana nas datas-bases de 14/ago/2019 e 02/out/2019.

de agosto é permanente, tendo ocorrido na semana de 31/jul/19 e se estendido em menor grau (assim portanto desacelerado) ao longo de agosto.

Por fim, realiza-se um teste de efeito placebo proposto por (ABADIE; DIAMOND; HAINMUELLER, 2010) para verificar a significância dos resultados. Aplica-se o modelo empírico para cada uma das paridades do *pool*, inclusive inserindo BRL no grupo de controle sintético e os resultados são apresentados nas Figuras 12 e 13. O teste reforça

a depreciação mais acelerada de BRL (frente aos seus pares) nas semanas sucedendo o anúncio do FED em 31/jul/2019.

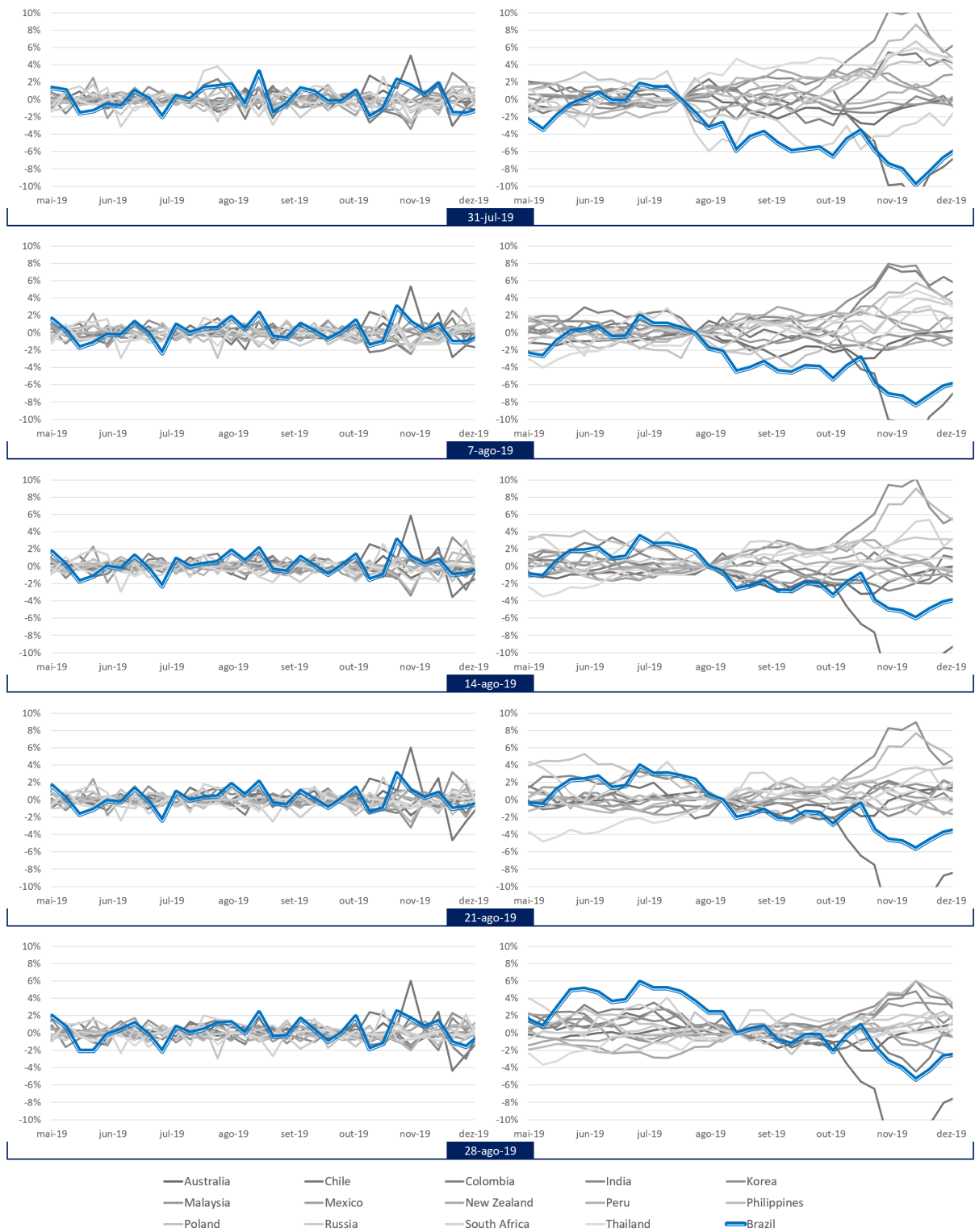


Figura 12 – Teste de efeito placebo: Diferenças logarítmicas (à esquerda) e acumulado em nível (à direita) entre observado e sintético para datas-bases semanais de 31/jul/2019 a 28/ago/2019.

