

Sílvia Verônica Vilarinho Couto

**OS IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NA TAXA DE
CÂMBIO NO BRASIL**

Dissertação submetida ao Programa de
Pós-Graduação em Economia da
Universidade Federal de Santa Catarina
para a obtenção do Grau de mestre em
economia.

Orientador: Prof. Dr. Roberto Meurer

Florianópolis
2015

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor,
através do Programa de Geração Automática da Biblioteca Universitária da UFSC.

Couto, Silvia Veronica Vilarinho
Os impactos da política monetária na taxa de câmbio no
Brasil / Silvia Veronica Vilarinho Couto ; orientador,
Roberto Meurer - Florianópolis, SC, 2015.
100 p.

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa
Catarina, . Programa de Pós-Graduação em Economia.

Inclui referências

1. Economia. 2. Política monetária. 3. Taxa de câmbio. 4.
Taxa de juros. I. Meurer, Roberto. II. Universidade
Federal de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em
Economia. III. Título.

Sílvia Verônica Vilarinho Couto

**OS IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NA TAXA DE
CÂMBIO NO BRASIL**

Esta Dissertação foi julgada adequada para obtenção do Título de Mestre, e aprovada em sua forma final pelo Programa de Pós-graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina.

Local, x de xxxxx de xxxx.

Prof. xxx, Dr.
Coordenador do Curso

Banca Examinadora:

Este trabalho é dedicado ao Alceu (*in memoriam*).

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos com quem tive contato nesses dois anos de mestrado. Especialmente à minha família e aos meus amigos, pelo apoio e paciência.

Agradeço também ao meu orientador pela brilhante orientação, mesmo eu dificultando seu trabalho em algumas ocasiões. Agradeço também à CAPES pela bolsa de estudos.

Eu posso não ter ido para onde eu pretendia ir,
mas eu acho que acabei terminando onde eu
pretendia estar.
(Douglas Adams, 1984)

RESUMO

O presente trabalho busca analisar os efeitos da política monetária sobre a taxa de câmbio, no período de 2004-2014, considerando o problema de endogeneidade da política monetária. É utilizado um modelo de variáveis instrumentais que estima os efeitos de uma variação na taxa de juros sobre a variação da taxa de câmbio. Para tratar do problema da endogeneidade da política monetária é empregado o método de identificação via heterocedasticidade. A principal vantagem deste método é que ele se baseia no comportamento estatístico das séries, não sendo necessário realizar suposições arbitrárias de identificação. Os resultados mostram que há uma relação positiva entre a taxa de juros e a taxa de câmbio durante todo período analisado e não só em momentos de elevação da taxa de juros.

Palavras-chave: Política monetária. Taxa de juros. Taxa de câmbio.

ABSTRACT

This study aims to analyze the effects of monetary policy on the exchange rate during the period of 2004-2014, taking into account the endogeneity problem of monetary policy. It used a model of instrumental variables which estimates the effects of a change in the interest rate on a change in the exchange rate. To address the problem of endogeneity of monetary policy it is used the method of identification via heteroskedasticity. The main advantage is that this method is based on the statistical behavior of the series, it is not necessary to make arbitrary assumptions of identification. The results show that there is a positive relationship between the interest rate and the exchange rate throughout the period analyzed and not only in times of high interest rates.

Keywords: Monetary policy. Interest rate. Exchange rate.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Resumo da literatura.....	41
Quadro 2- Resumo das evidências empíricas.....	71

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Apresentação das variáveis	73
Tabela 2 - Estatísticas descritivas das variáveis.....	75
Tabela 3 - Teste de Mann-Whitney	76
Tabela 4 - Coeficientes de correlação	77
Tabela 5 - Teste F para as variâncias de Δe e Δi	81
Tabela 6 - Resultados da regressão – Variável dependente ΔE	82
Tabela 7 - Resultados da regressão – Variável dependente ΔE	84
Tabela 8 - Resultados da regressão – Variável dependente ΔE	86
Tabela 9 - Resultados da regressão – Variável dependente ΔE	87

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	25
2 MODELOS DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: UMA CONTEXTUALIZAÇÃO TEÓRICA	27
2.1 O MODELO MONETÁRIO DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO	30
2.2 A ABORDAGEM DE EQUILÍBRIO DE PORTFÓLIO	36
2.3 O MODELO REDUX.....	39
2.4 QUADRO RESUMO.....	41
3 OS EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NA TAXA DE CÂMBIO: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	43
3.1 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE A RELAÇÃO TRADICIONAL DA TAXA DE CÂMBIO E A POLÍTICA MONETÁRIA	45
3.2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS A FAVOR DA VISÃO REVISIONISTA E O CASO BRASILEIRO	56
3.3 QUADRO RESUMO DA EVIDÊNCIA EMPÍRICA	71
4 METODOLOGIA E ANÁLISE EMPÍRICA	73
4.1 APRESENTAÇÃO DOS DADOS	73
4.3 HIPÓTESE DE IDENTIFICAÇÃO.....	81
4.4 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS	82
4.5 ROBUSTEZ.....	84
4.5.1 Taxa Selic.....	84
4.5.2 Inclusão de regressores.....	86
4.5.3 Coeficientes recursivos	88
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	93
REFERÊNCIAS	95

INTRODUÇÃO

Embora a relação entre política monetária e a taxa de câmbio seja um tema amplamente debatido na literatura econômica, não há um consenso sobre qual é o sinal dessa relação. A simultaneidade que existe entre essas variáveis torna a relação ainda mais complexa e difícil de ser analisada.

Os modelos mais populares sobre a determinação da taxa de câmbio derivam da combinação entre expectativas racionais, paridade descoberta da taxa de juros, paridade do poder de compra, como Dornbusch (1976), Kouri (1976), Frenkel e Mussa (1984) entre outros. Nesse contexto, um aumento da taxa de juros torna o investimento no país mais atrativo e a taxa de câmbio a vista se aprecia mantendo constante a expectativa futura da taxa de câmbio.

Graças a essa relação, a taxa de câmbio é considerada um dos principais canais de transmissão de política monetária. Uma contração monetária (elevação na taxa de juros) atrai capital externo levando a uma apreciação na moeda doméstica. Essa apreciação tem um efeito direto sobre o preço dos bens comercializáveis, e um efeito indireto através do uso de matéria-prima importada na produção de bens domésticos e também na troca de demanda por bens domésticos por bens importados. Desse modo, a taxa de câmbio contribui para amenizar pressões inflacionárias.

Baseado na visão de que um aumento na taxa de juros causa uma apreciação da taxa de câmbio, diferentes países adotaram a política de juros altos em períodos de crises cambiais a fim de proteger a sua moeda. Principalmente durante a crise asiática na década de 1990. Porém, nem todos os países que adotaram essa postura conseguiram evitar grandes depreciações da moeda, suscitando novamente o debate sobre a relação entre taxa de juros e taxa de câmbio.

Diversos autores se dedicaram a estudar os efeitos da taxa de juros na taxa de câmbio especificamente em períodos de crise, como Goldfajn e Gupta (1999), Furman e Stiglitz (1999), Gould e Kamin (2000), Cho e West (2003), Caporale, Cipollini e Demetriades (2005), entre outros. No entanto, as evidências são mistas, um aumento na taxa de juros pode causar tanto uma apreciação na moeda quanto uma depreciação. O que gerou um grande debate sobre a eficácia das taxas de juros em períodos de crise cambial.

Porém as evidências são mistas não só para os períodos de crise, criando assim uma divisão na literatura sobre taxa de câmbio e taxa de juros. A chamada visão tradicional postula que um aumento na taxa de juros leva a uma apreciação da taxa de câmbio, como já cita, esses

modelos se baseiam em fortes suposições, como a validade da paridade do poder de compra e expectativas racionais.

Do outro lado temos a chamada ótica revisionista, ou não tradicional, que postula uma relação positiva entre taxa de juros e taxa de câmbio, ou seja, um aumento na taxa de juros causa uma depreciação na taxa de câmbio. Isso pode ocorrer por fatores diversos, como probabilidade de risco de default, instabilidade no mercado de crédito, desequilíbrios do balanço de pagamentos, ambiente inflacionário e demais fatores estruturais de uma economia.

Essas duas óticas esbarram no problema de endogeneidade da política monetária. De acordo com Zettelmeyer (2000) a forma de tratar esse problema pode ser a origem das evidências mistas. Para tratar do problema de identificação da política monetária existem desde modelos de estudos de eventos até modelos de vetores auto-regressivos com mudança de regime. Em alguns casos a mesma abordagem produz resultados diferentes, simplesmente pela forma como o problema de endogeneidade é tratado.

Sendo assim, o objetivo deste trabalho é verificar os impactos da política monetária sobre a taxa de câmbio utilizando o método de identificação via heterocedasticidade desenvolvido por Rigobon (2003) e Rigobon e Sacks (2004). Esse método é empregado por Gonçalves e Guimarães (2011) para o caso da economia brasileira entre os anos 2000 e 2006, seus resultados mostram uma relação positiva entre a variação da taxa de juros e a variação taxa de câmbio. No entanto, além de considerar um período mais longo, este trabalho realiza algumas extensões importantes na abordagem de Gonçalves e Guimarães (2011) que permitem verificar hipóteses como a dominância fiscal e a estabilidade dos parâmetros.

O presente trabalho está dividido em três capítulos. O primeiro apresenta um breve resumo sobre modelos de determinação da taxa de câmbio, a fim de contextualizar a relação entre taxa de câmbio e taxa de juros. O segundo capítulo é um levantamento das evidências empíricas de trabalhos aplicados nesta área e também tem como objetivo mostrar as diversas abordagens ao problema da endogeneidade da política monetária, suas vantagens e desvantagens. O terceiro capítulo apresenta a metodologia, os dados utilizados para a estimação bem como os resultados. Por fim, são apresentadas algumas considerações finais.

2 MODELOS DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO: UMA CONTEXTUALIZAÇÃO TEÓRICA

De acordo com Dornbusch (1980), há três formas distintas de abordar a determinação da taxa de câmbio de acordo com a sua definição. A primeira, o enfoque real, parte da taxa de câmbio sendo definida como o preço relativo entre bens domésticos e estrangeiros. A segunda, o enfoque monetário, considera a taxa de câmbio como o preço relativo entre duas moedas. Por fim, o enfoque financeiro onde a taxa de câmbio é o preço relativo entre ativos nominais.

Os modelos tradicionais de determinação da taxa de câmbio enfatizam o lado real da economia, também chamado de abordagem das elasticidades. Segundo Zini Junior (1986) a característica principal desses modelos é tratar a taxa de câmbio como a taxa que equilibra o comércio exterior de bens e serviços. Considerando que o balanço de pagamentos se resume à balança comercial, a taxa de câmbio de equilíbrio é aquela que iguala o valor das exportações e importações.

A partir da década de 1960 com o modelo Mundell-Fleming, desenvolvido por Fleming (1962) e Mundell (1963), é adicionada a conta corrente e a importância da mobilidade de capital na determinação do câmbio. Um déficit na balança comercial pode ser compensado com um superávit da conta corrente, lembrando que os modelos tradicionais consideram que o balanço de pagamentos se mantem em equilíbrio.

Porém, ainda se tratava de um modelo focado nas variáveis de fluxo da economia, e mesmo com formulações mais dinâmicas, como a inclusão de expectativas, o modelo não conseguia captar a dinâmica entre estoque e fluxos de capital na economia. Nesse sentido, o enfoque

monetário e o de equilíbrio de portfólio oferecem uma análise mais dinâmica sobre a taxa de câmbio, com a inclusão das expectativas dos agentes e destacando a importância do mercado de ativos na economia.

Outra abordagem tradicional para a determinação da taxa de câmbio é a paridade do poder de compra (PPC). A taxa de câmbio entre dois países pode ser definida como a razão entre o nível geral de preços entre esses dois países, essa definição ficou conhecida como paridade do poder de compra. Há duas versões da paridade do poder de compra, a absoluta e a relativa. A PPC absoluta afirma que a taxa de câmbio é a razão entre o nível de preço doméstico e estrangeiro, $e = P/P^*$, enquanto que a versão relativa da PPC afirma que a variação da taxa de câmbio será igual ao diferencial entre as variações do nível de preços entre dois países, $\Delta e = p - p^*$.

A paridade do poder de compra é fundamental no desenvolvimento de muitos modelos de determinação da taxa de câmbio, como o modelo monetário. Porém possui diversas limitações, como a hipótese de preços flexíveis e a presença de bens não comercializáveis na economia. Essas limitações são confirmadas através de estudos empíricos que, em sua maioria, mostram que PPC não se mantém, especialmente no curto prazo, assim como mostra Rogoff (1996), Taylor e Taylor (2004), Alba e Papell (2007), Hoover, Johansen e Juselius (2008), entre outros. No entanto a PPC é muito utilizada para se obter a taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo, Balassa (1964) e Samuelson (1964) criticam essa abordagem por não considerar diferencial de produtividade entre bens comercializáveis e não comercializáveis, o que pode levar a uma sobrevalorização em termos da PPC.

Cumby e Obstfeld (1982) afirmam que as relações entre o mercado de bens e serviços e o mercado de ativos são os fatores chaves na determinação da taxa de câmbio, as políticas de estabilização dependem da maneira como essas relações se desenvolvem. Para os autores a paridade do poder de compra é responsável por ligar a taxa de câmbio ao nível de preços e a paridade descoberta da taxa de juros que é responsável por ligar as expectativas sobre a taxa de câmbio futura com a taxa de juros nominal. A partir dessas relações surge o modelo do mercado de ativos.

De acordo com Kouri (1981) o mercado de ativos é composto por três diferentes ativos: moeda, títulos em moeda local e títulos em moedas estrangeiras. Assume-se que residentes estrangeiros não possuem títulos domésticos e a oferta desses títulos é totalmente elástica a uma taxa de juros exógena. A demanda interna por esses ativos depende apenas das taxas de juros interna e externa e também da riqueza, que é a soma do valor total distribuído entre os três ativos. A oferta de títulos estrangeiros depende da conta corrente, conforme se verifique um déficit ou um superávit. Já oferta de títulos domésticos depende do excedente orçamentário do governo. Entretanto, a autoridade monetária pode influenciar essas variáveis através de operações de mercado aberto e intervenção no mercado de câmbio.

Além da abordagem do mercado de ativos há também a abordagem de portfólio e conta corrente. Segundo Rossi (1995), a taxa de câmbio no modelo de equilíbrio de portfólio é determinada através da interação entre a conta corrente e o mercado de ativos. Para verificar essa relação, considere um superávit no balanço de pagamentos, isso gera um aumento no estoque doméstico de moeda estrangeira e,

consequentemente, eleva a riqueza. Com um maior nível de riqueza, os agentes aumentam sua demanda por ativos, incluindo a própria moeda estrangeira.

Mais recentemente Obstfeld e Rogoff (1995) apresentaram o modelo Redux que analisa a dinâmica da taxa de câmbio considerando rigidez nominal de preços e salários, fundamentos microeconômicos e os efeitos de transmissão de política macroeconômica entre países, através de um modelo de equilíbrio geral. Os modelos de mercado de ativos, de portfólio e o redux são os mais utilizados até hoje, e com o desenvolvimento da teoria econômica ganharam diversas versões para aumentar seu poder de explicação. Sendo assim, esses modelos são apresentados em mais detalhes a seguir.

2.1 O MODELO MONETÁRIO DE DETERMINAÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO

O modelo monetário da determinação da taxa de câmbio pode ser dividido em duas classes. Um considera preços flexíveis, como o modelo desenvolvido por Frenkel (1976), Mussa (1976), Kouri (1976), Frenkel e Mussa (1984), entre outros. A outra classe considera preços rígidos e tem como principal referência Dornbusch (1976). Para descrição do modelo monetário, considerando preços flexíveis, será utilizado o modelo apresentado por Frenkel e Mussa (1984) que sintetiza as diferentes especificações do modelo monetário, ou também chamado de modelo de mercado dos ativos.

O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio enfatiza o papel do equilíbrio no mercado monetário e a interação entre o mercado de commodities doméstico e estrangeiro. Há duas relações fundamentais

nas quais o modelo se baseia, o equilíbrio no mercado monetário e a paridade do poder de compra:

$$(p - p^*) = (m - m^*) + (l^* - l) \quad (2.1)$$

$$p = e + p^* \quad (2.2)$$

$$e = (m - m^*) + (l^* - l) \quad (2.3)$$

Todas as variáveis estão expressas em logaritmo, p representa o nível de preços, m é a oferta de moeda, l demanda por saldos reais e e é a taxa de câmbio, o asterisco denota variáveis do país estrangeiro. A equação (2.1) representa o equilíbrio no mercado monetário e a equação (2.2) representa a paridade do poder de compra, combinando essas duas equações é possível expressar a taxa de câmbio como função da oferta e demanda de moeda doméstica e estrangeira, como visto na equação (2.3). Assim, a taxa de câmbio depende dos fatores que afetam a oferta e demanda de moeda, tanto interna quanto externa.

Considerando que a paridade do poder de compra é válida apenas para bens comercializáveis e também onde não há barreiras ao comércio, Frenkel e Mussa (1984) dividem o índice de preços entre bens comercializáveis e não comercializáveis, conforme a equação (2.4). Essa separação dos bens mostra que, além da oferta e demanda por moeda, a determinação da taxa de câmbio depende da estrutura de preços relativos entre dois países:

$$e = (m - m^*) + (l^* - l) + [\sigma(p_t - p_n) - \sigma^*(p_t^* - p_n^*)] \quad (2.4)$$

Em que p_t é o nível de preços dos bens comercializáveis, p_n é o nível de preços dos bens não comercializáveis e σ é o peso dos bens comercializáveis no índice geral de preços. As barreiras tarifárias podem ser facilmente incluídas no modelo, no entanto o resultado da imposição de uma tarifa pode ser ambíguo. Por um lado a tarifa aumenta o nível de preços, levando a um aumento na demanda nominal de moeda, ou seja, uma apreciação. Mas também é possível que a distorção causada pela tarifa gere uma redução na renda real, diminuindo a demanda por moeda, que pode compensar o efeito do nível de preços e assim causar uma depreciação na taxa de câmbio.

É possível ampliar a equação (2.4) considerando os determinantes da demanda por saldos reais de moeda, que pode ser representada conforme as equações (2.5) e (2.6).

$$l = k + \eta y - \alpha i \quad (2.5)$$

$$l^* = k^* + \eta^* y^* - \alpha^* i^* \quad (2.6)$$

$$e = (k - k^*) + (m - m^*) + \eta(y^* - y) + \alpha(i - i^*) + \sigma[(p_t - p_n) - (p_t^* - p_n^*)] \quad (2.7)$$

Em que y é o logaritmo da renda, i é a taxa de juros, η é a elasticidade renda da demanda por moeda e α é a elasticidade juros da demanda por moeda. O modelo de Frenkel e Mussa (1984) considera que $\eta = \eta^*$, $\alpha = \alpha^*$ e $\sigma = \sigma^*$. Substituindo as equações (2.5) e (2.6) na equação (2.4) obtém-se a equação (2.7), considerando tudo o mais constante, um aumento na renda doméstica aprecia o câmbio, enquanto que um aumento na taxa de juros doméstica deprecia a taxa de câmbio.

Porém, considerando a paridade de juros, em que o diferencial entre as taxas de juros doméstica e estrangeira pode ser expresso como o

prêmio do risco cambial, assim o diferencial de juros na equação (2.7) mostra a dependência da taxa de câmbio presente com as expectativas da taxa de câmbio futura. De acordo com Frenkel e Mussa (1984) essa relação entre o valor futuro e o valor presente de uma variável é uma característica específica da precificação de ativos.

