

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
INSTITUTO DE ECONOMIA  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**SOBRE A EFICÁCIA DE INTERVENÇÕES E DE  
CONTROLES CAMBIAIS NO BRASIL: UMA ANÁLISE  
EMPÍRICA DO PERÍODO 2007-2012**

**RAFAEL DORNELLES FELER**

Rio de Janeiro

Dezembro de 2012

## FICHA CATALOGRÁFICA

F312 Feler, Rafael Dornelles.

Sobre a eficácia de intervenções e de controles cambiais no Brasil :  
uma análise empírica do período 2007-2012. -- Rio de Janeiro, 2012.

72 f. ; 31 cm.

Orientador: Francisco Eduardo Pires de Souza.

Dissertação (mestrado) – Universidade Federal do Rio de Janeiro,  
Instituto de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2012.

Bibliografia: f. 48-51.

**RAFAEL DORNELLES FELER**

**SOBRE A EFICÁCIA DE INTERVENÇÕES E DE  
CONTROLES CAMBIAIS NO BRASIL: UMA ANÁLISE  
EMPÍRICA DO PERÍODO 2007-2012**

Dissertação apresentada ao  
Corpo Docente do Instituto de  
Economia da Universidade  
Federal do Rio de Janeiro como  
parte dos requisitos necessários  
à obtenção do título de mestre  
em Ciências Econômicas.

BANCA EXAMINADORA

---

Prof. Dr. Francisco Eduardo Pires de Souza (UFRJ/BNDES) (orientador)

---

Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Viviane Luporini (UFRJ)

---

Prof. Dr. Antonio Luis Licha (UFRJ)

---

Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Cecília Rutkoski Hoff (FEE/PUC-RS)

Rio de Janeiro

Dezembro de 2012

## RESUMO

Este trabalho analisa a eficácia dos instrumentos de política cambial utilizados pelo governo brasileiro no período entre 2007 e 2012. Para isso, mediante dados de séries temporais diárias, recorre-se ao uso de três métodos econométricos distintos, sendo dois amplamente usados na literatura sobre o tema (GMM e 2SLS), além de um terceiro até então inédito neste tipo de estudo (DOLS). Os resultados encontrados sugerem que (i) as intervenções de compra de dólar pelo BCB e (ii) o IOF imposto sobre os fluxos de capitais oriundos de operações em renda fixa e operações de empréstimos externos foram os instrumentos com maior eficácia dentre todos os analisados. À luz desses resultados, pode-se afirmar que o governo logrou sucesso em sua estratégia para afetar a taxa de câmbio nominal, embora nem todos os instrumentos utilizados tenham de fato alcançado o êxito inicialmente esperado pelo mesmo.

**Palavras-chave:** Taxa de Câmbio; Política Cambial; Intervenções Esterilizadas; IOF.

## ABSTRACT

This study examines the effects of foreign exchange rate policy tools used by the Brazilian government between 2007 and 2012. Daily time series analysis was used through three econometric methods, including two methods widely used in the literature on the subject (GMM and 2SLS) and one method hitherto unprecedented in this type of study (DOLS). It was found that dollar purchase interventions of the BCB and IOF tax on the flow of capital coming from investors in fixed income, were the tools with highest effectiveness among those tested. Based on this, it is stated that the government has succeeded in affecting the nominal exchange rate, although not all of the tools used have actually achieved the success earlier expected by this government.

**Keywords:** Foreign Exchange Rate; Foreign Exchange Politycy; Sterilized Interventions; Financial Transactions Tax.

**JEL:** F31; F32; F41.

“Existem três causas que levam à loucura: o amor, a ambição, e o estudo das taxas de câmbio”

**Antônio Delfim Netto, *Jornal Valor Econômico* (2009)**

“Ambição e amor são asas para os grandes feitos”

**Johann Wolfgang Von Goethe, *Faust* (1832)**

## AGRADECIMENTOS

Agradeço principalmente aos meus avós por sempre me falarem da importância do conhecimento e do saber.

Agradeço aos meus pais, minhas irmãs, demais familiares e meus amigos pelo apoio e pela compreensão das minhas ausências ao longo dos anos de mestrado.

Em especial, agradeço a algumas pessoas fundamentais para o término do trabalho: Julia Fontes, pelo compartilhamento de momentos de alegria e estresse ao longo da elaboração do trabalho; ao Ricardo Barboza, por criticar cada vírgula desse texto; e ao Daniel Brum, pela dedicação em me ajudar com a discussão de cada número dos modelos econométricos.

Agradeço a vários dos meus colegas do BNDES pelo apoio na elaboração e discussão de vários pontos do trabalho e reflexão sobre o tema. Em especial, aos meus colegas de departamento, ao Gian Carlos e ao Márcio Migon por me darem apoio e a compatibilidade necessária no trabalho para que eu cursasse esse mestrado.

Agradeço ainda aos membros da banca. Todos foram fundamentais para grande parte dos conhecimentos que recebi ao longo do mestrado. Se aprendi certo ou errado, a responsabilidade é toda minha.

Por fim, agradeço ao Francisco Eduardo não só pela orientação, mas também pelo privilégio do compartilhamento de diversas ideias e conhecimentos ao longo do último ano. De fato, por sorte, os demais momentos de trabalho em conjunto acabaram, por fim, indo muito além do que apenas a dissertação.

## ÍNDICE

1. INTRODUÇÃO .....	7
2. REVISÃO DA LITERATURA.....	9
a. A literatura sobre intervenções esterilizadas .....	10
b. A literatura sobre taxaço de influxo de capitais.....	13
3. REFERENCIAIS TEÓRICOS .....	15
4. METODOLOGIA E BASE DE DADOS .....	21
a. Metodologia em trabalhos internacionais.....	21
b. Metodologia em trabalhos brasileiros .....	23
c. A metodologia aplicada neste trabalho.....	25
d. Análise estatística dos dados .....	31
5. ANÁLISE EMPÍRICA E RESULTADOS .....	34
a. Análise empírica .....	34
b. Análise dos resultados .....	41
6. CONCLUSÕES.....	46
ANEXOS.....	52
Anexo 1: Quadro-resumo de trabalhos anteriores .....	52
Anexo 2: Testes de raiz unitária.....	53
Anexo 3: Testes de cointegração pela metodologia de Johansen .....	55
Anexo 4: Endogeneidade e variáveis instrumentais .....	57
Anexo 5: Reporte de Equações estimadas por DOLS, GMM e 2SLS.....	60
Anexo 6: Comparações de <i>Equação 3</i> via DOLS, GMM e 2SLS.....	66
Anexo 7: Histórico da composição do Passivo Externo Brasileiro .....	67
Anexo 8: Estudo de fluxos de capitais taxados pelo IOF .....	68
Anexo 9: Quadro de identificação de variáveis .....	71

# 1. INTRODUÇÃO

O trabalho que se segue pretende tratar de como o governo brasileiro influenciou o mercado cambial do país na busca por uma taxa nominal de câmbio que preservasse a estabilidade econômica e a competitividade da economia brasileira ao longo dos últimos cinco anos. Para isso o trabalho recorre a uma análise empírica via três métodos econométricos distintos, da qual decorrem indícios de que, embora algumas de suas iniciativas tenham sido em vão, o governo logrou sucesso em influenciar o mercado cambial – mais especificamente, afetou o valor do câmbio nominal.

O cenário que se monta no período estudado, a partir do notório aumento de entrada de divisas – seja na forma de capitais financeiros, seja na forma de receitas oriundas do *boom* das *commodities* – traz à economia brasileira um receio que contamina também as demais economias emergentes: uma sobreapreciação cambial.

Daí resulta o objetivo deste trabalho de questionar se os instrumentos usados pelo governo brasileiro foram eficazes em controlar a taxa de câmbio nominal, reduzindo as adversidades externas à economia local que pudessem entrar pelo canal das transações com o exterior. Nesse período analisado (2007-2012), dois instrumentos protagonizaram a mão do Estado no direcionamento da política cambial: (i) as intervenções esterilizadas, feitas pelo Banco Central do Brasil (BCB), e (ii) as taxações de fluxos financeiros, determinadas pelo Ministério da Fazenda.

A análise da eficácia de intervenções cambiais é usualmente focada nas ações dos bancos centrais para conter apreciações ou depreciações excessivas através de operações esterilizadas de compra ou venda de divisas. Se comprovada a eficácia dessas intervenções, a prática estaria desafiando a teoria e rejeitando uma das hipóteses da chamada trindade impossível da economia. Isso porque, caso intervenções esterilizadas tivessem efeito duradouro sobre o câmbio, estar-se-ia ao mesmo tempo (i) liberando a política monetária (para controlar a inflação, no caso brasileiro); (ii) sem abrir mão de um controle sobre o valor da moeda nacional vis-à-vis outras moedas e (iii) mantendo a livre mobilidade de capitais. A questão intrigante resulta do fato de que esse resultado teoricamente improvável estaria sendo recorrentemente buscado pelos bancos centrais que fazem esse tipo de operação. Da sabedoria tradicional que perdoa o erro, mas condena sua repetição, emerge a indagação de se esses bancos centrais estariam de fato



errados. Em outras palavras, questiona-se se a análise empírica traz resultados efetivamente diferentes da expectativa teórica.

A resposta parece residir na validade ou não de uma ou duas das seguintes hipóteses: (i) reação dos agentes por equilíbrio de portfólio e (ii) eficácia do canal da sinalização/expectativas. Inúmeras pesquisas buscaram responder a essa pergunta ao longo dos anos, tanto para economias centrais, como para mercados emergentes. Estas pesquisas serão comentadas mais adiante.

Não obstante, a pergunta ainda permanece válida para a economia brasileira. Isso principalmente para o período tratado, quando, mais do que apenas intervenções do banco central, o governo brasileiro lançou mão de instrumentos tributários no controle da taxa de câmbio. Esta postura faz com que a resposta àquele questionamento extrapole as fronteiras da análise do comportamento do BCB e alcance também a literatura de controle de fluxos financeiros.

Sobre isso, assim como o Brasil, os demais países emergentes vêm desenvolvendo ferramentas para controle do aumento do influxo de investimentos externos. Este posicionamento trouxe o debate a respeito do gerenciamento do fluxo de capitais de volta à tona. Surpreendentemente, o palco internacional mais relevante deste debate tem sido o Fundo Monetário Internacional, antes avesso a intervenções, que desde 2010 passou a considerar o gerenciamento do fluxo de capitais em seu cardápio de políticas econômicas<sup>1</sup>. Segundo o Fundo, um país poderia considerar (i) taxação, (ii) medidas prudenciais ou (iii) controle de capital, como os principais instrumentos de seu gerenciamento do fluxo de capitais (FMI, 2011).

A escolha do instrumento a ser utilizado pelo governo brasileiro se deu pela taxação do capital externo entrante, fazendo uso do antigo imposto sobre operações financeiras (IOF), até então pouco relevante nas decisões dos investidores estrangeiros. Desde 2008 o IOF foi aplicado ou aumentado sobre as principais formas de fluxos de moeda estrangeira.

Assim, de volta à indagação levantada, o objetivo específico deste trabalho é responder a seguinte pergunta: fazendo uso do IOF e das intervenções do BCB, o governo

---

<sup>1</sup> Até então apenas declarações pontuais sobre o uso temporário haviam sido feitas, como por Rogoff (2002), à época diretor de pesquisas do Fundo.

brasileiro logrou sucesso em afetar a taxa nominal de câmbio ao longo dos últimos cinco anos?

Para responder essa pergunta, naturalmente, é preciso que antes se esclareça também qual foi a política cambial vigente e quais foram os seus objetivos. Ainda que a política cambial brasileira a princípio tenha prezado oficialmente pela flexibilidade cambial, foi possível perceber por discursos e ações uma preocupação do governo com o objetivo de não permitir que o câmbio atingisse um grau de apreciação muito elevado, nem uma depreciação brusca muito grande nos momentos de crise<sup>2</sup>. Desta forma, se não unanimemente para o discurso governamental, ao menos para fins deste trabalho a eficácia dos instrumentos será dada pela capacidade do governo de afetar a taxa de câmbio nominal<sup>3</sup>.

Por fim, vale ressaltar brevemente que a economia internacional como um todo se transforma em períodos de crise e pós-crise. Neste sentido, as externalidades geradas por políticas de resgate econômico dos países centrais são inúmeras e o papel das economias emergentes ainda não se encontra bem definido. As questões que tangem à importância dos mercados cambiais neste ambiente certamente transbordam o tema abordado neste trabalho. O que se busca, deve-se ressaltar, é tão somente tentar responder a um antigo questionamento à luz de um novo cenário.

Para isso, o presente trabalho se encontra dividido em seis capítulos, dos quais esta introdução é o primeiro. O segundo revê brevemente a literatura sobre o tema, o terceiro apresenta referenciais teóricos para a análise realizada, o quarto descreve a metodologia e a base de dados a serem usadas na análise empírica, cujos resultados são apresentados no quinto capítulo do trabalho. Ao final, uma conclusão encerra o trabalho.

## **2. REVISÃO DA LITERATURA**

Como referido na introdução, pelo fato do governo ter agido na administração da taxa nominal de câmbio por duas vias diferentes – a das intervenções monetárias e a do que

---

<sup>2</sup> É importante desde já ressaltar que o presente trabalho não pretende emitir opinião sobre a adequação da estratégia ou o objetivo das políticas adotadas pelo governo, mas tão somente realizar uma análise técnica quanto à eficácia em atingir seu objetivo.

<sup>3</sup> Destarte cabe destacar que, em termos práticos para a análise empírica, o uso da taxa nominal se mostra mais eficiente do que a taxa real, embora a princípio esta última fosse a que deveras afetasse a economia. Isso vale devido à indisponibilidade de dados de inflação em bases diárias, além de, para periodicidade tão curta, ser relativamente pouco significativo o ganho pela utilização do câmbio real frente ao nominal.

chamaremos intervenções tributárias – duas fontes de literatura se tornam importantes para que se entenda o funcionamento destas ferramentas de intervenção. Assim, o capítulo que aqui se inicia será dividido também em dois. Uma primeira seção pretende mostrar o que há de mais relevante na literatura sobre a eficácia de intervenções esterilizadas<sup>4</sup> dos bancos centrais, enquanto a segunda seção tratará da literatura sobre o efeito de intervenções tributárias, ie., taxação, do fluxo capitais estrangeiros.

### **a. A literatura sobre intervenções esterilizadas**

Com início na década de 90, a princípio essa bibliografia tratava apenas casos de países centrais, para os quais dados diários do mercado cambial se encontravam disponíveis. Trabalhos empíricos nesse sentido foram realizados por Dornbush e Frankel (1988), por Bordo e Schwarz (1990), por Dominguez e Frankel (1993) e por Edison (1993). Tais trabalhos em geral buscavam analisar os efeitos das intervenções dos bancos centrais de EUA, Alemanha e Japão no intuito de influenciarem a taxa de câmbio entre suas moedas, após o Acordo do Plaza. Sobre a literatura e as conclusões dos trabalhos da década de 90, Sarno e Taylor (2001) apresentam evidências quanto a existência dos canais de equilíbrio de portfólio e da sinalização, além de trazer à tona a dúvida quanto à lucratividade dessas operações de intervenção por parte das autoridades monetárias.

Apenas a partir da década passada, quando se iniciou a divulgação de dados diários de intervenção pelas autoridades monetárias de países emergentes, é que começaram a ser realizados os primeiros trabalhos analisando os efeitos das intervenções cambiais em suas economias. Estudos que analisam os efeitos dessas intervenções no Chile, México, Turquia, República Tcheca, e do próprio Brasil assumiram o cerne das pesquisas neste campo.

Dentre outras, merece atenção uma publicação do Banco de Compensações Internacionais (BIS<sup>5</sup>) (2005), que reúne uma série de exemplos dessas pesquisas, apresentados em seminário da instituição em dezembro de 2004. Ainda, cabe dar

---

<sup>4</sup> Como durante o período analisado o Brasil esteve sob o regime de metas de inflação, supõe-se a princípio que o BCB não tenha realizado intervenções não esterilizadas, que alterariam a base monetária e, por consequência, as taxas de juros e a inflação (SARNO e TAYLOR, 2001). Esta postura não seria consistente com o regime de metas, já que intervenções não esterilizadas funcionariam como política monetária propriamente dita. Vervloet (2010) testa e confirma a validade suposição acima.

<sup>5</sup> *Bank for International Settlements*

destaque também a algumas pesquisas recentes que foram feitas por Guimarães e Karacadag (2004) e Domaç e Mendoza (2004), em estudos de casos comparativos entre México e Turquia; por Disyatat e Galati (2007), que estudaram o caso da República Tcheca; e por Kamil (2008), que analisou as intervenções na Colômbia. Ainda, Adler e Tovar (2011), fizeram uma análise *cross country* para 15 economias emergentes e pequenas economias desenvolvidas.

Para o caso brasileiro, Oliveira (2004), Araújo e Goldfajn (2004), Diógenes (2007), Stone et al. (2009), Vervloet (2010) e Borges e Rossi (2010) analisaram as intervenções do BCB no mercado de câmbio e serão algumas das referências também usadas.

Como é de se esperar, a maioria dos trabalhos realizados trata de pesquisas empíricas, cujas diferenças residem nos métodos e nas amostras que utilizam. Em geral, não há uma resposta consensual quanto à eficácia da intervenção cambial esterilizada, o que leva a se supor que o sucesso desta estratégia dependa do contexto na qual ela é adotada. Alguns resultados desses trabalhos merecem destaque seja pela sua metodologia ou pela conclusão apresentada.

O trabalho clássico no tema é o livro de Dominguez e Frankel (1993), no qual, a partir de observações sobre o comportamento dos bancos centrais da Alemanha, EUA e Japão, os autores concluem haver relações estatisticamente relevantes entre as intervenções e o nível do câmbio nominal. Os autores encontram ainda que há indícios de uma maior eficácia dessas intervenções quando estas são anunciadas pela autoridade monetária com antecedência, não sendo realizadas de surpresa.

No mesmo sentido, trabalhos como Fatum e Hutchison (2003), Domaç e Mendoza (2004), Kim (2003) e Guimarães (2004), encontram evidências na direção de que as intervenções tem efeito significativo, mas apenas no curto prazo. Para o caso brasileiro, Diógenes (2007), Stone et al. (2009) e Vervloet (2010), também encontram impacto significativo das intervenções sobre o nível da taxa de câmbio nominal. Neste último trabalho, o mais recente analisando a economia brasileira, o autor encontra para o período de 2004 a 2010 um impacto estatisticamente significativo das intervenções sobre o câmbio que, no entanto, teve pequena magnitude e curta duração.

Em contrapartida, por metodologias econométricas diferentes, Galati e Disyatat (2007), alguns trabalhos do referido artigo do BIS (2005) e Tapia e Tokman (2004) chegam a conclusões contrárias. Tais trabalhos identificam pouca ou nenhuma eficácia das

intervenções oficiais, ainda que este último tenha encontrado relevância estatística nos anúncios de intervenção da autoridade monetária como capazes de influenciar a taxa de câmbio nominal.

Vale à pena fazer constar também o trabalho desenvolvido por Neely (2008), pelo *Federal Reserve* de St. Louis, no qual o autor relata os resultados de um *survey* realizado junto a 52 bancos centrais, dos quais se obteve resposta de alguns sob regimes de câmbio flutuante e outros sob regimes de câmbio fixo. Em geral as respostas mostraram que os argumentos tradicionais contra as intervenções não têm credibilidade junto às autoridades monetárias, que normalmente creem conseguir responder rapidamente ao mercado pela via das intervenções cambiais. A pesquisa apresentou ainda resultados ambíguos no que tange à percepção da lucratividade dessas operações pelos bancos centrais.

Há ainda trabalhos como Kamil (2008), e Oliveira (2004), nos quais a eficácia da intervenção cambial depende do período dentro da amostra analisada. No primeiro caso, sobre a Colômbia, os resultados variam entre períodos de arrocho ou relaxamento monetários. Já para o segundo caso, sobre o Brasil, o resultado quanto à eficácia varia entre períodos de alta e baixa volatilidade cambial (em períodos de crise cambial, intervenções se mostraram ineficazes para alterar a esperança condicional da taxa de câmbio nominal, embora, segundo Araújo e Goldfajn (2004), essas intervenções tenham afetado a volatilidade da taxa).