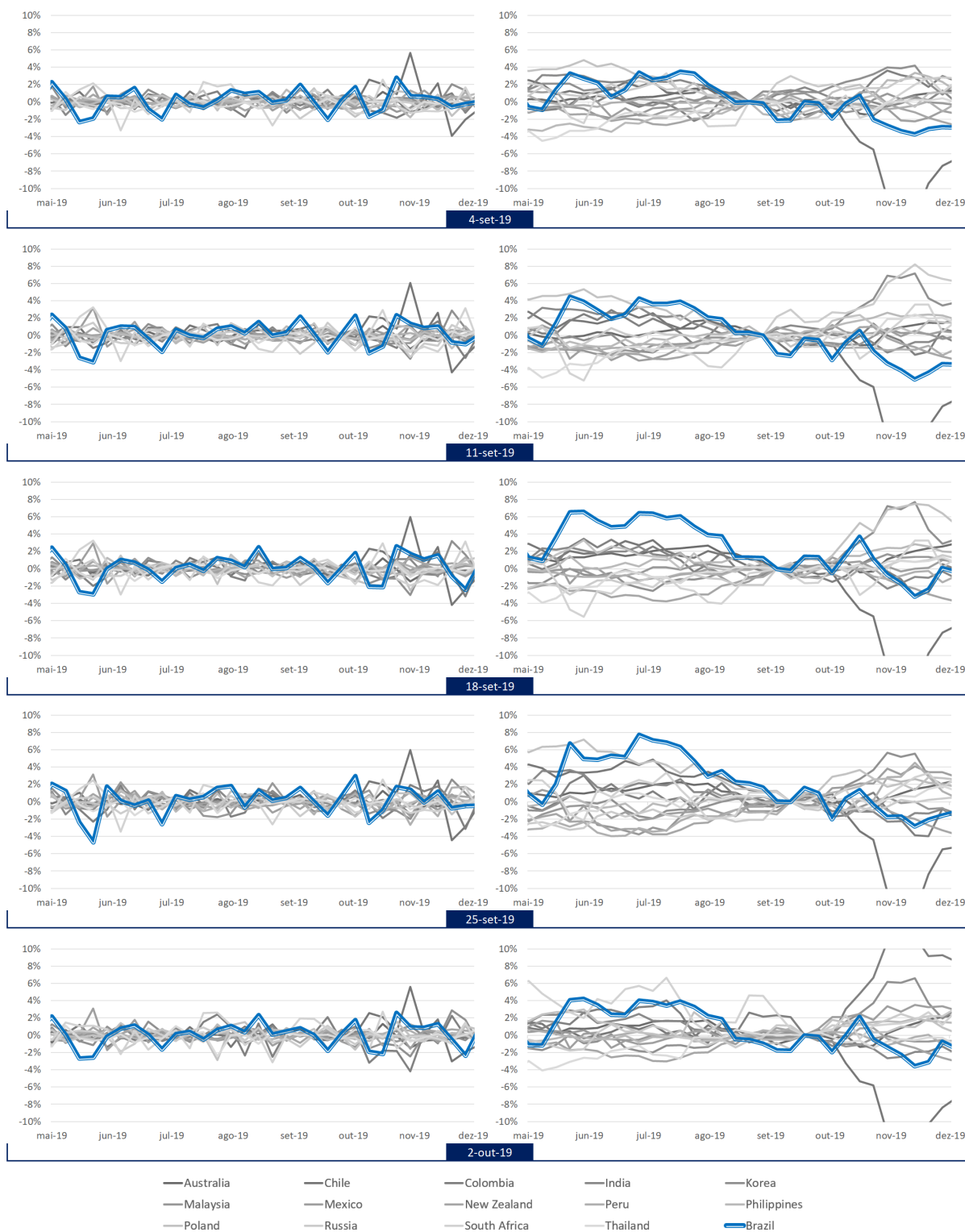


Figura 13 – Teste de efeito placebo: Diferenças logarítmicas (à esquerda) e acumulado em nível (à direita) entre observado e sintético para as datas-bases semanais de 04/set/2019 a 02/out/2019.

5.3 Sobre a Efetividade da Intervenção no Mercado à Vista

Nesta parte final da Seção de resultados busca-se relacionar a medida de intervenção do BCB aos resultados obtidos pela execução do controle sintético.

Frente à depreciação de BRL a partir do final de jul/2019, o BCB toma a decisão de intervir no mercado de câmbio à vista vendendo dólares, sem antes deixar claro ao mercado as suas intenções no documento "VOTO 161/2019-BCB", divulgado conjuntamente com o Comunicado nº 34.005 de 14/ago/2019. Tal documento buscou destacar o seu papel como autoridade financeira em monitorar e intervir em momentos de anormalidade dentro de uma política monetária de câmbio flutuante, no qual não persegue nível ou tendência específicos para a taxa de câmbio. Sua atuação até aquele momento, por muitos anos, foi de oferecer operações de *swaps* cambiais e linhas de dólar (oferta de divisas ao mercado por prazo determinado mediante recompra), e passaria então a voltar a realizar leilões de dólares à vista, instrumento que aumenta ou reduz de forma permanente a oferta de divisas no País, o que afeta também preço da taxa de câmbio.

No seu comunicado, BCB determina fatores estruturais (perda do grau de investimento pelo Brasil em 2015, aumento do custo de emissão de dívidas no mercado de capital no exterior) bem como fatores conjunturais (fluxo de saída de capital do país mais acentuado que o histórico sazonal e a redução da SELIC rumo uma mínima histórica), já mencionados na Seção 1 de Introdução, que trouxeram um impacto adverso sobre a liquidez em moeda estrangeira no mercado local brasileiro. É destacada também a posição vendida dos bancos no mercado de câmbio, de US\$ 30,9 bi no final do primeiro semestre de 2019, próxima dos máximos históricos (parcialmente financiada por US\$ 11 bi em linha, também em um volume historicamente elevado). Era ali necessário para o BCB passar a mensagem mais precisa sobre os objetivos técnicos da intervenção, na constante busca em manter alta credibilidade e consonância com o mercado e bem servindo a sociedade.

O comunicado em 14/ago/2019 definiu a amplitude da intervenção, limitando o volume de intervenção ao de rolagem de operações de swap cambiais vigentes naquele momento. O plano era de ofertar dólares à vista a partir do vencimento do estoque de swaps cambiais que venceriam em out/2019, naquele momento de US\$ 3,845 bi. Foi definida a janela de 21/ago/2019 a 29/ago/2019, para a oferta de lotes diários de venda de até US\$ 550 mi de dólares à vista, de forma simultânea à oferta no mesmo montante em

swaps reversos; além dos usuais swaps cambiais, no montante ofertado e não contratado de dólares à vista, para o complemento da rolagem. A resultante ao final do período dos sete dias de leilão manteria inalterada a posição cambial líquida do BCB.

Como já visto na subseção 5.2, não houve uma resposta imediata no comportamento de BRL, não sendo possível identificar qualquer alteração naquele momento (resultado esse que frustrou os ensaios preliminares deste trabalho, focados exclusivamente na data de 14/ago/2019). A ausência de impacto imediato pode ser explicada como um sentimento de cautela do mercado, que buscava entender melhor a novidade antes de um reposicionamento, algo que oferecia um risco não desprezível aos participantes do mercado naquele momento, em e assumir uma posição em dólar que poderia se converter em um prejuízo mais à frente, caso houvesse uma descontinuidade no processo. Prova disso foi que não houve uma adesão massiva nessa janela de leilões, havendo uma venda de US\$ 2,970 bi dos US\$ 3,845 bi ofertados. Em resposta, o BCB reforçou sua atuação anunciando ainda em 23/ago/2019 em novo comunicado da rolagem da posição em *swaps* cambiais a vencer em nov/19, no montante de US\$ 11,6 bi, com oferta concomitante de venda de divisas em lotes diários dos mesmos US\$ 550 mi.

Com tal demonstração de continuidade na atuação no mercado à vista, percebe-se enfim um impacto nos resultados do controle sintético centrado na data-base de 28/ago/2019. Pelas Figuras 8 e 9 é possível visualizar um descolamento nas projeções de BRL sintético com relação ao BRL observado para os testes realizados às datas-bases anteriores a 28/ago/2019.

Talvez favoreça também a subjetiva transitoriedade de posicionamento por parte do mercado, como se digerindo por completa a informação pelo BCB. Com um volume maior e uma janela mais extensa para realização de leilões, a adesão nessa segunda rodada foi maior, praticamente zerando o volume ofertado. Como resultado, houve uma adequação da depreciação de BRL condizente aos seus pares, na evolução semana a semana ao longo do mês de setembro.

Durante o mês de setembro, no dia 18, saiu dois anúncios importantes: novo corte de taxa de juros pelo FED (novamente em 0,25%), que é acompanhado pelo BCB (em 0,50%). No que diz respeito mercado de câmbio à vista, e não se percebeu uma mudança de posicionamento nem do BCB nem do mercado, e sem impacto nos resultados do controle

sintético.

Por fim, no final do mês, sairia novo comunicado para a rolagem de *swaps* vencidos em dez/19 (no montante de US\$ 11,5 bi), dando sequência ao programa, o que encerra o período estudado no presente trabalho (na semana anterior à aprovação da reforma da previdência no Brasil).

Os resultados apresentados pelo teste de efeito placebo (vide Figuras 12 e 13) reforçam que o descolamento de BRL sintético se trata de um *outlier* dentre os pares emergentes durante o mês de agosto.

À luz do sistema de equações (3.6)-(3.7)-(3.8), e considerando ainda o modelo proposto para o *addon* x , definido na equação (3.9) como o prêmio de escassez de oferta de divisas no mercado à vista, temos que o mesmo explicaria o descolamento no período entre $t = T_0$ em 31/jul/2019 e $t = T_F$ em 28/ago/2019.

O que resta a ser analisado é a mensuração dos impactos da intervenção do BCB através da equação (3.12).

