

FUNDAÇÃO GETULIO VARGAS  
ESCOLA DE ECONOMIA DE SÃO PAULO

LEONARDO DU SOO KIM

**POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA PRÉ-CRISE DE 2008:**  
uma análise da possível influência dos juros americanos e de outros fatores externos

**SÃO PAULO**  
**2015**

LEONARDO DU SOO KIM

**POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA PRÉ-CRISE DE 2008:**  
uma análise da possível influência dos juros americanos e de outros fatores externos

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia

Campo de conhecimento:  
Macroeconomia

Orientador: Prof. Dr. Rogério Mori

**SÃO PAULO**  
**2015**

Kim, Leonardo Du Soo.

Política Monetária Brasileira Pré-Crise de 2008: uma análise da possível influência dos juros americanos e de outros fatores externos / Leonardo Du Soo Kim. - 2015.

51 f.

Orientador: Rogério Mori

Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo.

1. Política monetária – Brasil. 2. Taxas de juros. 3. Crise econômica – 2008-2009. 4. Bancos de reserva federal. I. Mori, Rogério. II. Dissertação (mestrado) - Escola de Economia de São Paulo. III. Título.

CDU 336.74(81)

LEONARDO DU SOO KIM

**POLÍTICA MONETÁRIA BRASILEIRA PRÉ-CRISE DE 2008:**  
uma análise da possível influência dos juros americanos e de outros fatores externos

Dissertação apresentada à Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas, como requisito para obtenção do título de Mestre em Economia

Campo de conhecimento:  
Macroeconomia

Data de aprovação:  
\_\_/\_\_/\_\_

Banca examinadora:

---

Prof. Dr. Rogério Mori (Orientador)  
FGV-EESP

---

Prof. Dr. Émerson Marçal  
FGV-EESP

---

Prof. Dr. Sérgio Goldbaum

## **AGRADECIMENTOS**

Em primeiro lugar, agradeço aos meus pais, Kyung Jin e Myung Joo, por todas as lições e valores que me foram ensinados, sem os quais não teria compreendido a importância de estar sempre em busca do aprendizado e desenvolvimento pessoal constantes.

Agradeço também aos meus irmãos – Zeno, Gregório e Max – que, juntamente com meus pais, me ajudaram a atravessar de inúmeras maneiras os longos anos até mais esta conquista.

À minha esposa Simone, agradeço pelo apoio e companheirismo incondicionais em todos os momentos e por tornar minha vida mais completa.

Não posso deixar de dar meu obrigado aos amigos que me acompanharam não só durante o tempo do Mestrado, mas em todas as ocasiões importantes da minha vida.

Uma menção especial ao amigo Luiz Krempel, que me apresentou e incentivou a fazer o curso.

Aos colegas de turma, um parabéns, além dos agradecimentos por tornarem as aulas e discussões mais ricas.

Por fim, agradeço ao meu orientador, Professor Doutor Rogério Mori, por compartilhar seu conhecimento e promover discussões relevantes durante suas aulas e também pela ajuda ao longo de todos os meses que se passaram até a conclusão deste trabalho.

## RESUMO

Neste trabalho, é feita uma análise da política monetária brasileira no período de 2000 a 2008 com o intuito de entender o quão independente ela foi em relação às ações do *Federal Reserve*. Esse entendimento é importante devido à iminente movimentação de subida de juros nos EUA, ainda sem data precisa para ocorrer, mas que pode trazer consequências no câmbio e nos juros domésticos em um momento em que já há um aperto monetário em curso no país. Além disso, os efeitos de outras variáveis ligadas a situações externas como eventos de crise, câmbio e risco país nos juros brasileiros também são levados em consideração. Os resultados indicam que, no período de estudo, a política monetária nacional foi marcada por uma maior autonomia em relação às flutuações nos juros americanos, fato que pode ter sido auxiliado pela adoção em 1999 do câmbio flutuante.

**Palavras-chave:** política monetária; influência juros americanos; economia brasileira; Fed; crises econômicas.

## ABSTRACT

In this paper, an analysis of the Brazilian monetary policy from 2000 to 2008 is made in order to understand how independent it was from actions of the Federal Reserve. The importance of this understanding lies in the impending rising movement of US interest rates, although still without a specific date, but which can bring consequences to the foreign exchange and domestic interest rates at a time when there is already an ongoing monetary tightening in the country. Besides, the effects of other variables linked to external situations as crisis events, exchange rate and country risk in Brazilian interest rate are also taken into consideration. The results indicate that, during the study period, the national monetary policy was marked by greater autonomy relatively to fluctuations on the American interest rates, which may have been helped by the adoption in 1999 of floating exchange rates.