O que se pode concluir é que há uma ausência de consenso sobre a eficácia das intervenções cambiais pelos bancos centrais. É notável a dependência do ambiente econômico no qual a ferramenta é utilizada e ainda assim, poucos são os trabalhos que encontram robustez na hipótese de sucesso das intervenções por um prazo longo, o que sugere uma possível efemeridade da política cambial.

Importante ressaltar que a eficácia de uma política econômica depende, obviamente, do objetivo do *policy maker*, que nem sempre foi o mesmo nas economias e nos períodos analisados nos trabalhos acima. Desta forma, uma premissa relevante a ser considerada nos capítulos que se seguem é qual foi o objetivo da política cambial brasileira para este período de 2007 a 2012.

## **b. A literatura sobre taxaço de influxo de capitais**

Embora exista uma grande literatura sobre controle de capitais, são relativamente escassos os trabalhos que tratam especificamente das intervenções através da taxaço dos capitais entrantes no país. A corrente tradicional afirma que os controles de capitais, quando não rejeitados, devem ser a última das opções para se reagir à vulnerabilidade às volatilidades do cenário internacional. O argumento comum costuma defender que políticas fiscais e monetárias tendem a ser suficientes e devem ser preferidas no cumprimento de tal função.

Não obstante, a adoção recente do IOF pelo Brasil vem suscitando novas discussões e o instrumento atrai o interesse de outras economias emergentes como forma de potencialmente reduzir o impacto causado pelo aumento recente de influxo de capital sobre a taxa de câmbio<sup>6</sup>. O contexto de abundância de recursos fluindo para essas economias fez também com que o FMI considerasse válida a adoção de medida semelhante como uma ferramenta de gestão de fluxos cambiais. O FMI faz distinção entre taxaço de fluxos e controle de capitais, propriamente dito, embora ambos façam parte de sua ‘cartilha’ para gestão de fluxos internacionais.

Poucos artigos discutem o tema, alguns com análises empíricas, mas ainda não há na literatura uma análise econométrica sobre o impacto do IOF que trate todo o período de crise e pós-crise, como se pretende fazer neste trabalho. Merece destaque a série de trabalhos desenvolvida pelo FMI sobre intervenções cambiais (FMI, 2010 e 2011), bem como trabalhos resultantes de seminário do Fundo com o Ministério da Fazenda do Brasil, em 2011. Ainda, Barroso (2012) e Schwartzman e Pinheiro (2010) desenvolveram alguns trabalhos sobre o tema.

Em texto do FMI (2011), é realizada uma pequena análise empírica que tão somente analisa o comportamento da taxa de câmbio nominal BRL/USD e a posição líquida de estrangeiros em BRL. O texto observa o período de vinte dias antes e vinte dias depois de cada taxaço e conclui que o efeito do IOF tem vida curta, embora exista. No entanto, a análise é apenas gráfica, sem que haja um controle para as demais variáveis que interferem na taxa de câmbio nominal.

---

<sup>6</sup> Como declarado pelo ministro Guido Mantega, da Fazenda, “o aumento do IOF visa ao controle da sobre-apreciação cambial” Valor (2012)

Em trabalho pelo banco Santander, Schwartzman e Pinheiro (2010) fazem uma breve análise a partir de um modelo GMM<sup>7</sup> com *dummies* para as intervenções, mas chega a resultados pouco específicos, sem olhar a forma de ação de cada política de IOF. Além disso, esse trabalho não considera o período 2010-2012, quando alterações regulatórias de alíquotas de IOF e posições cambiais dos agentes mudaram significativamente no Brasil.

De um ponto de vista mais amplo, abrangendo tudo aquilo que o FMI nomeia como gestão de fluxos de capitais, é mister a leitura de recente trabalho de Magud, Reinhart e Rogoff (2011) sobre o tema de controle de capitais que volta à tona. No trabalho, os autores afirmam, a partir de uma análise por equilíbrio de portfólio, que as condições para que uma política de controle de capitais tenha sucesso varia entre as economias. Declaradamente, realiza-se no trabalho uma tentativa de tornar mais claro um debate no qual se superestima o sucesso de casos como o Chile e a Malásia, em contraposição ao fracasso de várias outras tentativas de imposição de controles. Mais além, em análise de 27 experiências de controle de entradas ou saídas de capitais (dentre as quais o IOF brasileiro até 2010), os autores indicam que uma restrição de volume de capitais e de taxação pode ter o mesmo efeito se o fluxo de capitais internacionais na economia for significativamente grande.

Vale ainda mencionar o trabalho de Chamon et al. (2012), que analisa como medidas macroprudenciais e controles de capitais foram usadas em 51 economias emergentes durante 2008 e 2009, concluindo que tais intervenções estiveram associadas a uma redução do crédito em moeda estrangeira por bancos domésticos, bem como uma redução da dívida externa dos agentes privados. A partir desse resultado, os autores concluem que tais medidas foram importantes para a resistência aos efeitos da crise econômica. Mais importante, os autores notam que países que fizeram uso de medidas macroprudenciais ou controles no período de *boom* anterior à crise de 2008 pareceram ter ainda maior habilidade para lidar com o momento do *crash*, conseguindo administrar, por exemplo, os efeitos sobre o câmbio.

Foi justamente nesse aspecto de proteção externa, que a postura brasileira frente ao influxo de capitais ganhou destaque. O fato de o Brasil ser considerado internacionalmente como uma economia que soube melhor como administrar os efeitos da crise trouxe uma série de hipóteses a respeito de quais medidas estariam suportando

---

<sup>7</sup> *Generalized Method of Moments*

esse sucesso no país, dentre as quais o uso do IOF. É seguindo esta linha que diversos outros países buscam no exemplo brasileiro do IOF uma alternativa de controle, bem como, por tal razão o FMI vem considerando a taxação de influxos de capitais como uma ferramenta econômica razoável.

Vale lembrar mais uma vez que tais afirmações sobre o sucesso dos instrumentos tributários vêm sendo feitas sem uma robusta base empírica. É no intuito de contribuir para aumentar o conhecimento a respeito deste tema que o presente trabalho pretende expandir o estudo da eficácia das intervenções cambiais também englobando o uso do IOF no Brasil. Por fim, é importante ressaltar que o IOF pode ter outros efeitos sobre a economia, dentre os quais um aumento de arrecadação governamental e uma redistribuição na composição do portfólio dos investidores estrangeiros no Brasil, como ressaltado pelo IFSR<sup>8</sup> (FMI, 2010). Para fins deste trabalho, embora essas questões possam vir a ser mencionadas, não fazem parte do principal objetivo tratado, que é o efeito sobre o câmbio nominal. Dessa forma, esses dois outros efeitos citados pelo IFSR não serão objetos da análise empírica que se segue.

Antes de prosseguir, cabe a ressalva de que o que de fato importa para a avaliação da política econômica como um todo é a análise do câmbio real. Afinal de contas, seria inócua uma política cambial em que todo o efeito sobre o câmbio nominal fosse consumido por uma alteração na inflação interna. Contudo, uma análise completa, que desse este segundo passo, pediria um estudo muito maior do que o que aqui se apresenta, analisando não só o efeito das intervenções no câmbio nominal, mas também o efeito do câmbio nominal sobre o real. Assim, estudar os desdobramentos referidos fica como sugestão para uma pesquisa futura.

### **3. REFERENCIAIS TEÓRICOS**

Não há propriamente uma teoria sobre intervenções em mercado de câmbio. Pode-se, contudo, retirar da teoria clássica macroeconômica os resultados esperados de uma intervenção de tal sorte por parte dos órgãos governamentais. Mais uma vez, a exposição será realizada sob duas óticas, uma com vistas às intervenções esterilizadas

---

<sup>8</sup> *International Financial Stability Report*. Trata-se da publicação feita pelo FMI em outubro de 2010.



do BCB e uma com vistas às taxações sobre os influxos de capitais estrangeiros, realizadas por meio do IOF.

De antemão, é preciso ter em mente a funcionalidade da “trindade impossível” de Robert Mundell, resultado do modelo Mundell-Flemming (ou IS-LM-BP), segundo a qual (i) o controle da taxa de câmbio, (ii) a autonomia na administração dos juros e (iii) a livre movimentação de capitais, não representariam ao mesmo tempo uma combinação teórica consistente. Em outras palavras, o *policy maker* tem que abrir mão de ao menos um dos objetivos. Muito resumidamente, as bases do modelo são apresentadas no *box* abaixo:

### Box 1: o modelo Mundell-Flemming

---

O modelo parte de três equações base:

- Curva IS:  $Y = C + I + G + X - M$
- Curva LM:  $(M/P) = L(i, Y)$
- Curva BP:  $BP = NX(e, Y, Y^*) + Kf(i - i^* - z)$ ,

Onde,  $i - i^*$  representa o diferencial de juros internos e externos e  $z$  a expectativa de depreciação cambial. Tudo o mais constante, considera-se que as exportações líquidas  $NX(e, Y, Y^*)$  respondem inversamente ao crescimento da renda agregada da economia doméstica  $Y$  e respondem diretamente ao o crescimento da taxa de câmbio e (supondo válida a Condição de Marshall-Lerner) de  $Y^*$ . No longo prazo, independentemente do regime cambial adotado, espera-se que:

$$NX(e, Y, Y^*) = Kf(i - i^* - z),$$

Onde  $Kf$  representa o fluxo de capitais financeiros diretos ou indiretos. O equilíbrio ocorrerá quando  $NX = Kf$  (sem acúmulo de reservas internacionais). Vale ressaltar que quando  $z = 0$ , a paridade será dita coberta, conforme

---

Além disso, é importante ter em mente o conceito de paridade descoberta da taxa de juros (PDJ). Supondo previsibilidade (ou expectativa) das variáveis envolvidas, a PDJ decorre de um argumento de arbitragem, e substituição perfeita de ativos estrangeiros por nacionais a uma taxa de  $1/\mathcal{E}_t$  unidades de ativos estrangeiros por ativo nacionais, tais que aqueles paguem um retorno de  $i_{t+1}^*$ . O capital investido mais o retorno do investimento podem ser convertidos de volta à moeda nacional, à taxa de câmbio nominal  $\mathcal{E}_{t+1}$ , de forma que possamos definir a PDJ por (OBSTFELD e ROGOFF, 1996):

$$1 + i_{t+1} = 1 + i_{t+1}^* E_t \frac{\mathcal{E}_{t+1}}{\mathcal{E}_t},$$

Onde,  $i$  é a taxa de juros nacional,  $i^*$  é a taxa de juros externa e  $\mathcal{E}$  é a taxa de câmbio. O modelo teórico supõe não haver aversão ao risco, que, no entanto, pode ser encontrada na versão “coberta” da equação:

$$1 + i_{t+1} = 1 + i_{t+1}^* \frac{\mathcal{F}_t}{\mathcal{E}_t},$$

Onde  $\mathcal{F}_t$  é a taxa de câmbio futuro de um período e  $\frac{\mathcal{F}_t}{\mathcal{E}_t}$  é o prêmio do câmbio futuro<sup>9</sup>, que se iguala ao prêmio pago por um investidor, por exemplo, para realizar uma operação de *hedge* através da compra de moeda no mercado futuro, na ausência de arbitragem. O risco assumido pelo investidor, no caso, pode ser dado pela diferença entre a taxa de câmbio esperada para o período  $t + 1$  e a taxa de câmbio futura. Essa diferença define o chamado prêmio de risco cambial ( $\rho_t$ ).

Como se observa pelas curvas do modelo Mundell Fleming,  $i$  está presente tanto na LM quanto na BP. Ao mesmo tempo em que o fluxo de capitais influencia a LM e é influenciado por  $i$ , que influencia  $e$ , que, por sua vez também influencia a BP. Assim, ou se abre mão da autonomia no uso da política monetária doméstica e se aceita que a taxa de juros interna siga a internacional, ou se restringe a mobilidade de capitais para que se possam usar políticas de esterilização eficientes, ou ainda se mantém a livre mobilidade de capitais e obtém-se autonomia da política monetária, deixando o câmbio flutuar. Dessa conclusão resulta a definição da *trindade* impossível. À luz do arsenal teórico acima, deve-se então analisar seus efeitos sobre o estabelecimento das políticas econômicas analisadas nesse trabalho.

Voltando o olhar para a política monetária brasileira, esta se encontra desde 1999 sob o regime de metas de inflação. Desde então se abandonou a política de âncora cambial para que a administração da taxa de juros passasse a visar ao controle da inflação, numa mudança de política que evidencia a necessidade de escolha resultante da trindade impossível<sup>10</sup>. Em resumo, a adoção desse regime de metas<sup>11</sup> implica na utilização da política monetária com o objetivo de manter a taxa de inflação dentro de uma meta estipulada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN). Cabe ao BCB então ajustar a taxa de juros básica da economia de forma a administrar a inflação próxima à meta.

---

<sup>9</sup> *Forward Foreign-Exchange Premium*

<sup>10</sup> Krugman (2011) faz uso dessas expressões ‘necessidade de escolha’ e ‘trindade impossível’ para se referir à situação atual do Brasil.

<sup>11</sup> Por meta, entenda-se meta de inflação de ora em diante.

Dessa forma, qualquer intervenção não esterilizada do banco central alteraria a base monetária e, conseqüentemente, afetaria a taxa de inflação e a taxa de juros. No entanto, como refletido no parágrafo anterior, a política monetária está comprometida com o cumprimento da meta de inflação estabelecida. Assim, usá-la para influenciar a taxa de câmbio, como seria o caso de uma intervenção não esterilizada, seria ir contra o regime de metas. Resulta daí a necessidade de se esterilizar toda intervenção cambial realizada pelo BCB.

Em uma operação de esterilização no mercado à vista, por exemplo, primeiro o BCB compra dólares, desembolsando reais, assim acumulando reservas internacionais enquanto expande a base monetária. Em seguida<sup>12</sup>, o BCB busca enxugar a expansão monetária emitindo títulos em mercado aberto e retirando de circulação o montante de reais que a princípio haviam expandido a base monetária, no momento da compra das divisas. Com isso, a base permanece inalterada, sem afetar a inflação, nem tampouco a taxa de juros.

Seguindo a racionalidade do modelo Mundell-Fleming, se não há expansão monetária, a operação não deveria afetar o equilíbrio entre as três equações referidas, portanto não afetaria a taxa de câmbio nominal. Logo, teoricamente, tais intervenções não seriam eficazes.

De volta ao ponto destacado na introdução deste trabalho, surge a indagação do porquê de tais operações serem continuamente realizadas por bancos centrais de diversas economias. Uma possível resposta é a suposta existência dos dois canais teóricos de transmissão das intervenções esterilizadas para o mercado de câmbio, destacados por Sarno e Taylor (2001): o canal da sinalização e o canal do equilíbrio de portfólio.

O primeiro canal parece ser pouco significativo, uma vez que os níveis de transparência do BCB<sup>13</sup> são relativamente altos, e os canais para sinalizações do BCB bastante difundidos, não parecendo ser eficaz o uso de um canal indireto como pelo uso das intervenções esterilizadas para indicar uma suposta alteração da política monetária. Ainda, este canal da sinalização poderia gerar efeitos contraditórios, na medida em que os agentes poderiam entender que intervenções de compra divisas pelo BCB estariam

---

<sup>12</sup> Sabe-se que as operações de esterilização não são imediatas, mas os efeitos resultantes desta defasagem são completamente desprezíveis estatisticamente, para fins desta análise.

<sup>13</sup> Sobre a relevância da transparência do banco central ler Dincer e Eichengreen (2007). Para uma análise quanto ao aumento da transparência do BCB ler Inhudes e Mendonça (2010).

umentando o estoque de reservas, o que reduziria os riscos cambiais devidos a crises de liquidez<sup>14</sup>. Isso reduziria o prêmio de risco cambial referido na paridade coberta dos juros, acima, aumentando o fluxo de capitais para o país e apreciando a moeda local, ao invés de depreciá-la. Em suma, os efeitos da sinalização seriam ambíguos e sua eficácia seria sujeita ao grau de transparência do BCB, mesmo em seu objetivo de intervir quando, por exemplo, este for efetivamente aumentar o estoque de moedas.

O segundo canal, por sua vez, funciona da seguinte forma: os agentes estão supostamente com seus portfólios de moedas em equilíbrio<sup>15</sup>, quando o BCB efetua, por exemplo, uma compra esterilizada, reduzindo os estoques dos agentes para níveis abaixo de seu equilíbrio até então, gerando uma desproporção entre ativos em dólares *versus* ativos em reais. Visando ao retorno ao equilíbrio, compram dólares, depreciando o real, reduzindo, assim, o retorno dos ativos em dólares. O equilíbrio se encontraria então com um dólar relativamente mais apreciado. Para que o raciocínio exposto faça sentido, como ressalva, Garcia (2009), deve-se supor que “ativos denominados em dólares e reais **não** são substitutos perfeitos”, caso contrário, valeriam os pressupostos da PCJ e de Mundell-Fleming.

Como a validade dos dois canais acima referidos não é consensualmente comprovada, como trilha para que se prossiga o referencial teórico buscado neste capítulo pode-se – apenas neste primeiro momento – supor que os canais não compõem a teoria tradicional aplicável. Neste sentido, mesmo com intervenções esterilizadas, voltar-se-ia ao ponto da trindade impossível do modelo Mundell-Fleming. A partir de então, a alternativa restante para se afetar a taxa de câmbio seria abrir mão da mobilidade de capitais. Em outras palavras, seria a imposição de controles.

Em seus textos, o FMI separa o conceito “controle de capitais” do conceito de “taxação de fluxos de capitais” (FMI, 2011). Os dois juntos, somados às “medidas prudenciais” formariam o que o fundo chama de “gerenciamento do fluxo de capitais”. No entanto, para fins teóricos, ao menos, é possível considerar o IOF como uma medida de controle da capital, na medida em que restringe a liberdade do capital transitar através das fronteiras brasileiras ao taxá-lo. É possível ainda que se enxergue o IOF como um exemplo de taxa de Tobin (TOBIN, 1978).

---

<sup>14</sup> *Sudden Stops*.

<sup>15</sup> Por equilíbrio, aqui, considere-se uma carteira qualquer, que os agentes julguem ser ótima.

Os efeitos negativos da taxa o do capital externo seriam, em uma hipot tica situa o de mercados eficientes, ditados pelo fato de que aos olhos do investidor estrangeiro os ativos brasileiros estariam mais caros. Isso afetaria a demanda por ativos brasileiros por parte dos estrangeiros, o que desvalorizaria ativos brasileiros, por exemplo, a es de empresas listadas em bolsa. Neste caso hipot tico uma empresa veria seu valor de mercado reduzido, o que a prejudicaria, tamb m, por exemplo, na hora de buscar novos cr ditos. Em outras palavras, a taxa o estaria provocando o que a teoria tradicional chamaria de inefici ncia do mercado ou, como visto com bons olhos por Tobin (1978), essa taxa o estaria “colocando areia nas engrenagens do nosso excessivamente eficiente mercado internacional de moedas”.

Mas o objetivo da pol tica de taxa o de capital era justamente este de reduzir a atratividade dos ativos internos, pode-se argumentar. Em contrapartida a argumenta o neocl ssica afirmaria que seria muito dif cil mensurar o ponto  timo de interven o no qual as perdas de bem-estar das firmas que tiveram seu valor de mercado reduzido (para permanecer no exemplo referido) fossem compensadas pelos ganhos resultantes da deprecia o da moeda. Assim, como os governos seriam ineficientes no sentido de calcular a medida  tima de interven o, seria mais confi vel permitir que o mercado se ajustasse livremente. Ainda, os governos seriam ineficientes no sentido de fazer valer seus controles, de forma que estes teriam efic cia curta, sendo logo “driblados” pelos agentes de mercado que tendem a encontrar brechas na regula o.