Fechamento	mai-19	jul-19	ago-19	out-19	nov-19	dez-19	jan-20	fev-20	abr-20	mai-20	jun-20	jul-20	TOTAL	%
abr-19	5343	10089	580	11545	11617	11509	11310	6872	0	0	0	0	68865	100%
mai-19	0	10089	618	11545	11617	11509	11310	7107	5070	0	0	0	68865	100%
jun-19	0	10089	618	11545	11617	11509	11310	7107	5070	0	0	0	68865	100%
jul-19	0	0	618	11545	11617	11509	11310	7457	11729	0	3080	0	68865	100%
ago-19	0	0	0	8575	11617	11509	11310	7457	11729	318	3080	300	65895	96%
set-19	0	0	0	8575	607	11509	11310	7457	11729	318	3080	300	54885	80%
out-19	0	0	0	0	607	3084	11310	7457	11729	3082	3080	6111	46460	67%
nov-19	0	0	0	0	0	3084	7780	7457	11729	3144	3080	6656	42930	62%
dez-19	0	0	0	0	0	0	7780	12	11729	3909	3080	8974	35484	52%

Tabela 1 – Posição do BCB em *swaps* cambiais (contratos SCS), dada em US\$ bi, nos fechamentos de mês por vencimento. Em destaque os resultados dos leilões de divisas iniciados em ago/19. Fonte: BCB.

Na Tabela 1 são apresentadas as posições em derivativos por vencimento ao longo dos meses em 2019. O resultado dos leilões ocorridos no segundo semestre de 2019 pode ser observado pelos números em destaque, inferiores ao mesmo vencimento nos meses anteriores. Já a Figura 14 mostra a evolução das reservas internacionais do BCB ao longo de 2019, em que o BCB manteve o nível de exposição cambial líquida em torno de US\$ 330 bi, ainda que o nível de reserva bruta de divisas tenha caído de US\$385,7 bi no final de julho para US\$ 356,9 bi (uma redução de 7,5% no período).



Figura 14 – Nível de reservas internacionais do BCB, bruto e líquido do estoque de swaps.
Fonte: BCB.

Nas Figuras 10 e 11 já foram apresentados os resultados em nível semana a semana utilizando os *gaps* obtidos sinteticamente executados para data-bases anteriores (desde mai/19). Considerando um efeito acumulado médio desde 31/jul/2019 até as data-bases de 28/ago/2019 a 02/out/2019 (sendo em pontilhado a curva média), chega-se a valores de *gap* entre 3,66% e 6,74%, com valor médio $gap_{0 \rightarrow F} = 4,92\%$, destacado na Figura 15 (linha tracejada).

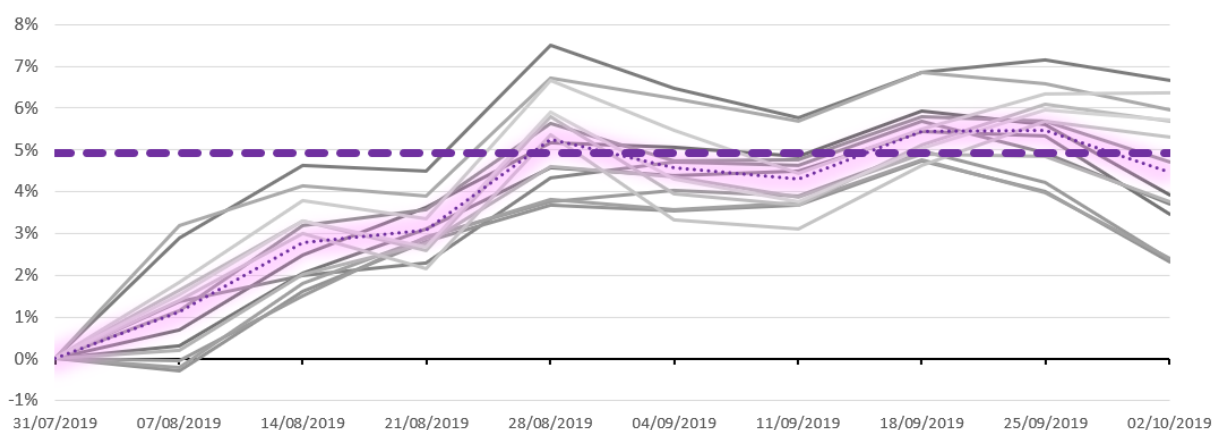


Figura 15 – Resultados do controle sintético executados entre 01/mai/2019 e 31/jul/2019, com destaque para $gap_{0 \rightarrow F} = 4,92\%$.

Volta-se a atenção agora aos efeitos da operação estruturada do BCB de venda de dólares à vista atrelada à reversão de *swaps* de mesmo nocional. O montante dos dois leilões realizados em ago/19 e set/19 foi US\$ 13,98 bi e, ao se resolver a equação (3.12), é

possível chegar a um impacto estimado de 0,35% para cada US\$ 1 bi realizado em leilão:

$$gap_{0 \rightarrow F} = -\left(\frac{\partial x}{\partial R^{spot}} \cdot \Delta R_F^{spot} + \frac{\partial x}{\partial R^{fwd}} \cdot \Delta R_F^{fwd}\right)$$

$$\therefore \left(\frac{\partial x}{\partial R^{spot}} + \frac{\partial x}{\partial R^{fwd}}\right) = \frac{4,92\%}{13,98} = 0,35\%$$

Esta estimativa está em linha com o resultado encontrado em ([NEDELJKOVIC; SABOROWSKI, 2019](#)), que estimou impactos de 1,00% em intervenções no mercado à vista e de 0,70% no mercado futuro, portanto uma apreciação de 0,30% para cada US\$ 1 bi de nocional realizado em leilão. Também considerando válida para o período analisado a premissa de uma não desprezível percepção de risco de não-conversibilidade de BRL, o valor encontrado de 0,35% ainda assim é comparável aos 0,20% para cada US\$ 1 bi de nocional encontrados em ([VERVLOET, 2010](#)), fazendo para isso a diferença entre 0,40% e 0,20% para venda à vista e compra futura de dólares, respectivamente.

Vale retomar os resultados de impactos de intervenções do BCB (para cada US\$ 1 bi) encontrados por ([BARROSO, 2014](#)) para o mercado à vista, de 0,31% a 0,38%, e por ([CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017](#)) para o mercado futuro, em torno de 0,50%. Apesar de não poder ser feita comparação direta com o presente trabalho, dado que ambos se voltam para períodos em que não ocorreram leilões à vista, admite-se que ainda assim são amplitudes em linha com o aqui encontrado.