As equações (2.5) e (2.6) simplificam a demanda por moeda, no entanto é possível realizar diversas alterações para torna-la mais próxima da realidade. Por exemplo, não há distinção entre a demanda por moeda doméstica e a demanda doméstica por moeda. Isso ocorre porque o modelo assume que a moeda doméstica é demandada apenas por residentes domésticos, enquanto que a moeda estrangeira é demandada apenas por residentes estrangeiros.

Além disso, considerar que apenas a taxa de juros doméstica influencia na demanda de moeda doméstica implica que os agentes escolhem apenas entre moeda ou títulos domésticos. Segundo Frenkel e Mussa (1984), caso a taxa de câmbio seja flexível, é possível haver substituição de moedas e a demanda irá variar de acordo com o retorno dos ativos disponíveis.

Em relação à oferta de moeda, uma mudança permanente na oferta de moeda doméstica gera uma mudança permanente na taxa de câmbio e no preço nominal dos bens comercializáveis, já as variáveis reais se mantêm inalteradas. Caso haja um aumento igual na oferta de moeda doméstica e estrangeira, todos os preços nominais se elevam, mas a taxa de câmbio permanece inalterada.

Ao contrário dos primeiros modelos de determinação da taxa de câmbio, que destacam o papel das exportações e importações, o modelo monetário considera como fundamentais para a determinação da taxa de

câmbio variáveis que podem ser influenciadas pela autoridade monetária. Como a oferta de moeda, variáveis relacionadas a estrutura de preços relativos da economia e variáveis que afetam a demanda por moeda doméstica e a demanda por moeda estrangeira.

Frenkel e Mussa (1984) afirmam que o modelo monetário não é capaz de explicar totalmente os movimentos da taxa de câmbio. Nesse sentido, trabalhos empíricos como Meese e Rogoff (1983), McDonald e Taylor (1994), Kilian e Taylor (2003), Cheung, Chinn e Pascual (2005), entre outros, apresentam evidências de que o câmbio segue um passeio aleatório, ou seja, não é possível prever as mudanças na taxa de câmbio.

No entanto, a forte correlação entre a taxa de câmbio a vista e a futura sugere que os movimentos da taxa de câmbio a vista estão fortemente relacionados às expectativas do mercado sobre a taxa futura. De acordo com Frenkel e Mussa (1984), essa relação permite tratar a taxa de câmbio como o preço de um ativo, sendo que o preço de um ativo depende das expectativas do mercado sobre as condições correntes e futuras da economia, de acordo com as informações que os agentes possuem. Então a taxa de câmbio pode ser expressa por:

$$e_t = X_t + aE[(e_{t+1} - e_t); t] \quad (2.8)$$

Em que e_t é a taxa de câmbio de equilíbrio no período t , X_t são as condições econômicas que afetam a taxa de câmbio no período t , $E[(e_{t+1} - e_t); t]$ é a variação percentual esperada entre a taxa de câmbio em t e $t+1$ dado o conjunto de informações disponível em t e a é a sensibilidade da taxa de câmbio corrente à variação esperada da taxa de câmbio, considerando expectativas racionais. Resolvendo a equação (2.8)

de modo iterativo, tem-se que a taxa de câmbio esperada depende das expectativas futuras sobre X , ou seja, das expectativas sobre as condições econômicas futuras.

Frenkel e Mussa (1984) decompõem as mudanças na taxa de câmbio em duas partes, esperadas e não esperadas. As variações esperadas têm pouca influência sobre a taxa de câmbio a vista, já as variações não esperadas são as principais fontes de variação do câmbio. Porém, como as expectativas são racionais, novas informações podem ser incorporadas ao modelo a qualquer momento e diminuir o componente não esperado da taxa de câmbio.

O modelo monetário de determinação de taxa de câmbio considerando preços rígidos, também chamados de modelo de ultrapassagem da taxa de câmbio, tem como principal autor Dornbusch (1976). Ao se considerar preços rígidos a hipótese da paridade do poder de compra é relaxada, de acordo com Frankel (1983) as falhas da PPC no curto prazo indicam que os preços não se ajustam instantaneamente, o que pode ocorrer devido a contratos, informação imperfeita, hábitos de consumo, entre outros fatores que levam ao ajuste gradual dos preços.

Segundo Dornbusch (1976) o modelo de ultrapassagem da taxa de câmbio foi desenvolvido para explicar as grandes flutuações observadas na taxa de câmbio na década de 1970. Considerando preços rígidos o ajuste no mercado de ativos é mais rápido do que o ajuste no mercado de bens, fazendo com que ocorra a chamada ultrapassagem da taxa de câmbio. Importante destacar que o modelo assume a hipótese de expectativas racionais.

Neste cenário, uma expansão monetária, que gera uma redução na taxa de juros, causa uma saída de capitais e o ajuste no mercado de

ativos é imediato, assim a taxa de câmbio se deprecia além do necessário para o nível de equilíbrio de longo prazo. Como as expectativas são racionais, no longo prazo a variação da taxa de câmbio e do nível de preços deve ser proporcional à taxa de expansão monetária, assim os agentes esperam uma apreciação da taxa de câmbio. Conforme Dornbusch (1976), a taxa de câmbio de curto prazo caminha para o nível de equilíbrio de longo prazo com uma velocidade de ajustamento O , como mostra a equação (2.9):

$$E(\Delta e) = -O(e - e^l) + \pi - \pi^* \quad (2.9)$$

Em que $E(\Delta e)$ é a depreciação esperada da moeda, e^l é a taxa de câmbio de longo prazo e π é a taxa de expansão monetária. Combinando a equação (2.9) com a paridade descoberta de juros tem-se:

$$(e - e^l) = -(1/O)[(i - \pi) - (i^* - \pi^*)] \quad (2.10)$$

Assim, a diferença entre a taxa de câmbio de curto prazo e seu nível de equilíbrio é proporcional ao diferencial entre a taxa de juros real doméstica e a taxa de juros real estrangeira, sendo esse mais um determinante da taxa de câmbio que não faz parte do modelo monetário com preços flexíveis.

2.2 A ABORDAGEM DE EQUILÍBRIO DE PORTFÓLIO

O modelo de portfólio ganha destaque com o aumento do papel da conta corrente na teoria da determinação da taxa de câmbio. Conforme

Dornbusch e Fischer (1980), a taxa de câmbio em um dado período do tempo é determinada no mercado de ativos. No entanto, a conta corrente é a responsável pela trajetória da taxa de câmbio, uma vez que a conta corrente afeta a posição líquida dos ativos, influenciando assim todo o mercado de ativos. No curto prazo a taxa de câmbio irá variar como qualquer outro ativo, ou seja, conforme as expectativas do mercado, porém no longo prazo ela depende de fatores fundamentais, como a forma que se dá o ajuste de estoque entre duas economias, que ocorre na conta corrente.

Diversos autores apresentaram sua versão do modelo de portfólio. nesta seção será utilizado o modelo desenvolvido por Frankel (1983). No entanto há formulações mais sofisticadas que levam a resultados semelhantes, como Kouri (1976), Allen e Kenen (1980), Dornbusch (1980), Dornbusch e Fischer (1980), Branson (1984), entre outros.

O modelo considera que não há barreiras para o movimento de capital e os títulos domésticos e títulos estrangeiros deixam de ser substitutos perfeitos. Isso ocorre, segundo Frankel (1983), por diversos motivos, como liquidez, impostos, risco de inadimplência, risco político, risco da taxa de câmbio, entre outros. Os agentes montam um portfólio com títulos domésticos e estrangeiros, conforme a taxa de retorno esperada para cada título e o prêmio de risco, com o objetivo de diversificar o risco da variabilidade cambial. Por hipótese os agentes são avessos ao risco.

$$B_j/eF_j = \beta_j(i - i^* - \Delta e^e) \quad (2.11)$$

Em que, B_j é o estoque de títulos em moeda doméstica que o investidor j possui, F_j é o estoque de títulos em moeda estrangeira que o investidor j possui, e é a taxa de câmbio, β_j é uma função positiva que representa as preferências de portfólio, que pode ser escrita como $\exp[\alpha_j + \beta_j(i - i^* - \Delta e^e)]$, e Δe^e é a depreciação esperada da taxa de câmbio. A partir da equação (11), um aumento no diferencial da taxa de juros ou uma queda na expectativa de depreciação do câmbio faz os investidores trocarem títulos estrangeiros por domésticos. Assumindo que todos os agentes possuem as mesmas preferências, a demanda agregada de no mercado de ativos é descrita na equação (2.12).

$$B/eF = \beta(i - i^* - \Delta e^e) \quad (2.12)$$

Desse modo B e F representam a oferta líquida de títulos domésticos e estrangeiros, respectivamente. Porém, como destacado por Frankel (1983), para que a equação (2.12) possa ser utilizada na determinação da taxa de câmbio, é importante determinar como as expectativas são formadas para obter um único valor para a taxa de câmbio, a hipótese de expectativa racional sozinha não garante a existência desse valor único. Sendo assim, a maneira mais simples é considerar expectativas estáticas, ou seja, $\Delta e^e = 0$, tem-se:

$$e = -\alpha + \beta(i - i^*) + b - f \quad (2.13)$$

Em que b e f são os logaritmos de B e F , respectivamente. Frankel (1983) faz a hipótese de que o déficit de um agente no mercado de ativos se anula com o superávit de outro agente, assim o que importa no modelo

é a oferta de ativos do governo. Desse modo B representa a dívida do governo doméstico em moeda local e F representa a dívida do governo estrangeiro em moeda estrangeira.

É comum em modelos de portfólio adicionar hipóteses sobre o tamanho da economia. Caso o país doméstico seja uma pequena economia seus títulos não serão atrativos para os investidores estrangeiros. Nesse caso os investidores domésticos distribuem sua riqueza entre títulos domésticos e estrangeiros. Caso o país estrangeiro seja uma pequena economia, os investidores domésticos não possuirão títulos estrangeiros.

De acordo com Frankel (1983), a hipótese sobre o tamanho da economia permite identificar os fluxos de capital através da variação na oferta de títulos estrangeiros. Além de mostrar que um déficit em conta corrente causa uma depreciação cambial da moeda doméstica, sendo que a redução na oferta de ativos estrangeiros no mercado gera um aumento no preço do ativo em termos de moeda doméstica.

2.3 O MODELO REDUX

O modelo para a dinâmica da taxa de câmbio apresentado por Obstfeld e Rogoff (1995), é um modelo intertemporal de transmissão da política internacional, que considera a rigidez nominal de preços no curto prazo além de incorporar microfundamentos à oferta agregada.

O modelo é desenvolvido considerando dois países com concorrência monopolista. Os agentes são os produtores e os consumidores dos bens, que são diferenciados entre os países. Os bens domésticos e estrangeiros são simétricos na função de preferência dos agentes, sendo θ a elasticidade de substituição entre os bens. As preferências são consideradas idênticas entre residentes domésticos e

estrangeiros. Também não há barreiras para o comércio, o que significa a validade da lei do preço único e da também da PPC.

Cada agente decide o nível ótimo de consumo, encaixes reais de moeda, oferta de trabalho e o preço do seu produto. O consumo mundial e o gasto governamental mundial são obtidos através de uma soma ponderada entre o país doméstico e o país estrangeiro. O governo se financia através de senhoriagem e impostos. A demanda pelo produto de cada agente possui elasticidade constante depende dos preços relativos, consumo global e gastos governamentais. A rigidez nominal é introduzida através da determinação dos preços, os agentes determinam hoje os preços de um período a frente.

Para resolver o modelo, os autores partem do estado de equilíbrio e, para verificar os efeitos de choques de monetários, realizam aproximações log-lineares entorno do estado de equilíbrio. Como os preços são rígidos é possível distinguir entre o impacto de um choque no primeiro período e seus efeitos no equilíbrio de longo prazo. O modelo também permite verificar os efeitos de um choque sobre bem estar. Esse efeito é calculado através da soma das variações de curto prazo na utilidade dos agentes e o valor presente da mudança na utilidade no estado estacionário.

Os autores mostram que um aumento permanente e não antecipado na oferta de moeda doméstica leva a um aumento no nível de produto e de consumo da economia. A taxa de juros real global cai, causando uma depreciação nominal que resultam em deterioração dos termos de troca aumentando o consumo estrangeiro. O impacto no produto do país estrangeiro é incerto, uma vez que a mudança nos preços

relativos e o aumento do consumo agregado possuem efeitos opostos. No entanto, haverá um superávit na conta corrente do país doméstico.

O modelo de Obstfeld e Rogoff (1995) abriu espaço para uma nova área da literatura econômica, que passou a ser chamada de nova macroeconomia aberta. Uma das principais vantagens dessa abordagem é permitir verificar a transmissão da política econômica entre os países. Assim diversos autores passaram a utilizar essa abordagem, Lane (2001), Lyons (2001), Sarno (2001) e Driver e Westaway (2005) apresentam um apanhado da literatura nessa área, mostrando os diversos desdobramentos do modelo original de Obstfeld e Rogoff (1995).

2.4 QUADRO RESUMO

Quadro 1 - Resumo da literatura

Modelos de determinação da taxa de câmbio	Autores/Ano
Modelo tradicionais (abordagem das elasticidades, paridade do poder de compra e Mundell-Fleming)	Fleming (1962), Mundell (1963), Balassa (1964), Samuelson (1964), Rogoff (1996), Taylor e Taylor (2004), Alba e Papell (2007), Hoover, Johansen e Juselius (2008)
Modelo Monetário	Frenkel (1976), Mussa (1976), Kouri (1976), Frenkel e Mussa (1984), Dornbusch (1976).
Modelo de Equilíbrio de Portfólio	Frankel (1983), Kouri (1976), Allen e Kenen (1980), Dornbusch (1980), Dornbusch e Fischer (1980), Branson (1984)
Modelo Redux	Obstfeld e Rogoff (1995), Lane (2001), Lyons (2001), Sarno (2001), Driver e Westaway (2005).

Fonte: Elaboração própria.

3 OS EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NA TAXA DE CÂMBIO: EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

O presente capítulo realiza um levantamento da literatura empírica sobre a relação entre a política monetária e a taxa de câmbio, desde trabalhos de referência na área até pesquisas mais recentes. O objetivo é verificar como os autores abordam a questão de identificação da política monetária na estimação dos seus modelos. Percebe-se que há um predomínio entre modelos de estudo de eventos e modelos baseados em vetores auto regressivos, ambos apresentam vantagens e desvantagens que também serão discutidas ao longo do capítulo.

De acordo com Zettelmeyer (2000) há três motivos para analisar os efeitos da política monetária sobre a taxa de câmbio: avaliar a dinâmica da taxa de câmbio; compreender os efeitos da política monetária, visto que a taxa de câmbio é um dos seus principais mecanismos de transmissão; verificar se a política monetária é capaz de estabilizar a moeda em períodos de crise e de ataques especulativos.

Considerando o papel de mecanismo de transmissão da política monetária, principalmente em um regime de metas de inflação, como é o caso brasileiro, a taxa de câmbio desempenha um papel fundamental na economia. De acordo com Mendonça (2001), uma política monetária contracionista, ou seja, um aumento na taxa básica de juros, induz a entrada de capital na economia apreciando da moeda doméstica. Assim, o nível de exportações líquidas reduz e leva a uma queda na demanda agregada aliviando a pressão inflacionária. A taxa de câmbio tem um efeito direto e indireto na demanda agregada, o efeito direto se dá através do preço dos bens comercializáveis e o efeito indireto seria resultado da substituição de bens domésticos por estrangeiros e a redução do preço de insumos importados.

Porém, mesmo sendo amplamente discutido na literatura econômica, ainda há dúvidas sobre como a taxa de câmbio é, de fato, afetada pela política monetária. De modo geral é possível identificar duas vertentes sobre a relação entre política monetária e taxa de câmbio, a convencional ou tradicional e a não convencional, não tradicional ou revisionista, muitas vezes também chamada de relação perversa ou reversa entre taxa de câmbio e política monetária.

Segundo Backus e Driffill (1985), a versão convencional descreve a relação em que um aperto monetário leva a apreciação da taxa câmbio, essa é a visão utilizada como base pelo Fundo Monetário Internacional (FMI). Um aumento da taxa de juros torna o investimento

no país mais atrativo e a taxa de câmbio a vista se aprecia mantendo constante a expectativa futura da taxa de câmbio. Esse resultado deriva da combinação entre expectativas racionais, paridade descoberta da taxa de juros, paridade do poder de compra, como descrito por Dornbusch (1976), Kouri (1976), Frenkel e Mussa (1984) entre outros. O mecanismo de transmissão da taxa de câmbio descrito acima também é baseado nessa visão.

Já a visão não convencional descreve a relação que ocorre quando um aumento na taxa de juros doméstica leva a uma depreciação da taxa de câmbio. Furman e Stiglitz (1998) apresentam alguns motivos que justificam a existência dessa relação reversa. Primeiro, deve-se considerar que a política monetária é capaz de afetar o valor esperado da taxa de câmbio futura, que pode levar ao *overshooting*, como descrito por Dornbusch (1976). Ou, caso a política esteja associada a uma queda na credibilidade do país, os investimentos podem se tornar menos atrativos. E, considerando uma restrição de crédito que reduza a oferta de bens exportados, diminuindo a demanda futura e, possivelmente, a demanda a vista de moeda, pode ocorrer uma depreciação. Assim o efeito sobre a taxa de câmbio é ambíguo.

A segunda fonte de distorções na visão é sobre o retorno esperado. Furman e Stiglitz (1998) destacam que não é a taxa de juros nominal em si que importa, mas sim o retorno esperado do investimento que está sujeito à probabilidade de *default*. E, por fim, o mercado pode ser avesso ao risco, nesse caso o anúncio de políticas contracionistas, que podem levar a períodos de recessão, a percepção de risco dos agentes é afetada.

Para Stiglitz (1999) a reposta da taxa câmbio à política monetária é ambígua e depende de fatores circunstanciais, como períodos de crise, racionamento no mercado de crédito, desequilíbrios no balanço de pagamento, entre outros. Os resultados de estudos empíricos confirmam essa ambiguidade, é possível encontrar evidências sobre a validade da visão tradicional e também sobre falhas nessa ótica.

Segundo Caporale, Cipollini e Demetriades (2002), é necessário levar em consideração três fatores ao realizar trabalhos empíricos nesta área: a endogeneidade da política monetária; a orientação da política monetária, ou seja, se é expansionista ou contracionista; a possibilidade de mudança de regimes.

A endogeneidade da política monetária pode gerar o problema de causalidade reversa. De acordo com Zettelmeyer (2004), o modo como esse problema é tratado é capaz de influenciar o resultado do estudo. Para o autor, é possível inferir que, através da literatura existente, o efeito da

política monetária sobre a taxa de câmbio é espúrio, dada falha em controlar o problema da endogeneidade.

O debate sobre o efeito da política monetária na taxa de câmbio ganhou mais destaque com a crise asiática nos anos 1990. De acordo com Gould e Kamín (2000), muito foi discutido sobre a necessidade de elevar as taxas de juros como uma forma de estabilizar a moeda, reestabelecer a credibilidade e servir de base para dar início à recuperação econômica. No entanto, o argumento contrário à elevação se baseava na diminuição da capacidade dos tomadores de empréstimos honrarem suas dívidas, enfraquecendo o sistema bancário, reduzindo a confiança do investidor e levando a uma depreciação da moeda.

A seguir são apresentadas evidências empíricas que corroboram com a visão tradicional e a com visão revisionista da relação entre taxa de câmbio e política monetária. Também são destacados alguns métodos de controle para o problema de endogeneidade da política monetária.

3.1 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS SOBRE A RELAÇÃO TRADICIONAL DA TAXA DE CÂMBIO E A POLÍTICA MONETÁRIA

Eichenbaum e Evans (1995) realizaram um estudo para avaliar como a taxa de câmbio responde a um impulso específico, nesse caso os choques de política monetária dos Estados Unidos. Os resultados obtidos mostram que uma política monetária contracionista causa uma apreciação persistente na taxa de câmbio gerando desvios na paridade descoberta da taxa de juros.