**Key words:** monetary policy; American interest rate influence; Brazilian economy; Fed; economic crises.

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resultados dos testes de estacionariedade das variáveis utilizadas no estudo.....	23
Tabela 2 – Modelo original (variável dependente em diferenças - $\Delta$ Juros Brasil). Período de análise 2003 a 2008.....	26
Tabela 3 – Modelo com inclusão de prêmio de risco e sem pressão inflacionária (variável dependente em diferenças - $\Delta$ Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008. ....	29
Tabela 4 - Modelo com juros EUA em diferenças (variável dependente em diferenças – $\Delta$ Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008.....	30
Tabela 5 - Modelo com juros EUA e inflação Brasil em diferenças (variável dependente em diferenças – $\Delta$ Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008. ....	32
Tabela 6 - Modelo com juros Brasil e EUA em nível (variável dependente em nível – Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008. ....	33
Tabela 7 - Modelo com juros EUA e inflação Brasil em nível (variável dependente em nível – Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008. ....	34
Tabela 8 - Modelo com adição de dummy de crise (variável dependente em nível – Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008. ....	36
Tabela 9 - Modelos com adição de expectativa de inflação em diferenças e em nível (variável dependente em nível – Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008. ....	38
Tabela 10 - Comparação dos juros brasileiros e americanos (%a.a.) por mandatos presidenciais no Brasil e variações no Chile e Colômbia (2000 a 2008) ..	44
Tabela 11 – Movimentações dos juros no Brasil e nos EUA (2000 a 2008).....	44
Tabela 12 – Resumo dos resultados dos modelos com variável dependente em diferenças ( $\Delta$ Juros Brasil) .....	45
Tabela 13 – Resumo dos modelos com variável dependente em nível (Juros Brasil) .....	46
Tabela 14 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para a Série de Juros Brasil (2000 a 2008) .....	47
Tabela 15 – Resultados do teste Breusch-Godfrey para os modelos apresentados no trabalho .....	47



## SUMÁRIO

<b>1 INTRODUÇÃO</b> .....	<b>10</b>
<b>2 REVISÃO DA LITERATURA</b> .....	<b>13</b>
<b>3 METODOLOGIA DE ANÁLISE</b> .....	<b>20</b>
3.1 Dados utilizados .....	20
3.2 Análise de estacionariedade .....	22
3.3 Modelo original - Edwards (2015).....	23
3.4 Modelos alternativos .....	25
<b>4 RESULTADOS</b> .....	<b>26</b>
4.1 Modelo original .....	26
4.2 Modelos alternativos .....	28
4.2.1 Juros EUA em diferenças.....	29
4.2.2 Juros EUA e Brasil em nível.....	32
4.2.3 Adição de dummy de Crise .....	35
4.2.4 Adição de expectativa de inflação .....	37
<b>5 CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS</b> .....	<b>39</b>
5.1 Limitações deste trabalho e sugestões para pesquisas futuras .....	40
<b>6 BIBLIOGRAFIA</b> .....	<b>42</b>
<b>APÊNDICE A</b> .....	<b>44</b>
<b>APÊNDICE B</b> .....	<b>48</b>
<b>APÊNDICE C</b> .....	<b>49</b>

## 1 INTRODUÇÃO

À medida que vem crescendo a possibilidade do fim das políticas de *Quantitative Easing* (QE) do *Federal Reserve* (Fed) dos EUA, vão também tomando corpo e gerando preocupações as conseqüentes medidas de *tapering*, incluindo aí as incertezas relativas ao momento em que as taxas de juros definidas pelo Fed novamente serão elevadas.

As ações de QE foram adotadas pelo Fed com a eclosão da crise de 2008, tendo como meta a redução das taxas de juros de longo prazo, de modo a estimular a economia através da compra maciça de títulos.

Desde dezembro de 2013, porém, quando o Fed decidiu por abrandar sua política de QE (*tapering*), tomando medidas como a diminuição do programa de compra de *bonds* em \$10 bilhões de dólares por mês (para \$75 bilhões), por exemplo, há uma crescente preocupação em mercados emergentes sobre o fluxo de saída de capitais que, dependendo da sua magnitude, pode acarretar rupturas nos mercados financeiros e no restante da economia destes países.