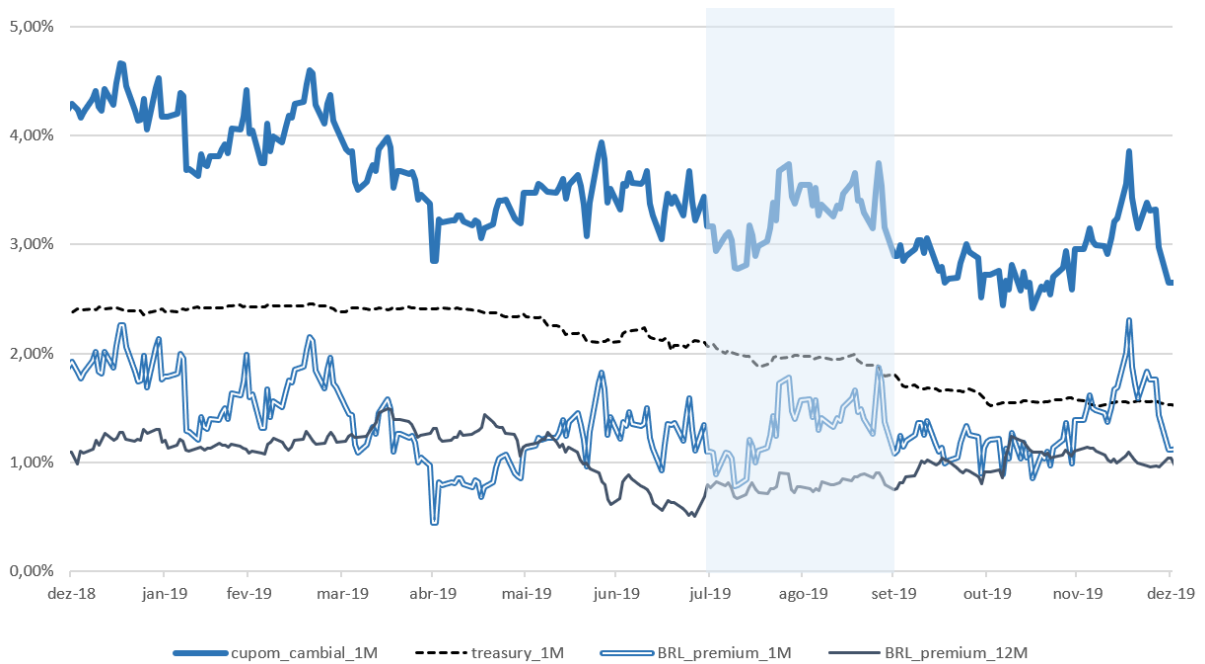


Figura 16 – Cupom cambial e US Treasury, ambas de vencimento genérico 1 mês, bem como o Spread over Treasury de 1 mês e de 1 ano.

A última parte da análise de resultados é dedicada a discutir brevemente o uso do controle sintético para avaliar o comportamento do cupom cambial ao longo do período. Na Figura 16 mostra-se a evolução da taxa de juros denominada em USD ao longo de 2019, trazendo conjuntamente o cupom cambial do primeiro mês (cujo vencimento é o mais líquido no mercado derivativo, e que acaba por ditar o comportamento da taxa *Spot* BRL (ponto esse já salientado na Seção 2 de Revisão de Literatura), a taxa *Treasury* também do primeiro mês e o prêmio usualmente denominado *Spread over Treasury*, dado pela diferença entre os dois anteriores, e que traduz em preço o risco cambial delineado por (FAMA, 1984). No absoluto, o cupom cambial sobe no início de agosto, em movimento contrário ao da curva *Treasury* estadunidense, que responde de imediato ao anúncio do FED. A Figura 16 mostra também o *Spread over Treasury* para o vencimento de um ano, e nota-se um comportamento mais suavizado que aquele de curto prazo, cuja taxa é pressionada pelas condições do mercado à vista. No caso, na região destacada do gráfico, observa-se a partir da semana de 31/jul/2019 um descolamento do prêmio de curto prazo que se reverte apenas ao final de setembro, da ordem de 80 bps.

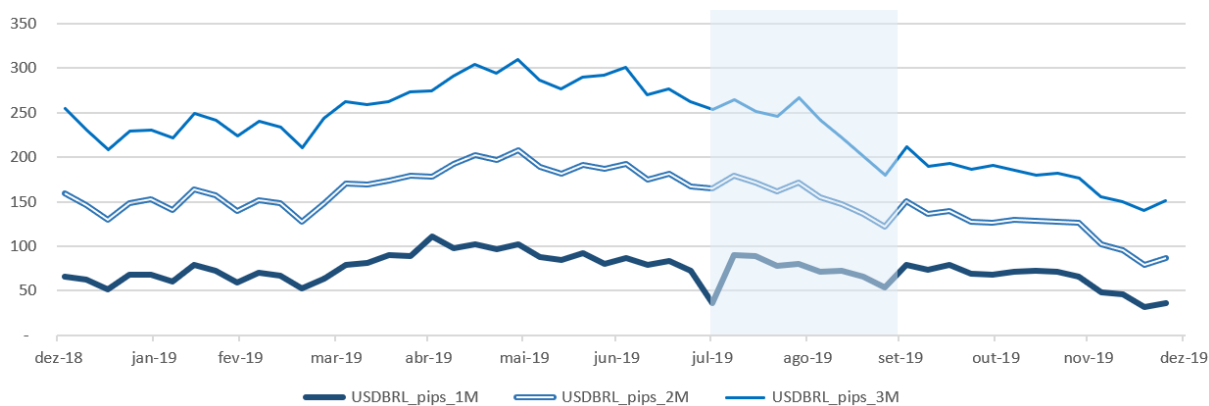


Figura 17 – BRL forward points em 2019 para os vencimentos genéricos de 1, 2 e 3 meses.

Além disso, a Figura 17 mostra os valores de *forward points* (ou "pips", cotados em *basis points*) para os vencimentos genéricos (ou seja, interpolados) dos três primeiros meses. Com destaque para a região sombreada no gráfico, existe um aumento conjunto no final de julho, mais acentuado para o primeiro mês, o que se refletiu naquele momento em um aumento maior do dólar *spot* que no dólar futuro, em um movimento conjunto de depreciação de BRL *spot* e futuro.

Dado que o primeiro vencimento de BRL *forward* determina a taxa BRL *Spot*, foi aplicado o mesmo roteiro de controle sintético substituindo BRL *Spot* por *forward* 1M.