Para tratar o problema de endogeneidade da política monetária, os autores utilizam três medidas diferentes para captar os choques exógenos de política monetária. As medidas são: inovações ortogonais na razão de reservas não emprestadas e reservas totais, inovações ortogonais na taxa de juros do FED e o índice de política monetária proposto por Romer e Romer (1989). As duas primeiras medidas são obtidas através da seguinte regressão

$$V_t = \zeta(\Omega_t) + \varepsilon_{Vt} \quad (3.1)$$

Em que V_t é o instrumento de política monetária, que pode assumir duas formas, ζ é uma função linear, Ω_t é o conjunto de informação em posse da autoridade monetária quando V_t é determinado, e ε_{Vt} é um choque não correlacionado serialmente e ortogonal aos

elementos de Ω_t . No primeiro caso V_t é a razão entre o log de reservas ‘não emprestadas’¹ e o log das reservas totais e, no segundo caso, é a taxa de juros de referência do FED.

Considerando que a equação (3.1) descreve a regra de decisão da autoridade monetária, ε_{Vt} pode ser visto como um choque exógeno de política. Para obter a resposta dinâmica de uma variável a um choque de política basta então rodar uma regressão entre o valor corrente da variável e o valor defasado dos resíduos em (3.1). Lembrando que ε_{Vt} pode representar um série de fatores que influenciam a decisão da autoridade monetária e também um erro de especificação².

A terceira medida de choque de política monetária é o índice desenvolvido por Romer e Romer (1989) para captar choques de política monetária dos Estados Unidos. Segundo Romer e Romer (1989, p.134) *“we count as a shock only episodes in which the Federal Reserve attempted to exert a contractionary influence on the economy in order to reduce inflation”*. Ou seja, os autores utilizam apenas episódios em que o FED induziu uma recessão baseado no nível corrente de inflação. Eichenbaum e Evans (1995) encontram uma forte relação entre o índice de Romer e Romer (1989) e os outros dois instrumentos, sendo assim as respostas da taxa de câmbio às três medidas são similares.

Para realizar a estimação Eichenbaum e Evans (1995) utilizam o modelo de vetores auto regressivos (VAR) com dados mensais do período de 1974:1-1990:5. Os autores utilizam a taxa real de câmbio bilateral entre o dólar e cinco moedas diferentes, Iene, Marco Alemão, Lira, Franco Francês e a Libra, definida como:

$$s_{Rt}^{For} = s_t^{For} + P_t^{For} - P_t \quad (3.2)$$

Em que s_{Rt}^{For} é o logaritmo taxa de câmbio real no período t , o sobrescrito For indica qual é a moeda analisada, s_t^{For} é o logaritmo da taxa de câmbio nominal em t , definida como a quantidade de dólares necessária para comprar uma unidade da moeda estrangeira, P_t^{For} e P_t representam o nível de preços estrangeiros e dos Estados Unidos (EUA), respectivamente, no período t .

¹ Reservas não emprestadas: diferença entre as reservas totais de um banco e o montante que foi tomado como empréstimo à taxa de desconto do FED.

² De acordo com Eichenbaum e Evans (1995) os erros de especificação podem surgir caso haja uma mudança na regra de decisão do fed no período analisado ou caso a regra de decisão seja não linear, entre outras possíveis erros de especificação.

O modelo VAR de referência inclui cinco variáveis, produção industrial americana (Y), índice de preços ao consumidor dos EUA (P), razão entre reservas ‘não emprestadas’ ($NBRX$), a diferença entre a taxa de juros nominal de curto prazo estrangeira e dos EUA ($R^{For} - R^{US}$) e a taxa de câmbio real obtida pela equação (3.2). Os autores consideram um choque monetário contracionista como a porção negativa da variável $NBRX_t$ que é ortogonal a P_t e Y_t . O que significa que a autoridade monetária americana utiliza os valores correntes das variáveis P_t e Y_t para determinar $NBRX_t$. O exercício é feito para a taxa real e a taxa nominal de câmbio.

Os resultados obtidos a partir desta especificação mostram que um choque contracionista de política gera uma redução significativa e persistente do diferencial entre a taxa de juros nominal estrangeira e a americana. As funções impulso resposta são semelhantes para a taxa de câmbio real e nominal. Um choque de política monetária contracionista leva a uma apreciação persistente da taxa de câmbio real e também da taxa de câmbio nominal.

De acordo com as evidências apresentadas por Eichenbaum e Evans (1995), o impacto inicial de um choque negativo na variável $NBRX_t$ na taxa de câmbio varia entre 0.28% a 0.50%, dependendo da moeda analisada. Já o efeito máximo se dá entre 24 a 39 meses e varia entre -1,86% a -3%, dependendo da moeda analisada. Ao contrário do modelo de *overshooting* de Dornbusch (1976), uma contração monetária gera uma apreciação da taxa de câmbio no primeiro momento seguido por uma depreciação.

Os autores também apresentam uma especificação alternativa do modelo VAR de referência, no qual a taxa de juros estrangeira e a taxa de juros do título do tesouro americano são incluídas separadamente. Além disso, também entra no modelo uma variável que representa o produto estrangeiro (Y^{For}). Os resultados dessa especificação se assemelham aos resultados obtidos com o modelo de referência, embora as funções impulso-resposta sejam menos precisas.

De modo geral, os resultados utilizando como medida de choque a inovações ortogonais na taxa de juros do FED são semelhantes aos resultados encontrados com a variável $NBRX_t$. Utilizando o índice de política monetária de Romer e Romer (1989) as estimativas são menos precisas, embora apresentem o mesmo sinal. De acordo com Eichenbaum e Evans (1995), a queda na precisão das estimativas se deve ao número reduzido de episódios de contração monetária captados pelo índice. Ainda é possível verificar que a política monetária contribuiu significativamente

com a variabilidade da taxa de câmbio dos EUA pós Bretton Woods, embora não possa ser apontada como única responsável pelos movimentos do câmbio.

O estudo de Eichenbaum e Evans (1995) é considerado referência na literatura sobre os efeitos da política monetária na taxa de câmbio. Outro trabalho amplamente reconhecido é o de Goldfajn e Gupta (1999) que analisam a eficácia da política monetária contracionista em estabilizar as taxas de câmbio após crises cambiais. Ou seja, se a política de taxa de juros alta é capaz de reverter a desvalorização da moeda.

Para avaliar os efeitos da política monetária na taxa de câmbio os autores consideram três passos iniciais. Primeiro, é necessário avaliar se houve uma desvalorização da taxa de real de câmbio e se há necessidade de intervenção para que ela retorne ao equilíbrio. O segundo passo é determinar quais os possíveis mecanismos de correção da desvalorização da taxa real de câmbio. Por fim, o terceiro passo consiste em distinguir entre as políticas utilizadas e as condições econômicas nas quais a reversão da desvalorização ocorreu através de uma apreciação nominal.

Goldfajn e Gupta (1999) classificam como ocorreram os casos de reversão da desvalorização no período pós- crise. A reversão da taxa real de câmbio é considerada bem sucedida se ocorre via apreciação nominal e não por um aumento na inflação. Calculam-se as probabilidades de casos de sucesso em toda amostra e também para uma subamostra associada a períodos de aperto monetário. Tradicionalmente espera-se que a probabilidade de sucesso seja maior quando a política monetária é contracionista. Essas probabilidades também são calculadas para períodos específicos de crise cambial e crise do sistema bancário simultâneas, para verificar se aperto monetário durante crises bancárias diminuem a taxa de sucesso na reversão cambial.

Os autores utilizaram uma amostra com dados mensais de 80 países entre 1980:01-1998:01. As variáveis analisadas foram: taxa nominal de juros, taxa de câmbio real e nominal, uma *dummy* para períodos de crise bancária. Como taxa nominal de juros foram utilizadas as taxa de juros do mercado monetário, taxa de juros dos títulos do tesouro, taxa de depósito bancário e taxa de desconto, conforme disponibilidade.

Goldfajn e Gupta (1999) apresentam uma análise detalhada dos dados antes de realizar a regressão. Primeiro verificam o número de casos de desvalorização da moeda de acordo com a amplitude da desvalorização, por exemplo, considerando uma desvalorização de 10% foram encontrados 99 casos na amostra. Também é analisada a duração de cada episódio de desvalorização, a proporção de episódios que

ocorreram na presença de crises bancárias ou durante um aperto monetário.

Após a minuciosa análise dos casos individuais, Goldfajn e Gupta (1999) estimam a relação entre a taxa de juros e a taxa câmbio no período pós-crise. São usados os casos em que a desvalorização foi maior ou igual a 15%, o que equivale a 77 observações, a estimação é realizada através de um painel com efeitos fixos e não balanceado, com a seguinte especificação

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + u_i \quad (3.3)$$

Em que y_{it} é o desvio da taxa real de câmbio e a taxa equilíbrio para a observação i no período t , α é a constante que varia de acordo com a unidade *cross-section* analisada, x_{it} é a taxa de juros real para observação i no período t e u_i é um termo de erro com média zero e variância constante.

O coeficiente β estimado é positivo e significativo estatisticamente, ou seja, um aumento na taxa real de juros contribui para corrigir a desvalorização da taxa de câmbio real. Os autores também estimam o mesmo modelo para a sub amostra que contem os casos em que a desvalorização foi acompanhada de crise no sistema bancário, e a relação entre a taxa de juros e a taxa de câmbio continua positiva e significativa.

De acordo com Goldfajn e Gupta (1999), as possíveis críticas ao modelo utilizado são: falta de consideração da endogeneidade da política monetária, variáveis omitidas e seleção da amostra. Todos esses fatores podem gerar um viés para baixo nos resultados. No entanto, as evidências mostram que política monetária contracionista é capaz de estabilizar a taxa de câmbio pós-cries cambiais, embora não seja possível afirmar a causalidade entre essas duas variáveis.

Em relação à endogeneidade da política monetária, Zettelmeyer (2004) apresenta um trabalho específico para tentar evitar esse problema. O trabalho explora a relação entre os choques de política monetária e a taxa de câmbio para a Austrália, Canada e Nova Zelândia na década de 1990, o foco do trabalho é evitar o problema da endogeneidade.

A metodologia utilizada por Zettelmeyer (2004) é semelhante à metodologia apresentada por Romer e Romer (1989), no sentido de se tratar de uma análise histórica dos eventos, com algumas extensões importantes. Primeiro, o foco é nos choques de política monetária, ou seja, no componente não antecipado de uma intervenção da autoridade

monetária. Segundo, o autor realiza uma busca detalhada em relatórios e informes do banco central, a fim de identificar casos em que a determinação da política monetária pode ser vista como uma reação às notícias publicadas na mesma data. Terceiro, a utilização da variável que o banco central usa como instrumento de política monetária para evitar possíveis erros de medida.

O objetivo dessa abordagem é analisar o efeito imediato da política monetária sobre a taxa de câmbio e não o seu mecanismo de ajuste após um choque de política monetária. Para tanto, estima-se a seguinte equação

$$\Delta e_t = \alpha + \beta \Delta i_{3m,t} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

Em que $\Delta i_{3m,t}$ é a variação da taxa de juros de três meses no dia do anúncio da política monetária, Δe_t é a variação na taxa de câmbio do mesmo dia, ε_t é o termo de erro com média zero e variância constante e α é incluída para captar algum tipo de tendência de depreciação.

É importante notar que o autor utiliza a taxa de juros três meses como *proxy* para política monetária. Isso ocorre porque três meses é considerado um prazo curto o suficiente para refletir mudanças na meta da taxa overnight, determinada pela autoridade monetária e, ao mesmo tempo, considerado longo o bastante para responder apenas à mudanças não antecipadas da política monetária.

Para evitar o problema de endogeneidade e má especificação do modelo Zettelmeyer (2004) segue três passos. Primeiro, o autor analisa detalhadamente as notícias e informações disponíveis em cada evento, ou seja, no dia do anúncio da política monetária. O objetivo é verificar quando a medida de política monetária anunciada pode ser vista como uma resposta a um movimento contemporâneo da taxa de câmbio, ou qualquer outra informação econômica noticiada no mesmo dia. Essas observações devem ser retiradas da amostra para evitar a endogeneidade.

Segundo, é possível que o banco central intervenha diretamente no mercado cambial como uma forma de fazer política monetária. Nesses casos, para evitar um viés nas estimativas, os eventos que coincidem com uma intervenção no mercado de câmbio são excluídos da amostra para verificar se há mudança nos resultados.

Terceiro, o uso de taxa de juros de mercado pode refletir choques não relacionados à política monetária, mas que ocorreram no mesmo dia do anúncio, como notícias sobre política fiscal, taxas de juros internacionais, entre outras. Para evitar o ruído de outros choques é

utilizada a variação da própria meta da política monetária como um instrumento na regressão, uma vez que ela é correlacionada com a taxa de juros do mercado, mas não responde a notícias econômicas que se tornaram disponíveis apenas no dia do anúncio.

Considerando esses três passos, Zettelmeyer (2004) analisa individualmente cada evento e os classifica em níveis de exogeneidade de acordo com o tipo de notícia presente no dia do anúncio. Classe de exogeneidade 1, para quando não houvessem notícias que poderiam gerar uma resposta do BC. Classe 2, para notícias que poderiam ter algum efeito, porém nada diretamente verificável. Classe 3, quando a medida de política anunciada foi assumidamente uma resposta a alguma notícia do econômica do dia, que pode ser verificada através de informes do banco central.

A última classificação leva em conta a motivação da autoridade monetária em realizar determinada ação. O autor separou em três grupos, casos em que a ação foi específica para conter uma depreciação ou específica para conter uma apreciação e outras motivações em geral. O objetivo dessa distinção é verificar se o efeito da política monetária na taxa de câmbio é diferente quando o objetivo é justamente estabilizar a moeda.

A primeira análise apresentada por Zettelmeyer (2004) são os gráficos de dispersão entre a variação da taxa de câmbio e a variação da taxa de juros, de acordo com a classe de exogeneidade. No entanto os resultados não são tão precisos. Em seguida são realizadas as estimações através do método dos mínimos quadrados ordinários e o método de variáveis instrumentais.

As regressões são realizadas em três grupos diferentes, o grupo A, que compreende todas as observações, o grupo B, que inclui apenas observações das classes de exogeneidade 1 e 2 e o grupo C, com observações apenas da classe 1, que exclui qualquer reação possível ou documentada da política monetária às notícias econômicas do mesmo dia. Na regressão com variáveis instrumentais a taxa de juros de três meses é substituída pelo próprio instrumento de política monetária do banco central.

Os resultados obtidos por Zettelmeyer (2000) mostram que, em média, um aumento de 100 pontos base na taxa de juros leva a uma apreciação de 2% a 3% na taxa de câmbio considerando o grupo C, ou seja, quando as observações potencialmente endógenas são excluídas da regressão. Em seguida é verificada a robustez dos resultados à inclusão de variáveis de controle, troca de maturidade da taxa de juros e utilização de uma taxa média de câmbio no lugar da taxa câmbio bilateral.

Zettelmeyer (2000) ainda verifica se há diferença entre o impacto da política monetária na taxa de câmbio em períodos de pressão cambial e também testa a possibilidade de quebras estruturais. No entanto, verificar a hipótese de assimetria em períodos de crise pode resultar em um viés na amostra, sendo que, as observações que constituem esforços da autoridade monetária em estabilizar a taxa de câmbio foram excluídas da amostra, pois representam uma resposta direta aos movimentos da taxa de câmbio.

Para verificar a presença de quebra estrutural, a amostra foi separada em dias que o banco central claramente tomou alguma medida para influenciar a taxa de câmbio. O efeito da política monetária com o objetivo de atenuar uma depreciação foi menor do que o efeito considerando todos os eventos, porém não significativo estatisticamente. E também não foi possível rejeitar a hipótese de ausência de quebra estrutural.

A evidência apresentada por Zettelmeyer (2000) corrobora a visão tradicional sobre os efeitos da política monetária sobre a taxa de câmbio, tanto em períodos tranquilos quanto períodos de pressão cambial. Houve apenas 5 casos, entre 126 no total, onde verificou-se o efeito perverso, porém o cenário era de depressão na economia.

Também com o objetivo de evitar o problema de endogeneidade da política monetária, Caporale, Cipollini e Demetriades (2005) analisam o efeito da política monetária na taxa de câmbio durante a crise asiática através de um modelo de identificação via heterocedasticidade. Os autores trabalham com uma série longa de dados, o que permite verificar a diferença do efeito de um aumento nas taxas de juros em períodos sem perturbações e em períodos de crise.

De acordo com Caporale, Cipollini e Demetriades (2005), um dos maiores desafios empíricos dessa área é identificar na política monetária o que é um choque exógeno e o que é, de fato, uma ação da política monetária. Um choque exógeno é definido como um desvio da regra de decisão da autoridade monetária. No entanto, a função de reação da autoridade monetária responde a diversas variáveis endógenas, tornando difícil diferenciar um choque exógeno de uma ação propriamente dita. Por isso é necessário um bom método de identificação para especificar o modelo.

Para realizar a estimação, os autores seguem o método de identificação proposto por Sentana e Fiorentini (2001). O método de identificação via heterocedasticidade mostra que os problemas relacionados à identificação podem ser aliviados, caso a variação condicional dos momentos de uma variável seja identificável durante a

estimação. Caporale, Cipollini e Demetriades (2002) identificam um modelo de vetor de correção de erros (VEC) bilateral, a partir da heterocedasticidade condicional das séries de taxa de juros e taxa de câmbio.

São utilizados dados mensais entre 1991:2 a 2001:10, para quatro países asiáticos que passaram por momentos de contração monetária durante a crise financeira asiática, Tailândia, Coreia do Sul, Indonésia e Filipinas. O VEC leva em consideração apenas a taxa nominal de câmbio, definida como quantidade de moeda doméstica por dólar, a taxa nominal de juros relevante em cada país e a taxa de referência do FED, como taxa de juros internacional. O modelo é especificado como segue

$$\Delta xr_t = \beta_{12} * \Delta i_t^d + \beta_{12,D} * \Delta i_t^d * Dum1 + \alpha_1 * (i_{t-1} - i_{t-1}^f - \beta_0 - \beta_{0,D} * Dum1) + \delta_1 \Delta i_t^f + \varepsilon_{1t} \quad (3.5)$$

$$\Delta i_t^d = \beta_{21} * \Delta xr_t + \beta_{21,D} * \Delta xr_t * Dum1 + \alpha_2 * (i_{t-1} - i_{t-1}^f - \beta_0 - \beta_{0,D} * Dum1) + \delta_2 \Delta i_t^f + \varepsilon_{2t} \quad (3.6)$$

Em que Δxr_t é uma *proxy* para o percentual da depreciação da taxa de câmbio, obtida através da primeira diferença do logaritmo da taxa de câmbio nominal, Δi_t é a diferença de primeira ordem da taxa de juros doméstica de curto prazo e i_t^f é a taxa de juros americana, tratada aqui como um regressor exógeno. Percebe-se que os autores também incluem uma variável *dummy*, ela assume valor de 1 em períodos de crise e 0 caso contrário.

As evidências apontam para a validade da paridade de juros no longo prazo para a Indonésia e as Filipinas, porém essa hipótese só é válida na Coreia do Sul e na Tailândia no período pós-crise. Em seguida, para verificar a presença de heterocedasticidade condicional no vetor de inovações estruturais, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})$, os autores utilizam um GARCH (1,1).