Por outro lado, ao se observar o funcionamento dos mercados a partir da hip tese de mercados imperfeitos, encontrar-se-ia o argumento diametralmente oposto, levando a crer que a imposi o de controles pudesse aumentar a efici ncia desses mercados. Simplificadamente, o governo conheceria melhor as formas  timas de aloca o de recursos e buscaria esta otimiza o, no caso, por meio da taxa o.

Como se pode ver, o debate   fundamentalmente dependente das premissas utilizadas<sup>16</sup>. N o se pretende de forma alguma neste trabalho entrar a fundo no debate sobre m todos, efic cia e teoria de controles de capitais, quanto mais tomar partido de qual argumento te rico estaria “mais correto”. Tampouco, busca-se responder se a taxa o do fluxo de capitais gerou ou n o bem estar na economia como um todo ou ainda se a

---

<sup>16</sup> Sobre o assunto ler Eichengreen, et. al. (1998) e Eichengreen, Tobin e Wyplosz (1994). Sobre pontos de vista da quest o no Brasil ler Carvalho (2004) e Franco e Pinho Neto (2004).

medida da intervenção foi ótima. A pergunta a ser respondida nas páginas que se seguem tange apenas à questão da eficácia dos instrumentos para afetar a taxa de câmbio. Com essa breve explanação buscou-se apenas localizar na teoria as questões empíricas que surgirão na análise a ser apresentada.

## 4. METODOLOGIA E BASE DE DADOS

### a. Metodologia em trabalhos internacionais

Os parágrafos que se seguem se prestam a apresentar brevemente o leque de metodologias de análise empírica que já foi usado em trabalhos anteriores sobre o tema aqui abordado. Em geral, a maioria dos trabalhos a serem citados e suas conclusões já foram comentados no capítulo 3, anterior. Além disso, o quadro-resumo presente no Anexo 1 deste trabalho reúne os principais métodos de análise usados e os resultados obtidos. Por esses motivos, pretende-se restringir os parágrafos abaixo majoritariamente ao método usado pelos autores, sem se estender demasiadamente em cada trabalho e sem se debruçar sobre o resultado que cada um deles encontrou.

As metodologias empíricas utilizadas nos trabalhos que analisam as intervenções cambiais até o momento usualmente partem do trabalho seminal de Dominguez e Frankel (1993) e vêm se aprimorando ao longo do tempo. Em seu trabalho, os dois autores fazem uso de regressões por mínimos quadrados ordinários (*OLS*), tanto para média da variação da taxa de juros, quanto para a estimação do prêmio de risco cambial. Esta última estimação também é utilizada pelos trabalhos de Edison (1993) e Sarno e Taylor (2001). Estes trabalhos estimam a equação  $\rho_t = \theta_1 B_t + \theta_2 B_t^*$  e a equação  $\rho_t = i - i^* + E(e_{t+1}) - e_t$ <sup>17</sup>, onde  $B_t$  corresponde à oferta de títulos em moeda nacional e  $B_t^*$  corresponde à oferta de títulos em moeda estrangeira. Além disso, como definido no capítulo anterior,  $\rho_t$  é o prêmio de risco cambial,  $e_t$  simboliza o câmbio nominal no período e  $E(e_{t+1})$  simboliza a esperança do câmbio no período seguinte. Caso  $\rho_t$  seja diferente de zero e responda às alterações da oferta dos títulos tem-se a

---

<sup>17</sup> Do logaritmo da PDJ, como acima.

evidência da substituição imperfeita dos títulos e a consequente eficácia das intervenções, pelo canal de equilíbrio de portfólio.

Em Evans e Lyons (2002), os autores também rodam um modelo OLS para a determinação da taxa nominal de câmbio, incluindo como variáveis explicativas o diferencial de juros e o fluxo de ordens do mercado de câmbio - essa última, uma variável oriunda das microestruturas de mercado financeiro<sup>18</sup>, que representaria uma medida de “pressão líquida de demanda por uma moeda estrangeira” (MEDEIROS, 2004).

Em anexo analítico sobre as metodologias de estudos dos efeitos das intervenções, Guimarães e Karacadag (2004) criticam os modelos acima por não levarem em conta a simultaneidade existente entre as variações das taxas de câmbio e as intervenções (ou o fluxo de ordens) e o diferencial de taxa de juros. Simultaneidade é um caso específico de endogeneidade, quando uma das variáveis explicativas é determinada conjuntamente com a variável dependente. No caso de haver efetivamente simultaneidade, o estimador de OLS não só deixa de ser eficiente como se torna inconsistente. Nesse caso, possíveis alternativas seriam os métodos de mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) e o uso de variáveis instrumentais (GREENE, 2009).

Fatum e Hutchison (2003) analisam a questão a partir do estudo de eventos, observando o comportamento do câmbio em janelas de 2 a 15 dias ao redor de cada intervenção cambial. O trabalho dos autores busca apenas analisar o efeito de curto prazo das intervenções e, admitem os autores, há uma limitação desta metodologia ao não controlar a análise para o efeito de algumas outras variáveis que influenciam a taxa de câmbio.

Kim (2003) e Guimarães (2004) analisam os efeitos das intervenções com o uso de um vetor autorregressivo (VAR) identificado, com a incorporação de variáveis estruturais. No entanto, ao colocar uma série de indicadores como, por exemplo, produção industrial, oferta de moeda e inflação para dentro do modelo os autores optam por trabalhar com dados mensais. Essa escolha reduz a amostra, que, com tantas variáveis, acaba perdendo graus de liberdade, o que implica em um fraco poder de captação dos movimentos cambiais. Como já referido, dada a velocidade de adaptação desse

---

<sup>18</sup> O'hara (1995) define microestrutura de mercado como “processos e resultados da troca de ativos sob regras explícitas de negociação”.

mercado, o normal é que se recomende que as análises tenham periodicidade no máximo diária.

Dominguez (1998) e Guimarães e Karacadag (2004) estudam a relação a partir de um modelo GARCH<sup>19</sup>, normalmente usado no mercado para avaliação de volatilidade de ativos. Através de tal modelo os autores avaliam não só a média esperada, mas também a variância condicional da taxa de câmbio, colocando a variável de intervenção como explicativa.

### **b. Metodologia em trabalhos brasileiros**

Para o caso brasileiro, Oliveira (2004) aplica uma estimação por Hansen e Sheikman (1995) sobre uma equação dos movimentos do câmbio nominal. Faz então uso de um modelo com saltos para a análise dinâmica, e um modelo GMM para análise discreta da equação. Como já citado acima, o autor encontra resultado positivo quanto à eficácia em períodos de baixa volatilidade cambial e ineficácia em períodos de alta volatilidade (crises cambiais).

Vervloet (2010) estima dois modelos a partir da forma reduzida da equação da taxa de câmbio nominal: o primeiro é derivado de um OLS, que devido à presença de simultaneidade é substituído por um 2SLS com variáveis instrumentais substituindo a variável de intervenções<sup>20</sup>; o segundo modelo é um modelo de correção de erros (VEC) estrutural, buscando superar a questão da simultaneidade e da dificuldade de se encontrar variáveis instrumentais qualificadas. Por ser o trabalho mais recente sobre Brasil na linha deste presente trabalho, vale ressaltar que como resultado o autor encontra eficácia nas intervenções do BCB em afetar a taxa de câmbio, porém de pequena magnitude, “variando entre 0,07% e 1,4% (dependendo do modelo estimado) por cada bilhão de dólares comprado ou vendido no mercado cambial, e de curta duração, algo em torno de 4 a 10 dias” (VERVLOET, 2010, p. p. 68). Em seu trabalho o autor fez uso das seguintes variáveis: taxa de câmbio, diferencial entre a taxa de juros

---

<sup>19</sup> *General Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.*

<sup>20</sup> O autor usou como instrumentos: “intervenções defasadas e previsão feita no dia anterior por um modelo GARCH(1,1) simples para a volatilidade da taxa de câmbio”.



swap pré DI de um mês e a Libor de um mês, posição dos investidores estrangeiros no mercado de dólar futuro, EMBI-BR e CRB.

Diógenes (2007) analisa, a partir de modelos OLS e 2SLS, a eficácia das intervenções cambiais pelo BCB de 2003 a 2006, medindo seus impactos no câmbio à vista, na depreciação esperada, no *forward premium* e no prêmio de risco cambial, encontrando resultados positivos e consistentes com a existência do canal de equilíbrio de portfólio.<sup>21</sup>

As metodologias usadas nos trabalhos acima foram todas usadas para mensuração apenas do efeito das intervenções do BCB no mercado cambial. Deve-se ressaltar, contudo que o presente trabalho pretende analisar também o efeito de taxação dos fluxos de capitais. Neste sentido, salvo engano, o único trabalho econométrico realizado para a análise do IOF no câmbio no Brasil foi feito por Schwartsman e Pinheiro (2010), por isso pretende-se dar maior atenção a ele.

Neste trabalho os autores elaboram uma equação de determinação da taxa de câmbio a partir de variáveis internacionais – a saber, CRB, VIX e DXY<sup>22</sup>; representando respectivamente termos de troca, apetite por risco de investidores estrangeiros, e a variação do câmbio real/dólar devida ao valor da moeda americana – além do diferencial da taxa de juros. Inspirada em uma paridade descoberta da taxa de juros, a equação base elaborada pelos autores é a seguinte:

$$\log e_t = \beta_0 + \beta_1 \log CRB + \beta_2 \log VIX + \beta_3 \log DXY + \beta_4 [\log 1 + i - \log 1 + i^* ]$$

Inicialmente estimada por OLS, a equação é substituída por um GMM ao se detectar autocorrelação entre diferencial de taxa de juros e a taxa de câmbio. Como variáveis instrumentais<sup>23</sup> para o diferencial de taxa de juros os autores usam as próprias variáveis exógenas do modelo (CRB, VIX e DXY), além do próprio diferencial defasado em um ou dois períodos dependendo da especificação da equação. Em seguida os autores

---

<sup>21</sup> As variáveis usadas pelo autor são as mesmas que posteriormente foram usadas por Vervloet (2010), descritas acima, com a diferença de que o diferencial de juros em Diógenes (2007) usa taxa mensais e não diárias.

<sup>22</sup> CRB (*Commodity Research Bureau*) Index é o principal índice internacional de preço de commodities; VIX (*Chicago Board Options Exchange Market Volatility Index*) é um índice de volatilidade do índice S&P 500, de opções da *Standard and Poor's*; DXY é um índice da taxa de câmbio do dólar com as moedas dos principais parceiros comerciais dos EUA, ponderada pela participação de cada uma na pauta comercial do país.

<sup>23</sup> Variáveis instrumentais para o diferencial de taxa de juros devem ser correlacionadas (de preferência fortemente) com o diferencial de taxa de juros mas não devem ser correlacionadas com o erro, cumprindo assim as condições de inclusão e exclusão, respectivamente.

acrescentam *dummies* referentes à introdução do IOF em 2008 e à expansão de sua aplicação em 2009. Como resultado, é encontrado que as *dummies* não têm significância estatística, levando à conclusão de que o uso do IOF para alterar a taxa de câmbio brasileira é ineficaz.

O esforço inédito dos autores em mensurar esse impacto é de grande valia, mas algumas questões podem ser levantadas quanto à metodologia usada. Primeiramente, a amostra utilizada pelos autores vai apenas até outubro de 2010, justamente quando o IOF sofreu um significativo aumento para determinados fluxos. Além disso, ao usar as próprias variáveis exógenas como instrumentais para evitar a autocorrelação, os autores geram uma equação de determinação de taxa de câmbio baseada apenas em variáveis estrangeiras, além do diferencial de taxa de juros defasado. Ao agir nesse sentido, os autores desconsideram o risco-país<sup>24</sup>, o desempenho dos ativos financeiros internos e as próprias intervenções do banco central, que, conforme demonstrado nos outros trabalhos citados, parecem ter alguma influência na determinação do câmbio no Brasil, merecendo ao menos serem testadas como variáveis explicativas. Por fim, ao tratar a implantação do IOF como uma *dummy* simples (0 para período anterior ao uso de IOF e 1 para o período posterior), os autores analisam apenas o impacto da incidência ou não do IOF. Como no período estudado pelos autores haviam sido feitas apenas duas alterações de IOF, do ponto de vista metodológico esta estratégia pode ser aceitável, mas parece insuficiente para uma análise empírica completa. Para o presente trabalho, portanto, provavelmente a magnitude da alíquota, e não apenas a incidência ou não do IOF, deve ser relevante para a tomada de decisão dos agentes no mercado.

### **c. A metodologia aplicada neste trabalho**

Como já anunciado algumas vezes ao longo das páginas anteriores, os modelos a serem utilizados neste trabalho procuram responder ao questionamento sobre a eficácia das intervenções cambiais no Brasil incluindo não só as intervenções do BCB como também as alterações de IOF. Para este fim, pretende-se fazer uso dos modelos já presentes na literatura como base analítica para aqueles que serão elaborados a seguir. A

---

<sup>24</sup> Os autores se baseiam em uma PDJ e não uma PCJ.

equação final em suas possíveis formas será rodada por três métodos econométricos distintos: 2SLS, GMM (já utilizados em trabalhos anteriores) e OLS dinâmico (DOLS).

Tal qual desenvolvido na maioria dos trabalhos realizados, a equação de estimação da taxa de câmbio nominal parte de uma equação de paridade coberta de juros. Dessa forma, a taxa de câmbio nominal seria, a princípio, resultado do diferencial da taxa de juros acrescido de um prêmio de risco, para o qual usaremos como *proxy* o EMBI+Br, divulgado diariamente pelo *JP Morgan Chase*<sup>25</sup>. Para dados da taxa de câmbio nominal foi usada a *ptax800*, divulgada pelo BCB diariamente, em seu valor de fechamento. Para o cálculo do diferencial da taxa de juros, como em Vervloet (2010), são usadas a swap pré DI de 1 mês e a Libor de 1 mês.

Como a taxa de câmbio usada é a taxa bilateral real/dólar, mostra-se importante controlar a equação para as variações da moeda americana que independeram do real propriamente dito. Em outras palavras, caso o dólar tenha se apreciado ou depreciado com relação à maioria das moedas internacionais, é de se esperar que o câmbio nominal caia não por uma aumento do valor do numerador (real), mas sim por queda do valor do denominador (dólar). No artigo citado na epígrafe deste trabalho, o ex-ministro da fazenda Delfim Netto (2009) chega a sugerir que “a desvalorização do dólar ‘explica’, talvez, 1/5 da valorização do real”. Para controlar este efeito insere-se a variável DXY, também usada no trabalho de Schwartzman e Pinheiro (2010). Por fim, é importante mencionar outra vez que todas as séries temporais das variáveis se encontram em bases diárias, e o período utilizado nessas bases, foi de 01 de março de 2007 a 11 de maio de 2012

Além destas variáveis, parece razoável julgar que alguns outros fatores se mostrem fundamentais na determinação da taxa de câmbio nominal, dentre os quais os termos de troca e o fluxo de capitais especulativos, a serem representados pelo CRB e pelo IBOV, respectivamente, de sorte que a equação base seja dada por (*equação 1*):

$$e_t = \beta_0 + \beta_1 CRB_t + \beta_2 IBOV_t + \beta_3 EMBI_{br}_t + \beta_4 DXY_t + \beta_5 \frac{1 + i_t}{1 + i_t^*}$$

---

<sup>25</sup> Os dados do EMBI+Br, tais quais os dados de CRB, DXY e IBOV e os dados de taxa de juros foram obtidos diretamente através da *Bloomberg*.

Como se pretende medir o tamanho da influência da taxa de variação dos regressores sobre a taxa de câmbio, opta-se por fazer uso de um modelo log-log, no qual os parâmetros ( $\beta$ ) significam a elasticidade do câmbio com relação a cada variável. I.e.,  $\beta$  indica que uma variação de um ponto percentual em uma variável explicativa está associada a uma variação de  $\beta$  por cento no câmbio nominal, tal qual (*equação 2*):

$$\log e_t = \beta_0 + \beta_1 \log CRB_t + \beta_2 \log IBOV_t + \beta_3 \log EMBI_{br}_t + \beta_4 \log DXY_t + \beta_5 [\log 1 + i_t - \log 1 + i_t^* ]$$

Fazendo um paralelo do modelo empírico acima com o modelo teórico da paridade coberta da taxa de juros, tem-se que na prática o que se realiza é a substituição de algumas variáveis teóricas difíceis de serem observadas por variáveis passíveis de serem obtidas em bases diárias e que se suspeita serem suficientes para a representação do modelo. Resumidamente tem-se que o prêmio de risco da equação de paridade é representado na *equação 1* pelo  $EMBI_{BR}$ , enquanto isso, a esperança da taxa de câmbio da equação de paridade é representada pelas variáveis  $IBOV$ ,  $CRB$  e  $DXY$ , na *equação 1*. As demais variáveis – taxa de câmbio nominal do período e o diferencial de taxa de juros – são parte do modelo teórico e observáveis em bases diárias, sendo então as mesmas aplicadas no modelo empírico da *equação 1*.

Sobre essa estrutura, devem-se adicionar os termos relativos às intervenções do BCB e as alterações de IOF. Os dados relativos às intervenções à vista do BCB (*interv\_av*) não estão disponíveis para todo o período analisado em base diária<sup>26</sup>, por tal razão, de acordo com recomendação do próprio BCB, faz-se uso da série de variações da base monetária ligadas a operações com o setor externo<sup>27</sup>. Este último sim disponibilizado em bases diárias pelo BCB em seu Sistema de Séries Temporais, ao se abrir os agregados monetários. Para a montagem da série de intervenções do BCB via *swaps* cambiais (e *swaps* cambiais reversos) (*interv\_sw*) usaram-se os dados diários publicados mensalmente pelo BCB em nota para imprensa sobre operações de mercado aberto. Foram então reunidos os dados das ofertas públicas de contratos de *swap* cambial, sendo usada como data-base a data de cada leilão. Para a série de contratos de *swap*, uma intervenção de compra de contrato de *swap* (*SWAPC*) (equivalente à venda de

<sup>26</sup> Os dados diários de intervenção do BCB só passaram a ser divulgados diariamente a partir de 2009.

<sup>27</sup> Essa variável foi usada como *proxy* para as intervenções à vista também na maioria dos demais trabalhos brasileiros sobre o tema já citados. Por vir antes da esterilização, o dado usado é boa *proxy*, hipótese confirmada pela alta correlação desta série com aquela disponível a partir de 2009, citada acima.

dólar no mercado futuro) aparece com sinal negativo e uma intervenção de venda de contrato *swap* (*SWAPV*) com sinal positivo. Isso, dado que por intervenção de compra de contrato de *swap* (*SWAPC*), tal qual definido pelo BCB, entende-se a operação na qual o Banco Central assume a posição de vendedor do contrato (posição passiva em juros DI) e as instituições financeiras contempladas assumem a posição de compradoras (posição passiva em: taxa de câmbio + cupom cambial)<sup>28</sup>. Os dados de intervenções foram agrupados em séries de compra e venda de dólar (*interv\_c* e *interv\_v*), tendo valor positivo as compras de divisas no mercado à vista e as vendas de contrato *swap*.

Os dados relacionados às alterações de IOF foram abertos em cinco tipos fluxos cambiais sobre os quais a taxação foi imposta durante o período: (i) operações de renda fixa (*IOF\_rf*), (ii) operações de mercado de ações (*IOF\_ma*), (iii) operações de empréstimos externos (*IOF\_ee*)<sup>29</sup>, (iv) IOF sobre uso de cartão de crédito no exterior (*IOF\_cc*)<sup>30</sup> e, por fim, (v) sobre a margem de garantia dos investimentos estrangeiros no mercado futuro, ie. derivativos (*IOF\_de*). O impacto das mudanças que tangem ao uso do IOF sobre as operações pretende ser analisado separadamente, por cada um dos cinco tipos de atuação acima referidos, ou por cada evento de alteração tarifária ocorrida durante o período.