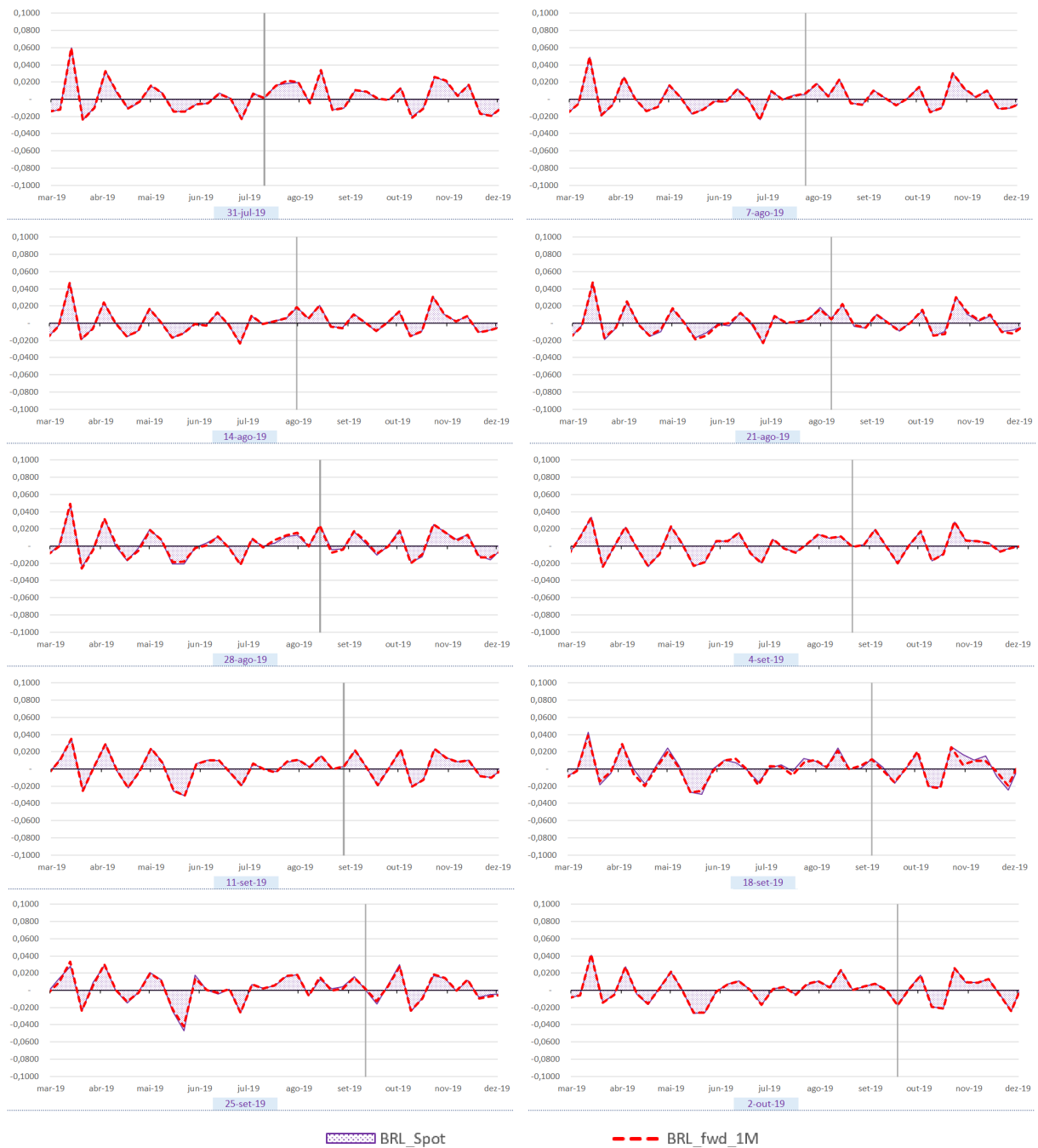


Figura 18 – Diferenças logarítmicas de BRL Spot e Forward (1 mês) entre valores observados e respectivos contrafactuais sintéticos, para datas-base semanais entre 31/jul/2019 e 02/out/2019.

O objetivo é comparar o *gap* encontrado para a taxa BRL *forward* de curto prazo com aquele encontrado para a taxa BRL *Spot*. Uma diferença entre eles, algo como "*gap dos gaps*" poderia ser interpretado como um choque no cupom cambial *ex ante* no período em virtude da escassez de divisas.

Não foi possível contudo observar nos resultados obtidos um comportamento

diferente e as mínimas diferenças numéricas encontradas, conforme mostra a Figura 18, acabam por não trazer nova informação aos resultados. Uma possibilidade futura seria aplicar o controle sintético diretamente na diferença logarítmica entre taxas BRL *forward* e *Spot* $F_i^{\tau=1M} - S_i$. Para isso seria preciso obter os vencimentos genéricos de um mês para todo os países do *pool*, o que passaria por compreender e tratar eventuais idiosincrasias à *la* cupom cambial dos instrumentos cambiais disponíveis nesses países e suas questões de não-conversibilidade e oferta de divisas.

6 CONCLUSÃO

A proposta de se investigar os impactos de um episódio de venda de reservas internacionais partiu de outros estudos semelhantes, inclusive realizados para outros episódios no mercado de câmbio brasileiro. O autor decidiu ter como linha mestra para este trabalho o estudo anterior ([CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017](#)), que teve êxito em utilizar o método estatístico de controle sintético para estimar a amplitude do impacto de um programa de intervenção esterelizada via derivativos de câmbio no nível da taxa *Spot* BRL.

O principal atrativo para o uso de controle sintético é ele ser adequado para avaliar episódios pontuais e de tamanho relevante. No caso do estudo ([CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017](#)), o programa de intervenção via derivativos fazia frente a um terço das reservas à época. No episódio aqui estudado entre agosto e setembro de 2019, o BCB intencionalmente manteve o nível de reservas internacionais líquidas, em torno de US\$ 330 bi, e atrelou o volume de venda de divisas em leilões programadas (de aproximadamente 5% do então estoque de reservas brutas) a rolagens de suas posições de derivativos. O objetivo do BCB era trazer liquidez ao mercado à vista, o que pressionava o preço dos contratos de câmbio (*Spot* e futuros) locais, com maior depreciação de BRL, em um momento em que se anunciava uma queda nas taxas de juros básicas em USD.

Um ponto importante à discussão foi entender que o contexto global de tensões comerciais e expectativas não otimistas de crescimento contribuiu para um ambiente de *run-for-safety*, o que subverte o modelo de paridade descoberta (UIP) ao se enfatizar o prêmio de risco de moedas emergentes como BRL. A principal consequência foi uma depreciação generalizada de moedas emergentes e, para BRL, houve ainda a não diminuição do cupom cambial em ago/19, algo que só efetivamente ocorreu ao final de set/19.

Verificou-se através da construção de um contrafactual sintetizado por pares emergentes (através do modelo empírico apresentado na Seção 3) que houve de fato um descolamento de BRL a partir do fim de jul/19. E apenas ao final de ago/19, concomitantemente ao início do 2º lote de leilões diários e à efetiva diminuição do volume bruto de reservas internacionais, que o contrafactual sintético volta a ser aderente ao BRL

observado. Na subseção de 5.2 foram explorados os resultados de controle sintético para várias datas-bases e ainda sendo feito o teste de efeito placebo (sugerido por (ABADIE; DIAMOND; HAINMUELLER, 2010)). O impacto estimado foi de 0,35% de apreciação para cada US\$ 1 bilhão ofertado pelo BCB em leilão entre agosto e setembro de 2019.

Observou-se no mesmo período para o cupom cambial uma atenuação do prêmio de risco (*Spread over Treasury*) de curto prazo aos níveis do de longo prazo. Foi replicado o mesmo modelo substituindo BRL *Spot* pelo BRL *forward* de 1 mês, e os resultados ficaram muito próximos, sem poder assim mensurar o impacto da realização dos leilões nas expectativas de cupom cambial.

A perspectiva de se poder identificar e mensurar impactos no câmbio *Spot* BRL permite vislumbrar possibilidades em estratégias de arbitragem, que se constroem em cima de imperfeições do mercado, a exemplo da relativa escassez de divisas no mercado brasileiro. Considerando outrossim que BCB busca atuar justamente em momentos em que as distorções do mercado de câmbio se acentuam, e dado o destaque que a técnica empregada contorna tal questão de endogeneidade, o presente trabalho traz uma contribuição a participantes que adotem posições direcionais, como mesas proprietárias de tesouraria e fundos de investimento multimercado, no objetivo de antecipar movimentos de curto prazo (aqui sendo uma relativa apreciação resultante dos leilões). Somado a isso, se observado um padrão de apreciação de BRL em outros episódios recentes de intervenção pelo BCB, encontra-se ainda aplicação em estratégias de arbitragem de fundos quantitativos.

Ao que compete o uso do controle sintético, uma extensão natural do presente trabalho é o aplicar diretamente na diferença logarítmica entre taxas BRL *forward* e *Spot*, com o objetivo de mensurar os impactos de intervenções no mercado de câmbio nas expectativas do cupom cambial. Entende-se que esta proposta de trabalho futuro passaria por compreender e tratar eventuais idiosincrasias *à la* cupom cambial dos instrumentos cambiais disponíveis no *pool* de países emergentes e suas questões de não-conversibilidade e oferta de divisas.