Os parâmetros estimados para a variância condicional são significativos estatisticamente, corroborando o método de identificação via heterocedasticidade utilizado no trabalho. Os resultados do modelo VEC mostram que um aumento na taxa de juros leva a uma apreciação da taxa de câmbio em períodos sem perturbações. Porém, em períodos de crise, a taxa de câmbio se deprecia fortemente dado um aumento na taxa de juros, o que pode ter contribuído para o colapso das taxas de câmbio durante ataques especulativos.

A abordagem através de vetores auto regressivos (VAR) e modelos de correção de erro (VEC) é amplamente utilizada em trabalhos empíricos sobre os efeitos da política monetária sobre a taxa de câmbio. Como já citado, o principal problema nessa área é a endogeneidade da política monetária à taxa de câmbio, que pode levar ao problema de causalidade reversa. Assim, a principal diferença entre os modelos VAR que cada autor utiliza é o método de identificação para evitar a causalidade reversa. A identificação via heterocedasticidade, utilizada por Caporale, Cipolline e Demetriades (2005), é apenas um dos métodos possíveis de identificação de modelos VAR que existem.

Cho e West (2003) também avaliam os efeitos da política monetária sobre a taxa de câmbio em períodos de crise para a Coreia, Filipinas e Tailândia. A abordagem é baseada em um modelo VAR e compreende o período de 1997-1998, quando ocorrem as crises cambiais nesses países. As variáveis utilizadas são taxa nominal de juros e taxa de nominal câmbio, com frequência é semanal.

Os autores utilizam um modelo estrutural com três equações. A primeira equação representa a paridade descoberta de juros, a segunda é uma função de reação da política monetária, que leva em consideração a taxa de câmbio e a terceira equação descreve a relação entre o prêmio de risco da taxa de câmbio e a taxa de juros. Para identificar o modelo os autores partem do sinal da correlação entre a taxa de câmbio e a taxa de juros, além da imposição de expectativas racionais.

As evidências apresentadas por Cho e West (2003) mostram que um aumento exógeno na taxa de juros causa uma apreciação na taxa de câmbio na Coreia e nas Filipinas, porém, na Tailândia o aumento na taxa de juros leva a uma depreciação da taxa de câmbio. No entanto, as estimativas apresentam um intervalo de confiança muito grande, o que compromete a análise dos resultados. Os autores comentam que em trabalhos futuros é importante utilizar dados de alta frequência e também variáveis de controle para melhorar as estimativas.

Scholl e Uhlig (2008) utilizam um modelo VAR bayesiano para identificar a relação entre política monetária e taxa de câmbio. Os autores verificam os efeitos de uma contração na política monetária dos EUA nas taxas de câmbio bilateral entre os EUA e Alemanha, EUA e Reino Unido e EUA e Japão, com dados mensais de 1975 a 2002. Para identificar os choques de política monetária, os autores utilizam restrições de sinal nas funções de impulso-resposta. A restrição de sinal permite uma conexão mais direta entre as suposições teóricas e as aplicações empíricas.

As variáveis utilizadas são taxas de juros de curto prazo, nível de preços, produção industrial e taxa de câmbio real e nominal. Para identificar os choques Scholl e Uhlig (2008) impõem restrições sobre três variáveis: o nível de preços não aumenta, $p \leq 0$, a variável que representa os agregados monetário também não aumenta, $nbrx \leq 0$, a taxa de juros doméstica não cai, ou a queda da taxa de juros doméstica é menor que a queda na taxa de juros estrangeira, $i \geq 0$, ou $i^* - i \geq 0$. O horizonte das restrições é de um ano, porque horizontes curtos demais podem levar a resultados espúrios e horizontes longos demais impõem uma duração muito longa no efeito líquido após o choque.

Os resultados encontrados por Scholl e Uhlig (2008) mostram, com a probabilidade de 2/3, que a taxa de câmbio entre EUA e Alemanha e EUA e Reino Unido se aprecia até o 9º mês depois começa a se depreciar, já a taxa de câmbio EUA e Japão se aprecia até o 24º mês. Os autores também analisam o que acontece com a taxa de câmbio quando há um choque de política monetária estrangeira, nesse caso os resultados apontam para uma probabilidade considerável de apreciação da taxa de câmbio.

Outra análise apresentada no trabalho é a decomposição da variância da taxa de câmbio em relação aos choques de política monetária doméstico e estrangeiros. Um choque doméstico é responsável por cerca de 2 a 10% das flutuações na taxa de câmbio, independente do horizonte de tempo e do país. Os resultados em relação aos choques de política monetária estrangeiros são bastante semelhantes. Esses valores são considerados baixo em relação a outros trabalhos na literatura.

Esses são apenas exemplos das abordagens possíveis aplicadas na análise da resposta da taxa de câmbio que corroboram com a visão tradicional. Porém a literatura sobre identificação de choques de política monetária é vasta³. Zettelmeyer (2000) faz uma crítica em relação a utilização de modelos baseados em vetores auto-regressivos (VAR) em estudos sobre os efeitos da política monetária na taxa de câmbio. De acordo com o autor, os modelos VAR são muito suscetíveis ao problema de má especificação pela premissa de que o modelo especificado é capaz de representar todo o conjunto de informação que o banco central possui. Uma das principais vantagens de se utilizar modelos VAR é que, além de mostrar o impacto de política monetária na taxa de câmbio, é possível verificar a dinâmica do ajuste da taxa de câmbio ao choque.

³ Para mais modelos de identificação ver: Faust e Rogers (2003), Rigobon e Sack (2004), Bernanke, Boivin e Elias (2004), Normadin e Phaneuf (2004), Lanne e Lütkepohl (2006), entre outros.

3. 2 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS A FAVOR DA VISÃO REVISIONISTA E O CASO BRASILEIRO

A seção anterior mostrou evidências empíricas que corroboram com a visão tradicional entre a política monetária e a taxa de câmbio, tanto para países desenvolvidos quanto emergentes e em períodos sem perturbações e períodos de crise. A partir de agora serão apresentadas algumas evidências empíricas a favor da visão revisionista, ou seja, quando uma contração monetária gera uma depreciação da taxa de câmbio. A abordagem, de modo geral, não difere muito do que já foi exposto, por exemplo, muitos autores utilizam modelos de vetores auto regressivos, sendo assim o foco desta seção é apresentar as diferenças em relação aos modelos já apresentados.

Furman e Stiglitz (1998) analisam a crise do leste asiático e mostram que a política monetária não só falhou em conter a depreciação da moeda como pode, de fato, ter agravado a situação. Um aumento persistente das taxas de juros reais se torna muito custoso, não só por afetar variáveis macroeconômicas, como o produto, mas também por prejudicar a saúde do sistema bancário. A visão tradicional não leva em consideração os efeitos do aumento na taxa de juros sobre a probabilidade de falência e sobre o grau de incerteza sobre o futuro, enquanto Furman e Stiglitz (1998) consideram essas variáveis como uma função crescente da taxa de juros.

Sendo assim, o efeito de um aumento temporário da taxa de juros sobre a taxa de câmbio depende do efeito líquido entre o aumento das taxas de retorno, o aumento na probabilidade de falência e no prêmio de risco. Portanto, o resultado pós-crise pode ser de uma moeda mais fortalecida, ou de um enfraquecimento persistente, caso o segundo efeito prevaleça. Os autores destacam que esse efeito não é muito significativo na América Latina assim como é na Ásia, devido a alta segmentação dos mercados de capitais latino-americanos e também porque o endividamento das firmas é mais de longo prazo.

Considerando as diferenças entre o mercado de capitais da América Latina e a da Ásia, Furman e Stiglitz (1998) primeiro apresentam uma comparação entre os efeitos do aumento da taxa de juros no Brasil e na Indonésia, durante os ataques especulativos entre os anos de 1997 e 1998. A conclusão é que no Brasil, o aumento da taxa de juros foi eficiente para prevenir a depreciação do real, enquanto isso, na Indonésia, a rupia continuou a se desvalorizar fortemente.

Há três possíveis explicações para a diferença nos resultados, a primeira se refere à duração do choque na taxa de juros. No Brasil as taxas de juros permaneceram elevadas por dois meses, aproximadamente, e retornaram ao nível anterior ao ataque. Já na Indonésia as taxas de juros foram elevadas por aproximadamente dois meses, no entanto, retornaram a um patamar acima do período anterior ao ataque, tornando permanente o choque na taxa de juros.

A segunda explicação está relacionada ao controle recente da inflação no Brasil que funcionou como uma forma de sinalização. Ao elevar as taxas de juros o governo brasileiro demonstrou seu comprometimento em manter a taxa de câmbio como âncora nominal. Já a inflação na Indonésia se mantinha estável por quase duas décadas, por isso a sinalização do governo da Indonésia não revelava tanta informação quanto no caso brasileiro.

A terceira provável explicação é sensibilidade da economia da Indonésia à taxa de juros, dada a fragilidade do sistema financeiro no país. Assim, o aumento da taxa de juros básica da Indonésia é prontamente repassado as demais taxas de juros, levando a um aumento maior na probabilidade de falência em relação ao Brasil.

Considerando esses fatores, Furman e Stiglitz (1998) realizam uma estimação simples para nove países emergentes, entre 1992 e 1998, para verificar o efeito de um aumento temporário nas taxas de juros. Os países são: Argentina, Brasil, República Tcheca, Equador, Indonésia, Coréia, México, as Filipinas e Eslováquia. Um aumento temporário nas taxas de juros é definido como um aumento maior ou igual a 10 pontos percentuais do valor médio da taxa de juros, em relação ao seu valor inicial, que se mantém por pelo menos cinco dias e depois volta a reduzir.

Além das taxas de juros os autores utilizam a taxa de câmbio, a magnitude e duração dos choques e o desalinhamento da taxa de câmbio real como variável de controle. Como discutido na diferença entre o Brasil e a Indonésia, as condições iniciais são fundamentais para compreender a relação entre taxa de juros e taxa de câmbio. Para captar essas condições os autores incluem uma *dummy* que assume valor de 1 para o nível de inflação média acima de 40% e 0 caso contrário. Essa *dummy* é utilizada para verificar como a magnitude e a duração de um aumento na taxa de juros interagem com a taxa de câmbio em um cenário inflação alta.

Os resultados mostram uma divergência nas estimativas para países com alta inflação, captados pela variável *dummy* descrita acima. Segundo Furman e Stiglitz (1998), para cada dia a mais de taxa de juros elevada, a taxa de câmbio se deprecia 0,3%. Para países com inflação alta o resultado também é negativo, porém não significativo estatisticamente.

Em relação à magnitude do choque, verifica-se que a depreciação é crescente na magnitude da taxa de juros, porém, para países com inflação baixa, a depreciação é mais acentuada do que em países com alta inflação.

Embora a endogeneidade da política monetária não tenha sido considerada diretamente por Furman e Stiglitz (1998), os resultados encontrados são relevantes para levantar mais dúvidas sobre a relação entre a política monetária e a taxa de câmbio. É necessário detalhar mais as implicações políticas desses resultados, sendo que a depreciação da taxa de câmbio e a elevação da taxa de juros possuem efeitos positivos e negativos na economia.

Kraay (2003) analisa ataques especulativos a 54 países durante 1975 e 1999 para verificar se as elevadas taxas de juros foram eficientes em defender a moeda desses países. O autor cita três dificuldades que os trabalhos empíricos enfrentam nessa área: mensurar a resposta da política a um choque especulativo, considerar a possibilidade de efeitos não lineares e a endogeneidade da política monetária.

A primeira dificuldade consiste em conseguir separar, na resposta da política monetária, o que é uma reação a um ataque especulativo de uma reação a variação de outra natureza. Para evitar esse problema o autor opta por utilizar como medida de política monetária as variações da taxa de juros sob controle da autoridade monetária. Já a possível não linearidade dos efeitos da política monetária em períodos de crise é resolvida através de uma separação na amostra. Isso permite comparar os resultados em diferentes períodos. Para o problema de endogeneidade o autor desenvolve um modelo Probit que verifica a probabilidade de um ataque especulativo falhar em resposta à política monetária e aos fundamentos da economia.

Os resultados apresentados por Kraay (2003) são inconclusivos, porém o autor checa a robustez desses resultados a alterações na variável que representa a postura política monetária, também com a inclusão de variáveis de controle para os ataques especulativos e para o controle do problema de endogeneidade.

Não só Kraay (2003) encontrou evidências inconclusivas sobre a relação entre política monetária e taxa de câmbio. Gould e Kamin (2000) analisam a Indonésia, Coréia, Malásia, as Filipinas, Tailândia e o México durante períodos de crise financeira. Os autores estimam um modelo de correção de erros (VEC) e, para evitar o problema de endogeneidade da política monetária e obter uma correta especificação do modelo, são incluídas proxies para o valor futuro esperado da taxa de câmbio real e para o prêmio de risco país. Porém os resultados encontrados mostram que a taxa de câmbio responde ao seu valor futuro esperado e ao prêmio

de risco país, enquanto que os coeficientes relacionados à taxa de juros não são significativos estatisticamente.

Chen (2004) analisa seis países em desenvolvimento utilizando um modelo de mudança de regime Markoviana com probabilidades de transição variantes no tempo. As evidências mostram que um aumento na taxa de juros nominal aumenta a probabilidade de uma mudança para um regime de crise. No entanto, o foco do trabalho é sobre o efeito da política monetária na volatilidade da taxa de câmbio.

A utilização de um modelo com mudança de regime facilita a identificação do comportamento da taxa de câmbio em períodos sem perturbações e em períodos de crise. Alguns trabalhos, como Kraay (2003), já consideravam a possibilidade de efeitos não lineares da taxa de juros sobre a taxa de câmbio. No entanto, para verificar essa hipótese a amostra era dividida arbitrariamente, podendo gerar um viés nos resultados. A abordagem utilizada por Chen (2004) evita também esse problema.

Os resultados mostram que, independente do sinal da variação na taxa de juros, a volatilidade da taxa de câmbio irá aumentar. De acordo com o autor, essa relação entre taxa de juros e a volatilidade da taxa de câmbio tem sido frequentemente ignorada por trabalhos empíricos e representa um custo extra da política, portanto deveria ser levada em consideração. Outro resultado que contribui para a visão revisionista é que um aumento na taxa de juros nominal aumenta a probabilidade de mudança para um regime de crise, ou seja, um aumento na taxa de juros não é capaz de defender a taxa de câmbio durante crises.

Mais recentemente, Hnatkovska, Lahiri and Vegh (2011) analisam o efeito de um aperto monetário para uma amostra de 72 países, 25 países desenvolvidos e 42 países em desenvolvimento no período de 1974:1 a 2010:2. As evidências apontam que a visão tradicional é válida em países desenvolvidos, enquanto que para países em desenvolvimento vale a visão revisionista. Os autores chamaram essa divergência nos resultados de Exchange Rate Response Puzzle. Assim, um dos focos do trabalho é verificar a robustez desses resultados e suas possíveis explicações.

Hnatkovska, Lahiri and Vegh (2011) começam estimando a correlação simples entre taxa de juros e taxa de câmbio para cada país. Os resultados mostram que no grupo de países desenvolvidos a correlação entre as duas variáveis é negativa, porém no grupo de países em desenvolvimento, a correlação é positiva. Para confirmar esses resultados os autores realizam uma regressão simples entre o logaritmo da taxa de câmbio em uma constante e no diferencial da taxa de juros, obtido pela

diferença entre a taxa de juros doméstica e a taxa de referência dos EUA. Os coeficientes de inclinação confirmam os sinais das correlações e são estatisticamente significativos.

Para isolar o efeito das taxas de juros sobre a taxa de câmbio, os autores estimam um VAR para cada país e também um VAR em painel para países industrializados e outro para países em desenvolvimento. Os choques monetários são identificados a partir das inovações da equação da regra da taxa de juros. A regra pode ser exógena ou endógena no modelo.

Individualmente, as funções impulso-resposta mostram que um choque positivo de uma inovação no diferencial da taxa de juros levou a uma apreciação na taxa de câmbio em 84% dos países desenvolvidos. No caso dos países em desenvolvimento, 75% apresentaram uma depreciação na moeda. Para confirmar esses resultados os autores estimam dois modelos VAR em painel, um para cada grupo de países. As novas estimativas corroboram a evidência da análise individual.

Ao considerar a regra de taxa de juros endógena, os autores utilizam seis especificações diferentes de VAR, cada um inclui uma nova variável, como índice de inflação, choque de inflação, choque prêmio de risco, choque de produto e um VAR com todas essas novas variáveis. De modo geral, os resultados são muito semelhantes ao modelo VAR com regra de juros exógena. Ou seja, mais evidências sobre a apreciação da taxa de câmbio em países desenvolvidos e depreciação em países em desenvolvimento.

Por fim, para verificar o efeito simultâneo entre a taxa de juros e a taxa de câmbio os autores estimam um VAR estrutural impondo a restrição de que a taxa de juros não tem efeito de longo prazo na taxa real de câmbio. Os resultados permanecem semelhantes. Ou seja, os resultados são robustos a diferentes tipos de especificação, considerando diferentes tipos de choques.

A fim de explicar a divergência dos resultados, Hnatkovska, Lahiri e Vegh (2011) desenvolvem um modelo monetário para uma pequena economia aberta que leva em consideração três características fundamentais dos mecanismos de transmissão da política monetária: o canal da demanda por liquidez, o canal fiscal e o canal do produto. O canal da demanda por liquidez gera uma apreciação da moeda, ou seja, um aumento na taxa de juros doméstica faz a demanda por moeda doméstica aumentar. O canal fiscal gera uma depreciação na moeda, uma vez que o um aumento da taxa de juros pode ser associado a um aumento na carga fiscal. E o canal do produto também leva a uma depreciação da moeda,

pois um aumento na taxa de juros tem efeito contracionista sobre a atividade econômica.

O modelo deriva as relações de equilíbrio a partir do comportamento das famílias, firmas, bancos e governo, considerando o efeito dos três canais descritos acima. Assim, o efeito de um aumento na taxa de juros não depende apenas das condições monetárias, mas também do lado real da economia e das finanças públicas.

Para verificar a capacidade do modelo em captar as diferenças entre países desenvolvidos e em desenvolvimento, Hnatkovska, Lahiri and Vegh (2011) calibram dois modelos, um para cada grupo de países. Os únicos parâmetros que variam no experimento são os relacionados aos canais chave, ou seja, o canal demanda por liquidez, canal do produto e o canal fiscal.

Após a calibração dos modelos, os autores realizaram uma série de simulações com choques aleatórios de produtividade e taxas de juros para os dois grupos de países. Os resultados mostram que o modelo é capaz de replicar as características das séries de dados para países desenvolvidos e em desenvolvimento.

Em seguida, é feita a análise de impulso-resposta de um choque positivo de um desvio padrão na taxa de juros utilizada pelo governo como instrumento de política. Para países desenvolvidos o choque na taxa de juros é acompanhado de uma apreciação cambial de 0,02%, em países em desenvolvimento verifica-se uma depreciação de 0,06%.

Hnatkovska, Lahiri e Vegh (2011) realizam experimentos variando os parâmetros que representam os três canais chave. Os resultados desse exercício mostram que as estimativas são robustas a variações no canal fiscal e do produto. Já o canal da demanda por liquidez parece ser a chave para compreender a divergência dos resultados entre países desenvolvidos e em desenvolvimento.

Uma das principais contribuições de Hnatkovska, Lahiri e Vegh (2011) é a utilização de diversas especificações diferentes para analisar a relação entre um aumento na taxa de juros e a taxa de câmbio. A robustez dos resultados leva os autores a concluir que o modelo apresentado deve ser o modelo de referência para se analisar o *exchange rate response puzzle*.

Faleiros e Alves (2013) analisam a eficácia de uma política de taxa de juros alta durante ataques especulativos à moeda. Os autores selecionam seis países com características econômicas distintas, mas que passaram por crises cambiais em algum momento entre 1975 a 2008, são eles o Brasil, Canadá, Coreia do Sul, Japão, México e Suécia.