Essas incertezas geram efeitos ao redor do mundo, em maior ou em menor grau, dependendo do país, e não seria diferente no caso do Brasil onde, a cada reunião e posterior divulgação da ata do FOMC (*Federal Open Market Committee*), as especulações geradas fomentam, por exemplo, a volatilidade no mercado de câmbio e suposições a respeito da movimentação da política monetária futura, ou seja, sobre o impacto das expectativas de elevação dos juros pelo Fed na economia brasileira.

Analisar o que ocorreu no passado é importante então para se ter uma ideia das possíveis implicações na política monetária do Brasil geradas com as mudanças na política do Fed, sendo que o presente trabalho complementa o estudo feito por Edwards (2015), no qual é investigada a extensão em que as ações do Fed foram transmitidas para a política monetária de 3 países da América Latina (Chile, Colômbia e México) entre janeiro de 2000 e junho de 2008, quando houve um período de relativa tranquilidade antes do colapso do banco de investimentos norte-americano Lehman-Brothers e do início da política de juro zero do Fed.

O principal objetivo deste trabalho é, portanto, entender o quão independente foi a política monetária brasileira no período de 2000 a 2008 em relação às ações do Fed, de modo a fornecer subsídios históricos para consequências na economia brasileira em momentos de subidas nos juros americanos, situação que irá se repetir em breve, com a esperada ação do Fed, que deve aumentar pela primeira vez os juros, hoje em 0,25% a.a., desde Dezembro de 2008.

No caso do Brasil, o intervalo entre 2000 e 2008 cobre 3 mandatos presidenciais distintos (três últimos anos do 2º mandato do ex-presidente Fernando Henrique Cardoso, além do 1º e dos dois anos iniciais do 2º mandato do ex-presidente Luiz Inácio Lula da Silva), cada um com suas peculiaridades quanto à condução da economia, mas todos respeitando à sua maneira o chamado “tripé macroeconômico”, instituído em 1999 ainda no governo Fernando Henrique e que, além das metas de inflação e de superávit primário, tinha no câmbio flutuante uma de suas bases, também em vigor nos 3 países analisados por Edwards (2015).

No primeiro mandato do ex-presidente Luiz Inácio Lula da Silva (Lula), houve uma atuação bastante clara do então presidente do Banco Central do Brasil (BCB), Henrique Meirelles, no sentido de diminuir as taxas de juros no país, o que foi possível devido a uma conjunção de fatores como a estabilidade macroeconômica e a liquidez internacional que perdurou até 2008.

Assim, o governo Lula pôde aproveitar essa conjuntura para estimular o consumo através do aumento do crédito, baseado justamente na queda das taxas de juros (Apêndice A, Tabela 10 - enquanto aqui, houve uma queda nominal de 48%, nos EUA, o Fed aumentou os juros em mais de 320%, de 1,25% a.a. em Janeiro/03 para 5,25 a.a. em Dezembro/08).

Os 9 anos englobados nesta análise, além da influência externa do Fed, foram marcados ainda por importantes eventos, três deles concentrados no início do período (estouro da bolha da Internet em 2000, ataques terroristas de 11/09 em 2001 e eleição brasileira de 2002) e o último, justamente no final, relativo ao estouro da bolha do *suprime* em 2008.

Estes eventos também são considerados neste estudo, de modo a possibilitar a análise de outros fatores externos além dos juros americanos e o resultado é interessante por mostrar que a conjuntura e eventos internos da época tiveram muito mais impacto na política de juros brasileira do que os acontecimentos de fora do país.

Quanto à estrutura, o presente trabalho inicia-se com uma revisão de literatura, onde são apresentados estudos análogos sobre fatores e características que impactam os mercados financeiros e políticas monetárias de países emergentes.

A seguir, a metodologia de análise é explicada, com a visão do modelo inicialmente adotado por Edwards (2015) e suas variáveis, além de um breve resumo dos resultados alcançados por ele e também das adaptações feitas neste estudo.

Na seção subsequente, temos os resultados deste trabalho para a realidade brasileira, já com uma discussão a respeito das informações obtidas em cada um dos modelos testados e, logo em seguida, temos a última seção, que encerra este estudo com uma visão das suas principais conclusões.

## 2 REVISÃO DA LITERATURA

A análise dos impactos de ações e choques que alguns países causam sobre outros é objeto de pesquisas há décadas e abordada de diferentes formas na literatura (EDWARDS; KHAN, 1985; DI GIOVANNI; SHAMBAUGH, 2008), sendo muitos dos estudos concentrados no modo como a política monetária, ou, mais especificamente, a política de juros em diferentes países é influenciada e dependente de ações do Fed (CANOVA, 2005; KIM, 2001; MACKOWIAK, 2007).