Desta forma, a equação passa a ser identificada da seguinte forma (equação 3):

$$\log e_t = \beta_0 + \beta_1 \log CRB_t + \beta_2 \log IBOV_t + \beta_3 \log EMBI_{br}_t + \beta_4 [\log(1 + i_t) - \log(1 + i^*_t)] + \beta_5 \log interv_v + \beta_6 \log interv_c + \beta_7 IOF,$$

Onde por IOF entendem-se os cinco tipos de IOF mencionados no parágrafo anterior, ou os cinco principais eventos de alteração de alíquota tarifária ocorridos durante o período, conforme o caso. Sobre estes dados, serão testadas mais adiante duas formas de apresentá-los: a primeira trata dos dados crus, ou seja, representando o percentual do

<sup>28</sup> Mais especificamente, segundo o BCB (2007-2012): *SWAPC* = Operações de swap registradas na BM&FBovespa, na forma do "Contrato de Swap Cambial com Ajuste Periódico - SCC", em que o Banco Central assume a posição de comprador do referido contrato (posição passiva em: taxa de câmbio + cupom cambial) e as instituições financeiras contempladas a posição de vendedoras (posição passiva em: juros DI). *SWAPV* = Operações de swap registradas na BM&FBovespa, na forma do "Contrato de Swap Cambial com Ajuste Periódico - SCC", em que o Banco Central assume a posição de vendedor do referido contrato (posição passiva em: juros DI) e as instituições financeiras contempladas a posição de compradoras (posição passiva em: taxa de câmbio + cupom cambial).

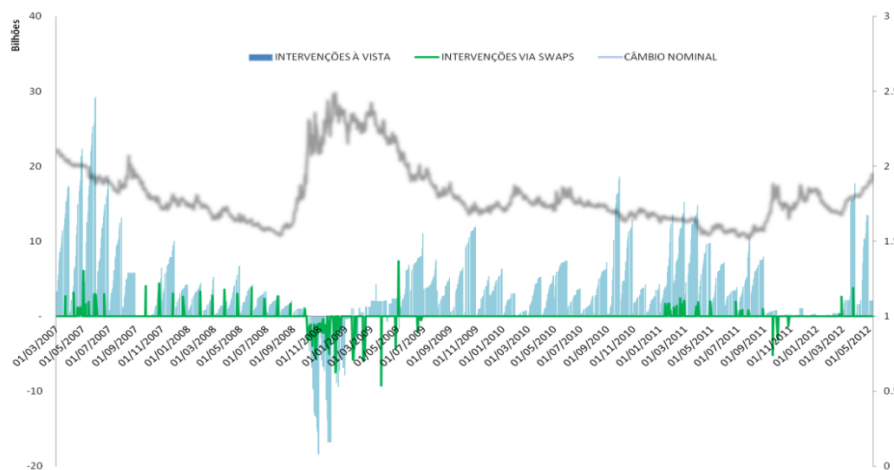
<sup>29</sup> Também conhecidas no mercado como operações 4131, em referência à Lei que regula captações externas. Para tais a restrição de IOF se aplica a prazos de curto a médio no período estudado.

<sup>30</sup> Como ressaltado mais adiante, o impacto do *IOF\_cc* deve ser na direção inversa aos demais, além disso, destaca-se que o fim maior do mesmo seja arrecadatório.

fluxo de capitais taxados por cada tipo de IOF, e a segunda trata da inclusão de *dummies* para os principais eventos de alteração tarifária (i.e., cada inclusão e cada variação dos diferentes tipos de IOF).

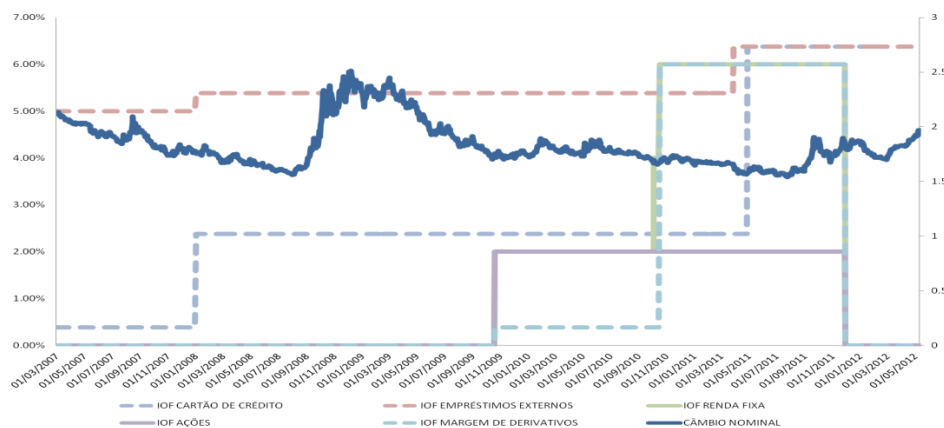
Os gráficos abaixo apresentam os dados de intervenções do BCB e os dados de alterações de IOF, respectivamente, comparados com o comportamento da taxa de câmbio nominal. Ocorreram, durante o período analisado, 51 dias com intervenções do BCB via operações à termo, 1203 dias com intervenções do BCB via operações à vista e 13 alterações de tarifas de IOF sobre os 5 tipos fluxos de capitais externos tratados conjuntamente.

**Gráfico 1: Intervenções do BCB**



Fonte: BCB, elaboração própria

**Gráfico 2: Alterações de IOF**



Fontes: BCB e Ministério da Fazenda, elaboração própria

Cabe aqui um comentário sobre a questão do prazo de duração do efeito de uma intervenção cambial. Embora este não tenha sido alvo de análise neste trabalho, outros como Vervloet (2010), citado acima, apontam na direção de que os efeitos de uma intervenção do BCB no estilo “*once and for all*”, feita isoladamente seria de curta duração. Contudo, como se observa no *Gráfico 1*, apresentado acima, as intervenções do BCB se dão de forma repetida ao longo de todo um período no qual, por alguma razão, o BCB julgou haver uma pressão na direção da taxa de câmbio contrária àquela desejada pelo governo. Assim, as intervenções não devem ser analisadas de forma isolada, mas sim conjuntamente ao longo de um período. Em outras palavras, parece ser mais relevante observar se o governo logrou êxito em evitar o movimento ao longo de um período de apreciação ou depreciação do câmbio, até que a potencial razão exógena para este movimento cessasse, ou até que o BCB afetasse o canal das expectativas e conseguisse influenciar o comportamento dos agentes.

Ainda, antes de apresentar a análise estatística dos dados, vale refletir brevemente sobre o que a intuição econômica indica ser o resultado esperado para a influência de cada uma das variáveis explicativas do câmbio a serem incluídas nos modelos. O quadro abaixo pretende, por meio das equações lógicas (as setas sinalizam correlação, sem necessariamente indicar a direção da causalidade), explicitar o resultado esperado de cada um dos coeficientes da *equação 1*, descrita anteriormente:

### **Quadro 1: Relações Lógicas esperadas**

$\uparrow CRB_t \rightarrow \uparrow \text{fluxo de capitais entrantes} \rightarrow \uparrow \text{demanda por reais} \rightarrow \downarrow e_t,$

$\uparrow IBOV_t \rightarrow \uparrow \text{fluxo de capitais entrantes} \rightarrow \uparrow \text{demanda por reais} \rightarrow \downarrow e_t,$

$\uparrow EMBI_{br}_t \rightarrow \uparrow \text{risco de títulos brasileiros} \rightarrow \downarrow \text{demanda por reais} \rightarrow \uparrow e_t,$

$\uparrow DXY_t \rightarrow \uparrow \text{valor do USD} \rightarrow \uparrow e_t,$

$\uparrow \frac{1+i_t}{1+i^*_t} \rightarrow \uparrow \text{atratividade de tít. brasileiros} \rightarrow \uparrow \text{demanda por reais} \rightarrow \downarrow e_t,$

Os coeficientes das variáveis de intervenção, por sua vez devem ter sinais positivos (mesmo para *interv<sub>v</sub>*, que trata de vendas de dólares pelo BCB, pois os valores são inseridos com sinal negativo), se é que estas intervenções foram eficientes, uma vez que uma compra de dólares, tal qual uma barreira à demanda por reais (o IOF), deve agir na direção de depreciar o real (ou seja, aumentar a taxa de câmbio)<sup>31</sup>. Alguns trabalhos encontraram em seus resultados sinais opostos para as variáveis de intervenções, o que potencialmente poderia ser interpretado como se a autoridade monetária estivesse “remando contra a maré” ou “*leaning against the wind*”.

#### d. Análise estatística dos dados

Para a escolha das melhores técnicas econométricas a serem aplicadas para cálculo da equação descrita, é fundamental que as variáveis usadas no modelo sejam testadas primeiramente quanto à sua estacionariedade e, em seguida, caso haja variáveis não-estacionárias com o mesmo grau de integração, quanto à presença de cointegração entre as mesmas.

Dessa forma, conforme apresentado em anexo estatístico (*Anexo I*), para o período tratado, todas as variáveis<sup>32</sup>, com exceção das intervenções do BCB, se mostraram como não-estacionárias após a análise dos correlogramas das mesmas e da aplicação do teste ADF<sup>33</sup>. Por serem I(1), como também explicitado em referido anexo, na ausência de cointegração, uma alternativa válida seria o uso dessas variáveis em primeira diferença no modelo econométrico rodado em mínimos quadrados ordinários.

Uma vez percebido que existem variáveis integradas de mesma ordem no modelo e à luz das experiências observadas nos modelos rodados em trabalhos anteriores, antes de se estimar qualquer equação parece ser interessante testar as variáveis quando à sua cointegração. Sabe-se que, caso comprovada a presença de variáveis cointegradas, uma gama de metodologias de estimação se mostra mais adequada que as demais.

---

<sup>31</sup> Logicamente, uma redução do IOF (como representado pela *Dummy 5*, adiante) ou um IOF sobre a compra de dólares (como o IOF sobre o cartão de crédito) devem ter coeficientes com sinais negativos.

<sup>32</sup> Para algumas variáveis é fundamental lembrar que trata-se da análise de estacionariedade no período tratado. No longo prazo, talvez os resultados teóricos mais intuitivos não fossem esses.

<sup>33</sup> *Augmented Dickey-Fuller*



Neste sentido, em seguida aos testes de raiz unitária, foi utilizada a metodologia de Johansen para testar a presença de cointegração entre as variáveis. Os resultados da aplicação desta metodologia também podem ser encontrados em anexo neste trabalho (*Anexo 2*). Como se pode observar nos resultados apresentados neste Anexo 2, a metodologia aponta para a presença de uma relação de cointegração entre as variáveis. Para todas as cinco especificações do teste tanto a estatística de traço quanto a de máximo autovalor apontam para essa conclusão. Dessa forma, não se faz necessário o uso das variáveis em diferença como forma de superar a questão da não estacionariedade das variáveis.

Deve-se atentar ainda que se observam indícios de endogeneidade, dada a partir da simultaneidade na determinação entre a variável independente e o regressor *diferencial* (de taxa de juros). A razão para tal é economicamente dedutível do modelo Mundell-Fleming apresentado brevemente no capítulo 2 deste trabalho. Ocorre que, ao mesmo tempo em que a taxa de câmbio nominal influencia o diferencial de taxa de juros (por ser parte do “preço” pago pelo investidor estrangeiro, quando este escolhe entre a remuneração em reais ou dólar), o diferencial de taxa de juros também influencia a determinação da taxa de câmbio nominal (na medida em que um maior diferencial de juros atrai mais capital estrangeiro para a economia brasileira afetando a taxa de câmbio).

A princípio a relação teórica poderia ser questionada na prática, alegando-se que, a depender dos regimes cambial e monetário adotados, uma das duas variáveis seria determinada exogenamente. No caso brasileiro para o período tratado, claramente desconfiar-se-ia que a taxa de juros seria determinada de forma exógena, a partir das decisões de política monetária do BCB. Ocorre que, em um regime de metas, essas decisões de política monetária respondem a variações da inflação, que por sua vez sofreriam influência da taxa de câmbio nominal, no que se convencionou chamar *pass-through*. O efeito do *pass-through* no Brasil foi analisado por diversos trabalhos<sup>34</sup>, mas sabe-se que seu efeito depende do período analisado, dentre outras coisas como grau de abertura da economia. Este trabalho não pretende entrar nessa seara, até porque, a

---

<sup>34</sup> Goldfajn e Werlang (2000), fizeram interessante estudo em painel para 71 economias sobre o tema. Posteriormente o próprio Goldfajn e Minella, voltam a tratar o assunto outras vezes para o Brasil, obtendo resultados que apontam que para alguns setores o *pass-through* pode ser bastante significativo.

dificuldade de se trabalhar com dados de inflação em bases diárias tornariam os resultados pouco significativos.

Neste sentido, há de se trabalhar com o fato de que não se pode negar com certeza a possível existência dessa simultaneidade indireta entre diferencial de juros e câmbio; além disso, sabe-se que grande parte dos trabalhos no tema trabalha com a validade dessa relação simultânea. Assim, ainda que potencialmente o *pass-through* no período analisado venha a ser menor por alguma razão, a simples existência deste canal para a simultaneidade parece ser suficiente para justificar a importância de se tratar dessa questão na análise empírica que se realizará no capítulo seguinte<sup>35</sup>.

Por sua vez, com relação às variáveis DXY e CRB, que são índices determinados pelo mercado internacional (de moedas e de *commodities*, respectivamente), para o qual o Brasil é, generalizando, uma pequena economia aberta, pode-se supor que sejam variáveis exógenas do modelo. Em outras palavras, a intuição econômica indica que não é de se supor que o câmbio nominal BRL/USD determine ou influencie significativamente esses índices, razão pela qual a simultaneidade nestes casos será descartada. O mesmo deve ser feito com relação ao EMBI<sub>br</sub> variável muito mais ligada às condições macro estruturais do que à variação cambial diária.

Sobre a forma de análise dos dados de IOF, notou-se que observar o impacto da variação das alíquotas aplicadas sobre cada tipo de transação taxada traz um resultado interessante, mas ainda não completo. Como muitas vezes as alterações de alíquotas ocorreram simultaneamente sobre mais de um fluxo financeiro, viu-se importância em analisar cada um dos momentos de ação do Ministério da Fazenda, de forma a complementar a informação dada pela análise da série das alíquotas, anteriormente proposta. No intuito de complementar a análise do impacto do imposto, as variáveis de IOF serão então testadas sob a forma de *dummies*, tal qual realizado por Schwartzman (2010). Neste caso, no entanto, trata-se de cinco<sup>36</sup> principais momentos de intervenção, dos quais o último foi no sentido inverso aos demais, quando uma redução do IOF sobre

---

<sup>35</sup> O Anexo 4 do trabalho aborda um teste econométrico à questão tratada com foco na própria *equação 1*.

<sup>36</sup> De fato, houve sete momentos de alteração dos tipos de IOF tratados, no entanto, a mudança do IOF sobre empréstimos externos em março de 2011, quando passou de 5,38% para 6,38% teve impacto muito reduzido sobre as transações financeiras, servindo principalmente apenas para fechar brechas de escape da taxa de renda fixa. Enquanto isso, a alteração do cartão de crédito em abril do mesmo ano teve viés majoritariamente arrecadatário admitido pelo Tesouro e afetou um fluxo relativamente muito pequeno de capitais. Ainda assim, foi testada a inclusão de *dummies* para esses eventos, mas os resultados pareceram inconsistentes, de forma que a mesma foi descartada.

renda fixa, ações e derivativos foi implantada no intuito de reduzir a depreciação repentina da moeda decorrente da crise do Euro, em 30.11.2011.

## 5. ANÁLISE EMPÍRICA E RESULTADOS

### a. Análise empírica

Levando em conta as considerações previamente realizadas, espera-se que o modelo usado para análise empírica dos impactos das intervenções sobre o câmbio considere o problema de endogeneidade nas variáveis, ou seja, correlação delas com o termo de erro da regressão, provavelmente resultado do caso específico de simultaneidade, como citado acima.

Usualmente este problema é corrigido nos trabalhos sobre o tema por meio do uso de variáveis instrumentais. Tipicamente, como referido brevemente nas descrições desses trabalhos anteriores, os modelos são rodados em mínimos quadrados em dois estágios (2SLS) ou, mais elaboradamente, com um vetor de correção de erros (VECM), com um GMM ou GARCH, dependendo da equação estudada, sempre fazendo uso de variáveis instrumentais. Neste presente trabalho, pretende-se fazer uso de duas metodologias diferentes de forma a superar o problema da endogeneidade: (i) o uso do método generalizado dos momentos (GMM), e sua versão particular, mínimos quadrados em dois estágios (2SLS), com variáveis instrumentais e (ii) o uso de mínimos quadrados ordinários dinâmicos (DOLS).

Antes de prosseguir com a utilização de métodos melhores que o OLS no caso de endogeneidade, vale testar se de fato há endogeneidade da variável *diferencial*. Para isso comparou-se as estatísticas-J da *equação 2*, rodada por GMM e por 2SLS e também rodada sem o uso de variáveis instrumentais (equações restritas e irrestritas). Da diferença entre as estatísticas do teste, obtém-se o resultado do chamado teste de Durbin-Wu-Hausman (DWH), para endogeneidade. O que se nota é que de fato, a variável *diferencial* deve ser tratada como endógena. Os resultados das equações restritas e irrestritas e suas estatísticas- J são reportados no Anexo 4 deste trabalho, tanto para GMM, quanto para 2SLS. Assim, efetivamente devemos continuar a análise com

métodos econométricos que superem a endogeneidade presente, sendo o OLS um método viesado para o caso.

Primeiramente, o GMM é escolhido como método de estimação das equações do modelo de forma natural, uma vez que há indícios de endogeneidade. Nesses casos, o uso deste método com variáveis instrumentais permite que se substituam as variáveis potencialmente correlacionadas com o erro por variáveis que satisfaçam as condições de inclusão e de exclusão, como descrito anteriormente. Como usual em trabalhos de séries temporais, a variável instrumental natural é a própria variável endógena defasada. A princípio, poderia ser cogitada a não necessidade do uso do método 2SLS, uma vez que este não passa de uma versão particular do GMM. No entanto, ainda assim optou-se por rodar o 2SLS, no intuito de tornar o presente trabalho mais fácil de ser comparado à grande parte dos outros trabalhos citados, em que se faz uso do 2SLS, como pode ser observado no Anexo 1, adiante.

No caso em pauta, tanto para o GMM, quanto para o 2SLS, para variáveis instrumentais, será feito uso da referida variável tradicional (no caso, o diferencial de juros defasado), além das defasagens do índice  $EMBI_{br}$ , como *proxy* do risco dos ativos brasileiros. Quanto ao número de defasagens de cada variável, inicialmente testou-se usar 5 defasagens (5 dias úteis), baseado no fato de que usar a defasagem de 5 dias úteis (uma semana) impediria que os resultados fossem afetados por efeitos sazonais conhecidos dos mercados financeiros, ainda que não comprovados, como o efeito-sexta-feira, ou efeito segunda-feira. No entanto, notou-se que o modelo com 5 defasagens apresentou um p-valor para a estatística  $f$ , significativamente menor que o modelo com apenas uma defasagem. Por tal razão, optou-se por usar defasagem de um dia em ambas as variáveis instrumentais. O que se espera com isso, é que o ganho por usar uma defasagem menor seja maior do que a perda por desconsiderar os efeitos sazonais mencionados.

Ainda visando à superação do problema da simultaneidade, além dos métodos GMM e 2SLS, e diferentemente dos trabalhos anteriores, na análise que se segue pretende-se fazer uso do método de mínimos quadrados dinâmicos (DOLS), sugerido por Stock e Watson (1993). Este método não havia sido até então aplicado na análise do impacto das intervenções cambiais, embora Yoshino e Micheloto (2004) já tenham utilizado

DOLS anteriormente também para o estudo da paridade descoberta dos juros em países emergentes<sup>37</sup>.