O foco do trabalho são os períodos de crise, sendo assim, primeiro é necessário definir o que é considerado um ataque especulativo. Para isso é utilizado o método de detecção de *outlier* sugerido por Sánchez e Peña (2003). São considerados três tipos de *outliers*: o *outlier* aditivo, que representa um efeito isolado na série, ou seja, uma perturbação apenas no período t , sem afetar a série futura; *outlier* inovativo, que representa um choque em t capaz de afetar os períodos seguintes; mudança de nível, que significa um choque permanente que afeta o valor médio da série. Os *outliers* são identificados através de um processo ARMA(p,q)

A avaliação dos impactos da taxa de juros na taxa de câmbio é feita através de um VAR bivariado com janela móvel, utilizando como variáveis apenas a taxa de câmbio e a taxa de juros. Para tratar o problema de endogeneidade, Faleiros e Alves (2013) utilizam o método de causalidade de Granger, destacando que o conceito se refere apenas à precedência temporal e não exogenidade tradicional.

Todas as séries apresentaram mais de um episódio de ataque especulativo de acordo com o método de detecção de *outliers*. Com exceção do Japão, o teste de causalidade de Granger mostrou que são poucos os casos em que a atuação da política monetária resultou em um ataque especulativo mal sucedido. O ataque é considerado mal sucedido quando um aumento na taxa de juros causa, no sentido de Granger, uma variação negativa na taxa de câmbio.

Para os demais países verifica-se a presença de ataques bem sucedidos, ou seja, uma variação da taxa de juros causa, no sentido de Granger, uma variação positiva na taxa de câmbio, corroborando com a visão revisionista. Além disso, as evidências apresentadas por Faleiros e Alves (2013) mostram que ocorreram mais casos de variações de taxa de juros causando, no sentido de Granger, variações na taxa de câmbio em momentos sem ataques especulativos. Os autores concluem que não é possível fazer afirmações sobre a eficácia da política monetária com base apenas nesses testes. No entanto, é possível inferir que, se a política monetária afeta câmbio, é de conforme descrito pela visão revisionista.

Em relação ao caso específico do Brasil, Blanchard (2004) analisa a presença de dominância fiscal no país no período de 2002 e 2003. O trabalho verifica como um ambiente de alto nível de endividamento e aversão ao risco pode levar a uma relação inversa entre a taxa de juros e a taxa de câmbio. Especialmente no caso de um regime de metas de inflação, no qual o aumento na taxa de juros de curto prazo frente à pressões inflacionárias é a resposta mais comum da autoridade monetária. Nesse contexto, o aumento na taxa de juros pode agravar ainda

mais a situação e, nesse caso, a política fiscal é um instrumento mais eficiente para o controle dos preços do que a política monetária.

A preocupação de Blanchard (2004) é verificar sob quais condições um aumento na taxa real de juros pode levar a uma depreciação real da moeda, levando em consideração os efeitos da taxa real de juros na probabilidade de *default* da dívida pública. O autor utiliza um modelo que formaliza as relações entre a taxa de juros, taxa de câmbio e a probabilidade de *default*, considerando cenários com a dívida inicial elevada e também com alta aversão ao risco.

O modelo considera um período da economia com três ativos financeiros: um título livre de risco do governo com a taxa de retorno i , um título do governo em moeda doméstica, com taxa de retorno i^R e probabilidade de *default*, p , e um título do governo denominado em dólares, com a taxa de retorno i^S e probabilidade de *default* também igual p .

Em seguida o autor realiza uma análise de fluxo de capitais para mostrar como a probabilidade de *default*, p , e a taxa real de juros influenciam a taxa de câmbio. Quanto maior o diferencial entre a taxa de retorno dos títulos brasileiros denominados em dólar e a taxa de retorno dos títulos americanos, maior será o fluxo de capital. No entanto, é necessário avaliar a grau de aversão o risco dos investidores domésticos, θ , e estrangeiros, θ^* . Caso $\theta^* > \theta$, um aumento em p diminui a entrada de capitais e leva a uma depreciação na moeda, no entanto, mantendo p constante, um aumento na taxa real de juros leva a uma apreciação da moeda.

O modelo também descreve a relação entre a dívida e o risco de *default*. O governo pode se financiar com título em real, D^R , que pagam a taxa i^R , ou com títulos em dólar, D^S , que pagam a taxa i^S , ambos sujeitos ao risco. A análise da dívida total, D , para o período seguinte revela que uma probabilidade de *default* elevada e aversão ao risco positiva, com uma taxa de risco também alta, levam a uma maior taxa de retorno para manter a taxa esperada constante.

O autor também relaciona a probabilidade de *default*, p , com o valor esperado da dívida. Caso a parcela da dívida em dólar seja nula, p não depende da taxa de câmbio, já para valores positivos de dívida em dólar, verifica-se uma relação positiva com p . Também há uma relação positiva entre juros reais e a probabilidade de *default*.

Após descrever essas três relações, Blanchard (2004) apresenta duas equações que representam o modelo e são utilizadas para analisar o efeito da taxa de juros na taxa de câmbio e no risco *default*. O modelo é estimado considerando valores dados para taxa de juros real doméstica (r)

e estrangeira (r^*), nível total da dívida da pública (D), superávit primário (X) e para os parâmetros para relação dívida em dólar/divida total (μ), aversão ao risco estrangeira (θ^*) e a parcela de aversão ao risco doméstica como função da aversão ao risco estrangeira (λ).

Para a estimação as relações descritas acima são utilizados o método de mínimos quadrados ordinários, o método auto regressivo de ordem 1 (AR1) e um AR(1) com variáveis instrumentais. A partir desses resultados é finalmente estimado o efeito da taxa de juros na taxa de câmbio para diferentes níveis de D , μ e θ^* .

Os resultados mostram que um aumento de 1 ponto percentual na taxa selic pode levar até 8,57% de depreciação na taxa de câmbio considerando $D = 0.63$. Já considerando $\mu = 0.50$ a depreciação pode chegar a 2,58%. E considerando $\theta^* = 0.50$ a depreciação também é de 2,58%. De modo geral, Blanchard (2004) mostra que o impacto da taxa de juros na taxa de câmbio depende muito das condições iniciais. Quanto maior os valores iniciais para dívida total, dívida em dólar e aversão ao risco dos investidores estrangeiros, é mais provável que um aumento na taxa de juros leve a uma depreciação da taxa de câmbio.

A dominância fiscal é frequentemente relacionada na literatura como causa da relação inversa entre a taxa de juros e a taxa de câmbio. Nesse sentido, os resultados apresentados por Blanchard (2004) corroboram totalmente com essa hipótese.

Embora não seja o objetivo específico do trabalho analisar a relação entre política monetária e taxa de câmbio, Biage, Correa e Neder (2008) apresentam evidências empíricas corroboram com a visão revisionista para o caso brasileiro. Os autores apresentam um modelo de correção de erros (VEC), entre 1995-2006, para verificar a relação entre taxa de juros e demais variáveis que possam afetar ou serem afetadas por elas.

As variáveis incluídas no modelo para explicar a determinação da taxa de juros são: EMBI+, taxa de câmbio, inflação e razão dívida pública/PIB. Como taxa de juros utiliza-se a taxa Selic e o swap DI-PRÉ 360. Para verificar a dinâmica entre essas variáveis são analisadas as funções impulso resposta e a decomposição da variância. Os modelos baseados em vetores autorregressivos são sensíveis à ordenação das variáveis, portanto os autores realizam um teste de causalidade de Granger a fim de estabelecer a ordenação das variáveis, com base nas relações de causalidade entre elas.

A função impulso resposta da taxa de câmbio mostra que há uma resposta positiva na variável em relação aos choques nas variáveis Selic, EMBI+, dívida/PIB e swap DI-PRÉ 360. Ou seja, um choque em qualquer

uma dessas variáveis é responsável por uma depreciação da taxa de câmbio. Segundo Biage, Correa e Neder (2008), esse resultado é consistente dado o aumento na probabilidade de *default*.

Já a decomposição da variância da taxa de câmbio mostra que, no curto prazo, a própria taxa de câmbio é a maior fonte de variação. Já, logo após o quinto mês, a taxa Selic chega a ser responsável por aproximadamente 40% da variação na taxa de câmbio. Em relação a esses resultados, sabendo que a taxa Selic e o EMBI+ são considerados indicadores de mudança de expectativas, os autores concluem que o mercado secundário da taxa de câmbio é altamente sensível e volátil.

Ainda em relação ao Brasil, Gonçalves e Guimarães (2011) desenvolvem um modelo que leva em consideração a presença de dominância fiscal, porém utilizam a metodologia de identificação via heterocedasticidade para lidar com o problema de causalidade reversa. Uma das vantagens apresentadas pelo trabalho é não focar apenas em períodos de crise, como muitos trabalhos que investigam a relação entre política monetária e taxa de câmbio fazem.

O modelo considera uma pequena economia aberta para explicar como o risco de *default* influencia a resposta da taxa de câmbio à taxa de juros. Nesse modelo o governo herda um montante b de dívida. Os títulos domésticos estão sujeitos ao risco de *default* porque o governo não consegue reduzir seus gastos abaixo de determinado valor, gm , o que é uma suposição válida no Brasil, visto que alguns gastos do governo são constitucionais. A receita tributária, τ , não é conhecida ex-ante, mas sabe-se que ela depende de outras variáveis macroeconômicas de origem estocástica, como atividade econômica.

Caso $\tau > Rb + gm$, o governo é capaz de honrar suas obrigações. Se $\tau < Rb + gm$, o governo aloca apenas $\tau - gm$ no pagamento da dívida e caso $\tau = gm$ o governo não é capaz de honrar a dívida. Como os calotes são associados à redução no PIB, os autores também associam um parâmetro γ para os custos do calote. Os investidores são neutros ao risco e escolhem entre títulos domésticos que rendem R e títulos estrangeiros que rendem R^* . Admitindo-se uma condição de não arbitragem tem-se

$$\frac{e^F}{e^S} R^* = (1 - F(Rb + gm))R + \int_{\tau m}^{Rb+gm} \left(\frac{(1-\gamma)\tau - gm}{b} \right) f(\tau) d\tau \quad (3;7)$$

Em que e^F é a taxa nominal de câmbio futura e e^S é a taxa nominal de câmbio a vista, as demais variáveis já foram apresentadas. Como a taxa nominal de câmbio futura é considerada fixa em condições de não arbitragem, o lado direito da equação (3.7) explica o comportamento da

taxa de câmbio a vista. Após uma série de operações algébricas Gonçalves e Guimarães (2011) chegam às seguintes relações

$$\frac{\partial e^s}{\partial R} < 0 \Leftrightarrow Rb < \frac{\tau m}{1+\gamma} - gm = (Rb)^{thr} \quad (3.8)$$

$$\frac{\partial e^s}{\partial R} > 0 \Leftrightarrow Rb > \frac{\tau m}{1+\gamma} - gm = (Rb)^{thr} \quad (3.9)$$

De acordo com (3.8) e (3.9) a resposta da taxa de câmbio a variações na taxa de juros apresenta o formato de U. Ou seja, para valores baixos de Rb , uma variação na taxa de câmbio leva a uma apreciação da moeda, no entanto, quando Rb passa um determinado limite, $(Rb)^{thr}$, a taxa de câmbio começa a depreciar. Lembrando que o governo primeiro garante seu gasto mínimo, um aumento em R aumenta a probabilidade do governo não conseguir honrar com a sua dívida.

Para verificar a hipótese desenvolvida acima empiricamente, Gonçalves e Guimarães (2011) estimam as seguintes equações a partir de dados semanais para o período entre 2000:1 e 2006:12:

$$\Delta e_t = \alpha \Delta i_t + z_t + \eta_t \quad (3.10)$$

$$\Delta i_t = \beta \Delta e_t + \gamma z_t + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Em que Δe_t é a variação da taxa de câmbio a vista, obtida como a diferença no logaritmo da taxa de câmbio a vista entre terça e quinta feira, Δi_t é a variação na taxa de juros de um ano, obtida como a diferença no logaritmo de 1 mais a taxa de juros de um ano entre terça e quinta feira, z_t é uma variável omitida, ε_t é o choque de política monetária e η_t é o choque da taxa de câmbio. A amostra é dividida em duas, a sub amostra C compreende os dias em que houve encontro do COPOM, com tamanho T_C e a sub amostra N para os demais dias, com o tamanho T_N .

Primeiro os autores apresentam um gráfico de dispersão entre Δe_t e Δi_t para o grupo C e para o grupo N separadamente, os gráficos indicam uma correlação positiva entre essas variáveis. Em seguida, a fim de confirmar a correlação positiva, roda-se um MQO nas equações (3.10) e (3.11), os resultados sugerem uma relação inversa na paridade descoberta da taxa de juros.

Para contornar o problema de variáveis omitidas e endogeneidade da política monetária Gonçalves e Guimarães (2011) utilizam a metodologia de identificação via heterocedasticidade proposta Rigobon e Sacks (2004). Parte-se da suposição de que a variância do choque da taxa de juros (ε_t) é maior no grupo C do que a variância do choque da taxa de juros no grupo N, a intuição por trás dessa suposição é que em dias de reunião do COPOM espera-se um choque extra nas taxas

de juros do mercado. A variância de η_t e z_t não muda entre um grupo e outro.

O método de Rigobon e Sacks (2004) consegue estimar α a partir da diferença entre as matrizes de covariância nas duas sub amostras. Essa diferença permite criar instrumentos que levam em consideração essa mudança na variância dos choques da taxa de juros. Gonçalves e Guimarães (2011) estimam a nova relação entre taxa de juros e a taxa de câmbio a partir desses instrumentos e os resultados mostram que um aumento inesperado de 100 pontos base na taxa de juros de um ano leva a até 2% de depreciação na taxa de câmbio.

Os autores destacam que esse resultado não é resultado de um cenário de crise apenas, pois o período analisado inclui momentos de pressão, mas também momentos de estabilidade e reformas econômicas. Outra vantagem apresentada pelos autores é em relação ao método de identificação via heterocedasticidade que permite identificar a endogeneidade da política através das propriedades estatísticas das séries e não através de suposições comportamentais sobre a autoridade monetária.

Ainda em relação ao Brasil, Kohlscheen (2014) estuda os impactos de um choque da política monetária em três países emergentes, Brasil, Chile e México. A abordagem utilizada no trabalho segue a linha de Zettelmeyer (2000, 2004) que utiliza um método de análise de eventos para evitar o problema de causalidade reversa da política monetária, comum em modelos VAR.

O método utilizado por Kohlscheen (2014) apresenta vantagens em relação ao modelo original por levar em consideração algumas características importantes que não estão presentes em Zettelmeyer (2000, 2004), como a intervenção direta do banco central no mercado de câmbio. O modelo também não se restringe aos eventos que resultaram em mudança na taxa de juros, o autor compreende que a decisão de não alterar a taxa de juros também pode ser vista como um choque. A principal desvantagem dessa abordagem é que apenas o impacto imediato pode ser observado, não relevando informações sobre a dinâmica do ajuste da taxa de câmbio.

A seleção dos países não é arbitrária, Kohlscheen (2014) buscou economias emergentes, com taxa de câmbio flutuante por, no mínimo, dez anos, disponibilidade de dados diários sobre a intervenção no mercado cambial nos quais os anúncios do comitê de política monetária acontecem após o fechamento do mercado. Por isso a escolha do Brasil, Chile e México. Além de satisfazer os critérios de seleção, ambos operam com

um regime de metas de inflação e utilizam a taxa de juros de curto prazo como principal instrumento de política monetária.

O período analisado compreende 2003:1 a 2011:5, os dados são diários e obtidos com base nos encontros dos comitês de política monetária de cada país. O autor analisa o desenvolvimento das variáveis no dia seguinte de cada evento, lembrando que os anúncios são feitos após o fechamento do mercado, por isso a utilização do dia seguinte ao evento.

Como *proxy* para surpresa monetária utiliza a taxa de juros do mercado, partindo da hipótese de que ela só é afetada por componentes não antecipados da política. No entanto, para checar a robustez o autor também utiliza a mudança da taxa de juros de curto prazo determinada pelo banco central e, no caso brasileiro, a diferença entre a meta anunciada e a expectativa de mercado sobre a meta.

Para verificar o impacto da política monetária na taxa de câmbio, Kohlscheen (2014) estima a equação seguinte:

$$\Delta e_t = \alpha + \beta \Delta i_{n,t} + \gamma \Delta Z_t + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

Em que $\Delta i_{n,t}$ é a variação da taxa de juros de n-meses, Δe_t é a variação diária na taxa de câmbio, Z_t variação das possíveis variáveis de controle, no dia do anúncio ou no dia seguinte, ε_t é o termo de erro com média zero e variância constante e α é incluída para captar algum tipo de tendência de depreciação. A inclusão de Z_t na equação é uma inovação em relação ao modelo de Zettelmeyer (2000, 2004) que não considera possíveis variáveis de controle.

A equação (3.12) é estimada por mínimos quadrados ordinários (MQO) e pelo método de Variáveis Instrumentais (IV), utilizando a taxa de juros de curto prazo determinada pelo banco central como instrumento para taxa de juros de mercado.

As variáveis de controle utilizadas por Kohlscheen (2014) captam as variações nas condições monetárias estrangeiras, prêmio de risco e preço internacional das *commodities*. A *proxy* para variação da condição monetária estrangeira é a variação diária na taxa do título do tesouro americano de três meses ou um mês, no caso do México. Para o prêmio de risco é utilizada a variação diária no *Volatility Index* (VIX) que apresenta alta correlação com o spread da dívida soberana. Para preço internacional das *commodities* é utilizada a variação diária do *CBR index*, calculado pelo *commodity Research Bureau* e, no caso do México, o preço do petróleo.

Os resultados apontam para uma relação positiva entre a taxa de juros e a taxa de câmbio, ao contrário do que supõem a visão teórica tradicional. Um aumento de 100 pontos base na taxa de juros é leva a depreciação da taxa de câmbio em cerca de 1 a 2,4% , dependendo do país. As variáveis de controle apresentam o sinal esperado e estimativas são robustas a exclusão os eventos que coincidem com intervenções no mercado cambial.

Kohlscheen (2014) também verifica a robustez das estimativas em cinco cenários diferentes: exclusão de eventos contaminados, assim como Zettelmeyer (2000, 2004), substituição da taxa de câmbio bilateral pela efetiva, diferentes proxies para choque monetário, exclusão de eventos que não resultam em variações significativas e assimetria na resposta entre choques positivos e choques negativos.

A classificação dos eventos contaminados é feita através de uma análise detalhada das notícias divulgadas em datas próximas aos encontros do comitê de política monetária. Como os três países seguem uma agenda pública para a realização dos encontros é fácil realizar essa análise, no entanto, de acordo com Zettelmeyer (2000, 2004), isso pode diminuir o componente não antecipado da política monetária, uma vez que os agentes já esperam alguma mudança nessas datas específicas.

Os eventos são separados em três classes de exogeneidade. A classe C compreende os eventos com maior grau de contaminação, pois ocorrem simultaneamente com o lançamento de dados sobre o PIB e sobre a inflação. A classe B contem eventos com um nível menor de contaminação, que incluem notícias sobre salário mínimo e notícias relacionadas a economia internacional de grande impacto. A última classe de exogeneidade, classe A, compreende os demais eventos que não coincidiram com notícias econômicas relevantes nesse contexto.

A equação (6) é aplicada novamente excluindo os eventos da classe C e também das classes B e C de exogeneidade. Os resultados mostram que, mesmo utilizando apenas eventos da classe A de exogeneidade, a relação entre taxa de juros e taxa câmbio continua positiva e estatisticamente significativa. Estes resultados contrariam Zettelmeyer (2000, 2004) que relaciona a falha na visão tradicional à presença de contaminação nos dados, assim as estimativas classe A, que excluem os eventos contaminados e possivelmente contaminados, deveria apresentar uma relação inversa, o que não é verificado.