Essas análises foram ganhando cada vez mais importância ao longo do tempo, à medida que a interdependência das diversas economias mundiais foi aumentando e culminando no processo mais intenso de globalização, concentrado entre meados da década de 80 e a década de 90, mesma época em que diferentes países como o Brasil, Chile, Turquia, China e África do Sul adotaram medidas para modernizar suas economias e integrá-las ao mercado mundial (AKIN; KOSE, 2008).

Nesse mesmo processo, nas décadas de 80 e 90 um grupo de países em desenvolvimento (ou “subdesenvolvidos”) passou a ser classificado de forma a refletir seu rápido crescimento econômico e industrial que os colocava à frente das demais nações consideradas não industrializadas.

Esse grupo, do qual o Brasil passou a fazer parte juntamente com outros países como Índia, China, México, Argentina e Indonésia, recebeu a alcunha de “mercados emergentes”, economias com uma integração forte e crescente com os mercados denominados “desenvolvidos” e que, com isso, passaram a compartilhar entre eles os efeitos de flutuações na economia de uma forma mais intensa (AKIN; KOSE, 2008).

*Emerging economies are driving global growth and having a big impact on developed countries' inflation, interest rates, wages and profits. As these newcomers become more integrated into the global economy and their incomes catch up with the rich countries, they will provide the biggest boost to the world economy since the industrial revolution. (THE ECONOMIST, 2006, p. 1).*

Como parte de um esforço para compreender melhor a relação entre os grupos de países desenvolvidos e emergentes, diversos autores, como Akin e Kose (2008) e Helbling et al. (2007), abordaram as dinâmicas de dependência e influência entre esses países.

Analisando as interações entre os diversos setores da economia (indústria, serviços e agricultura), além dos canais mais comumente utilizados no estudo das vias de transmissão de flutuações econômicas (produto, consumo e investimento), Akin e Kose (2008) exploraram os dados de mais de 100 países entre 1960 e 2005, chegando à conclusão de que os países emergentes, ao diversificarem suas economias, tornaram-se cada vez mais importantes no mercado global e, com isso, as relações com as economias mais desenvolvidas alteraram-se de uma interação de simples dependência para uma interdependência multidimensional.

O trabalho de Edwards e Khan (1985) é um exemplo do interesse crescente nos anos 80 quanto aos países em desenvolvimento que estavam adotando medidas de liberalização da economia: *“As a number of developing countries move towards more liberalized financial systems, the question of how interest rates respond to foreign influences and domestic policies is one that policymakers in these countries have started to face.”* (EDWARDS; KHAN, 1985, p. 2).

Nesse estudo, os autores indicaram a necessidade de se abordar a determinação das taxas de juros nos países em desenvolvimento de uma forma alternativa àquela dos modelos padrões até então adotados, de modo a levar em conta o processo de remoção de controles e restrições à mobilidade de capitais e no setor financeiro que estava em curso naquele momento, em maior ou menor grau, dependendo do país.

Assim, esperava-se entender a influência de fatores relacionados à economia internacional, como as taxas de juros de outros países e variações no câmbio, sendo a Colômbia e Singapura os países escolhidos para uma análise comparativa devido ao diferente grau de abertura e desenvolvimento financeiro dos mesmos.

A conclusão foi a de que, em países com mais restrições, como a Colômbia, fatores internos são tão importantes quanto os externos, o que não ocorre em economias mais abertas, como no caso de Singapura, onde (à época do estudo), as taxas de

juros eram fortemente influenciadas e determinadas pelas variações no câmbio e taxas de juros externas.

Di Giovanni e Shambaugh (2008) também analisaram o modo como as diferentes economias são afetadas pelas ações em outros países, através da discussão da maneira como as taxas de juros nas nações mais industrializadas conectam-se com o crescimento real do produto nos demais países.

Seus resultados mostram que o efeito na economia real (produção de bens e serviços) só ocorre para países com taxas de câmbio fixo (*pegged exchange rate*) e que o canal de transmissão mais provável é a influência dos juros externos sobre as taxas de juros domésticas.