O método proposto é mais simples e gera estimadores mais robustos na correção de problemas de viés por simultaneidade e correlação serial (HANSEN, 2010). Na prática, a metodologia consiste na simples incorporação de *leads* e *lags* das variáveis explicativas, removendo o efeito deletério da dinâmica de curto prazo do vetor de cointegração. O procedimento faz uso de erros padrões robustos (*Newey-West*, para correção de problemas de autocorrelação e heterocedasticidade), é consistente, assintoticamente normalmente distribuído e eficiente<sup>38</sup>, sendo apresentado pelos autores da seguinte forma:

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^N \beta_i x_{it} + \sum_{i=1}^N \sum_{j=-k_1}^{k_2} \gamma_{ij} \Delta x_{it} + \epsilon_t$$

Mais importante, o DOLS apresenta estimadores mais eficientes que as demais metodologias citadas, i.e., tem menor variância, ou, no caso de estimadores não viesados, tem menor erro quadrático médio. Esta eficiência, evidenciada via experimentos de Monte Carlo por Stock e Watson (1993), neste caso decorre, principalmente, da não necessidade da incorporação de novas variáveis instrumentais. Como comentado por Sarno e Taylor (2001) e claramente admitido em Tapia e Tokman (2004) e em Vervloet (2010), em geral faltam boas variáveis instrumentais para corrigir o problema de endogeneidade na questão tratada, abrindo a possibilidade de que se encontrassem alguns dos problemas de inconsistência e viés possíveis no uso de variáveis instrumentais fracas para séries temporais, como foi descrito por Bound, Jaeger e Baker (1995). Há indícios de que a metodologia implique em resultados ainda mais robustos no presente trabalho uma vez que nele se tem aproximadamente 1.300 observações, um número relativamente grande, para um número pequeno de variáveis explicativas.

Primeiramente foi rodado um modelo *log-log* cuja especificação excluía as variáveis de intervenção, conforme *equação 2*, acima. Estimada através da metodologia de Stock e

---

<sup>37</sup> No trabalho os autores focam mais propriamente no questionamento sobre a validade do chamado *forward premium puzzle*.

<sup>38</sup> Sobre as propriedades do estimador dinâmico de Stock e Watson, vale ler também o capítulo 19 de Hamilton (1994) e o capítulo 10 de Hayashi (2000).

Watson, por GMM e por 2SLS, esta equação pretende apresentar o modelo-base sobre o qual serão testadas as intervenções do governo brasileiro para o período. Para o método DOLS, foram utilizados 2 *leads* e 2 *lags*, por ser a relação mais comumente observada em trabalhos usando DOLS e porque mudanças na quantidade de *leads* e *lags* foram testadas para de 1 a 5 em cada variável e não foram obtidos resultados significativamente diferentes do aqui apresentado. Conforme esperado pelas relações lógicas do Quadro 1, a equação 2, cujos resultados completos estão apresentados no Anexo 5 deste trabalho, apresenta os seguintes valores para parâmetros e *p-valores*:

### Quadro 2: Resultado de equação-base (equação 2):

Variável	GMM		DOLS		2SLS	
	Parâmetro ( $\beta$ )	<i>P-valor</i>	Parâmetro ( $\beta$ )	<i>P-valor</i>	Parâmetro ( $\beta$ )	<i>P-valor</i>
CRB	-0.18	0.00	-0.16	0.00	-0.18	0.00
DXY	0.74	0.00	0.76	0.00	0.75	0.00
EMBI_BR	0.03	0.01	0.04	0.02	0.03	0.01
IBOV	-0.24	0.00	-0.24	0.00	-0.24	0.00
DIFERENCIAL	-0.005	0.01	-0.006	0.00	-0.006	0.01
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.91</b>		<b>0.91</b>		<b>0.91</b>	
<b>Estatística-J</b>	<b>0.14</b>	<b>(0.71)</b>	<b>NA</b>		<b>0.25</b>	<b>(0.62)</b>

Antes de efetivamente testar as variações da especificação completa (equação 3), foi realizada ainda um teste da especificação do modelo excluindo as variáveis a IOF (i.e., incluindo apenas as variáveis de intervenções à vista e via swap, além das variáveis da equação 2). Esta especificação é similar àquelas utilizadas na maioria dos trabalhos sobre a eficácia de intervenções esterilizadas do BCB. Os resultados seguem no quadro 3, abaixo:

### Quadro 3: Resultado de equação-base (equação 2 + interv. BCB):

Variável	GMM		DOLS		2SLS	
	Parâmetro ( $\beta$ )	<i>P-valor</i>	Parâmetro ( $\beta$ )	<i>P-valor</i>	Parâmetro ( $\beta$ )	<i>P-valor</i>
CRB	-0.18	0.00	-0.16	0.00	-0.17	0.00
DXY	0.74	0.00	0.75	0.00	0.75	0.00
EMBI_BR	0.04	0.01	0.05	0.02	0.04	0.01
IBOV	-0.25	0.00	-0.23	0.00	-0.24	0.00

DIFERENCIAL	-0.01	0.01	-0.01	0.00	-0.01	0.01
INTERV_C	0.00	0.53	0.002	0.47	0.00	0.44
INTERV_V	0.01	0.26	-0.003	0.66	0.003	0.62
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.91</b>		<b>0.91</b>		<b>0.91</b>	
<b>Estatística-J</b>	<b>0.46</b>	<b>(0.50)</b>	<b>NA</b>		<b>0.59</b>	<b>(0.44)</b>

Como se pode observar no quadro de resultados, nos métodos com variáveis instrumentais, as variáveis de intervenções apresentaram os sinais esperados para os parâmetros, na medida em que intervenções de venda deveriam reduzir a taxa de câmbio nominal (o que, como tais entram com sinal negativo, deveria implicar em um  $\beta$  positivo), enquanto as intervenções de compra deveriam elevá-la de fato (também implicando em um sinal positivo para  $\beta$ ). Para o método *DOLS*, contudo, as intervenções de venda apareceram com o sinal contrário ao esperado, o que, em caso de significância estatística comprovada poderia ser interpretado como uma possível atuação “*leaning against the wind*”. No entanto, todas as variáveis de intervenção pareceram não ser estatisticamente significantes para nenhum dos casos, com *p-valores* extremamente elevados.

A equação anterior foi ainda testada com a substituição das variáveis de intervenção de compra e venda por uma única variável de intervenções líquidas (*interv\_liq* = compras menos vendas). O resultado acima obtido se manteve, com um  $\beta$  positivo para todos os métodos, logo com sinal esperado, mas com *p-valor* elevado, variando entre 0,2 e 0,6, indicando uma significância estatística muito reduzida.

Além disso, para testar a confiança que se deve ter nas variáveis instrumentais utilizadas, apresenta-se a *estatística-J* para as regressões efetuadas via GMM. O método GMM elege os coeficientes de maneira que os resíduos da regressão sejam ortogonais aos instrumentos utilizados. Quanto mais próximo de zero estiver a estatística-J, maior é a probabilidade de que os instrumentos acima utilizados sejam ortogonais e, conseqüentemente, válidos. Trata-se do conhecido teste de sobre-identificação. Pode-se notar pelo *p-valor* obtido que a hipótese de que a *estatística-J* apresentada não seja estatisticamente diferente de zero não é rejeitada a um nível de significância de 10%, por exemplo. O mesmo se verifica também para as demais regressões do trabalho, a serem apresentadas adiante.

Foram testadas então as duas especificações sugeridas para o modelo completo, com resultados apresentados adiante neste trabalho. A primeira especificação trata as intervenções de IOF como séries fixas de cada percentual ou alíquota de taxaço (tal qual apresentado no *gráfico 2*, anteriormente), sendo cada série relativa a cada um dos cinco tipos de intervenção via IOF realizadas no período. A segunda especificação trata cada um dos cinco eventos de alteração de um ou mais tipos de IOF ao longo do período. Nesta última especificação, é importante notar que o último evento de alteração do IOF se deu no sentido inverso aos demais, com redução dos percentuais de taxaço, uma vez que o real se encontrava em uma depreciação, fruto da inversão dos fluxos de capitais após o agravamento da crise europeia.

Os resultados das duas especificações se encontram resumidos nos quadros abaixo.

#### **Quadros 4 e 5: Resultado de equação completa (equação 3):**

##### Com dummies

<u>Variável</u>	<u>GMM</u>		<u>DOLS</u>		<u>MQ2E</u>	
	<u>Parâmetro (<math>\beta</math>)</u>	<u>P-valor</u>	<u>Parâmetro (<math>\beta</math>)</u>	<u>P-valor</u>	<u>Parâmetro (<math>\beta</math>)</u>	<u>P-valor</u>
CRB	-0.38	0.00	-0.39	0.00	-0.38	0.00
DXY	0.56	0.00	0.56	0.00	0.56	0.00
EMBI_BR	0.07	0.00	0.07	0.00	0.07	0.00
IBOV	-0.18	0.00	-0.16	0.00	-0.18	0.00
DIFERENCIAL	-0.01	0.02	-0.01	0.01	-0.01	0.02
INTERV_C	0.003	0.04	0.004	0.04	0.003	0.04
INTERV_V	0.00	0.65	-0.001	0.86	0.002	0.71
DUMMY_1	-0.02	0.11	-0.02	0.09	-0.02	0.11
DUMMY_2	0.01	0.27	0.01	0.24	0.01	0.27
DUMMY_3	0.04	0.00	0.03	0.40	0.04	0.00
DUMMY_4	0.02	0.00	0.03	0.47	0.02	0.00
DUMMY_5	0.02	0.08	0.01	0.14	0.02	0.08
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.94</b>		<b>0.94</b>		<b>0.93</b>	
<b>Estatística-J</b>	<b>0.003</b>	<b>(0.96)</b>	<b>NA</b>		<b>0.004</b>	<b>(0.95)</b>



Com tipos de IOF

<u>Variável</u>	<u>GMM</u>		<u>DOLS</u>		<u>MQ2E</u>	
	<u>Parâmetro (<math>\beta</math>)</u>	<u>P-valor</u>	<u>Parâmetro (<math>\beta</math>)</u>	<u>P-valor</u>	<u>Parâmetro (<math>\beta</math>)</u>	<u>P-valor</u>
CRB	-0.38	0.00	-0.39	0.00	-0.38	0.00
DXY	0.56	0.00	0.56	0.00	0.56	0.00
EMBI_BR	0.07	0.00	0.07	0.00	0.07	0.00
IBOV	-0.18	0.00	-0.16	0.00	-0.18	0.00
DIFERENCIAL	-0.01	0.02	-0.01	0.01	-0.01	0.02
INTERV_C	0.003	0.04	0.004	0.04	0.003	0.04
INTERV_V	0.00	0.65	-0.001	0.86	0.002	0.71
DUMMY_1	-0.02	0.11	-0.02	0.09	-0.02	0.11
DUMMY_2	0.01	0.27	0.01	0.24	0.01	0.27
DUMMY_3	0.04	0.00	0.03	0.40	0.04	0.00
DUMMY_4	0.02	0.00	0.03	0.47	0.02	0.00
DUMMY_5	0.02	0.08	0.01	0.14	0.02	0.08
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.94</b>		<b>0.94</b>		<b>0.93</b>	
<b>Estatística-J</b>	<b>0.003</b>	<b>(0.96)</b>	<b>NA</b>		<b>0.004</b>	<b>(0.95)</b>

Antes de analisar os resultados apresentados nos quadros acima, cabe ainda fazer constar uma última especificação de equação com o objetivo de medir o impacto conjunto das ações cambiais do governo brasileiro via intervenções do Bacen e via taxação de capitais entrantes por IOF. Para isso, será rodada a mesma regressão dos quadros acima substituindo as variáveis *interv\_c* e *interv\_v* pela já referida *interv\_liq*, representando o somatório das duas anteriores. Além disso, será usada a variável *IOF\_unif.*, construída a partir da ponderação das variáveis de IOF usadas acima pelo fluxo de capitais base sobre o qual a cada uma dos eventos de taxação exerceu controle. O anexo 8 deste trabalho traz um resumo dos montantes de cada um dos fluxos taxados, usados como peso na construção da nova variável. Foi usado como referência para cálculo dos pesos o fluxo anual de capitais registrado no balanço de pagamentos de 2007, o primeiro ano da amostra, de forma a se evitar qualquer endogeneidade entre o fluxo cambial e a própria taxa do IOF alterada durante o período em estudo.

A ideia por trás dessa especificação é poder observar além dos eventos isolados de intervenção de cada tipo, e obter uma análise conjunta de cada um dos instrumentos usados ao longo dos 5 anos analisados. Os resultados obtidos são apresentados no quadros 6 e 7, abaixo:

**Quadros 6 e 7: Resultado de equação completa com variáveis de intervenção unificadas (equação 3):**

<i>Tarifas IOF</i>						
<u>Variável</u>	<u>GMM</u>		<u>DOLS</u>		<u>2SLS</u>	
	<u>Parâmetro (<math>\beta</math>)</u>	<u>P-valor</u>	<u>Parâmetro (<math>\beta</math>)</u>	<u>P-valor</u>	<u>Parâmetro (<math>\beta</math>)</u>	<u>P-valor</u>
CRB	-0.21	0	-0.17	0.00	-0.21	0.00
DXY	0.66	0	0.75	0.00	0.66	0.00
EMBI_BR	0.03	0.0088	0.05	0.01	0.03	0.04
IBOV	-0.25	0	-0.24	0.00	-0.25	0.00
DIFERENCIAL	-0.00	0.0415	-0.01	0.01	-0.005	0.05
INTERV_LIQ	0.002	0.4409	0.001	0.41	0.001	0.56
IOF_UNIF.	0.000	0.2074	0.000	0.67	0.000	0.77
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.91</b>		<b>0.91</b>		<b>0.91</b>	

<i>Dummies<sup>39</sup></i>						
<u>Variável</u>	<u>GMM</u>		<u>DOLS</u>		<u>2SLS</u>	
	<u>Parâmetro (<math>\beta</math>)</u>	<u>P-valor</u>	<u>Parâmetro (<math>\beta</math>)</u>	<u>P-valor</u>	<u>Parâmetro (<math>\beta</math>)</u>	<u>P-valor</u>
CRB	-0.26	0.00	-0.31	0.00	-0.25	0.00
DXY	0.69	0.00	0.51	0.00	0.68	0.00
EMBI_BR	0.05	0.00	0.05	0.01	0.06	0.00
IBOV	-0.24	0.00	-0.27	0.00	-0.24	0.00
DIFERENCIAL	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00
INTERV_LIQ	0.004	0.00	0.004	0.06	0.003	0.02
IOF_UNIF.(d)	0.000	0.00	0.000	0.00	0.000	0.00
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.92</b>		<b>0.93</b>		<b>0.93</b>	

Nos quadros acima, se observa que os resultados das variáveis unidas foi relativamente inconsistente, frente àqueles esperados e frente àqueles encontrados nas especificações anteriores. Por tal razão, a análise dos resultados – que se apresentará na seção abaixo (5.b) não se baseará nesta última especificação, mas tão somente nas dos quadros 5 e 6, já apresentados anteriormente.

### **b. Análise dos resultados**

Pelo que é observado nos quadros 3 e 4 acima, dentre os instrumentos da autoridade monetária, apenas as intervenções de compra do BCB pareceram, ter apresentado um grau significativo de relevância estatística na maioria dos modelos, ainda que tenha sido

<sup>39</sup> A ponderação das *dummies* se deu também baseada nos fluxos de capitais de 2007, levando em conta os tipos de fluxo taxados em cada evento de intervenção via IOF. Uma tabela resumindo cada um dos eventos de intervenção retratado pelas *dummies* se encontra no anexo 8 deste trabalho.

para um nível baixo de impacto sobre o câmbio nominal. Já com respeito às operações de venda de divisas do BCB, não se obteve significância estatística em nenhuma especificação e em nenhum método utilizado.

Sobre as variáveis de IOF, as intervenções ocorridas em outubro de 2010 (*dummies* 3 e 4), apontam ter o sinal esperado para o coeficiente e alguma significância estatística mais relevante na maioria dos métodos utilizados. Naquele período, a tarifa de IOF sobre operações de renda fixa foi alterada por duas vezes (de 2% para 4% e menos de duas semanas depois para 6%). Não por acaso, nas regressões com a especificação dos tipos de IOF, as únicas variáveis que na maioria dos métodos de análise apresentaram resultado estatisticamente significativo para o sinal do parâmetro esperado foram as variáveis  $IOF_{rf}$  e  $IOF_{ee}$ , referentes respectivamente às séries históricas das taxas de IOF cobrada sobre renda fixa e empréstimos externos<sup>40</sup>.

O resultado observado não chega a ser surpreendente. Primeiramente, deve-se focar na eficácia das operações de compra de dólar (ou venda de contratos de *swap*) frente à ineficácia das operações de venda. Parece válido supor que as operações de compra lograram êxito, pois se deram em períodos longos, nos quais os investidores estrangeiros traziam capitais para a economia brasileira na busca de investimentos mais rentáveis em momentos de relativa abundância de liquidez no mercado internacional. Enquanto isso, as operações de venda se deram majoritariamente no final de 2008, início de 2009 e final de 2011 (vide *gráfico 2* anterior), momentos em que o enorme estresse econômico internacional, causado respectivamente pela crise americana e europeia, fez com que houvesse grande escassez de liquidez nos mercados globais.

Frente a uma conjuntura internacional de crise, é de se supor que a ação do BCB seja muito pequena para influenciar o fluxo de capitais para fora da economia brasileira. Esse resultado vai na mesma direção de Oliveira (2004), que encontra resultado positivo quanto à eficácia das intervenções do BCB em períodos de baixa volatilidade cambial e ineficácia em períodos de alta volatilidade (momentos de crise). Além disso, é sabido

---

<sup>40</sup> Apesar de, a princípio, o resultado da análise pelo método DOLS não ser tão estatisticamente significativo quanto aqueles resultantes dos demais métodos econométricos para o  $IOF_{rf}$ , considera-se, para fins de resultado, aquele encontrado na maioria dos métodos. Ademais, a análise desse instrumento deve ser realizada sempre em conjunto com o  $IOF_{ee}$  por causa da complementaridade entre ambos expressa adiante e elucidada no *gráfico c)* do Anexo 8 deste trabalho. Esta análise sim se mostra similarmente significativa em todos os três métodos aplicados.

que o BCB tem uma limitação para operações de venda dada pelo estoque de reservas disponíveis, enquanto essa limitação não existe quando se trata de operações de compra.

Em segundo lugar, quanto à eficácia mais significativa da alteração da taxa do IOF sobre operações de renda fixa e de empréstimos externos pode ser explicada por algumas razões principais, descritas a seguir.

Sobre o IOF sobre renda fixa ( $IOF_{rf}$ ): (i) Como apresentado no Anexo 7 a este trabalho, os investimentos em renda fixa chegaram a representar quase 20% do passivo externo nacional no período analisado. Tal fato torna este fluxo muito significativo frente aos demais investimentos taxados, tanto quanto os fluxos para mercado acionário e empréstimos externos. Com relação ao fluxo para o mercado acionário, além do IOF sobre renda fixa ter sido até três vezes maior (6% sobre *r.f.* e no máximo 2% sobre *m.a.*), a natureza dos investidores em ações, que buscam retornos altos em um mercado mais arriscado, torna a taxa do IOF relativamente menos significativa do que no mercado de renda fixa<sup>41</sup>. Já com relação ao fluxo sobre empréstimos externos, nota-se que há uma complementaridade ao fluxo para renda fixa (vide Anexo 8), por razões a serem expostas mais adiante. (ii) Como entre os episódios marcados pelas *dummies* 3 e 4 houve um período de apenas 13 dias, é possível que o Ministério da Fazenda tenha surpreendido os agentes do mercado, logrando sucesso pelo canal da sinalização/expectativas, já que não é praxe do governo alterar duas vezes a taxa do IOF sobre fluxos de capitais em período tão reduzido.