Em seguida Kohlscheen (2014) verifica a robustez das estimativas alternando as variáveis para taxa de câmbio, taxa de juros e concluem que não há mudanças qualitativas no modelo com as novas medidas. Também são excluídos eventos nos quais a taxa de juros de

mercado variou menos de cinco pontos base no dia seguinte ao anúncio e também os eventos que não resultaram em mudança na taxa básica de juros do governo. Os resultados mostram que esses eventos não são os responsáveis pelo sinal inverso na relação entre taxa de juros e taxa de câmbio.

Por fim, o autor verifica a presença de assimetria, separando amostra em surpresas positivas e surpresas negativas. De acordo com o teste t não é possível rejeitar a hipótese de que os coeficientes de inclinação são os mesmos nos dois casos. De acordo com Kohlscheen (2014), esse é mais um sinal de que os resultados não podem ser atribuídos à dominância fiscal. O primeiro sinal é a falta de evidência empírica significativa entre taxa de juros e risco de *default* e o segundo sinal é a ausência de assimetria, o que significa que não é possível indicar a presença de efeitos não lineares, como pressupõem a hipótese da dominância fiscal.

Kohlscheen (2014) conclui com uma análise da literatura relacionada em busca de possíveis explicações para a relação não tradicional entre política monetária e taxa de câmbio. De acordo com o autor, atribuir esses resultados a causalidade reversa e a dominância fiscal não fornece uma explicação razoável para o *exchange rate puzzle*. Kohlscheen (2014) sugere maiores estudos sobre a relação entre a taxa de juros e outras

3. 3 QUADRO RESUMO DA EVIDÊNCIA EMPÍRICA

Quadro 2- Resumo das evidências empíricas

AUTOR/ANO	PERÍODO AMOSTRA	PAÍSES ANALISADOS	METODOLOGIA	RESULTADO*
BLANCHARD, O. 2004	2002-2003	Brasil	MQO, AR(1) e AR(1) IV	↑i ↑e
CAPORALE, G., CIPOLLINI, A., DEMETRIADES, P. 2005	1991:1 - 2001:10	Tailândia, Coréia do Sul, Indonésia e Filipinas	VEC com identificação via heterocedasticidade	↑i ↓e
CHEN, S. S. 2006	1990:1 - 2002:8	Tailândia, Coréia do Sul, Indonésia, as Filipinas, México e Turquia	MSVAR com TVTP	↑i ↑e*
CHO, D., WEST, K. 2003	1997 - 1998	Coréia, Filipinas e Tailândia	SVAR identificação a partir de sinal	↑i ↓e
EICHENBAUM, M., EVANS C.L. 1995	1974:1 - 1990:5	Estados Unidos	VAR	↑i ↓e
FURMAN, J., STIGLITZ, J. (1998).	1992-1998	Argentina, Brasil, República Tcheca, Equador, Indonésia, Coréia, México, as Filipinas e Eslováquia	MQO	↑i ↑e
GOLDFAJN, I., GUPTA, P. (1999)	1980:1 - 1998:1	80 países	painel com efeitos fixos e não balanceado	↑i ↓e
GONÇALVES, C.E., GUIMARÃES, B. (2011)	2000:1 - 2006:2	Brasil	MQO e IV com identificação via heterocedasticidade	↑i ↑e

HNATKOVSKA, V., LAHIRI, A., VEGH, C. A. (2011)	1974:1 - 2010:2	72 Países	VAR, VAR em Painel e SVAR	↑i ↑e, ↑i↓e
KOHLSCHEEN, E. (2014).	2003:1 - 2011:5	Brasil, Chile, México	MQO e IV identificação baseada em eventos	↑i ↑e
KRAAY, A. C. (2003)	1975-1999	54 países	Probit	Inconclusivo
SCHOLL, A., UHLIG, H. (2008)	1975-2002	Estados Unidos	VAR Bayesiano	↑i ↓e
ZETTELMEYER, J. (2000).	1990-2000	Austrália, Canadá e Nova Zelândia	MQO e IV identificação baseada em eventos	↑i ↓e

Fonte: Elaboração própria.

Notas: * os resultados estão simplificados. ↑ indica uma variação positiva e ↓ uma variação negativa.

4 METODOLOGIA E ANÁLISE EMPÍRICA

Os impactos dos choques de política monetária na taxa de câmbio serão estimados através do modelo desenvolvido por Gonçalves e Guimarães (2011). Para controlar o problema de endogeneidade da política monetária os autores empregam o método de identificação via heterocedasticidade proposto por Rigobon e Sacks (2004).

Uma das principais vantagens do método de identificação via heterocedasticidade de Rigobon e Sacks (2004) é que não são necessárias suposições arbitrárias sobre o comportamento das variáveis, como em estudos de evento, muito menos a suposição de que o modelo especificado é capaz de representar todo o conjunto de informação em posse do banco central, como no caso da abordagem com modelos VAR. A identificação é feita apenas com base nas características estatísticas das séries. No entanto, só é possível verificar o impacto imediato da política monetária sobre a taxa de câmbio, sem poder inferir sobre o seu mecanismo de ajuste.

A próxima seção apresenta uma descrição das variáveis utilizadas no modelo, junto com a análise das estatísticas descritivas e representação gráfica. Em seguida, o método de identificação via heterocedasticidade é apresentado e, por fim, os resultados estimados.

4.1 APRESENTAÇÃO DOS DADOS

O período analisado compreende 2004:01-2014:02, com observações diárias divididas em dois sub grupos: grupo C, que corresponde a dias em que ocorreram encontros do Comitê de Política Monetária (COPOM); grupo N, que corresponde aos mesmos dias em semanas sem encontro. As variáveis utilizadas são apresentadas pela tabela 1 e a tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas.

Tabela 1 - Apresentação das variáveis

Variável	Descrição	Fonte
di_360	Taxa referencial de swaps DI x pré - prazo de 360 dias, diária	BCB
selic	taxa selic anualizada base 252	BCB
e	Taxa de câmbio, dólar comercial	BCB
vix	volatility index	CBOE
cds	credit default swap spread	bloomberg

Nota: BCB: Banco Central do Brasil. CBOE: Chicago Board Options Exchange

No entanto, o modelo utiliza apenas a variação entre o dia do anúncio e o dia seguinte, obtidas da seguinte maneira:

$$\Delta e = \log(e_{quinta-f}) - \log(e_{quarta-f}) \quad (4.1)$$

$$\Delta i = \log(1 + i_{quinta-f}) - \log(1 + i_{quarta-f}) \quad (4.2)$$

$$\Delta vix = \log(vix_{quinta-f}) - \log(vix_{quarta-f}) \quad (4.3)$$

$$\Delta cds = \log(cds_{quinta-f}) - \log(cds_{quarta-f}) \quad (4.4)$$

$$\Delta embi = \log(embi_{quinta-f}) - \log(embi_{quarta-f}) \quad (4.5)$$

Em que Δe é a variação da taxa de câmbio, Δi é a variação na taxa de juros, Δvix é a variação do índice de volatilidade, Δcds é a variação do credit default swap da dívida brasileira e $\Delta embi$ é a variação do EMBI+Br. Como as reuniões do COPOM seguem uma agenda pública e as decisões são comunicadas às quartas-feiras, após o fechamento do mercado, optou-se por utilizar a variação entre quinta-feira e quarta-feira.

De acordo com Zettelmeyer (2000), é possível utilizar a variação de apenas um dia da taxa de juros e da taxa de câmbio porque elas se comportam como preços de ativos em mercados líquidos, ou seja, a resposta aos choques é imediata. Além de possibilitar o estudo do efeito de política monetária no curto prazo, antes do ajuste nas variáveis reais.

Como taxa de juros optou-se por utilizar a taxa de juros de um ano, assim como Gonçalves e Guimarães (2011). O prazo de um ano é longo o suficiente para captar apenas mudanças não esperadas na taxa de juros de curto prazo determinada pelo BC, ao contrário das taxas com prazos mais curtos que apresentam muito ruído. A própria taxa Selic também é usada como instrumento na regressão para medida de um choque de política monetária. Nesse caso, para os dias de encontro do COPOM, utilizou-se a diferença entre a meta anunciada e as expectativas do mercado sobre a meta na semana que precede o encontro.

O índice de volatilidade (VIX) é utilizado como uma medida de aversão ao risco dos investidores, um aumento no VIX significa um aumento na volatilidade do mercado. O Credit Default Swap (CDS) é um contrato de derivativo de crédito que funciona de modo semelhante a um seguro. O comprador do CDS realiza pagamentos periódicos ao vendedor até o vencimento do contrato, caso ocorra um evento de crédito

neste período o vendedor é obrigado a realizar um pagamento que compense as perdas do comprador. Ou seja, é uma proteção contra o risco de crédito, quanto maior a probabilidade de default maior será o prêmio do CDS. Dessa forma o CDS dos títulos do governo pode ser visto como risco país. Porém só foi possível obter dados para o CDS a partir de 2009. Utiliza-se também o Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+), esse índice reflete os retornos financeiros diário de uma carteira composta por títulos de dívida emitidos por países emergentes. Geralmente utiliza-se o spread do EMBI+Br como medida para o risco-Brasil, o spread é obtido pela diferença entre a taxa de retorno de títulos da dívida brasileira em relação aos títulos de prazo equivalente do Tesouro dos EUA, que são considerados livres de risco. Quanto maior o EMBI+ maior o risco crédito do país.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas das variáveis

	Média	Desvio Padrão	Variância	Mínimo	Máximo	n° obs
taxa de câmbio	2,109177	0,373619933	0,139592	1,5567	3,1813	557
Selic	12,18608	3,396517191	11,53633	7,11	19,76	557
di_360	12,21181	3,436354423	11,80853	6,86	19,29	557
Vix	19,70046	9,760434812	95,26609	9,89	80,86	557
Embi	270,9184	3,6148	14896,8072	136	777	557
Cds	36,04767	11,12403483	123,7442	15,667	65,125	305
Dados COPOM						
Δe	-0,00063	0,00415608	1,73E-05	-0,02324	0,010417	95
Δdi_{360}	3,48E-05	0,000699696	4,9E-07	-0,00227	0,003191	95
$\Delta selic$	-0,00017	0,001782866	3,18E-06	-0,00582	0,002988	95
Δvix	-0,002	0,018592524	0,000346	-0,05891	0,088601	95
$\Delta embi$	0,00015	0,01417	0,00020	-0,03572	0,040241	95
ΔCDS	-0,00132	0,018966546	0,00036	-0,08658	0,061098	42
Dados não COPOM						
Δe	0,000108	0,004218488	1,78E-05	-0,04002	0,022813	462
Δdi_{360}	3,43E-05	0,000393882	1,55E-07	-0,00236	0,002829	462
$\Delta selic$	5,89E-07	1,92952E-05	3,72E-10	-0,00011	0,000195	462
Δvix	-0,00017	0,020847638	0,000435	-0,08903	0,215413	462
$\Delta embi$	0,000423	0,018225	0,000332	-0,07293	0,083902	462

Δ CDS -0,00052 0,019062796 0,000363 -0,09413 0,093786 263

Fonte: elaboração própria.

Através da tabela 2 é possível verificar que não há grandes alterações na média e no desvio padrão das variáveis entre os dois grupos. No entanto, a variância já apresenta algumas alterações mais significativas, especialmente para a taxa de juros di360 dias.

A tabela 3 apresenta os resultados para o teste de Mann-Whitney para verificar se os dados das sub amostras COPOM e não COPOM pertencem à mesma população. Ao contrário do teste t, teste de Mann-Whitney não necessita das hipóteses de normalidade ou homogeneidade das variâncias, além de permitir testar amostras com tamanhos diferentes. O teste de Mann-Whitney consiste na ordenação de todas as variáveis das duas amostras (A e B) em um único grupo, de forma crescente, a ordem de cada elemento é registrada e as amostras são novamente separadas. Calcula-se o número de vezes em que as observações da amostra A foi maior do que as observações da amostra B, que pode ser chamado de U_A , obtém-se U_B de maneira análoga. Quanto menor o valor de U_A maior a evidência de que as populações são distintas. Utiliza-se então o menor valor de U como estatística do teste, para amostras pequenas, até 20 observações, existe uma distribuição teórica exata do teste, para amostras grandes utilização a distribuição normal como aproximação.

Tabela 3 - Teste de Mann-Whitney

Variável	Grupo	Mediana	U	P valor
Δe	C	-0.000721	1,6875	0,0915
	N	-2.69E-05		
Δdi_{360}	C	3,78E+09	1,3647	0,1724
	N	0		
$\Delta selic$	C	0	0,820360	0,4120
	N	0		
Δvix	C	-0.001777	0,105886	0,9157
	N	-0.000678		
$\Delta embi$	C	-0.002049	0,022889	0,9817
	N	0.000000		
Δcds	C	-0.000284	0,175813	0,8604
	N	-0.000852		

Fonte: Elaboração própria.

O teste de Mann-Whitney tem como hipótese nula a igualdade de população entre as amostras pertencem à mesma população. Como é possível verificar através da tabela 3, a hipótese nula só pode ser rejeitada para as variações da taxa de câmbio, considerando um nível de significância de 10%. Esse resultado indica que há uma mudança no comportamento da taxa de câmbio em dias de COPOM. Em relação às demais variáveis, não é possível rejeitar a hipótese nula.

A tabela 4 apresenta a correlação entre as variações da taxa de câmbio e as variações da taxa de juros. Verifica-se que há uma correlação positiva entre essas variáveis e não só entre a taxa de câmbio e a taxas de juros analisadas, mas também entre a taxa di_360 e a taxa Selic. Esse resultado corrobora a escolha da taxa di_360 como a variável de política monetária.

Tabela 4 - Coeficientes de correlação

	Δe	Δdi_{360}	$\Delta selic$
Δe	1,0000		
Δdi_{360}	0.192614 (4,6242)	1,0000 -----	
$\Delta selic$	0,015162 (0,357243)	0,223607 (5,40467)	1,0000 -----

Fonte: elaboração própria. Estatística t calculada entre parênteses.

4.2 METODOLOGIA

Para estimar os efeitos de uma variação na taxa de juros sobre a taxa de câmbio, é preciso levar em consideração a presença de endogeneidade e a existência de variáveis omitidas. De acordo com Rigobon e Sacks (2004), essas características podem ser captadas através do sistema de equações que segue:

$$\Delta e_t = \alpha \Delta i_t + z_t + \eta_t \quad (4.6)$$

$$\Delta i_t = \beta \Delta e_t + \gamma z_t + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

Em que Δe_t é a variação da taxa de cambio a vista, Δi_t é a variação na taxa de juros de um ano, z_t é uma variável omitida, ε_t é o

choque de política monetária e η_t é o choque da taxa de câmbio. A equação (4.6) representa da taxa de câmbio que responde à variações na taxa de juros e à z_t . E a equação (4.7) representa da taxa de juros que pode responder à variações na taxa de câmbio e também à z_t .

Dada presença de equações simultâneas e variável omitida, as equações (4.6) e (4.7) não podem ser estimadas consistentemente através de MQO. Considere aplicar o MQO na equação (4.6), o coeficiente α será viesado porque o choque η_t é correlacionado com o regressor Δi_t . Ou seja, caso $\beta \neq 0$ e $\sigma_\eta > 0$, teremos um viés por causa da endogeneidade de Δi_t . Já a omissão de variável geral um viés que depende do valor de γ . Ou seja, caso $\gamma \neq 0$ e $\sigma_\gamma > 0$ teremos um viés da variável omitida.

A abordagem de estudos de eventos, que se concentra em analisar o comportamento das variáveis em períodos que cercam as mudanças no instrumento de política monetária, é empregada como uma forma de evitar o problema de endogeneidade. No entanto, de acordo com Rigobon (2003), para que a estimativa de α não seja viesada é necessário impor algum tipo de restrição sobre os parâmetros. As restrições podem ser: restrições de exclusão, ou seja, assumir que $\beta = 0$ ou $\alpha = 0$; restrições de sinais dos parâmetros; restrições de longo prazo, que inclui variáveis defasadas no sistema; restrições de variância, $\sigma_\varepsilon/\sigma_\eta \rightarrow \infty$ e $\sigma_\varepsilon/\sigma_z \rightarrow \infty$.

De acordo com o autor, embora úteis, essas restrições podem não ser racionais no contexto econômico. A abordagem de identificação via heterocedasticidade parte da suposição de que há dois regimes na variância dos choques, alta volatilidade e baixa volatilidade. Não é necessário assumir que a variância dos choques se torna infinita, é preciso apenas que haja um aumento na variância dos choques relativo aos demais períodos.

No caso específico deste trabalho, considera-se que a variância do choque de política monetária (ε_t) é maior em dias de encontro do COPOM, como pode ser observado na tabela 2. Nesses dias, grande parte das notícias que afetam o mercado é relacionada à decisão da política monetária. As demais variâncias, η_t e z_t , são consideradas constantes e os parâmetros estáveis:

$$\sigma_\varepsilon^C > \sigma_\varepsilon^N \quad (4.8)$$

$$\sigma_\eta^C = \sigma_\eta^N \quad (4.9)$$

$$\sigma_z^C = \sigma_z^N \quad (4.10)$$

O sobrescrito C indica que as observações pertencem ao grupo C, ou seja, dias de encontro do COPOM, e o sobrescrito N indica as

observações pertencentes ao grupo N, que compreende os demais dias. Também é considerado que os choques não possuem correlação serial e não são correlacionados entre si, ou com o choque em comum z_t .

Analticamente a identificação utilizando heterocedasticidade pode ser vista a partir da resolução da forma reduzidas das equações (4.6) e (4.7), como mostra Rigobon e Sacks (2004) e Gonçalves e Guimarães(2011):

$$\Delta i_t = \frac{1}{1-\alpha\beta} [(\beta + \gamma)z_t + \beta\eta_t + \varepsilon_t] \quad (4.11)$$

$$\Delta e_t = \frac{1}{1-\alpha\beta} [(1 + \alpha\gamma)z_t + \eta_t + \alpha\varepsilon_t] \quad (4.12)$$

A matriz de covariância para cada sub amostra é dada por $\Omega_C = E[[\Delta i_t \Delta e_t]' \cdot [\Delta i_t \Delta e_t]] | t \in C$ e $\Omega_N = E[[\Delta i_t \Delta e_t]' \cdot [\Delta i_t \Delta e_t]] | t \in N$. As matrizes são determinadas por:

$$\Omega_C = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^C + \beta^2\sigma_\eta^C + (\beta + \gamma)^2\sigma_z^C & \alpha\sigma_\varepsilon^C + \beta\sigma_\eta^C + (\beta + \gamma)(1 + \alpha\gamma)\sigma_z^C \\ \alpha\sigma_\varepsilon^C + \beta\sigma_\eta^C + (\beta + \gamma)(1 + \alpha\gamma)\sigma_z^C & \alpha^2\sigma_\varepsilon^C + \beta^2\sigma_\eta^C + (1 + \alpha\gamma)^2\sigma_z^C \end{bmatrix}$$

$$\Omega_N = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \sigma_\varepsilon^N + \beta^2\sigma_\eta^N + (\beta + \gamma)^2\sigma_z^N & \alpha\sigma_\varepsilon^N + \beta\sigma_\eta^N + (\beta + \gamma)(1 + \alpha\gamma)\sigma_z^N \\ \alpha\sigma_\varepsilon^N + \beta\sigma_\eta^N + (\beta + \gamma)(1 + \alpha\gamma)\sigma_z^N & \alpha^2\sigma_\varepsilon^N + \beta^2\sigma_\eta^N + (1 + \alpha\gamma)^2\sigma_z^N \end{bmatrix}$$

Realizando a diferença entre as duas matrizes têm-se:

$$\Delta\Omega \equiv \Omega_C - \Omega_N = \frac{(\sigma_\varepsilon^C - \sigma_\varepsilon^N)}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} 1 & \alpha \\ \alpha & \alpha^2 \end{bmatrix} \quad (4.13)$$

É possível identificar α a partir da diferença entre as matrizes de covariância de duas maneiras:

$$\alpha_{het} = \frac{\Delta\Omega_{12}}{\Delta\Omega_{11}} \quad (4.14)$$

$$\alpha_{het} = \frac{\Delta\Omega_{22}}{\Delta\Omega_{12}} \quad (4.15)$$

Em que α_{het} é o estimador baseado na heterocedasticidade e $\Delta\Omega_{ij}$ representa o elemento (i,j) da diferença da matriz Ω . De acordo com Rigobon e Sack (2004), esses estimadores se assemelham ao estimador dos modelos de estudos de evento, no entanto, o evento neste caso é o

aumento da variância dos choques em dias de COPOM. Caso todas as hipóteses do modelo sejam válidas as estimativas de α serão iguais⁴.