Choques externos, de qualquer maneira, são importantes causas de instabilidades nas economias de países emergentes e o estudo de Mackowiak (2007), englobando 8 desses mercados na Ásia e América Latina (Hong Kong, Coreia do Sul, Malásia, Filipinas, Singapura, Tailândia, Chile e México), dá indicações de que aqueles resultantes da política monetária dos EUA nem sempre são os mais impactantes para esse grupo de países em relação a outros tipos de choques externos, independentemente do regime de câmbio adotado.

Para Mackowiak (2007), os efeitos de variações nas taxas de juros internacionais dependem do fato dessas variações refletirem ou diretamente os choques da política monetária americana ou respostas das taxas de juros do Fed a outros tipos de choques.

Esta visão, porém, é diferente daquela de Canova (2005), segundo o qual choques nos EUA, têm realmente pouca influência nas economias latino-americanas somente quando são de oferta e demanda, diferente de quando são monetários, situação na qual os efeitos são normalmente bem significativos.

No entanto, Canova (2005) mostra que a intensidade de transmissão desse efeito depende do regime de câmbio adotado pelo país: novamente aqui, economias com taxas de câmbio fixo respondem de forma mais forte e o impacto da política monetária americana age em várias dimensões, desde a taxa de juros doméstica até

a balança comercial, ao contrário de países com câmbio flutuante, nos quais as implicações na taxa de juros são muito mais brandas.

Além disso, é importante destacar o fato de que, assim, como Di Giovanni e Shambaugh (2008), Canova (2005) encontra evidências de que os juros são um inegável e extremamente importante canal de transmissão das flutuações da política monetária dos EUA.

É interessante notar que os efeitos dos choques causados pela política monetária dos EUA não estão restritos a países com economias menos desenvolvidas ou emergentes como no caso do Brasil, conforme mostrado por Kim (2001) que, utilizando modelos VAR, estudou o modo como esses choques são transmitidos em países com regime de câmbio flutuante e chegou à conclusão de que uma política expansionista por parte do Fed (portanto, com redução nos juros), leva a uma queda nas taxas de juros mundiais e estimula as economias de países do G6 (Alemanha, Canadá, França, Itália, Japão e Reino Unido), sendo mais uma vez detectado que as variações nas taxas de juros atuam como importante canal de transmissão desse estímulo.

Quanto à sensibilidade das taxas de juros domésticas às contrapartes internacionais (não restritas aos EUA), Frankel, Schmukler e Servén (2004) investigaram sua relação com o tipo de regime de câmbio adotado em uma grande amostra de países (47 no total, tanto industrializados quanto em desenvolvimento) entre 1970 e 1999, tentando entender a validade do argumento daqueles que defendem o câmbio flutuante como um arranjo que permite aos países que o adotam perseguir seus próprios objetivos de política monetária, mesmo sob os questionamentos sobre a viabilidade de se manter esse regime de câmbio em um ambiente de alta mobilidade de capitais.

Uma conclusão interessante do estudo é que somente um pequeno número de nações altamente industrializadas (EUA, Alemanha e Japão) pôde realmente decidir de maneira autônoma sobre sua própria taxa de juros no longo prazo no período analisado.



Outra conclusão é a de que a adoção de um regime de câmbio mais flexível, porém, permite ao país ter uma política monetária um pouco mais independente (de maneira temporária), na medida em que a taxa de juros nessas economias tende a ajustar-se de maneira mais lenta às variações nas taxas internacionais, ideia que vai em linha com o corolário do “trilema” macroeconômico, segundo o qual somente 2 de 3 objetivos desejáveis, porém contraditórios, abaixo podem ser mutuamente consistentes (FRANKEL, 2004; OBSTFELD; SHAMBAUG; TAYLOR, 2005; OBSTFELD; TAYLOR, 2003; REY, 2015):

- a) câmbio estável (fixo);
- b) mobilidade de capitais;
- c) política monetária independente, ou seja, voltada para interesses domésticos.

Assim, por exemplo, um país com regime de câmbio fixo e com mobilidade de capitais terá que manter uma paridade de juros com a economia à qual sua moeda é mantida em uma relação constante, perdendo assim sua autonomia monetária (DI GIOVANNI; SHAMBAUGH, 2008).