Sobre o IOF sobre empréstimos externos ( $IOF_{ee}$ ): Quanto à taxa do IOF sobre este fluxo de capitais, há a complementaridade junto à taxa do IOF sobre o fluxo para renda fixa, referida em parágrafo anterior. Essa pode ser facilmente visualizada no gráfico (a) do Anexo 8, quando após as alterações no IOF sobre renda fixa de 2010, há uma queda da entrada de capitais para este último fim e um aumento do fluxo de capitais para empréstimos externos. Esse fenômeno reflete um artifício usado pelo mercado para fugir para um menor IOF, no qual os bancos brasileiros passavam a tomar empréstimos externos e repassavam para os investidores estrangeiros no Brasil sob a forma de títulos de renda fixa, realizando uma espécie de *hedge*. Com a implantação do IOF sobre os fluxos de empréstimos externos, em meados de 2011, esse canal foi fechado com a elevação da

---

<sup>41</sup> Cabe comentar como contra-argumento que os prazos para investimentos em ações são relativamente mais curtos e assim mais custos seriam impostos sobre esses fluxos financeiros. De qualquer forma esse efeito não parece superar o efeito risco/retorno destacado no texto acima.

alíquota correspondente para 6,38%. Mais além, ao elevar essa alíquota, o governo não só fechou um canal de “drible” da taxaçaõ, mas também passou a taxar todo o fluxo de capitais entrante por meio de empréstimos externos, que por si só já tinha volume superior ao próprio fluxo para operações de renda fixa, como também se nota no Anexo 8 do trabalho<sup>42</sup>.

Algumas possíveis razões para o insucesso dos demais tipos de taxaçaõ via IOF podem ser enumeradas da seguinte forma:

(i) o IOF sobre mercado de ações, tal como referido, afeta investidores com maior apetite ao risco, que buscam maiores retornos. Para esses, um IOF de apenas 2% não afeta de forma tão profícua a rentabilidade esperada de seus investimentos. Além disso, foram encontradas pelo mercado pelo menos duas formas de driblar o IOF sobre mercado de ações: Primeiro, o investidor podia comprar um recibo de açãõ de alguma empresa brasileira na Bolsa de Nova York (*American Depositary Receipts* ou ADR) e convertê-lo em um papel para ser negociado na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa). Essa alternativa era pouco conhecida até o momento, mas por não ser alvo da incidência do IOF passou a ser utilizada, como se observa claramente no gráfico (d) do Anexo 8 deste trabalho. Além disso, o investidor poderia comprar um derivativo de açãõ direto de um banco brasileiro. Esta janela esteve disponível de 2009 a 2010, até que se aumentou para 6% o IOF sobre as margens de garantia de estrangeiros (derivativos) e, posteriormente se impôs aos bancos brasileiros um depósito compulsório sobre suas posições cambiais vendidas<sup>43</sup>.

(ii) Ocorre que mesmo essa última estratégia do governo, regulando o uso de derivativos por recolhimento de margem, passou a ser driblada pelos estrangeiros com o uso do artifício da fiança bancária, no qual o banco brasileiro vira o fiador do investidor estrangeiro para operações em bolsas de mercadorias, futuros e valores. Como a fiança não é considerada uma operação financeira e ocorre no Brasil, não sofre incidência do imposto. Ainda, uma outra alternativa usada foi a fuga para o mercado de balcão, onde não há intervenção ou controle da BM&F, e também não há incidência do imposto.

---

<sup>42</sup> A taxaçaõ deste fluxo de capitais reduziu também o espaço para arbitragem por parte de grandes empresas brasileiras que captavam no exterior, realizavam *swaps* de seus empréstimos para reais e reaplicavam os recursos a taxas mais elevadas em títulos de renda fixa no Brasil.

<sup>43</sup> Em 06/01/11, o BCB anunciou a imposiçaõ de um depósito compulsório sobre as posições cambiais vendidas dos bancos a partir de 04/04/11. O depósito era de 60% sobre a posiçaõ que excedia o menor dos seguintes valores: US\$ 3 bilhões ou o patrimônio de referência dos bancos. Esse limite foi apertado em 06/07/11, quando passou para US\$ 1 milhão.

(iii) O IOF sobre cartão de crédito, por sua vez, teve assumidamente<sup>44</sup> um viés majoritariamente arrecadatário. Como se pode observar no gráfico (e) do Anexo 8, as compras com cartão de crédito no exterior aumentaram continuamente nos últimos 5 anos, sem responder à imposição do IOF. A imposição de uma maior alíquota de IOF sobre cartão de crédito, vai no sentido contrário das demais alíquotas e serviu principalmente para compensar a perda de arrecadação com o Imposto de Renda de Pessoa Física, cumprindo exigência da Lei de Responsabilidade Fiscal. Além disso, como se nota na tabela (a) do Anexo 8, o fluxo de divisas enviadas com o uso de cartão de crédito no exterior foi muito menor que os demais fluxos taxados nesses últimos 5 anos.

Pelas razões expostas acima, presume-se que, embora as demais variáveis de IOF não tenham apresentado a significância estatística obtida pelas variáveis ligadas ao IOF sobre renda fixa, elas continuem sendo importantes variáveis de controle<sup>45</sup>, principalmente na medida em que a ausência da alíquota sobre algum dos fluxos taxados poderia abrir brecha para que a taxação de outro fluxo se tornasse ineficaz.

Frente ao exposto, cabe por fim olhar os coeficientes das variáveis significativas acima e comentar sobre o impacto de cada medida sobre o câmbio nominal. Pelo que se nota, para cada bilhão de dólares empenhado pelo BCB na compra de dólares, há uma depreciação do real da ordem de 0,2% a 0,4% em média (dependendo do método de estimação). Como em média no período, o BCB comprou aproximadamente USD 2,2 bilhões por dia, pode-se imaginar que, grosso modo, o BCB depreciou em média de 0,4% a 0,9% o real em cada dia em que realizou compras de dólar, seja no mercado à vista, seja através de *swaps* cambiais.

Quanto ao impacto do IOF sobre fluxos de renda fixa sobre a taxa de câmbio nominal, uma análise a partir da ótica da especificação com *dummies* leva a crer que as duas intervenções (*dummies 3 e 4*) somadas implicaram em média uma depreciação do real da ordem de aproximadamente 6%. Sob a ótica do tipo de IOF, tem-se que cada 1% a mais de taxação no IOF<sub>rf</sub> implicou em média em 1,8% de depreciação do real. Como a alíquota média deste tipo de IOF no período foi de 1,7%, tem-se que, para o período, o

---

<sup>44</sup> Em 28/03/11, o próprio subsecretário do tesouro Sandro Serpa admitiu esse viés à Agência Estado (2011).

<sup>45</sup> Foi testada ainda assim uma especificação eliminando as variáveis não significativas, mas o resultado da mesma pareceu inconsistente.

IOF em renda fixa implicou em aproximadamente 3,1% de depreciação da moeda brasileira. Além disso, cada 1% a mais de taxaço no IOF<sub>ee</sub> implicou em média em 3% de depreciação do real. Como a alíquota média deste tipo de IOF no período foi de 1,36%, tem-se que, para o período como um todo, o IOF em renda fixa implicou em aproximadamente 4,2% de depreciação da moeda brasileira<sup>46</sup>. Embora já mencionado, cabe chamar a atenção aqui ao fato de que esses resultados se referem sempre à média do período analisado.

Os resultados encontrados apontam na direção de que a política cambial brasileira logrou sucesso em controlar a apreciação cambial no período dos últimos 5 anos, ainda que nem todos os instrumentos utilizados tenham se mostrado completamente eficazes. Este trabalho não esgota todas as formas ou possibilidades de análise do sucesso de política cambial. Como reflete o Anexo 1 adiante, há várias outras metodologias passíveis de serem usadas para mensurar a eficácia da intervenção do governo neste mercado. Além disso, como ressaltado anteriormente, seria importante ainda mensurar o impacto da política cambial estudada também sobre o câmbio real, e não apenas sobre o nominal. Esta fica como uma sugestão para um trabalho futuro sobre o tema. Além disso, deve-se ressaltar, embora o presente trabalho reflita um período onde o governo agiu ativamente na política cambial, é importante que trabalhos semelhantes sejam realizados periodicamente. Isso porque, como destaca o ex-ministro Delfim Netto em texto citado na epígrafe deste trabalho, diferentes “períodos de observação” são fatores fundamentais para resultados diferenciados na análise do comportamento do câmbio.

## 6. CONCLUSÕES

Na tentativa de analisar os efeitos dos instrumentos usados pelo governo brasileiro no âmbito de sua política cambial, o que se apresentou nesse trabalho foi um estudo da eficácia de dois dos principais instrumentos usados pelo mesmo para afetar a taxa de câmbio nominal ao longo dos últimos cinco anos: (i) as intervenções esterilizadas, feitas pelo Banco Central do Brasil (BCB), e (ii) as taxaçoes de fluxos financeiros, determinadas pelo Ministério da Fazenda.

---

<sup>46</sup> Apesar do IOF<sub>ee</sub> ter sido utilizado por um período menor, ele agiu sobre um fluxo em média duas vezes maior do que o o IOF<sub>ff</sub> no período, como se pode observar no Anexo 8, o que gerou um impacto maior quando se olha o período conjuntamente em média.

Para realizar essa análise fez-se uso de três métodos econométricos, dos quais dois amplamente utilizados na literatura sobre o tema (GMM e 2SLS) e um método até então inédito neste tipo de estudo (DOLS). Com base nos resultados obtidos nos modelos testados, descritos ao longo das páginas anteriores, concluiu-se que o governo logrou sim sucesso em afetar a taxa de câmbio nominal com o uso dos instrumentos supracitados de política cambial, embora nem todas as medidas tenham, de fato, alcançado o efeito desejado.

Mais especificamente, o que se analisou foi quais dessas ferramentas efetivamente tiveram impacto sobre o câmbio nominal tal qual esperado no momento da formulação da estratégia de intervenção ou de taxação de fluxos cambiais. Neste sentido, o que se encontrou foram indícios de que as intervenções de compra do BCB e o IOF imposto sobre os influxos de capitais destinados a (i) operações em renda fixa e (ii) a empréstimos externos, foram as ferramentas com maior eficácia dentre todas aquelas analisadas ao longo do trabalho.

Em números, para cada bilhão de dólares empenhado pelo BCB na compra de dólares, houve uma depreciação do real da ordem de 0,3% em média, o que, ao longo do período analisado, fez com que o BCB depreciasse em média de 0,4% a 0,9% o real em cada dia em que realizou compras de dólar. Além disso, com a aplicação do IOF sobre os fluxos de renda fixa e, posteriormente, sobre os fluxos de empréstimos externos, o Ministério da Fazenda implicou em uma depreciação do real de em média 7% ao longo do período.

Em suma, o estudo do caso brasileiro leva à suspeita de que o esforço para que se evite a apreciação excessiva do câmbio nominal em momentos de enxurradas de capitais para determinada economia possa ser eficaz. Ainda que seja difícil detectar por quais canais intervir, e, ainda que o mercado sempre busque formas de contornar as medidas adotadas, a experiência brasileira ao longo dos últimos cinco anos leva a crer que há espaço para que o governo intervenha com sucesso no câmbio nominal. Isso poderia ser válido seja via seu banco central, seja através de taxações de fluxos externos. Pela análise empírica feita nesse trabalho, a depender dos impactos dessas políticas sobre a inflação, essas não seriam descartadas como alternativas aos países emergentes que buscam lidar com o recente aumento de fluxo de capitais que transita dos países desenvolvidos rumo às suas economias.



## BIBLIOGRAFIA

- ADLER, G.; TOVAR, C. Foreign Exchange Intervention: A Shield against Appreciation Winds?. **IMF Working Paper (WP/11/165)**, 2011.
- ARAÚJO, J. Suavizando Movimentos da Taxa de Câmbio ou Adicionando Volatilidade? Um Estudo Empírico sobre Intervenções do Banco Central no Mercado de Câmbio. **Dissertação de mestrado (orientador: Ilan Goldfajn)**, Rio de Janeiro, 2004.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Notas para Imprensa: Mercado Aberto (tabelas)**. Brasília. 2007-2012.
- BARROSO, J. Optimal Capital Flow Taxes in Latin America. **BCB working papers, 268**, 2012.
- BIS. Foreign exchange market intervention in emerging markets: motives, techniques and implications. **BIS Papers No 24**, Basileia, 2005.
- BOND, S. Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice. **The Institute for Fiscal Studies, Working Paper No. CWP09/02**, 2002.
- BORDO, M.; SCHWARZ, A. What has foreign exchange market intervention since the Plaza agreement accomplished? **NBER working papers, 3562**, 1990.
- BORGES, R.; ROSSI, J. Intervenções do banco central do brasil (bcb) e previsibilidade da taxa de câmbio: evidências a partir da utilização de regras de negociação baseadas em análise técnica. **pesquisa e planejamento econômico(ppe)**, v. 40, n. 3, 2010.
- BOUND, J.; JAEGER, D.; BAKER, R. Problems with intrumentals variables when the correlation between the intruments and the endogenous explanatory variable is weak. **Journal of American Statistical Associtation**, vol. 90, n. 430, 1995.
- BUENO, R. **Econometria de Séries Temporais**. [S.l.]: Cengage, 2008.
- CARVALHO, F. Controles de Capital: uma agenda de pesquisa. **Revista de Economia Contemporânea**, v. 8 (2), 2004.
- CHAMON, M.; AL., E. Tools for Managing Financial-Stability Risks from Capital Inflows. **Journal of International Economics**, no prelo, 2012.
- DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. **Estimation and inference in econometrics**. [S.l.]: Oxford University Press, 1993.
- DINCER, N.; EICHENGREEN, B. Central Bank Transparency: Where, Why, and with What Effects? **NBER Working Paper No. 13003**, 2007.

DIÓGENES, F. Efeitos sobre o câmbio das intervenções cambiais esterilizadas – O caso brasileiro de 2003 a 2006. **Dissertação de Mestrado (orientador: Márcio Garcia)**, Rio de Janeiro, 2007.

DISYATAT, P.; GALATI, G. The effectiveness of foreign exchange intervention in emerging market countries: Evidence from the Czech koruna. **Journal of International Money and Finance**, Volume 26, Issue 3, 2007. 383-402.

DOMAÇ, I.; MENDOZA, A. Is there Room for Forex Interventions under Inflation Targeting Framework? Evidence from Mexico and Turkey. **World Bank Policy Research Working Paper**, v. No.3288, 2004.

DOMÍNGUEZ, K. Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility. **Journal of International Money and Finance**, 17, 1998.

DOMINGUEZ, K.; FRANKEL, J. Does foreign exchange intervention work? **Peterson Institute**, 1993.

DORNBUSCH, R.; FRANKEL, J. The flexible exchange rate system: Experience and alternatives. **NBER working papers 2464**, 1988.

ECONÔMICO, V. Fim do excesso de liquidez justifica mudança no IOF, diz Mantega, junho 2012.

EDISON, H. The Effectiveness of Central-Bank Intervention: A Survey of the Literature After 1982. **Special Papers in International Economics**, 18, Princeton University, 1993.

EICHENGREEN, B.; ET.AL. **Capital Account Liberalization: Theoretical and Practical Aspects**. [S.l.]: International Monetary Fund, 1998.

EICHENGREEN, B.; TOBIN, J.; WYPLOSZ, C. Two Cases for Sand in the Wheels of International Finance. **Economic Journal**, vol. 105(428), 1994.

EVANS, M.; LYONS, R. Order Flow and Exchange Rate Dynamics. **Journal of Political Economy**, 110 (1), 2002.

FATUM, R.; HUTCHISON, M. Is sterilized foreign exchange intervention effective after all? An event study approach. **The Economic Journal**, vol.113, 2003.

FMI. **IFSR**. Washington: FMI, 2010.

FMI. **IMF Develops Framework to Manage Capital Inflows**. [S.l.]. 2011. [www.imf.org/external/pubs/ft/survey/so/2011/NEW040511B.htm](http://www.imf.org/external/pubs/ft/survey/so/2011/NEW040511B.htm).

FRANCO, G.; PINHO NETO, D. A desregulamentação da conta de capitais: limitações macroeconômicas e regulatórias. **Texto para discussão 479, Dept. Economia, PUC-Rio**, 2004.

- GARCIA, M. Intervenções cambiais do Banco Central. **Valor Econômico**, agosto 2009.
- GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study. **Banco Central de Brasil Working Paper No. 5**, 2000.
- GREENE, W. **Econometric Analysis**. 5. ed. Nova Delhi: Pearson, 2009.
- GUIMARÃES, R. **Foreign Exchange Intervention and Monetary Policy in Japan: Evidence from Identified VARs**. Money Macro and Finance Research Group Conference. [S.l.]: [s.n.]. 2004.
- HANSEN, B. **Lecture 22 do curso de Economic Forecasting**. Madison - Winsconsin University. [S.l.]. 2010.
- HANSEN, P.; SHEINKMAN, A. J. Back to the future: Generating moment implications for continuous time processes. **Econometrica**, v. **63**, **4**, 1995.
- HOFF, C. Determinantes das intervenções no Brasil. **Dissertação de mestrado (orientador: Francisco Eduardo Pires de Souza)**, Rio de Janeiro, 2004.
- INHUDES, A.; MENDONÇA, H. Transparência do Banco Central: uma análise para o caso brasileiro. **Revista de Economia Política**, vol. **30**, nº **1 (117)**, 2010.
- KAMIL, H. Is Central Bank Intervention Effective Under Inflation Targeting Regimes? The Case of Colombia. **IMF Working Paper**, 2008.
- KARACADAG, R. F.; GUIMARÃES, C. The Empirics of Foreign Exchange Intervention in Emerging Market Countries: The Cases of Mexico and Turkey. **IMF Working Paper**, 2004.
- KIM, S. Monetary policy, foreign exchange intervention, and the exchange rate in a unifying framework. **Journal of International Economics**, vol.**60**, n. **2**, 2003.
- KRUGMAN, P. Guerras cambiais e a impossível trindade. **O Estado de São Paulo**, SP, maio 2011.
- MAGUD, N.; REINHART, C.; ROGGOF, K. Capital Controls: Myth and Reality - A Portfolio Balance Approach. **NBER Working Paper**, n. **16805**, 2011.
- MEDEIROS, O. Order Flow and Exchange Rate Dynamics in Brazil. **Social Science Research Network working paper**, 2004.
- NEELY, C. Central Bank Authorities' beliefs about foreign exchange intervention. **Journal of International Money and Finance**, vol **27(1)**, 2008.
- NETTO, A. D. O câmbio e os fundamentos. **Valor Econômico**, 23/06/2009.
- O'HARA, M. **Market Microstructure Theory**. Cambridge, MA: Blackwell Business, 1995.

- OBSTFELD, M.; ROGOFF, K. **Foundations of International Macroeconomics**. Cambridge: The MIT press, 1996.
- OLIVEIRA, O. Ensaio sobre os instrumentos de política cambial e hedge. **Tese de Doutorado defendida na PUC-Rio (orientador Walter Novaes)**, Rio de Janeiro, 2004.
- RODRIGUES, E. Receita admite que alta do IOF tem viés arrecadatório. **Agência Estado**, mar. 2011.
- ROGOFF, K. Managing the World Economy. **The Economist**, 08 março 2002. Disponível em: [www.imf.org/external/np/vc/2002/080302a.htm](http://www.imf.org/external/np/vc/2002/080302a.htm), em julho/2012.
- SARNO, L.; TAYLOR, M. Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective and, If So, How Does It Work? **Journal of Economic Literature**, vol. 39, 2001.
- SCHWARTSMAN, A.; PINHEIRO, T. On stones and cannons. **Santander (economic researchs)**, oct.2010, 2010.
- SECRETARIA DE POLÍTICA ECONÔMICA. **Balço de Pagamentos Dezembro/2011**. Ministério da Fazenda. [S.l.]. 2012.
- SOUZA, F. E. P. Sem medo de flutuar? O regime cambial brasileiro pós-1998. **Estudos Econômicos; volume 35, número 3**, São Paulo, 2005.
- STOCK, J.; WATSON, M. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. **Econometrica**, Vol. 61, N.4, 1993.
- STONE, M.; AL., E. From Lombard Street to Avenida Paulista: Foreign Exchange Liquidity Easing in Brazil in Response to the Global Shock of 2008--09. **IMF Working Paper (WP/09/259)**, 2009.
- TAPIA, M.; TOKMAN, A. Effects of foreign exchange intervention under public information: the chilean case. **Banco Central de Chile, Documentos de trabajo n.225**, 2004.
- TOBIN, J. A Proposal for International Monetary Reform. **Eastern Economic Journal**, vol. 4(3-4), 1978.
- VERVLOET, W. Efeitos de Intervenções Esterilizadas do Banco Central do Brasil sobre a Taxa de Câmbio. **Dissertação de Mestrado (orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia)**, Rio de Janeiro, 2010.
- YOSHINO, J.; MICHELOTO, S. A Paridade Descoberta das Taxas de Juros nos Mercados de Moedas Estrangeiras (FX). **Revista Brasileira de Finanças v.2 n.2**, 2004.