Para implementar o método de variáveis instrumentais Rigobon e Sack (2004) definem as seguintes variáveis:

$$\Delta I \equiv \begin{bmatrix} \frac{\Delta i'_C}{\sqrt{T_C}} & \frac{\Delta i'_N}{\sqrt{T_N}} \end{bmatrix}' \quad (4.16)$$

$$\Delta E \equiv \begin{bmatrix} \frac{\Delta e'_C}{\sqrt{T_C}} & \frac{\Delta e'_N}{\sqrt{T_N}} \end{bmatrix}' \quad (4.17)$$

$$w_i \equiv \begin{bmatrix} \frac{\Delta i'_C}{\sqrt{T_C}} & -\frac{\Delta i'_N}{\sqrt{T_N}} \end{bmatrix}' \quad (4.18)$$

$$w_s \equiv \begin{bmatrix} \frac{\Delta e'_C}{\sqrt{T_C}} & -\frac{\Delta e'_N}{\sqrt{T_N}} \end{bmatrix}' \quad (4.19)$$

Em que T_C e T_N são os tamanhos das amostras C e N, respectivamente. Como instrumentos serão utilizadas as variáveis w_i e w_s . Tem-se que a estimativa de α pode ser obtida da seguinte maneira:

$$\hat{\alpha}_{het}^i = (w_i' \Delta I)^{-1} (w_i' \Delta E) \quad (4.20)$$

$$\hat{\alpha}_{het}^s = (w_s' \Delta I)^{-1} (w_s' \Delta E) \quad (4.21)$$

Que podem ser escritos como:

$$\hat{\alpha}_{het}^i = \frac{\{\Delta i_C, -\Delta i_N\}' \{\Delta e_C, \Delta e_N\}}{\{\Delta i_C, -\Delta i_N\}' \{\Delta i_C, \Delta i_N\}} = \frac{Cov(\Delta i_C, \Delta e_C) - Cov(\Delta i_N, \Delta e_N)}{Var(\Delta i_C) - Var(\Delta i_N)} \quad (4.22)$$

$$\hat{\alpha}_{het}^e = \frac{\{\Delta e_C, -\Delta e_N\}' \{\Delta e_C, \Delta e_N\}}{\{\Delta e_C, -\Delta e_N\}' \{\Delta i_C, \Delta i_N\}} = \frac{Var(\Delta e_C) - Var(\Delta i_N)}{Cov(\Delta i_C, \Delta e_C) - Cov(\Delta i_N, \Delta e_N)} \quad (4.23)$$

Os estimadores de (4.22) e (4.23) são os mesmos da equação (4.14) e (4.15) Assim instrumento w_i é considerado um instrumento válido para ΔI , assim como w_s é válido para ΔE . Formalmente, para o caso do instrumento w_i , o raciocínio é análogo para w_s ⁵:

$$\begin{aligned} plim \frac{1}{T} w_i' \Delta I &= \frac{1}{T_C} \Delta i'_C \cdot \Delta i_C - \frac{1}{T_N} \Delta i'_N \cdot \Delta i_N \\ &= \frac{(\beta + \gamma)^2}{(1 - \alpha\beta)^2} \sigma_\varepsilon^C - \frac{(\beta + \gamma)^2}{(1 - \alpha\beta)^2} \sigma_\varepsilon^C > 0 \end{aligned}$$

Tem-se que w_i também não será correlacionado com z e com η :

⁴ Para prova desses resultados ver Rigobon (2003) .

⁵ Ver Rigobon e Sack (2004) para a derivação completa dos estimadores e também suas propriedades.

$$\begin{aligned} \text{plim} \frac{1}{T} w'_i z &= \frac{1}{T_C} \Delta i'_C \cdot z_C - \frac{1}{T_N} \Delta i'_N \cdot z_N \\ &= \frac{(\beta + \gamma)^2}{(1 - \alpha\beta)^2} \sigma_z^C - \frac{(\beta + \gamma)^2}{(1 - \alpha\beta)^2} \sigma_z^C = 0 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{plim} \frac{1}{T} w'_i \eta &= \frac{1}{T_C} \Delta i'_C \cdot \eta_C - \frac{1}{T_N} \Delta i'_N \cdot \eta_N \\ &= \frac{(\beta + \gamma)^2}{(1 - \alpha\beta)^2} \sigma_\eta^C - \frac{(\beta + \gamma)^2}{(1 - \alpha\beta)^2} \sigma_\eta^C = 0 \end{aligned}$$

4.3 HIPÓTESE DE IDENTIFICAÇÃO

Antes de prosseguir com a estimação é necessário verificar a hipótese principal do método de identificação via heterocedasticidade. Ou seja, é preciso verificar se há uma diferença entre as variâncias do grupo C e do grupo N:

$$\text{Var}(\Delta i_C) - \text{Var}(\Delta i_N) = \frac{\sigma_\varepsilon^C - \sigma_\varepsilon^N}{(1 - \alpha\beta)^2} > 0 \quad (4.27)$$

$$\text{Var}(\Delta e_C) - \text{Var}(\Delta e_N) = \alpha^2 \frac{\sigma_\varepsilon^C - \sigma_\varepsilon^N}{(1 - \alpha\beta)^2} > 0 \quad (4.28)$$

De acordo com Gonçalves e Guimarães (2011), tanto a variância de Δi quanto de Δe devem aumentar em dias de COPOM, no entanto, é esperado que o aumento da variância em Δi seja maior em relação a Δe , visto que a variância de Δe já é grande. Para testar essas hipóteses foi realizado um teste F de igualdade de variância entre as duas amostras.

Como é possível observar a partir da tabela 5, não é possível rejeitar que a variância de Δe é a mesma para as duas amostras. Já para a variância de Δi é possível rejeitar a hipótese nula de igualdade nas variâncias. Esses resultados permitem prosseguir com o método de estimação via heterocedasticidade, visto que a diferença entre a variância de Δi_C e Δi_N é significativa estatisticamente.

Tabela 5 - Teste F para as variâncias de Δe e Δi

	$\text{Var}(\Delta i)$	$\text{Var}(\Delta e)$
COPOM	4,89E-07	1,72E-05
Não COPOM	1,55E-07	1,77E-05

Diferença	3,34E-07	-5,22E-07
Variacão %	215,56	-2,94
F – Calculado	3,16	0,97
F – critico*	1,28	0,76
p-valor	3,52E-16	0,440

Nota: valor crítico a 5% de significância

4.4 ESTIMAÇÃO E RESULTADOS

Como já mencionado, para estimação será empregado o método de variáveis instrumentais. A variável dependente é descrita pela equação (4.17), o regressor é descrito pela equação (4.16) e os instrumentos são apresentados nas equações (4.18) e (4.19). O parâmetro de interesse é o α da equação (4.6). Os resultados são apresentadas na tabela 4.

Tabela 6 - Resultados da regressão – Variável dependente ΔE

	MQO	IV - w_i	IV - w_i, w_s
di360	1,24001	1,5203	1,5146
Desv. Padrão	0,3113	0,3632	0,3621
Estatística t	3,3011	4,1857	4,1828
p-valor	0,0013	0,0000	0,0000
R ²	0,018	0,013	0,013
het-test*	0,8129	0,2138	0,3157
LM-BG*	0,1495	0,8092	0,4910
Estatística J	-	1,0869	1,1226
Valor-p (Estatística J)	-	0,2971	0,5704

Fonte: elaboração própria. Notas * p-valores dos testes de Breusch-Pagan-Godfrey para heterocedasticidade (het-test) e do teste Breusch-Godfrey para correlação serial (LM-BG).

Comparando os resultados da tabela 6 com os resultados apresentados por Gonçalves e Guimarães (2011), é possível notar algumas diferenças. Pode-se dizer que a inclusão dos instrumentos para

os dados deste trabalho produziu uma diferença maior nas estimativas, quando comparado os métodos MQO e IV. Enquanto que a inclusão dos instrumentos w_i e w_s na regressão de Gonçalves e Guimarães (2011) não produziu muita alteração nas estimativas entre o MQO e o IV. Os autores justificam esse resultado através da variância de Δi , no período analisado pelo trabalho houve apenas uma mudança de 69,4% na variância entre Δi_C e Δi_N , assim o instrumento w_i não é fortemente correlacionado com Δi . Já a partir dos dados desta pesquisa, a variância entre Δi_C é mais que o dobro de Δi_N , o que indica uma correlação mais forte entre o w_i e Δi . O coeficiente de correlação entre Δi e w_i é 0,8579.

Essa diferença significativa na variância entre as duas amostras está relacionada ao período de análise do trabalho. Nos últimos dez anos o Brasil passou por momentos de estabilidade e de crise. Os períodos de crise, como 2008, interromperam ciclos de queda na taxa selic. Por exemplo, em março de 2008 a meta para taxa Selic era 11,25%, em setembro a meta já estava em 13,75%. Menos de um ano depois, em julho de 2009 a taxa Selic batia recorde de menor nível desde a adoção do regime de metas de inflação, 8,75%. Este recorde foi superado em outubro de 2012 quando o COPOM anunciou a meta de 7,25%. Nessa época ocorreram até mudanças na regra de remuneração da poupança dado o novo patamar de taxa de juros.

Essas alterações constantes na taxa básica de juros ocorrem no Brasil porque o BC utiliza o regime de metas de inflação e tem como principal instrumento a taxa básica de juros. Nesse contexto, pressões inflacionárias devem ser combatidas com mudanças na taxa de juros. Porém, tem se tornado cada vez mais popular trabalhos sobre as preferências do BC como Aragón e Portugal (2009), Curado e Curado (2014), Palma e Portugal (2014), entre outros. Esses trabalhos apontam para mudanças na postura do BC nos últimos anos, o que também pode estar relacionado com a maior variabilidade das taxas de juros.

Em relação aos resultados, os coeficientes obtidos através do método de IV são maiores e com um desvio padrão semelhante aos desvios estimados por MQO. Para verificar a validade dos instrumentos utilizou-se o teste de Sargan, que tem como hipótese nula a validade dos instrumentos. A partir dos p-valores apresentados na tabela 4 para o teste, pode-se concluir que w_i e w_s são instrumentos válidos para a regressão, ou seja, os instrumentos não estão correlacionados com o termo de erro.

O valor de α indica uma relação positiva entre as variações da taxa de juros e variações da taxa de câmbio. Ou seja, um aumento na taxa de juros leva a uma depreciação na taxa de câmbio, assim como previsto

pela ótica revisionista. Os valores obtidos aqui são bastante semelhantes aos de Kohlscheen (2014), obtidos através de um estudo de eventos, para dias sem intervenção no mercado monetário, o autor estima que uma variação da taxa de juros de três meses é responsável por 1,46% de variação na taxa de câmbio. Já o nosso coeficiente estimado através do método de IV mostra que a taxa de câmbio se deprecia em aproximadamente 1,5%, dada uma variação na taxa de juros de um ano. Enquanto Gonçalves e Guimarães (2011) estimam que a depreciação de aproximadamente 1,1%.

Os resultados apresentados na tabela 6 levam em consideração apenas a taxa de câmbio e a taxa de juros, sendo difícil fazer suposições sobre a origem dessa relação inversa entre essas variáveis. Portanto é necessário incluir outras variáveis para verificar a robustez dos resultados.

4.5 ROBUSTEZ

Para verificar a robustez das estimativas repetiremos o modelo estimado acima com pequenas alterações: substituição da taxa de juros de um ano pela própria taxa Selic; inclusão de variáveis exógenas e uma medida de risco; coeficientes recursivos.

4.5.1 Taxa Selic

Utilizar a taxa básica da política monetária no lugar da taxa de juros do mercado é um procedimento comum na literatura, podemos citar Zettelmeyer (2000), Hnatkovska, Lahiri and Vegh (2011), Kohlscheen (2014)⁶. Acredita-se que utilizar o próprio instrumento de política monetária como medida de choque elimina boa parte dos ruídos causados por outras variáveis na taxa de juros de um ano. A tabela 7 apresenta os resultados utilizando a taxa Selic no lugar da taxa di_360. Outra alteração feita é que, para o grupo com observações dos dias do COPOM, utilizou-se a diferença entre a meta anunciada e a expectativa do mercado em relação à meta, para os demais dias permanece a variação entre quinta e quarta-feira da taxa Selic observada. Essa alteração é feita com o intuito de isolar apenas as surpresas na taxa Selic.

Tabela 7 - Resultados da regressão – Variável dependente ΔE

⁶ Para mais trabalhos que realizam essa troca na medida de política monetária, verificar demais referências no capítulo anterior.

	MQO	IV - w_i	IV - w_i, w_s
Selic	0,1491	0,1617	0,1616
Desv. Padrão	0,1426	0,1431	0,1431
Estatística t	1,0454	1,1301	1,1294
p-valor	0,2663	0,2589	0,2592
R ²	0,011	0,012	0,011
het-test*	0,3961	0,3893	0,3903
LM-BG*	0,1445	0,1561	0,1461
Estatística J	-	0,4178	0,5727
Valor-p (Estatística J)	-	0,5180	0,7509

Fonte: elaboração própria. Notas * p-valores dos testes de Breusch-Pagan-Godfrey para heterocedasticidade (het-test) e do teste Breusch-Godfrey para correlação serial (LM-BG).

Como é possível observar, utilizar a taxa Selic e a diferença entre a meta a anunciada e a expectativa da meta não produz nenhuma estimativa significativa. Uma das possíveis explicações para esse resultado é que as expectativas do mercado brasileiro funcionam como um bom guia para a realização das variáveis, assim como destaca Carvalho e Minella (2012). Entre 2004 e 2014 houve 95 reuniões do COPOM, apenas em 29 dessas reuniões a decisão sobre a taxa de juros foi diferente da decisão esperada pelo mercado, considerado as expectativas da semana anterior à reunião.

Em relação ao componente surpresa da política monetária, Zettelmeyer (2000) destaca que os comitês de política monetária que seguem uma agenda pública de encontros diminui o fator surpresa. No caso brasileiro, o COPOM segue uma agenda pública e o anúncio sobre as medidas ocorre às quartas-feiras. Ou seja, o mercado já espera alguma mudança em dias de COPOM e, como esses dias são divulgados com antecedência, as expectativas sobre as possíveis mudanças já são incorporadas pelos agentes, o que diminui a surpresa. Kohlscheen (2014) também testa uma variação do seu modelo com a substituição entre a taxa de juros de mercado de três meses por surpresas na meta da taxa Selic e não encontra uma relação significativa entre as surpresas e a taxa de câmbio.

Além disso, esse resultado também corrobora a suposição feita por Gonçalves e Guimarães (2011), de que a taxa de câmbio não é diretamente afetada pelas decisões de política monetária. No lugar,

assume-se que a taxa de juros de um ano é diretamente afetada pelos encontros do COPOM, o que ocorre através da estrutura a termo da taxa de juros, enquanto que a taxa de câmbio só é afetada por influência da variação nessas taxas de juros de mercado, no caso deste trabalho, a taxa di360.

4.5.2 Inclusão de regressores

Incluem-se as variáveis: índice de volatilidade, Credit Default Swap⁷ e EMBI+br. O VIX é incluído como uma variável exógena, uma vez que as decisões de política monetária brasileira não são capazes de afetar o índice. Já o CDS e o EMBI+Br são incluídos como uma medida de risco, já que muitos trabalhos atribuem os resultados da visão revisionista ao aumento na probabilidade do risco de default. Os resultados são apresentados na tabela 8 e 9.

Tabela 8 - Resultados da regressão – Variável dependente ΔE

	MQO	IV - $w_i, w_{c ds}$	IV - $w_i, w_{c ds}, w_s$
di360	1,1382* (0,401)	1,5865* (0,0156)	1,5324* (0,5702)
Vix	0,0019 (0,0009)	0,0011 (0,0029)	0,0010 (0,0009)
Cds	0,0011 (0,0023)	0,0006 (0,0029)	0,0007 (0,0029)
R ²	0,025	0,022	0,023
het-test**	0,7332	0,3395	0,3408
LM-BG**	0,1939	0,1331	0,1506
Estatística J	-	4,2903	4,5791
Valor-p (Estatística J)	-	0,0383	0,1013

Fonte: elaboração própria. Nota: *significativo a 5%, desvios padrão entre parênteses. ** p-valores dos testes de Breusch-Pagan-Godfrey para

⁷ Os resultados com a variável CDS foram obtidos em uma amostra reduzida, com dados a partir de 2009 apenas. É feita a mudança no período porque só foi possível obter a variável CDS spread a partir de 2009.

heterocedasticidade (het-test) e do teste Breusch-Godfrey para correlação serial (LM-BG).

Tabela 9 - Resultados da regressão – Variável dependente ΔE

	MQO	IV - w_i , w_{embi}	IV - w_i , w_{embi} , w_s
di360	1,2683*** (0,3191)	1,5218*** (0,3602)	1,5204*** (0,3591)
Vix	0,0014*** (0,0005)	0,0014*** (0,0005)	0,0014*** (0,0005)
Embi	0,0187* (0,0105)	0,0211* (0,0108)	0,0211* (0,0108)
R ²	0,046	0,033	0,033
het-test**	0,7138	0,4134	0,4315
LM-BG**	0,1876	0,1369	0,1454
Estatística J	-	1,1946	1,2375
Valor-p (Estatística J)	-	0,2743	0,5386

Fonte: elaboração própria. Nota: *significativo a 5%, desvios padrão entre parênteses. ** p-valores dos testes de Breusch-Pagan-Godfrey para heterocedasticidade (het-test) e do teste Breusch-Godfrey para correlação serial (LM-BG).

Como o CDS e o EMBI+Br podem ser afetados tanto pela taxa de juros quanto pela taxa de câmbio, ou seja, criou-se um instrumento para cada um, w_{cds} e w_{embi} , da mesma forma como foram criados os demais instrumentos.

Considerando primeiro os resultados com a variável CDS como medida de risco, é possível verificar que apenas a taxa de juros foi significativa nos três modelos e a variável VIX apresentou um coeficiente significativo quando estimado por MQO. Já os resultados com o EMBI+Br foram todos significativos, incluindo o próprio EMBI+Br considerando um nível de significância de 10%.

Além disso, verifica-se que os sinais são conforme o esperado. Um aumento no VIX, que significa maior volatilidade no mercado

internacional, tem um efeito positivo sobre a taxa de câmbio, ou seja, uma depreciação. O EMBI+Br também possui uma relação com a taxa de câmbio, assim temos que um aumento no risco país leva a uma depreciação da taxa de câmbio.