A discussão sobre o regime de câmbio é particularmente interessante se levarmos em consideração que o Brasil e outros países com economias com características similares (México e Chile, por exemplo) adotaram o regime de câmbio flexível praticamente na mesma época (década de 90), em consequência de diferentes crises que afetaram o mundo, como citado por Frankel (2004):

*Emerging market countries in Latin America, East Asia, and Eastern Europe entered the 1990s with widely varying fundamentals.*

*[...]*

*Although these countries varied in their fundamentals—and varied further within the geographic groupings — all ended the 1990s as victims of severe financial turbulence in emerging markets. To name only the most spectacular cases, currency and financial crises hit Mexico in 1994; Thailand, Republic of Korea, and Indonesia in 1997; Russia in 1998; Brazil in 1999; and Turkey and Argentina in 2001.*

*[...]*

*Among other factors, exchange rate regimes have been implicated in most accounts of how these countries got into trouble.*

*Every one of the crisis victims named above was forced by large outflows to abandon an exchange rate target and to move to a regime of greater exchange rate flexibility. (FRANKEL, 2004, p. 2)*

Este movimento ocorreu, em muitos países (incluindo o Brasil), conjuntamente com a adoção de uma política de metas de inflação, trazendo benefícios como a diminuição do *pass-through* das variações do câmbio para a inflação (EDWARDS, 2006; TAYLOR, 2010).

É importante, porém, deixar claro que muitos dos países que supostamente adotaram o regime de câmbio flexível, não deixaram o câmbio flutuar livremente de fato (flutuação suja), conduta que ocorre inclusive em países desenvolvidos e que foi chamado por Calvo e Reinhart (2000) de “*fear of floating*” (comportamento no qual os bancos centrais utilizam-se de suas reservas em moedas estrangeiras ou mesmo de sua política de juros de modo a limitar a flutuação do câmbio. Assim, a autoridade monetária, apesar de adotar “*de jure*” o regime de câmbio flutuante, segue “*de facto*” uma agenda pela qual tenta fazer a gestão ativa da movimentação da taxa de câmbio).

No caso do Brasil, não há como afirmar com absoluta certeza de que houve a “flutuação suja” entre 2000 e 2008, mas estudos como o de De Souza e Hoff (2006) e Prates (2010) jogam luz a essa questão, explorando de maneira detalhada o mercado de câmbio desde o início da adoção oficial do câmbio flutuante em 1999.

Para De Souza e Hoff (2006), o período entre Abril de 1999 e Dezembro de 2002 foi quando o regime cambial mais se aproximou da flutuação pura, mas, nos anos posteriores, houve forte intervenção do BCB em momentos críticos de desalinhamento cambial, de modo a evitar choques inflacionários ou uma apreciação maior do câmbio.

No entanto, mesmo com o câmbio flexível (de fato ou não) e a conquista de uma maior independência, as decisões do Fed permaneceram importantes e continuam a ser acompanhadas pelos bancos centrais ao redor do mundo, tendo maior ou menor impacto nas decisões da política monetária local dependendo de fatores como, por exemplo, o grau de integração da economia do país no mundo (EHRMANN; FRATZSCHER, 2009).

Além disso, seus efeitos e o canal através do qual essa influência é transmitida vêm sendo estudados há tempos através de modelos empíricos ou de simulações, cada qual com suas vantagens e desvantagens (EDWARDS, 2012; KIM, 2001).

Nas seções a seguir, teremos então uma visão de como os conceitos discutidos pelos diversos autores acima se aplicam à realidade brasileira no período de estudo.

### 3 METODOLOGIA DE ANÁLISE

Com o objetivo de analisar a influência da política de juros definida pelo FED na política monetária brasileira entre 2000 e 2008, foi tomado como ponto inicial deste estudo um trabalho desenvolvido por Edwards (2015).

Uma das principais motivações de Edwards (2015) era o de entender o quão independentes foram de fato as políticas monetárias de países com câmbio flutuante no período citado anteriormente, caso dos 3 países avaliados por ele (Chile, México e Colômbia).

Sua conclusão foi de que o grau de independência é menor do que os modelos tradicionais sugerem (OBSTFELD; TAYLOR, 2003) e, no presente trabalho, o mesmo tipo de análise foi estendido para o Brasil que, por si só, guarda bastante semelhança com os 3 países abordados, principalmente quanto às características que o levaram a selecioná-los e considerá-los como um grupo relativamente homogêneo: câmbio flutuante, metas de inflação e mobilidade de capital.

#### 3.1 Dados utilizados

Na Figura 1 (Apêndice B), podemos ter uma visão geral das séries históricas relativas às principais variáveis utilizadas nos modelos tanto de Edwards (2015) quanto nos adaptados para este trabalho.