## ANEXOS

### Anexo 1: Quadro-resumo de trabalhos anteriores

Trabalho	Economia Avaliada	Método de avaliação empírica	Resultados
<b>Análises sobre as intervenções esterilizadas de bancos centrais</b>			
Dominguez e Frankel (1993)	EUA, Alemanha, Japão	OLS da paridade de juros e do prêmio de risco	Eficácia das intervenções quando precedidas por notificações da autoridade monetária
Edison (1993) e Sarno e Taylor (2001)	EUA, Alemanha, Japão	<i>Surveys</i> de trabalhos anteriores	Eficácia de curto prazo, mas ineficácia de longo prazo das intervenções dos bancos centrais.
Fatum e Hutchison (2003)	Alemanha e EUA	Estudo de eventos com janelas de 2 a 15 dias em torno das intervenções	Eficácia significativa das intervenções, mas apenas no curto prazo.
Kim (2003) e Guimarães (2004)	EUA e Japão	VAR de paridade de juros	Há uma eficácia substancial das intervenções em afetar a taxa de câmbio nominal.
Tapia e Tokman (2004)	Chile	OLS de paridade de juros	Ineficácia ou efeito insignificante das intervenções sobre a taxa de câmbio
Guimarães e Karacadag (2004)	México e Turquia	GARCH e Probits sobre paridade de juros e volatilidade condicional das taxas de câmbio	Pequena eficácia das intervenções no México e ineficácia das intervenções da Turquia em afetarem as taxas de câmbio nominal, embora ambas reduzam a volatilidade de forma estatisticamente significativa.
Oliveira (2004)	Brasil	GMM e equação da dinâmica do câmbio com saltos uma estimação por Hansen e Sheikman	Eficácia em períodos de baixa volatilidade cambial e ineficácia em períodos de alta volatilidade.
Diógenes (2007)	Brasil	OLS e 2SLS sobre paridade de juros, <i>forward premium</i> e prêmio de risco	Eficácia da intervenção cambial esterilizada sobre o câmbio.
Neely (2008)	52 Países	Survey realizado junto a bancos centrais	As instituições em geral creem haver eficácia nas medidas de intervenção adotadas, e não dão credibilidade aos argumentos contrários às mesmas.
Vervloet (2010)	Brasil	OLS, 2SLS e VEC de paridade de juros	Eficácia das intervenções com intensidade baixa e prazo curto
Koschleer (2012)	Brasil	OLS sobre paridade de juros com fluxo de ordens	Há eficácia no uso das intervenções do BCB para afetar a taxa de câmbio.
<b>Análises sobre taxação de influxos de capital (IOF)</b>			
Schwartzman e Pinheiro (2010)	Brasil	OLS e GMM sobre paridade de juros	Ineficácia da implantação do IOF.
(FMI, 2010)	Brasil	Análise gráfica e por índices de correlação	Ineficácia da implantação do IOF.
Chamon et al. (2012)	51 economias emergentes	2SLS de equação de <i>liabilities</i> em moedas externas	Há eficácia no uso de controles e medidas prudenciais como redutor de exposição a moedas externas.

## Anexo 2: Testes de raiz unitária

Após a análise de seus correlogramas<sup>47</sup>, as variáveis foram testadas quanto à sua estacionariedade por meio de testes ADF de raiz unitária, com quantidade de *lags* determinada pelo critério de informação de Schwarz (SIC) em nível (em log, quando aplicável), com intercepto e sem tendência. Como a cointegração só pode ocorrer entre variáveis com ordens de integração semelhantes entre si e maiores que um (I(1)), não há obrigatoriedade em se incluir as variáveis estacionárias na aplicação da dita metodologia. Levando em consideração a hipótese nula de existência de raiz unitária, quando haveria indício de não estacionariedade da série, os resultados se encontram resumidos na tabela abaixo:

### Augmented Dickey-Fuller test statistic

(rodado em Eviews7)

$h_0$ (hipótese nula) = existência de raiz unitária

	t-Statistic	Prob.	Resultado
CRB	-1.05582	0.7348	não rejeita $h_0$ ***
DXY	-2.35434	0.1552	não rejeita $h_0$ ***
IBOV	-2.38026	0.1476	não rejeita $h_0$ ***
CAMBIO_NOMINAL	-2.25925	0.1857	não rejeita $h_0$ ***
DIFERENCIAL	-1.30149	0.6309	não rejeita $h_0$ ***
EMBI_BR	-2.25995	0.1854	não rejeita $h_0$ ***
INTERV_AV	-3.59063	0.0061	rejeita $h_0$ ***
INTERV_SW	-14.6334	0.0000	rejeita $h_0$ ***
INTERV_V	-3.027601	0.0327	rejeita $h_0$ **
INTERV_C	-3.858638	0.0024	rejeita $h_0$ ***
IOF_RF	-1.44596	0.5608	não rejeita $h_0$ ***
IOF_MA	-1.44038	0.5636	não rejeita $h_0$ ***
IOF_DE	-1.69345	0.4344	não rejeita $h_0$ ***
IOF_EE	-0.72392	0.8387	não rejeita $h_0$ ***
IOF_CC	-0.81142	0.8151	não rejeita $h_0$ ***

\*\*\* nível crítico mais extremo para rejeição/não rejeição de  $h_0$  (de 1% a 10%)

<sup>47</sup> Os gráficos dos correlogramas foram excluídos desse anexo pelo espaço excessivo que ocupariam para expor uma informação já contida na tabela que resume os resultados dos testes ADF.

Identificou-se ainda, pelos correlogramas e novos testes ADF com variáveis em primeira diferença, que todas as variáveis são não estacionárias em primeira diferença, podendo assim ser qualificadas como integradas de ordem um (ou simplesmente  $I(1)$ ).

### Anexo 3: Testes de cointegração pela metodologia de Johansen

Duas variáveis são consideradas cointegradas quando, integradas de mesma ordem, existe uma combinação linear entre ambas que seja estacionária. Quando se trata de mais de uma variável, tem-se que seja, por exemplo,  $X_t$  um vetor ( $N \times 1$ ),  $X_t$  é dito cointegrado de ordem “d,b”, se todas as variáveis em  $X_t$  forem  $I(d)$  e existir um  $Z_t = \beta' X_t$  que seja estacionário (i.e.,  $Z_t \sim CI(d-b)$   $I(b > 0)$ ). Como vimos no teste ADF acima, todas as variáveis aqui tratadas são  $I(1)$ , logo temos  $d = b = 1$ . Neste caso,  $Z_t$  é  $I(0)$  e  $\beta'$  é uma matriz que contém em suas colunas os vetores de cointegração.

A metodologia de Johansen faz uso de dois testes para estimar a significância desses vetores, a estatística do traço e de máximo autovalor. Estes testes são seguidamente repetidos  $k$  vezes até que se rejeite a hipótese nula de que existem até  $k$  vetores de cointegração. (BUENO, 2008)

Neste sentido, foram testadas abaixo as cinco combinações de restrições (com ou sem tendência e intercepto; linear, não linear ou quadrática). Para todas, os resultados de testes de traço e máximo autovalor indicaram haver uma relação de cointegração.

Series: CAMBIO\_NOMINAL DIFERENCIAL IBOV EMBI\_BR CRB  
Lags interval: 1 to 4

Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
Trace	1	1	1	1	1
Max-Eig	1	1	1	1	1

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Information Criteria by Rank and Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	16455.91	16455.91	16456.68	16456.68	16459.13
1	16478.61	16478.63	16479.31	16480.20	16482.57
2	16488.18	16488.26	16488.92	16491.03	16493.39
3	16492.10	16494.26	16494.85	16498.09	16500.44
4	16494.13	16498.18	16498.34	16501.77	16503.62
5	16494.36	16499.58	16499.58	16504.91	16504.91



Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-25.08575	-25.08575	-25.07926	-25.07926	-25.07535
1	-25.10523*	-25.10373	-25.09864	-25.09846	-25.09596
2	-25.10457	-25.10163	-25.09804	-25.09821	-25.09722
3	-25.09525	-25.09396	-25.09179	-25.09216	-25.09270
4	-25.08302	-25.08309	-25.08180	-25.08094	-25.08224
5	-25.06804	-25.06838	-25.06838	-25.06888	-25.06888

---

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	-24.68903*	-24.68903*	-24.66271	-24.66271	-24.63897
1	-24.66884	-24.66337	-24.64242	-24.63827	-24.61990
2	-24.62851	-24.61763	-24.60214	-24.59438	-24.58149
3	-24.57952	-24.56632	-24.55622	-24.54469	-24.53729
4	-24.52762	-24.51182	-24.50656	-24.48983	-24.48717
5	-24.47297	-24.45347	-24.45347	-24.43414	-24.43414

## Anexo 4: Endogeneidade e variáveis instrumentais

Uma classe de teste amplamente utilizada em econometria é a do teste de Hausman. A idéia do teste é comparar dois conjuntos de estimativas, uma das quais inclui a hipótese de endogeneidade e a outra que trata a variável suspeita como exógena. Caso haja diferença estatisticamente significativa entre os dois conjuntos de estimativas, o resultado é tomado como evidência em favor da hipótese de endogeneidade. A versão do teste aqui usada é a colocada por Davidson e MacKinnon (1993).

Conhecido como teste de Durbin-Wu-Hausman, o que se reporta abaixo são os resultados obtidos com o uso da ferramenta *Regressor Endogeneity Test* do E-views, que calcula o teste-J para a equação com variáveis instrumentais via GMM (ou via 2SLS) e sem o uso das mesmas. Em seguida, são comparadas as estatísticas resultantes dos dois testes e tira-se sua diferença, que, se significativa estatisticamente, indica que o modelo rodado sem variáveis instrumentais não é consistente. Como no trabalho as equações são estimadas não só por GMM, como também por 2SLS, são reportados abaixo os resultados para ambos os métodos, ainda que possa haver alguma redundância. Por fim, vale ressaltar que os testes foram realizados sobre a *equação 2* do trabalho e os instrumentos utilizados são os mesmos: diferencial de juros e  $EMBI_{br}$ , ambos com uma defasagem. Ainda, vale mencionar que também nos testes fez-se uso da matriz de *Newey West* para correção quanto à heterocedasticidade e autocorrelação.

### GMM:

Endogeneity Test – GMM Equação 2  
Endogenous variables to treat as exogenous: DIFERENCIAL

---

---

	Value	df	Probability
Difference in J-stats	6.327605	1	0.0119

---

---

J-statistic summary:

	Value
Restricted J-statistic	13.46372
Unrestricted J-statistic	7.136113

---

---

Equação Restrita:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRB	-0.219033	0.027484	-7.969572	0.0000
DXY	0.662572	0.010539	62.86567	0.0000
EMBI_BR	0.021586	0.009478	2.277460	0.0229
IBOV	-0.252848	0.018842	-13.41964	0.0000
DIFERENCIAL	-0.002198	0.001425	-1.542785	0.1231

Equação Irrestrita:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRB	-0.214739	0.027567	-7.789695	0.0000
DXY	0.659613	0.011038	59.75936	0.0000
EMBI_BR	0.016516	0.009636	1.713968	0.0868
IBOV	-0.248854	0.018183	-13.68627	0.0000
DIFERENCIAL	-0.002781	0.001503	-1.850817	0.0644

**2SLS:**

Endogeneity Test – 2SLS Equação 2

Endogenous variables to treat as exogenous: DIFERENCIAL

---

---

	Value	df	Probability
Difference in J-stats	29.46208	1	0.0000

---

---

J-statistic summary:

	Value
Restricted J-statistic	88.36249
Unrestricted J-statistic	58.90041

---

---

Equação Restrita:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRB	-0.203107	0.028135	-7.218909	0.0000
DXY	0.660590	0.011259	58.67385	0.0000
EMBI_BR	0.022753	0.009571	2.377378	0.0176
IBOV	-0.252536	0.017877	-14.12661	0.0000
DIFERENCIAL	-0.004698	0.001666	-2.820684	0.0049

Equação Irrestrita:

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRB	-0.209299	0.027833	-7.519683	0.0000
DXY	0.661627	0.011213	59.00364	0.0000
EMBI_BR	0.020206	0.009860	2.049160	0.0406
IBOV	-0.250569	0.018016	-13.90789	0.0000
DIFERENCIAL	-0.004076	0.001583	-2.574499	0.0101

**Conclusão quanto à endogeneidade:**

Como pode ser observado nos resultados reportados acima, as diferenças entre as estatísticas do teste-J são estatisticamente significantes, tanto para o método GMM, quanto para o 2SLS. Esse resultado converge na direção da hipótese previamente levantada de que a variável *diferencial* é de fato endógena.

## Anexo 5: Reporte de Equações estimadas por DOLS, GMM e 2SLS

### Estimação da Equação 2, em nível:

Dependent Variable: CAMBIO\_NOMINAL

**Method: Dynamic Least Squares (DOLS)**

Fixed leads and lags specification (lead=2, lag=2)

Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRB	-0.163170	0.036853	-4.427629	0.0000
DXY	0.755136	0.066103	11.42369	0.0000
EMBI_BR	0.041814	0.017160	2.436677	0.0150
IBOV	-0.239814	0.023350	-10.27042	0.0000
DIFERENCIAL	-0.006403	0.002129	-3.007528	0.0027
C	-0.276629	0.175549	-1.575792	0.1153
R-squared	0.912051	Mean dependent var		0.598999
Adjusted R-squared	0.909978	S.D. dependent var		0.104847
S.E. of regression	0.031458	Sum squared resid		1.259755
Durbin-Watson stat	0.094360	Long-run variance		0.007088

Dependent Variable: CAMBIO\_NOMINAL

**Method: Generalized Method of Moments**

Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Standard errors & covariance computed using HAC weighting matrix (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Instrument specification: C CRB DXY EMBI\_BR IBOV (DIFERENCIAL(-1)) (EMBI\_BR(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.228481	0.228801	-0.998599	0.3182
CRB	-0.179744	0.036354	-4.944310	0.0000
DXY	0.743191	0.085773	8.664675	0.0000
EMBI_BR	0.032249	0.012632	2.553005	0.0108
IBOV	-0.239907	0.021879	-10.96499	0.0000
DIFERENCIAL	-0.005419	0.002099	-2.581292	0.0100
R-squared	0.908122	Mean dependent var		0.599355
Adjusted R-squared	0.907770	S.D. dependent var		0.104909
S.E. of regression	0.031860	Sum squared resid		1.321627
Durbin-Watson stat	0.083261	J-statistic		0.141919
Instrument rank	7	Prob(J-statistic)		0.706381

Dependent Variable: CAMBIO\_NOMINAL

**Method: Two-Stage Least Squares**

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Instrument specification: C CRB DXY EMBI\_BR IBOV (DIFERENCIAL(-1)) (EMBI\_BR(-1))

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.246366	0.234085	-1.052462	0.2928
CRB	-0.176692	0.037189	-4.751224	0.0000
DXY	0.749886	0.087756	8.545136	0.0000
EMBI_BR	0.034209	0.013650	2.506231	0.0123
IBOV	-0.240068	0.021924	-10.95024	0.0000
DIFERENCIAL	-0.005612	0.002155	-2.603956	0.0093
R-squared	0.908144	Mean dependent var		0.599355
Adjusted R-squared	0.907791	S.D. dependent var		0.104909
S.E. of regression	0.031857	Sum squared resid		1.321323
F-statistic	2573.959	Durbin-Watson stat		0.083368
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR		1.323865
J-statistic	0.246627	Instrument rank		7
Prob(J-statistic)	0.619460			

**Estimação da Equação 2 + intervenções de compra e venda do BCB, em nível, via DOLS:**

Dependent Variable: CAMBIO\_NOMINAL  
Method: Dynamic Least Squares (DOLS)  
Fixed leads and lags specification (lead=2, lag=2)  
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRB	-0.162002	0.037974	-4.266169	0.0000
DXY	0.753414	0.067052	11.23634	0.0000
EMBI_BR	0.046120	0.020093	2.295376	0.0219
IBOV	-0.233351	0.025009	-9.330863	0.0000
DIFERENCIAL	-0.006571	0.002164	-3.036841	0.0024
INTERV_C	0.001719	0.002377	0.723254	0.4697
INTERV_V	-0.003421	0.007733	-0.442334	0.6583
C	-0.290557	0.179470	-1.618972	0.1057
R-squared	0.912623	Mean dependent var		0.598999
Adjusted R-squared	0.909713	S.D. dependent var		0.104847
S.E. of regression	0.031504	Sum squared resid		1.251554
Durbin-Watson stat	0.098732	Long-run variance		0.007077

**Estimação da Equação 2 + intervenções líquidas do BCB, em nível, via DOLS:**

Dependent Variable: CAMBIO\_NOMINAL  
Method: Dynamic Least Squares (DOLS)  
Fixed leads and lags specification (lead=2, lag=2)  
Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth =

8.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRB	-0.158810	0.037617	-4.221708	0.0000
DXY	0.759442	0.066596	11.40369	0.0000
EMBI_BR	0.047836	0.019911	2.402536	0.0164
IBOV	-0.238978	0.023439	-10.19559	0.0000
DIFERENCIAL	-0.006603	0.002159	-3.057788	0.0023
INTERV_LIQ	0.001358	0.002325	0.584124	0.5592
C	-0.297963	0.179371	-1.661156	0.0969
R-squared	0.912247	Mean dependent var		0.598999
Adjusted R-squared	0.909754	S.D. dependent var		0.104847
S.E. of regression	0.031497	Sum squared resid		1.256942
Durbin-Watson stat	0.093647	Long-run variance		0.007110

**Equação 3, em nível com dummies via DOLS:**

Dependent Variable: CAMBIO\_NOMINAL

**Method: Dynamic Least Squares (DOLS)**

Fixed leads and lags specification (lead=2, lag=2)

Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRB	-0.389190	0.041401	-9.400525	0.0000
DXY	0.555600	0.073840	7.524374	0.0000
EMBI_BR	0.072949	0.020098	3.629729	0.0003
IBOV	-0.160052	0.033790	-4.736708	0.0000
DIFERENCIAL	-0.007800	0.002905	-2.684780	0.0074
INTERV_C	0.004255	0.002051	2.074783	0.0382
INTERV_V	-0.001145	0.006539	-0.175148	0.8610
DUMMY_1	-0.022742	0.013545	-1.678971	0.0934
DUMMY_2	0.010878	0.009165	1.186797	0.2355
DUMMY_3	0.034805	0.041346	0.841794	0.4001
DUMMY_4	0.029706	0.041355	0.718330	0.4727
DUMMY_5	0.014084	0.009517	1.479887	0.1392
C	0.302996	0.206293	1.468764	0.1422
R-squared	0.939370	Mean dependent var		0.598999
Adjusted R-squared	0.935824	S.D. dependent var		0.104847
S.E. of regression	0.026561	Sum squared resid		0.868441
Durbin-Watson stat	0.130912	Long-run variance		0.004882

**Equação 3, em nível com tipos de IOF via DOLS:**

Dependent Variable: CAMBIO\_NOMINAL

**Method: Dynamic Least Squares (DOLS)**

Fixed leads and lags specification (lead=2, lag=2)

Long-run variance estimate (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
CRB	-0.312729	0.045236	-6.913304	0.0000
DXY	0.850000	0.069390	12.24959	0.0000
EMBI_BR	0.049282	0.019105	2.579583	0.0100
IBOV	-0.124455	0.032732	-3.802279	0.0002
DIFERENCIAL	-0.009724	0.002532	-3.840223	0.0001
INTERV_C	0.003580	0.002362	1.515858	0.1298
INTERV_V	-0.008551	0.007244	-1.180333	0.2381
IOF_CC	-0.056019	0.506494	-0.110602	0.9120
IOF_DE	-0.340098	1.381600	-0.246162	0.8056
IOF_EE	3.339675	2.124317	1.572117	0.1162
IOF_MA	-2.852168	1.792431	-1.591229	0.1118
IOF_RF	1.644901	1.956439	0.840762	0.4006
C	-0.620356	0.214353	-2.894085	0.0039
R-squared	0.925816	Mean dependent var		0.598999
Adjusted R-squared	0.921477	S.D. dependent var		0.104847
S.E. of regression	0.029380	Sum squared resid		1.062579
Durbin-Watson stat	0.115679	Long-run variance		0.006047