Além disso, o emprego do controle sintético é construído sobre uma mera relação matemática entre a moeda objeto (no caso aqui BRL) e o grupo de controle, sem necessariamente trazer uma fundamentação econômica. Trata-se de uma fragilidade da técnica em si, e ela está longe de ser adequada para determinar relações causais. Por isso,

foi importante manter o modelo empírico proposto em (CHAMON; GARCIA; SOUZA, 2017) e assim garantir comparabilidade. Todavia o modelo teórico apresentado na equação (3.3) enfatiza que as paridades emergentes se comportam de forma similar e mantem uma relação de curto prazo representando um estado global de risco. Desta forma, outra proposta de pesquisa futura é empregar a técnica *bayesiana* de modelo hierárquico, ou outra abordagem concorrente que aproveite a informação contida nos dados do *pool* de países para avaliar episódios de intervenções e seus reflexos em BRL.

Em conclusão, a intervenção pelo BCB de venda de dólares no mercado à vista teve efeito e conseguiu conter uma aceleração mais aguda da depreciação de BRL frente aos seus pares emergentes. Essa desaceleração apenas surtiu efeito no momento em que o mercado se reposicionou e aderiu massivamente ao leilão de divisas, no final de ago/19. O que é interessante notar é que não há uma reversão parcial dessa depreciação, sendo ela um choque permanente de 9%, contra 3% dos pares emergentes.

REFERÊNCIAS

- ABADIE, A.; DIAMOND, A.; HAINMUELLER, J. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of california's tobacco control program. *Journal of the American Statistical Association*, [American Statistical Association, Taylor Francis, Ltd.], v. 105, n. 490, p. 493–505, 2010. ISSN 01621459. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/29747059>>. 16, 21, 25, 37, 49
- ALBERTO, A.; JAVIER, G. The economic costs of conflict: A case study of the basque country. *The American Economic Review*, v. 93, n. 1, p. 113, 2003. ISSN 00028282. Disponível em: <<https://search.ebscohost.com.sbxproxy.fgv.br/login.aspx?direct=true&db=edsjsr&AN=edsjsr.3132164&lang=pt-br&site=eds-live>>. 16, 21, 25
- BARROSO, J. B. R. B. *Realized Volatility as an Instrument to Official Intervention*. [S.l.], 2014. Disponível em: <<https://ideas.repec.org/p/bcb/wpaper/363.html>>. 19, 44
- CARVALHO, C.; MASINI, R.; MEDEIROS, M. C. Arco: An artificial counterfactual approach for high-dimensional panel time-series data. *Journal of Econometrics*, v. 207, n. 2, p. 352 – 380, 2018. ISSN 0304-4076. Disponível em: <<https://search.ebscohost.com.sbxproxy.fgv.br/login.aspx?direct=true&db=edselp&AN=S0304407618301544&lang=pt-br&site=eds-live>>. 22
- CHAMON, M.; GARCIA, M.; SOUZA, L. Fx interventions in brazil: A synthetic control approach. *Journal of International Economics*, v. 108, p. 157 – 168, 2017. ISSN 0022-1996. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199617300521>>. 14, 15, 16, 19, 21, 22, 24, 25, 28, 29, 44, 48, 50
- CIEPLINSKI, A. A.; BRAGA, J.; SUMMA, R. Avaliação da paridade coberta de juros entre o real brasileiro e o dólar americano (2008-2013). *Nova Economia*, scielo, v. 28, p. 213 – 243, 04 2018. ISSN 0103-6351. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-63512018000100213&nrm=iso>. 17
- CORSETTI, G.; PESENTI, P. International dimensions of optimal monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, n. 2, p. 281–305, March 2005. Disponível em: <<https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.06.002>>. 11
- DORNBUSCH, R. Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, v. 84, n. 6, p. 1161–1176, 1976. Disponível em: <<https://doi.org/10.1086/260506>>. 11
- FAMA, E. F. Forward and spot exchange rates. *Journal of monetary economics*, Elsevier, v. 14, n. 3, p. 319–338, 1984. 14, 16, 23, 32, 45
- FRANKEL, J.; POONAWALA, J. *The Forward Market in Emerging Currencies: Less Biased Than in Major Currencies*. [S.l.], 2006. (Working Paper Series, 12496). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w12496>>. 16, 23
- GARCIA, M.; VOLPON, T. *DNDFs: a more efficient way to intervene in FX markets?* Rio de Janeiro, 2014. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10419/176104>>. 19

- KOHLSCHEEN, E.; ANDRADE, S. C. Official interventions through derivatives: affecting the demand for foreign exchange. *Journal of International Money and Finance*, v. 47, p. 202 – 216, 2014. ISSN 0261-5606. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0261560614001065>>. 18, 20
- MENKHOFF, L. Foreign exchange intervention in emerging markets: A survey of empirical studies. *The World Economy*, v. 36, n. 9, p. 1187–1208, 2013. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/twec.12027>>. 11, 17
- MONACELLI, T.; GALÍ, J. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *Review of Economic Studies*, v. 72, p. 707–734, 02 2005. 11
- NEDELJKOVIC, M.; SABOROWSKI, C. The relative effectiveness of spot and derivatives-based intervention. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 51, n. 6, p. 1455–1490, 2019. Disponível em: <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/jmcb.12594>>. 19, 44
- OBSTFELD, M. *Global Dimensions of U.S. Monetary Policy*. [S.l.], 2019. (Working Paper Series, 26039). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w26039>>. 31
- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. *Risk and Exchange Rates*. [S.l.], 1998. (Working Paper Series, 6694). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w6694>>. 11
- ROGOFF, K. *Dornbusch's Overshooting Model After Twenty-Five Years*. [S.l.], 2002. Disponível em: <<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2002/wp0239.pdf>>. 11
- SARNO, L.; TAYLOR, M. P. Official intervention in the foreign exchange market: Is it effective and, if so, how does it work? *Journal of Economic Literature*, v. 39, n. 3, p. 839–868, September 2001. Disponível em: <<http://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.39.3.839>>. 19
- SCHUMACHER, L.; BLÉJER, M. *Central Banks Use of Derivatives and Other Contingent Liabilities*. USA: INTERNATIONAL MONETARY FUND, 2000. 18
- SVENSSON, L. E. Open-economy inflation targeting. *Journal of International Economics*, v. 50, n. 1, p. 155 – 183, 2000. ISSN 0022-1996. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022199698000786>>. 11
- VENTURA, A.; GARCIA, M. Mercados futuro e à vista de câmbio no Brasil: o rabo abana o cachorro. *Revista Brasileira de Economia*, scielo, v. 66, p. 21 – 48, 03 2012. ISSN 0034-7140. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402012000100002&nrm=iso>. 17
- VERVLOET, W. *Brazil's Central Bank Sterilized Interventions: Effects on the Exchange Rate*, MSc Dissertation. 2010. 19, 44
- VIOLA, A. P. et al. Impacto dos swaps cambiais na curva de cupom cambial: uma análise segundo a regressão de componentes principais. *Brazilian Business Review (Portuguese Edition)*, v. 10, n. 1, p. 81 – 105, 2013. ISSN 1807734X. Disponível em: <<https://search.ebscohost.com.sbxproxy.fgv.br/login.aspx?direct=true&db=bth&AN=86704369&lang=pt-br&site=eds-live>>. 20