Conforme será apresentado adiante, os dados têm histórico entre 2000 e 2008, com exceção daqueles relativos às pressões inflacionárias globais (informação obtida a partir da diferença entre *Treasuries* e *TIPS* de 5 anos), cujos números estão disponíveis somente a partir de 2003.

O *software* Eviews foi utilizado para rodar os modelos, todos com periodicidade mensal, sendo os juros no Brasil, inflação e dados de câmbio (utilizados para calcular a depreciação esperada da moeda) obtidos no site do BCB.

Os dados de juros dos EUA e aqueles utilizados no cálculo das pressões inflacionárias globais, por sua vez, foram obtidos no site do Fed, onde estão publicamente disponíveis.

Por fim, o EMBI foi coletado no serviço de informações Bloomberg: sigla para *Emerging Markets Bond Index* (EMBI), mede o retorno de instrumentos de dívida externa de mercados emergentes, sendo calculado pelo banco J.P. Morgan Chase.

A versão “EMBI *Global*” é uma variação estendida do EMBI *Latin America*, usado por Edwards (2015), e inclui mais instrumentos ao relaxar alguns dos limites de liquidez à negociação no mercado secundário (além de ser disponibilizado publicamente).

Ao analisarmos os juros brasileiros e americanos por mandatos presidenciais no Brasil e variações no Chile e Colômbia entre 2000 e 2008 (Apêndice A, Tabela 10), é possível verificar que, para cada subperíodo considerado, os sinais das variações percentuais dos juros no Brasil e nos EUA são contrários (além de terem magnitudes bem diferentes), o que, a princípio, não seria exatamente o comportamento esperado, principalmente ao se considerar a provável influência da movimentação da economia americana na economia global (no caso do Chile e da Colômbia, 2 dos países estudados por Edwards (2015), o desalinhamento com os EUA só acontece no período final e o citado autor indica que as variações dos juros do Fed tiveram grande impacto nesses países).

Tanto aqui quanto nos EUA, os juros sofreram grandes variações no intervalo de tempo considerado (vide Apêndice B, Figura 1), mas, no geral, houve queda nos índices nominais: no Brasil, passou de 19% em Janeiro/2000 para 13,75% em Dezembro/2008 (redução de 28%) e, nos EUA, de 5,5%, os juros caíram para 0,25% (redução de 95%).

No total, de Janeiro/2000 a Dezembro/2008, foram 58 mudanças nas taxas de juros no Brasil (Apêndice A, Tabela 11), sendo 23 de subidas e 35 quedas: mais da metade dessas movimentações foram concentradas no primeiro mandato do ex-presidente Lula (só as quedas entre 2003 e 2006 representam mais de um terço das movimentações totais no período).

Para efeito de comparação, a taxa de juros nos EUA variou 41 vezes entre 2000 e 2008 (20 subidas e 21 quedas) e, apesar das movimentações terem se concentrado no mesmo período que no Brasil (2003 a 2006), somente em 1 das 18 dessas alterações houve diminuição no índice, sendo que, nos anos logo anteriores à crise

do *subprime*, o Fed desceu os juros em 9 oportunidades (de 5,25 a.a. para 0,25%), não fazendo nenhum aumento entre Janeiro/2007 e Dezembro/2008.

Assim, as observações tanto da Tabela 10 (Apêndice A) quanto da Figura 1 (Apêndice B) tendem a sugerir que a relação entre a política de juros do Fed e a do Brasil entre 2000 e 2008, caso tenha havido alguma, foi fraca ou mesmo que a política monetária brasileira atuou de forma mais independente.

### **3.2 Análise de estacionariedade**

De modo a não incorreremos no fenômeno da regressão espúria, para utilizarmos os dados, foi feita uma análise de estacionariedade dos mesmos através do teste de Dickey-Fuller Aumentado.

Os resultados são apresentados na Tabela 1, onde a hipótese nula ( $H_0$ ) é a existência de raiz unitária (não estacionariedade).

Podemos ver que praticamente todas as variáveis consideradas são estacionárias e, especificamente para o EMBI\_GLOBAL (prêmio de risco) e TIPS\_EXP\_INF (pressão inflacionária global), ambas não estacionárias (e com p-valor muito acima de 0,10 – respectivamente, 0,323 e 0,848), decidiu-se utilizá-las nos modelos já com a sua versão em 1ª diferença.

Tabela 1 - Resultados dos testes de estacionariedade das variáveis utilizadas no estudo.