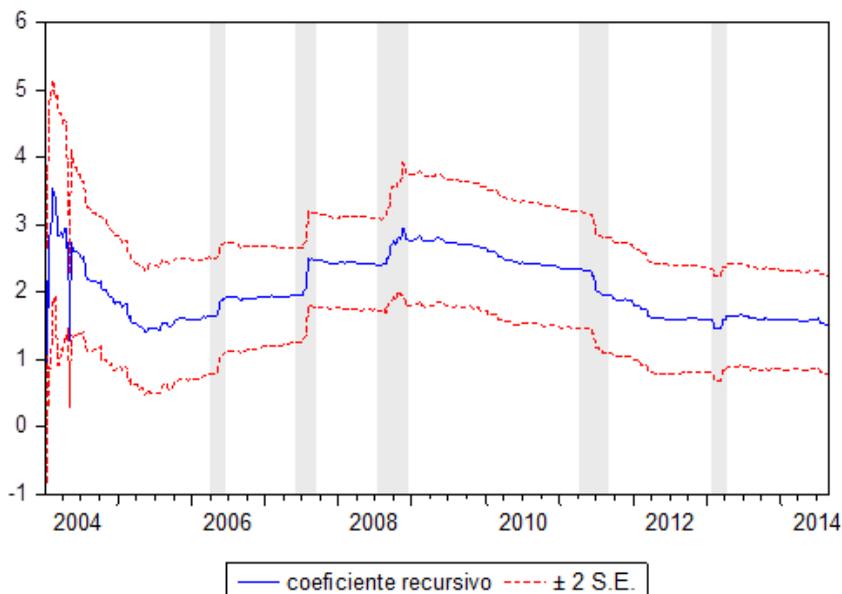
A inclusão de variáveis que captam a percepção de risco dos agentes é importante para verificar a hipótese sobre a dominância fiscal. De acordo com Kohlscheen (2014) é comum atribuir os resultados da ótica revisionista ao risco de default, porém nem sempre a relação entre taxa de câmbio, taxa de juros e risco é apresentada por autores que consideram essa hipótese. Os resultados apresentados, principalmente na tabela 9, permitem inferir que as variações da taxa de câmbio são influenciadas por variações no risco-país. No entanto, não é possível concluir que essa relação é a responsável pelos resultados da ótica revisionista apenas com os resultados aqui apresentados.

4.5.3 Coeficientes recursivos

Por fim, para verificar se há mudanças no α estimado ao longo do tempo, é empregado o método de coeficientes recursivos. Este método permite verificar a estabilidade dos coeficientes estimados ao longo do período analisado. A cada nova observação a regressão é atualizada e verifica-se o novo coeficiente, esse procedimento é repetido até a totalidade de observações da amostra. Assim é possível verificar a influência de cada nova observação no coeficiente estimado.

A análise de coeficientes recursivos é realizada para o modelo especificado na seção 3.4, que tem como regressando as variações da taxa de câmbio e como regressor a variável taxa de juros di360 e também sem instrumento w_i .

Figura 1 - Coeficientes recursivos



Fonte: Elaboração própria.

A figura 1 apresenta a evolução do parâmetro α estimado recursivamente. Pode-se perceber que em nenhum momento α assume valores negativos e o limite inferior do intervalo de confiança também é sempre positivo, exceto logo no início do período, quando a amostra ainda é pequena. Ou seja, a estimação recursiva também corrobora a ótica revisionista.

As regiões sombreadas indicam momentos em que houve uma mudança maior no coeficiente. Começando em 2006, α varia de 1,6 para 1,9, porém esse período coincide com um ciclo de queda na taxa de juros e a economia do país encontra-se em expansão, o produto interno bruto (PIB) de 2006 fechou acima do esperado. A taxa de câmbio média entre 2006 e 2005 também é menor, mesmo assim, o coeficiente apresenta uma ligeira elevação.

No entanto, já na segunda metade 2007 o coeficiente passa de 2 para 2,5. Nesse período, a crise imobiliária dos Estados Unidos atinge os mercados financeiros norte americanos e é rapidamente repassada para os demais países. A taxa selic se mantinha no ciclo de queda, que só foi interrompido em março de 2008.

Isso nos leva a terceira área destacada no gráfico, ela corresponde a setembro de 2008, quando ocorre o ápice da crise financeira internacional, que tem como símbolo a quebra do banco norte americano Lehman Brothers. A taxa de câmbio passa de R\$1,55 para R\$2,50 entre agosto e dezembro e a taxa básica de juros varia de 11,25% para 13,75% entre março e dezembro. Nesse ano, de acordo com o gráfico, há uma mudança de 2,4 em setembro para 2,9 em dezembro no coeficiente α .

O Brasil lança uma série de medidas anticíclicas para evitar o agravamento da crise na economia, especialmente medidas de incentivo ao consumo. Os cortes na taxa selic entre 2009 e 2010 são mais acentuados do que era esperado pelo mercado. Podemos verificar uma leve queda no coeficiente até meados de 2011, quando ocorre uma queda mais acentuada, 2,3 para 1,9.

No cenário internacional, em 2010 começam as crises na zona do Euro que voltam a abalar o comportamento dos agentes. Porém, dessa vez a política do BC não se baseia principalmente em taxas de juros, são utilizadas as chamadas medidas macroprudenciais. Essas medidas influenciam principalmente o canal do crédito, como alterações na regra de recolhimento de depósito compulsório. Através das medidas macroprudenciais é possível restringir a demanda por crédito sem precisar elevar as taxas de juros, o que pode ter colaborado com a queda no coeficiente.

É importante destacar também as intervenções do BC no mercado de câmbio nesse período. Em setembro de 2011 o BC volta a operar no mercado futuro de dólar para conter a pressão de alta, depois que o dólar que variou de R\$1,55 para R\$1,90 entre o final de julho e começo de setembro. O BC não intervinha no mercado de câmbio desde 2009 com a estabilização da crise financeira internacional.

A última área destacada no gráfico, apesar de não muito significativa, coincide com o período em que a taxa selic alcançou seu nível mais baixo nos últimos dez anos, entre outubro de 2012 e março de 2013 a meta foi de 7,25%.

Gonçalves e Guimarães (2011) sugerem que a relação positiva entre taxa de juros e taxa de câmbio pode ser uma anomalia devido às elevadas taxas de juros no Brasil, no entanto o período verificado pelos autores, 2000-2006, não permite verificar essa hipótese. A análise de coeficiente recursivo apresenta neste trabalho para o período de 2004 a 2014, que contem dois períodos de queda mais acentuada na taxa de juros, não nos permite realizar essa afirmação.

Após 2011 o valor de α se mantém em aproximadamente 1,5, no entanto esse é o mesmo valor aproximado do coeficiente no período de

2005 a 2006, quando as taxas de juros eram mais elevadas. Uma das principais diferenças que podemos citar é o esforço do BC em suavizar juros. De acordo com trabalhos recentes que estudam as preferências do BC⁸, depois do nível de inflação, a suavização das taxas de juros é um dos principais objetivos do BC nos últimos anos. No entanto, na figura 1 não se verifica um comportamento distinto da taxa de câmbio em períodos de juros baixos, muito menos uma inversão no sinal desta relação.

⁸ Trabalhos citados na seção 4.4.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O debate sobre a relação entre a política monetária e taxa de câmbio ainda está longe de um consenso. De acordo com a teoria, um aumento na taxa de juros leva a uma apreciação da taxa de câmbio, mas evidências empíricas são mistas. A partir da revisão dos trabalhos empíricos apresentados no capítulo 4, temos que um aumento na taxa de juros pode causar tanto a uma apreciação quanto uma depreciação na taxa de câmbio.

O principal problema dos trabalhos empíricos é conseguir controlar a endogeneidade da política monetária. Porém, não há um modelo padrão para esse problema, temos inclusive autores que utilizaram a mesma abordagem e encontraram resultados distintos, como Zettelmeyer (2000) e Kohlscheen (2014).

O presente trabalho se baseou na abordagem utilizada por Gonçalves e Guimarães (2011) que utiliza o método de identificação via heterocedasticidade proposto por Rigobon (2003) e Rigobon e Sacks (2004). Os resultados apresentados corroboram a ótica revisionista, ou seja, há uma relação positiva entre as variações da taxa de câmbio e as variações da taxa de juros de mercado de um ano, que é utilizada como medida de política, assim como Gonçalves e Guimarães (2011).

Porém o período analisado permite realizar algumas extensões importantes. Primeiro verifica-se que a troca entre a taxa de juros de mercado pela taxa básica da política monetária não produz resultados significativos. Podemos inferir desse resultado que a taxa de câmbio não responde diretamente às variações na taxa selic. A mudança na taxa básica de juros faz variar a taxa de juros de mercado de um ano, através da estrutura a termo da taxa de juros, e são as variações da taxa de juros de mercado é que terão efeito na variação da taxa de câmbio.

Outra extensão importante é a inclusão de variáveis que captam a percepção de risco dos agentes e também do risco-país. É comum atribuir o resultado revisionista à probabilidade de default, embora nem todos os trabalhos apresentem evidências para esta hipótese. Neste caso, os resultados mostram que há sim uma relação positiva entre o risco e a variação na taxa de câmbio, porém não é possível concluir o risco é o responsável pela relação positiva entre taxa de juros e taxa de câmbio.

Considerar um período longo de análise também permitiu verificar a estabilidade do parâmetro. A análise de coeficientes recursivos revelou que não há uma convergência no comportamento do parâmetro α , que mede os efeitos da variação da taxa de juros na variação da taxa de câmbio, para o período analisado. Também foi possível verificar que este

parâmetro muda em pelo menos quatro ocasiões distintas. Podemos inferir dessa análise que os esforços do BC em suavizar juros nos últimos anos ainda não alteraram a maneira como a taxa de câmbio responde a variações na taxa de juros.

Ainda há muitas outras extensões que podem ser feitas para tentar compreender melhor a origem da relação positiva entre taxa de câmbio e taxa de juros, como a inclusão de variáveis dummy para intervenção do BC no mercado de câmbio, utilizar uma metodologia específica para parâmetros que variam no tempo, como o filtro de Kalman, incluir variáveis que captam os fundamentos da economia e comparar com demais países. Enfim, os resultados deste trabalho servem como motivação para uma pesquisa muito mais aprofundada sobre o tema.

REFERÊNCIAS

- ALBA, J. D. PAPELL, D. H. (2007). Purchasing power parity and country characteristics: Evidence from panel data tests. *Journal of Development Economics*, 83(1), 240-251.
- ALLEN, P. KENEN, P. (1980). *Asset markets and exchange rates; modeling an open economy*. Cambridge, Cambridge University Press, 1980.
- ARAGÓN, E. K. D. S. B., PORTUGAL, M. S. (2009). Central Bank preferences and monetary rules under the inflation targeting regime in Brazil. *Brazilian Review of Econometrics*, 29(1), 79-109.
- BACKUS, D., DRIFILL, J. (1985). Rational expectations and policy credibility following a change in regime. *Review of Economic Studies*, 52, 2, 211-221.
- BALASSA, B. (1964). The Purchasing-Power-Parity doctrine: a reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72.
- BERNANKE, B. S., BOIVIN, J., ELIASZ, P. (2004). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach (No. w10220). National Bureau of Economic Research.
- BIAGE, M., CORREA, V. P., NEDER, H. D. (2008). Risco País, Fluxos de Capitais e Determinação da Taxa de Juros no Brasil: Uma Análise de Impactos por Meio da Metodologia VEC. *Revista Economia*.
- BLANCHARD, O. (2004). Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil. No. w10389). National Bureau of Economic Research.
- BRANSON, W. (1984). Exchange rate policy after a decade of floating. In: Bilson, J. & Marston, R., ed. *Exchange rate theory and practice*. Chicago, University of Chicago Press.
- CAPORALE, G., CIPOLLINI, A., DEMETRIADES, P. (2005). "Monetary policy and the exchange rate during the Asian crisis:

identification through heteroskedasticity, *Journal of International Money and Finance* 24, 39-53.

CARVALHO, F.A.; MINELLA, A. (2012) Survey Forecasts in Brazil: A Prismatic Assessment of Epidemiology, Performance, and Determinants. *Journal of International Money and Finance*, vol. 31, n. 6, p. 1371-1391.

CHEN, S. S. (2006). Revisiting the interest rate–exchange rate nexus: a Markov-switching approach. *Journal of Development Economics*, 79(1), 208-224.

CHEUNG, Y. W., CHINN, M. D., PASCUAL, A. G. (2005). Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive?. *Journal of International Money and Finance*, 24(7), 1150-1175.

CHO, D., WEST, K. 2003. “Interest rates and exchange rates in the Korean, Philippine and Thai exchange rate crises” in Dooley, M. and Frankel, F. (eds) *Managing currency crises in emerging markets*, University of Chicago Press.

CUMBY, R. E. OBSTFELD, M. (1982). International Interest-Rate and Price-Level Linkages Under Flexible Exchange Rates: A Review of Recent Evidence, NBER Working Papers, n. 0921, National Bureau of Economic Research.

CURADO, T. CURADO, M. (2014). Identificando as preferências do banco central do Brasil (2002-2013). *Estudos Econômicos*, vol.44, n.3. p. 445-467.

DORNBUSCH, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84.

DORNBUSCH, R. (1980). Exchange rate risk and the macroeconomics of exchange rate determination. NBER Working Papers, n. 493, National Bureau of Economic Research.

_____ FISCHER, S. (1980) Exchange rates and the current-account. *American Economic Review*, n.70.

DRIVER, R. L., WESTAWAY, P. F. (2005). Concepts of equilibrium exchange rates. Bank of England Publications Working Paper, (248).

EICHENBAUM, M., EVANS C.L. (1995). Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates. *Quarterly Journal of Economics* 110, 975–1009.

FALEIROS, J. P. M., ALVES, D. C. O. (2013). Taxa de Juros Alta Evita Ataques Especulativos Sobre o Câmbio? Uma Reavaliação Empírica para 6 Países Durante o Período entre 1975 e 2008. *Revista EconomiA*.

FAUST, J., ROGERS, J. H. (2003). Monetary policy's role in exchange rate behavior, *Journal of Monetary Economics*, 50(7), 1403–1424.

FLEMING, M. (1962) Domestic financial policies under fixed and floating exchange rates. *IMF Staff Papers*, n. 10.

FRANKEL, J. (1983). Monetary and Portfolio-Balance models of exchange rate determination. In: Bhandari, J. and Putnam, B., ed. *Economic interdependence and flexible exchange rates*. Cambridge, Mass., MIT Press

FRENKEL, J. A. (1976). A monetary approach to the exchange rate: doctrinal aspects and empirical evidence. *Scandinavian Journal of Economics*, 78.

_____ MUSSA, M. L. (1984). Asset markets, exchange rate and the balance of payments. *NBER Working Papers*, n. 1287, National Bureau of Economic Research.

FURMAN, J., STIGLITZ, J. (1998). Economic crises: evidence and insights from East Asia. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-135.

GOLDFAJN, I., GUPTA, P. (1999). Does monetary policy stabilize the exchange rate following a currency crisis? *IMF Working Paper* WP/99/42.

GONÇALVES, C.E., GUIMARÃES, B. (2011) Monetary policy, default risk and the exchange rate. *Revista Brasileira de Economia* 65, 1, 33-45.

GOULD, D., KAMIN, S. B. (2000). The impact of monetary policy on exchange rates during financial crises. *International Finance Working Paper* 669.

HNATKOVSKA, V., LAHIRI, A., VEGH, C. A. (2011) The exchange rate response puzzle. Mimeo. University of British Columbia and University of Maryland.

HOOVER, K. D. JOHANSEN, S. JUSELIUS, K. (2008). Allowing the data to speak freely: The macroeconometrics of the cointegrated vector autoregression. *The American Economic Review*, 251-255.

KILIAN, L., TAYLOR, M. P. (2003). Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates?. *Journal of International Economics*, 60(1), 85-107.

KOHLSCHEEN, E. (2014). The impact of monetary policy on the exchange rate: A high frequency exchange rate puzzle in emerging economies. *Journal of International Money and Finance*, 44, 69-96.

KOURI, P. J. K. (1976). The exchange rate and the balance of payments in the short-run and in the long-run: a monetary approach. *Scandinavian Journal of Economics*, n. 78.

_____ (1981). Allen and Kenen on asset markets, exchange rates, and economic integration a review article. Working Papers from C.V. Starr Center for Applied Economics, New York University, n. 81-16.

KRAAY, A. C. (2003). Do High Interest Rates Defend Currencies During Speculative Attacks?. *Journal of International Economics*, 59(2), 297-321.

LANE, P. R. (2001). The new open economy macroeconomics: a survey. *Journal of international economics*, 54(2), 235-266.

LANNE M., LÜTKEPOHL, H. (2008). Identifying monetary policy shocks via changes in volatility. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(6), 1131-1149.

LYONS, R. K. (2001). The microstructure approach to exchange rates (p. 333). Cambridge, MA: MIT press.

MACDONALD, R., TAYLOR, M. P. (1994). The monetary model of the exchange rate: long-run relationships, short-run dynamics and how to beat

a random walk. *Journal of international Money and finance*, 13(3), 276-290.

MEESE, R. A. ROGOFF, K. (1983). Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?. *Journal of international economics*, 14(1), 3-24.

MENDONÇA, Helder Ferreira (2001). Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. *Economia e Sociedade*, Campinas, 16, 65-81.

MUNDELL, R. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rate. *IMF Staff Papers*, n.11.

MUSSA, M. L. (1976). The exchange rate, the balance of payments and monetary and fiscal policy under a regime of controlled floating. *Scandinavian Journal of Economics*, 78.

NORMANDIN, M., PHANEUF, L. 2004. Monetary policy shocks: testing identification conditions under time-varying conditional volatility. *Journal of Monetary Economics* 51, 1217–1243.

PALMA, A. A., PORTUGAL, M. S. (2014). Preferences of the Central Bank of Brazil under the inflation targeting regime: Estimation using a DSGE model for a small open economy. *Journal of Policy Modeling*, 36(5), 824-839.

RIGOBON, R. (2003). Identification through heteroskedasticity. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 777-792.

RIGOBON, R., SACK, B. 2004. The impact of monetary policy on asset prices. *Journal of Monetary Economics* 51, 1553-1575.

ROGOFF, K. (1996). The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic Literature*, v. 34, p.647-688.

ROMER, C., ROMER, D. (1989). Does Monetary Policy Matter? *NBER Macroeconomics Annual 1989*, pp. 121–170.

ROSSI, J. W. (1995). O modelo monetário de determinação da taxa de câmbio: testes para o Brasil. IPEA, Texto para discussão, n. 393.

SARNO, L. (2001). Toward a new paradigm in open economy modeling: Where do we stand?. Federal Reserve Bank of St. Louis Review, 83(May/June 2001).

SENTANA, E. and FIORENTINI, G. (2001). Identification, estimation and testing of conditionally Heteroskedastic Factor Models. Journal of Econometric, 102, 143-164.

SCHOLL, A., UHLIG, H. (2008). New evidence on the puzzles: Results from agnostic Identification on monetary policy and exchange rates. Journal of International economics, 76(1), 1-13.

STIGLITZ, J. E. (1999). Interest rates, risk, and imperfect markets: puzzles and policies. Oxford Review of Economic Policy, 15, 2, 59-76.

TAYLOR, A. M. TAYLOR, M. P. (2004). The purchasing power parity debate. No. w10607. National Bureau of Economic Research.

ZETTELMEYER, J. (2000). The impact of monetary policy on exchange rates: evidence from three small open economies. IMF WorkingPaper 00/141.

ZETTELMEYER, J. (2004). The impact of monetary policy on exchange rates: Evidence from three small open economies. Journal of Monetary Economics, 51:635–652.

ZINI JUNIOR, A. A. (1986). Teoria da determinação da taxa de câmbio. Revista Brasileira de Economia, v. 40, n. 30.