APÊNDICE A: DADOS - LISTA DE *TICKERS*

Source	Bloomberg Professional ®		
Country	Spot Rate	Government Rate	Equity Price
Brazil	BRL Curney	GTBRL10Y Govt	IBOV Index
Australia	AUD Curney	GTAUD10Y Govt	AS51 Index
Chile	CLP Curney	GTCLP10Y Govt	IPSA Index
Colombia	COP Curney	GTCOP10Y Govt	BVC CB Equity
India	INR Curney	GTINR10Y Govt	NSE500 Index
Korea	KRW Curney	GTKRW10Y Govt	KOSPI2 Index
Malaysia	MYR Curney	GTMYR10Y Govt	FBMKLCI Index
Mexico	MXN Curney	GTMXN10Y Govt	MEXBOL Index
New Zealand	NZD Curney	GTNZD10Y Govt	NZSE50FG Index
Peru	PEN Curney	GTPEN10Y Govt	SPBLPGPT Index
Philippines	PHP Curney	GTPHP10Y Govt	PASHR Index
Poland	PLN Curney	GTPLN10Y Govt	WIG20 Index
Russia	RUB Curney	GTRUB10Y Govt	IMOEX Index
South Africa	ZAR Curney	GTZAR10Y Govt	JALSH Index
Thailand	THB Curney	GTTHB10Y Govt	SET Index

Source	Informa EPFR Fund Flow ®
Country	Capital Flow: Bond+Equity *
Brazil	Brazil-LatAm-CF-Bond + Brazil-LatAm-CF-Equity
Australia	Australia-Developed Asia-CF-Bond + Australia-Developed Asia-CF-Equity
Chile	Chile-LatAm-CF-Bond + Chile-LatAm-CF-Equity
Colombia	Colombia-LatAm-CF-Bond + Colombia-LatAm-CF-Equity
India	India-Emerging Asia-CF-Bond + India-Emerging Asia-CF-Equity
Korea	Korea (South)-Emerging Asia-CF-Bond + Korea (South)-Emerging Asia-CF-Equity
Malaysia	Malaysia-Emerging Asia-CF-Bond + Malaysia-Emerging Asia-CF-Equity
Mexico	Mexico-LatAm-CF-Bond + Mexico-LatAm-CF-Equity
New Zealand	New Zealand-Developed Asia-CF-Bond + New Zealand-Developed Asia-CF-Equity
Peru	Peru-LatAm-CF-Bond + Peru-LatAm-CF-Equity
Philippines	Philippines-Emerging Asia-CF-Bond + Philippines-Emerging Asia-CF-Equity
Poland	Poland-Emerging Europe-CF-Bond + Poland-Emerging Europe-CF-Equity
Russia	Russia-Emerging Europe-CF-Bond + Russia-Emerging Europe-CF-Equity
South Africa	South Africa-Africa-CF-Bond + South Africa-Africa-CF-Equity
Thailand	Thailand-Emerging Asia-CF-Bond + Thailand-Emerging Asia-CF-Equity

* Para se obter a razão de fluxo de capital por PIB, foram utilizados os valores de PIB do ano anterior (em dólares), obtidos na base de dados disponibilizada pelo Banco Mundial (indicador NY.GDP.MKTP.CD)

Tabela 2 – Lista de tickers utilizados para obtenção das variáveis de entrada do modelo empírico.

APÊNDICE B: CONTROLE SINTÉTICO - PESOS E COEFICIENTES

Datas-Bases	Australia	Chile	Colombia	India	Korea	Malaysia	Mexico	New Zealand	Peru	Philippines	Poland	Russia	South Africa	Thailand
1-mai-19	-	-	0.692	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.308
8-mai-19	0.021	-	0.598	-	-	-	-	-	0.329	-	-	-	-	0.053
15-mai-19	-	-	0.143	-	0.001	-	-	-	-	0.234	0.150	-	-	0.472
22-mai-19	-	-	0.075	-	0.173	-	-	-	-	0.001	0.348	-	0.403	-
29-mai-19	-	0.197	0.316	0.032	0.174	-	-	-	-	0.114	-	-	-	0.166
5-jun-19	-	0.237	0.734	0.028	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
12-jun-19	-	-	0.838	-	-	-	-	-	-	-	0.132	-	-	0.031
19-jun-19	-	0.306	0.693	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
26-jun-19	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.377	0.025	0.215	0.382
3-jul-19	-	-	0.501	-	-	-	-	-	-	0.499	-	-	-	-
10-jul-19	-	-	-	0.592	0.030	-	-	-	-	0.210	-	0.019	-	0.149
17-jul-19	-	-	-	0.761	-	-	-	-	-	0.155	-	-	-	0.084
24-jul-19	0.091	-	-	-	-	-	-	-	-	0.864	-	0.001	-	0.044
31-jul-19	-	-	-	0.411	0.002	-	-	0.001	-	0.487	-	-	-	0.098
7-ago-19	-	-	0.330	-	-	-	-	-	-	0.652	-	-	0.017	-
14-ago-19	-	-	0.433	-	-	-	-	0.032	-	0.535	-	-	-	-
21-ago-19	-	-	0.411	-	-	-	-	-	-	0.580	-	0.009	-	-
28-ago-19	-	-	0.073	-	-	-	-	-	-	0.434	0.054	0.320	0.119	-
4-set-19	-	-	0.546	-	-	-	-	-	-	-	-	0.454	-	-
11-set-19	-	-	0.161	-	-	-	0.185	-	-	-	-	0.513	0.140	-
18-set-19	0.137	-	-	-	-	-	-	-	0.321	-	0.034	0.120	0.387	-
25-set-19	-	-	-	-	-	-	1.000	-	-	-	-	-	-	-
2-out-19	-	0.077	-	-	-	-	-	-	0.544	-	-	-	0.379	-
9-out-19	-	-	0.030	-	0.149	-	0.625	0.001	-	0.103	-	-	0.093	-
16-out-19	-	0.494	-	-	-	-	0.230	-	0.151	0.109	-	0.016	-	-
23-out-19	-	-	-	-	-	-	-	-	0.543	0.385	-	0.072	-	-
30-out-19	-	-	0.604	0.207	-	-	-	-	-	0.189	-	-	-	-
6-nov-19	-	-	0.520	-	-	-	-	-	-	0.424	-	0.056	-	-
13-nov-19	-	-	-	-	-	-	0.262	-	-	-	0.738	-	-	-
20-nov-19	-	0.111	-	-	-	-	0.403	-	-	-	0.486	-	-	-
27-nov-19	-	0.068	0.597	-	-	-	0.335	-	-	-	-	-	-	-
4-dez-19	-	-	0.569	0.431	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
11-dez-19	-	-	0.478	-	-	-	-	-	-	-	0.407	-	-	0.115
18-dez-19	-	0.148	0.355	0.167	-	-	0.193	-	-	-	0.111	-	-	0.028
25-dez-19	-	-	0.489	-	-	-	-	-	-	-	0.454	-	-	0.057
Máximo	0.137	0.494	0.838	0.761	0.174	-	1.000	0.032	0.544	0.864	0.738	0.513	0.403	0.472
Média	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007	0.007
Mediana	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
Mínimo	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Tabela 3 – Pesos normalizados atribuídos aos países do grupo de controle para construção de BRL sintético, para datas-bases semanais de mai/19 a dez/19.