### **Equação 3, em nível com dummies via GMM:**

Dependent Variable: CAMBIO\_NOMINAL

**Method: Generalized Method of Moments**

Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Standard errors & covariance computed using HAC weighting matrix (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Instrument specification: C CRB DXY EMBI\_BR IBOV (DIFERENCIAL(-1)) (EMBI\_BR(-1)) INTERV\_C INTERV\_V DUMMY\_1 DUMMY\_2 DUMMY\_3 DUMMY\_4 DUMMY\_5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.304829	0.228395	1.334655	0.1822
CRB	-0.378138	0.047513	-7.958651	0.0000
DXY	0.564077	0.083279	6.773362	0.0000
EMBI_BR	0.065085	0.015959	4.078331	0.0000
IBOV	-0.176605	0.033622	-5.252667	0.0000
DIFERENCIAL	-0.007710	0.003342	-2.307040	0.0212
INTERV_C	0.002545	0.001233	2.063572	0.0393
INTERV_V	0.001987	0.004388	0.452967	0.6506
DUMMY_1	-0.020538	0.012830	-1.600831	0.1097
DUMMY_2	0.011057	0.010035	1.101794	0.2708
DUMMY_3	0.039684	0.007045	5.632985	0.0000
DUMMY_4	0.021945	0.006567	3.341651	0.0009
DUMMY_5	0.015239	0.008738	1.744004	0.0814
R-squared	0.936328	Mean dependent var		0.599355
Adjusted R-squared	0.935738	S.D. dependent var		0.104909
S.E. of regression	0.026594	Sum squared resid		0.915898
Durbin-Watson stat	0.128906	J-statistic		0.003010
Instrument rank	14	Prob(J-statistic)		0.956250



**Equação 3, em nível com tipos de IOF via GMM:**

Dependent Variable: CAMBIO\_NOMINAL

**Method: Generalized Method of Moments**

Estimation weighting matrix: HAC (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Standard errors &amp; covariance computed using HAC weighting matrix (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Instrument specification: C CRB DXY EMBI\_BR IBOV (DIFERENCIAL(-1)) (EMBI\_BR(-1)) INTERV\_C INTERV\_V IOF\_CC IOF\_DE IOF\_EE IOF\_MA IOF\_RF

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.591573	0.211569	-2.796125	0.0052
CRB	-0.301551	0.050705	-5.947109	0.0000
DXY	0.852347	0.076657	11.11894	0.0000
EMBI_BR	0.045738	0.015737	2.906405	0.0037
IBOV	-0.142894	0.031443	-4.544575	0.0000
DIFERENCIAL	-0.009266	0.003021	-3.067251	0.0022
INTERV_C	0.002448	0.001422	1.721850	0.0853
INTERV_V	-0.001815	0.005410	-0.335521	0.7373
IOF_CC	0.006622	0.202801	0.032651	0.9740
IOF_DE	-0.632555	0.175941	-3.595259	0.0003
IOF_EE	3.007507	1.026919	2.928670	0.0035
IOF_MA	-3.073236	0.604777	-5.081601	0.0000
IOF_RF	1.978572	0.392906	5.035732	0.0000
R-squared	0.921367	Mean dependent var		0.599355
Adjusted R-squared	0.920638	S.D. dependent var		0.104909
S.E. of regression	0.029554	Sum squared resid		1.131115
Durbin-Watson stat	0.114608	J-statistic		0.003067
Instrument rank	14	Prob(J-statistic)		0.955837

**Equação 3, em nível com dummies via 2SLS:**

Dependent Variable: CAMBIO\_NOMINAL

**Method: Two-Stage Least Squares**

HAC standard errors &amp; covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Instrument specification: C CRB DXY EMBI\_BR IBOV (DIFERENCIAL(-1)) (EMBI\_BR(-1)) INTERV\_C INTERV\_V DUMMY\_1 DUMMY\_2 DUMMY\_3 DUMMY\_4 DUMMY\_5

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.302858	0.231129	1.310340	0.1903
CRB	-0.378037	0.047526	-7.954298	0.0000
DXY	0.564634	0.083868	6.732418	0.0000
EMBI_BR	0.065251	0.016251	4.015266	0.0001
IBOV	-0.176265	0.034194	-5.154794	0.0000
DIFERENCIAL	-0.007715	0.003343	-2.308011	0.0212
INTERV_C	0.002556	0.001249	2.046358	0.0409
INTERV_V	0.001852	0.005059	0.366156	0.7143
DUMMY_1	-0.020597	0.012879	-1.599246	0.1100

DUMMY_2	0.011051	0.010032	1.101633	0.2708
DUMMY_3	0.039683	0.007043	5.634645	0.0000
DUMMY_4	0.021980	0.006597	3.331572	0.0009
DUMMY_5	0.015222	0.008741	1.741512	0.0818
R-squared	0.936329	Mean dependent var	0.599355	
Adjusted R-squared	0.935739	S.D. dependent var	0.104909	
S.E. of regression	0.026594	Sum squared resid	0.915892	
F-statistic	1586.862	Durbin-Watson stat	0.129054	
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	0.916912	
J-statistic	0.004449	Instrument rank	14	
Prob(J-statistic)	0.946818			

**Equação 3, em nível com tipos de IOF via 2SLS:**

Dependent Variable: CAMBIO\_NOMINAL

**Method: Two-Stage Least Squares**

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 8.0000)

Instrument specification: C CRB DXY EMBI\_BR IBOV (DIFERENCIAL(-1))  
(EMBI\_BR(-1)) INTERV\_C INTERV\_V IOF\_CC IOF\_DE IOF\_EE IOF\_MA  
IOF\_RF

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.589247	0.215803	-2.730481	0.0064
CRB	-0.301837	0.051013	-5.916847	0.0000
DXY	0.851577	0.077938	10.92632	0.0000
EMBI_BR	0.045565	0.016051	2.838833	0.0046
IBOV	-0.143153	0.031815	-4.499495	0.0000
DIFERENCIAL	-0.009244	0.003048	-3.032629	0.0025
INTERV_C	0.002433	0.001448	1.680255	0.0931
INTERV_V	-0.001640	0.006248	-0.262476	0.7930
IOF_CC	0.006538	0.202903	0.032221	0.9743
IOF_DE	-0.633372	0.176613	-3.586211	0.0003
IOF_EE	3.009996	1.028833	2.925642	0.0035
IOF_MA	-3.073243	0.604954	-5.080125	0.0000
IOF_RF	1.978695	0.393114	5.033391	0.0000
R-squared	0.921367	Mean dependent var	0.599355	
Adjusted R-squared	0.920638	S.D. dependent var	0.104909	
S.E. of regression	0.029554	Sum squared resid	1.131109	
F-statistic	1264.262	Durbin-Watson stat	0.114393	
Prob(F-statistic)	0.000000	Second-Stage SSR	1.133523	
J-statistic	0.004286	Instrument rank	14	
Prob(J-statistic)	0.947801			

## Anexo 6: Comparações de Equação 3 via DOLS, GMM e 2SLS

Variável	GMM		DOLS		MQ2E	
	Parâmetro ( $\beta$ )	P-valor	Parâmetro ( $\beta$ )	P-valor	Parâmetro ( $\beta$ )	P-valor
CRB	-0.30	0.00	-0.31	0.00	-0.30	0.00
DXY	0.85	0.00	0.85	0.00	0.85	0.00
EMBI_BR	0.05	0.00	0.05	0.01	0.05	0.00
IBOV	-0.14	0.00	-0.12	0.00	-0.14	0.00
DIFERENCIAL	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00
INTERV_C	0.002	0.09	0.004	0.13	0.002	0.09
INTERV_V	-0.002	0.74	-0.01	0.24	-0.002	0.79
IOF_CC	0.01	0.97	-0.06	0.91	0.01	0.97
IOF_DE	-0.63	0.00	-0.34	0.81	-0.63	0.00
IOF_EE	3.01	0.00	3.34	0.12	3.01	0.00
IOF_MA	-3.07	0.00	-2.85	0.11	-3.07	0.00
IOF_RF	1.98	0.00	1.64	0.40	1.98	0.00
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.92</b>		<b>0.93</b>		<b>0.92</b>	

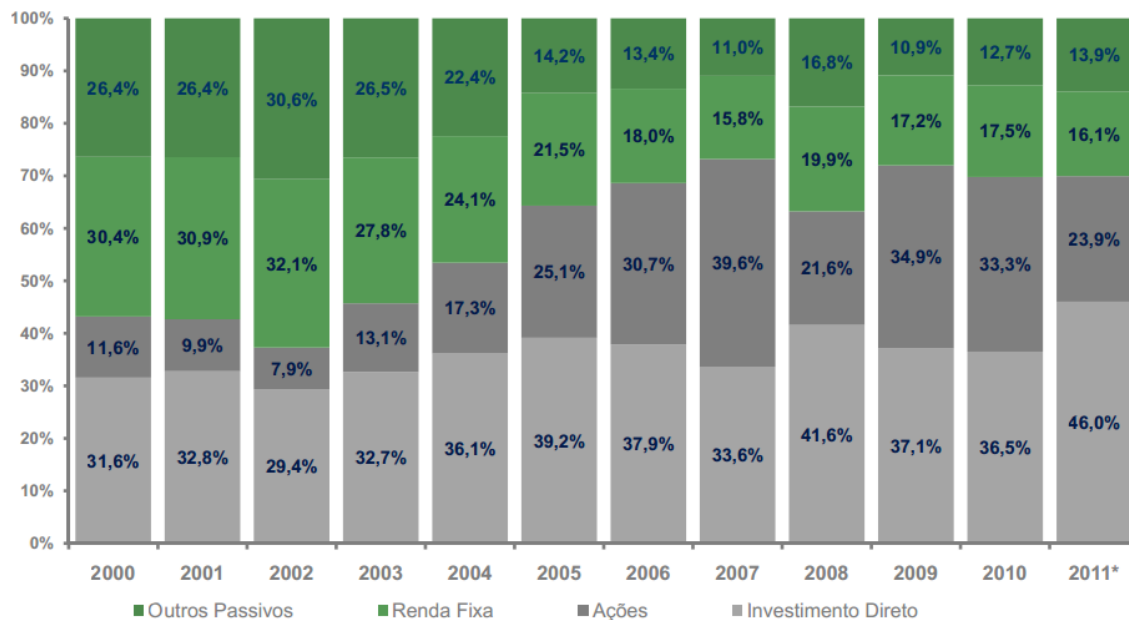
Variável	GMM		DOLS		MQ2E	
	Parâmetro ( $\beta$ )	P-valor	Parâmetro ( $\beta$ )	P-valor	Parâmetro ( $\beta$ )	P-valor
CRB	-0.38	0.00	-0.39	0.00	-0.38	0.00
DXY	0.56	0.00	0.56	0.00	0.56	0.00
EMBI_BR	0.07	0.00	0.07	0.00	0.07	0.00
IBOV	-0.18	0.00	-0.16	0.00	-0.18	0.00
DIFERENCIAL	-0.01	0.02	-0.01	0.01	-0.01	0.02
INTERV_C	0.003	0.04	0.004	0.04	0.003	0.04
INTERV_V	0.00	0.65	-0.001	0.86	0.002	0.71
DUMMY_1	-0.02	0.11	-0.02	0.09	-0.02	0.11
DUMMY_2	0.011	0.27	0.01	0.24	0.01	0.27
DUMMY_3	0.04	0.00	0.03	0.40	0.04	0.00
DUMMY_4	0.02	0.00	0.03	0.47	0.02	0.00
DUMMY_5	0.02	0.08	0.01	0.14	0.02	0.08
<b>R<sup>2</sup> ajustado</b>	<b>0.93</b>		<b>0.94</b>		<b>0.93</b>	

sinal diferente do esperado

pouca significância estatística (p.v.>0,15)

## Anexo 7: Histórico da composição do Passivo Externo Brasileiro

Composição do Passivo Externo até Dez/2011:



Fonte de dados: BCB.

Elaboração: Ministério da Fazenda/SPE (2012)

\*2011 estimado.

## Anexo 8: Estudo de fluxos de capitais taxados pelo IOF

### a) Fluxo anual de ingresso de divisas (em USD milhões)

	2007	%	2011	%	Média 5 anos	%
Fluxo via CC	4,707.40	2%	12,669.60	5%	8,124.70	3%
Fluxo via DE	88.40	0%	252.00	0%	218.78	0%
Fluxo via EE	60,364.89	25%	134,927.72	55%	78,098.25	32%
Fluxo via MA	116,581.20	48%	83,698.60	34%	131,516.64	54%
Fluxo via RF	61,323.60	25%	12,839.60	5%	33,325.26	14%
$\Sigma$	243,065.49	100%	244,387.52	100%	251,283.63	103%

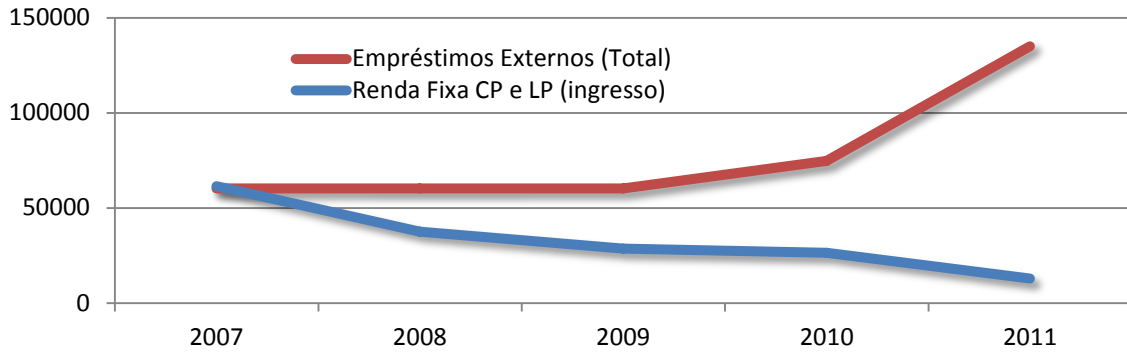
Fonte: BCB

### b) Relação entre *dummies* e eventos de implantação / alteração de IOF<sup>48</sup>

<i>Dummy 1</i>	02/01/2008	EE de 5% p/ 5,38% CC de 0,38% p/ 2, 38%
<i>Dummy 2</i>	20/10/2009	RF de 0% p/ 2% MA de 0% p/ 2% DE de 0% p/ 0,38%
<i>Dummy 3</i>	05/10/2010	RF de 2% p/ 4%
<i>Dummy 4</i>	18/10/2010	DE de 0,38% p/ 6% RF de 4% p/ 6%
<i>Dummy 5</i>	30/11/2011	RF de 6% p/ 0% MA de 2% p/ 0% DE de 6% p/ 0%

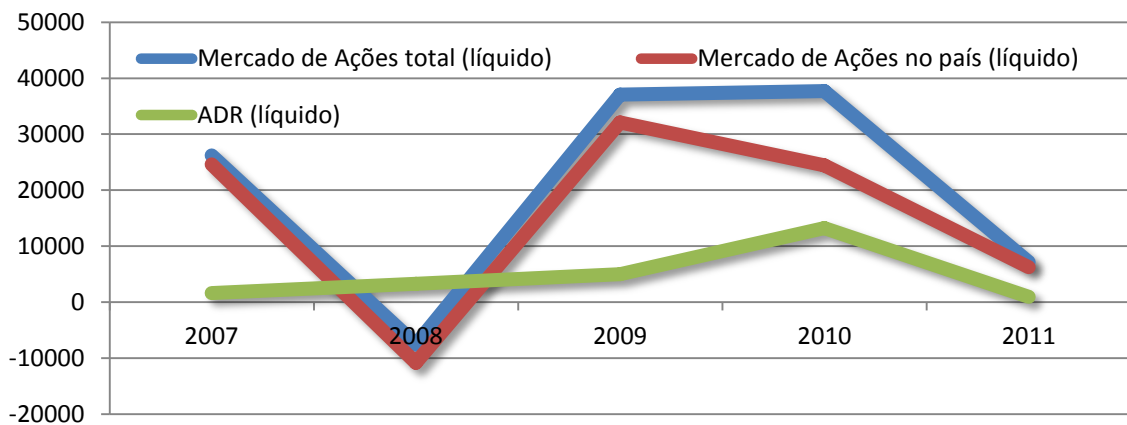
<sup>48</sup> Não inclui as duas alterações nos fluxos por CC e por EE excluídas da análise empírica pelas razões expressas no corpo do trabalho.

**c) Evolução de entrada de capitais via EE contra entrada via RF (USD milhões a.a.)**



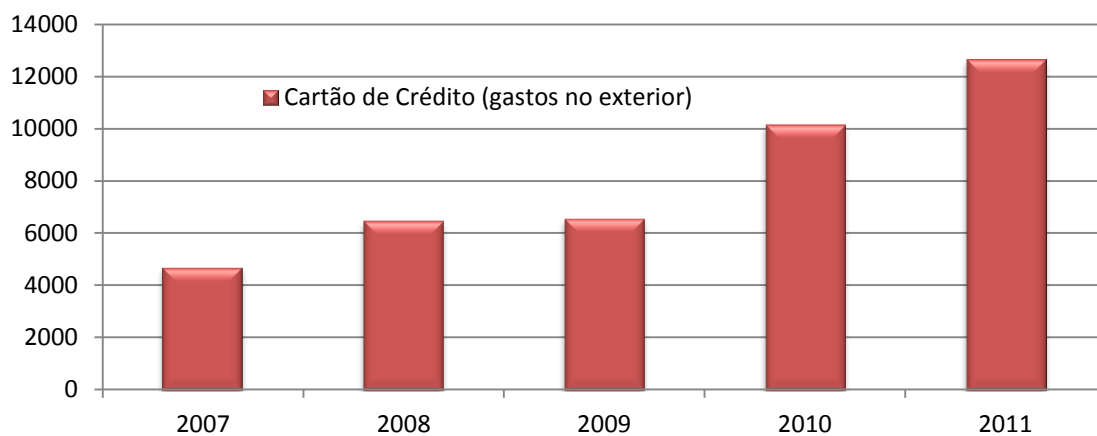
Fonte: BCB

**d) Evolução de entrada de capitais via MA (ADR x Bovespa) (USD milhões a.a.)**



Fonte: BCB

**e) Evolução de Cartão de Crédito (gastos no exterior)**



Fonte: BCB

## Anexo 9: Quadro de identificação de variáveis

<b>Variável</b>	<b>Legenda</b>
CRB	Índice de Commodities ( <i>Proxy para Termos de Troca</i> )
DXY	Índice de Dólar x Cesta de Moedas ( <i>Proxy para variação cambial do Dólar</i> )
EMBI_BR	Índice de Títulos Soberanos ( <i>Proxy para Risco País</i> )
IBOV	Índice de Ações da Bolsa de São Paulo ( <i>Proxy para Ativos Financeiros</i> )
DIFERENCIAL	Diferencial de Taxa de Juros Interna e Externa
INTERV_C	Intervenções de Compra de Dólares pelo BCB e Equivalentes no mercado de derivativos
INTERV_V	Intervenções de Venda de Dólares pelo BCB e Equivalentes no mercado de derivativos
IOF_CC	Alíquota de Imposto sobre operações financeiras sobre compras com Cartão de Crédito
IOF_DE	Alíquota de Imposto sobre operações financeiras sobre operações com Derivativos Cambiais
IOF_EE	Alíquota de Imposto sobre operações financeiras sobre operações de Empréstimos Externos
IOF_MA	Alíquota de Imposto sobre operações financeiras sobre fluxos externos para operações em Mercado Acionário
IOF_RF	Alíquota de Imposto sobre operações financeiras sobre fluxos externos para operações em Renda Fixa