Dadas-Bases	d_ln_equityprice_t		d_govtrate_t		capitalflow_ratio_t		d_ln_spot_t-1		d_ln_spot_t-2		d_ln_equityprice_t-1		d_govtrate_t-1	
	Treated	Synthetic	Treated	Synthetic	Treated	Synthetic	Treated	Synthetic	Treated	Synthetic	Treated	Synthetic	Treated	Synthetic
1-mai-19	-	0.003	0.002	- 0.010	0.974	1.302	0.013	0.016	0.030	0.014	0.019	0.007	- 0.028	0.021
8-mai-19	- 0.001	0.002	- 0.016	- 0.018	0.754	1.953	- 0.018	-	0.013	0.014	0.014	0.012	0.002	0.062
15-mai-19	- 0.002	- 0.002	- 0.004	- 0.004	0.278	0.269	0.002	0.002	- 0.018	- 0.004	- 0.008	- 0.014	- 0.162	- 0.047
22-mai-19	- 0.001	- 0.002	- 0.006	- 0.009	0.041	0.017	0.018	- 0.001	0.002	0.001	- 0.042	- 0.030	0.051	- 0.098
29-mai-19	-	-	- 0.032	- 0.021	- 0.069	- 0.048	0.009	0.009	0.018	0.004	0.029	- 0.008	- 0.009	- 0.008
5-jun-19	- 0.001	0.005	- 0.048	- 0.028	- 0.374	0.759	- 0.016	0.007	0.009	0.013	0.023	0.009	- 0.339	- 0.132
12-jun-19	0.003	0.005	- 0.077	- 0.039	- 0.524	1.060	- 0.024	- 0.014	- 0.016	0.004	- 0.006	0.005	- 0.243	- 0.170
19-jun-19	0.001	0.001	- 0.065	- 0.042	- 0.484	0.641	- 0.003	- 0.007	- 0.024	- 0.015	0.024	0.011	- 0.272	- 0.230
26-jun-19	0.002	0.002	- 0.079	- 0.033	- 0.505	- 0.531	- 0.007	- 0.007	- 0.003	- 0.006	0.020	0.013	- 0.177	- 0.101
3-jul-19	0.007	0.002	- 0.144	- 0.056	- 0.673	0.264	0.001	- 0.012	- 0.007	- 0.005	0.004	0.002	- 0.225	- 0.100
10-jul-19	0.008	-	- 0.127	- 0.065	- 0.714	- 0.683	- 0.005	- 0.004	0.001	- 0.009	0.013	0.008	- 0.277	- 0.129
17-jul-19	0.006	-	- 0.115	- 0.080	- 0.592	- 0.558	- 0.019	- 0.003	- 0.005	- 0.004	0.036	- 0.029	- 0.115	- 0.204
24-jul-19	0.008	0.002	- 0.130	- 0.090	- 0.582	- 0.240	0.003	- 0.005	- 0.019	0.004	- 0.019	0.013	0.090	- 0.135
31-jul-19	0.005	- 0.002	- 0.125	- 0.087	- 0.588	- 0.546	0.002	0.002	0.003	- 0.001	0.003	- 0.021	- 0.119	- 0.063
7-ago-19	0.005	- 0.002	- 0.128	- 0.083	- 0.760	- 0.030	0.010	0.005	0.002	0.002	- 0.022	- 0.009	0.048	0.014
14-ago-19	0.003	- 0.002	- 0.111	- 0.087	- 0.700	0.129	0.041	0.036	0.010	0.007	0.009	- 0.010	- 0.050	- 0.054
21-ago-19	0.007	0.001	- 0.119	- 0.083	- 0.520	0.219	0.020	0.002	0.041	0.037	- 0.025	- 0.007	0.079	- 0.198
28-ago-19	0.003	- 0.001	- 0.091	- 0.070	- 0.435	- 0.447	- 0.006	- 0.006	0.020	0.008	0.009	0.011	- 0.053	- 0.014
4-set-19	0.003	0.001	- 0.088	- 0.057	- 0.395	0.499	0.034	0.023	- 0.006	- 0.015	- 0.030	- 0.024	0.379	0.040
11-set-19	0.005	0.001	- 0.068	- 0.047	- 0.173	- 0.174	- 0.018	- 0.018	0.034	0.019	0.030	0.030	- 0.298	- 0.114
18-set-19	0.004	- 0.002	- 0.060	- 0.032	- 0.132	- 0.094	- 0.006	- 0.007	- 0.018	- 0.018	0.022	0.015	0.032	0.045
25-set-19	0.003	- 0.001	- 0.053	- 0.053	- 0.187	0.176	0.010	- 0.006	- 0.006	- 0.011	0.010	0.007	- 0.157	- 0.018
2-out-19	-	- 0.005	- 0.040	- 0.020	- 0.140	- 0.116	0.009	0.009	0.010	0.002	-	- 0.013	- 0.073	0.059
9-out-19	- 0.001	- 0.002	- 0.029	- 0.030	- 0.098	- 0.178	- 0.004	0.010	0.009	0.009	- 0.034	- 0.019	- 0.041	- 0.038
16-out-19	-	-	- 0.040	- 0.039	- 0.054	- 0.052	- 0.005	- 0.005	- 0.004	0.003	0.002	0.003	- 0.125	- 0.114
23-out-19	0.002	- 0.004	- 0.053	- 0.027	- 0.248	- 0.435	0.011	- 0.003	- 0.005	- 0.006	0.040	0.018	- 0.278	- 0.082
30-out-19	0.003	- 0.004	- 0.050	0.009	- 0.159	- 0.152	- 0.029	- 0.015	0.011	- 0.001	0.020	0.025	- 0.082	0.004
6-nov-19	0.004	- 0.003	- 0.051	- 0.005	- 0.149	- 0.171	- 0.011	- 0.002	- 0.029	- 0.015	0.008	- 0.029	- 0.086	- 0.030
13-nov-19	0.002	0.004	- 0.032	- 0.002	0.125	0.212	0.021	0.008	- 0.011	- 0.004	-	0.010	0.035	- 0.011
20-nov-19	0.004	0.005	- 0.032	0.010	0.160	0.308	0.025	0.018	0.021	0.006	- 0.021	- 0.016	0.222	0.145
27-nov-19	0.004	- 0.003	- 0.013	0.033	0.363	0.259	0.005	0.004	0.025	0.024	- 0.002	- 0.002	0.072	- 0.013
4-dez-19	0.008	0.004	- 0.056	0.015	0.320	0.104	0.015	0.008	0.005	0.001	0.017	0.027	0.222	0.180
11-dez-19	0.007	-	- 0.038	0.012	0.312	0.673	- 0.012	- 0.011	0.015	0.013	0.024	0.028	- 0.224	- 0.052
18-dez-19	0.007	0.001	- 0.025	0.003	0.549	0.537	- 0.021	- 0.019	- 0.012	- 0.011	0.006	0.006	- 0.049	- 0.049
25-dez-19	0.007	- 0.001	- 0.014	0.008	0.831	0.365	- 0.012	- 0.008	- 0.021	- 0.015	0.030	- 0.008	0.217	0.004
Máximo	0.008	0.005	0.002	0.033	0.974	1.953	0.041	0.036	0.041	0.037	0.040	0.030	0.379	0.180
Média	0.003	0.000	- 0.062	- 0.032	- 0.130	0.151	0.001	0.000	0.002	0.001	0.006	0.001	- 0.058	- 0.047
Mediana	0.003	-	- 0.053	- 0.030	- 0.159	0.104	0.001	- 0.002	0.002	0.001	0.009	0.005	- 0.053	- 0.047
Mínimo	- 0.002	- 0.005	- 0.144	- 0.090	- 0.760	- 0.683	- 0.029	- 0.019	- 0.029	- 0.018	- 0.042	- 0.030	- 0.339	- 0.230

Tabela 4 – Coeficientes atribuídos às variáveis explicativas para construção de BRL sintético, para datas-bases semanais de mai/19 a dez/19.