Variável	Descrição	Estatística-t	Rejeita H0	Conclusão
FF_POLICY	Juros EUA	-1,814 [0,067]*	Sim	Estacionária
$\Delta$ FF_POLICY	Juros EUA (1ª diferença)	-3,418 [0,001]***	Sim	Estacionária
POL_RATE	Juros Brasil	-3,549 [0,039]**	Sim	Estacionária
$\Delta$ (POL_RATE)	Juros Brasil (1ª diferença)	-3,822 [0,000]***	Sim	Estacionária
INF_YOY_L	Inflação anual	-2,969 [0,146]	Não	Não estacionária
$\Delta$ INF_YOY_L	Inflação anual (1ª diferença)	-4,384 [0,000]***	Sim	Estacionária
EXP_DEV_AN	Expectativa de depreciação da moeda	-5,334 [0,000]***	Sim	Estacionária
EMBI_GLOBAL	Prêmio de risco	-2,509 [0,323]	Não	Não estacionária
$\Delta$ EMBI_GLOBAL	Prêmio de risco (1ª diferença)	-8,447 [0,000]***	Sim	Estacionária
TIPS_EXP_INF	Pressão inflacionária global	-1,415 [0,848]	Não	Não estacionária
EXP_INF_YOY_L	Expectativa de inflação	-3,458 [0,051]**	Sim	Estacionária
$\Delta$ EXP_INF_YOY_L	Expectativa de inflação (1ª diferença)	-6,092 [0,000]***	Sim	Estacionária

Notas: Dados trabalhados pelo autor.

\*, \*\* e \*\*\* referem-se a significâncias de 10%, 5% e 1%, respectivamente (estatística t).

### 3.3 Modelo original - Edwards (2015)

Inicialmente, Edwards (2015) estimou o seguinte modelo de correção de erro (equação 1), que permite aos bancos centrais dos países analisados fazerem ajustes em suas taxas de juros gradualmente:

$$\Delta r_t^p = \alpha + \beta FF_t + \gamma \Delta r_{t-1}^p + \delta r_{t-1}^p + \sum \theta_j x_{jt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde:

- $r_t^p$  (*policy rate*) – taxa de juros em cada país no período t.
- $FF_t$  (*Federal Funds interest rate*) – taxa de juros nos EUA.

- c.  $x_{jt}$  – outras variáveis que afetam as ações das políticas dos bancos centrais (BC's).
- i. INF\_YOY - Taxa de inflação anual (YoY), com *lag* de 6 semanas.  
Espera-se que o coeficiente tenha sinal positivo (BC's apertam a política quando a inflação doméstica aumenta).
  - ii. EXP\_DEV\_AN - Depreciação esperada: diferença anualizada entre o câmbio futuro de 3 meses (relativo ao dólar) e a cotação spot.  
A variável foi incluída com 1 *lag* e o coeficiente é positivo caso o BC preocupe-se com o valor da moeda.
  - iii. TIPS\_EXP\_INF - Medida de pressões inflacionárias globais esperadas: spread de equilíbrio (*breakeven spread*) entre o *Treasuries* e o TIPS (*Treasury Inflation-Protected Securities*), ambos de 5 anos.  
A variável foi incluída também com 1 *lag* e o sinal esperado do coeficiente é positivo (novamente, BC's apertam a política quando a inflação aumenta).  
Apesar de Edwards (2015) ter usado dados a partir de 2000, publicamente, as informações de *Treasuries* e TIPS estavam disponíveis apenas a partir de 2003.
  - iv. EMBI *Latin America* - Indicador de prêmio de risco do país: EMBI spread com 1 *lag* para a América Latina.  
O sinal não é determinado a priori e depende do modo como o BC reage a mudanças no risco regional percebido.

Com dados semanais de 2000 a 2008, os resultados para os 3 países estudados por Edwards (2015) foram considerados satisfatórios, com o coeficiente relativo à taxa de juros americana significativamente positivo, indicando que, durante o período estudado, houve um *pass-through* da política monetária dos EUA para a política de juros no Chile, México e Colômbia.

Parte das informações usadas pelo autor em sua análise, porém, não está disponível publicamente, seja pelo fato de serem provenientes de fontes privadas ou por não haver histórico ou quebras suficientes.

Assim sendo, antes de utilizarmos o modelo original proposto por Edwards (2015), foram feitas adaptações no presente trabalho, de modo a termos uma análise mensal ao invés da semanal e, o período estudado, em um primeiro momento, passou a ser entre 2003 e 2008, devido ao fato do próprio site do Tesouro americano disponibilizar o histórico de *Treasuries* e TIPS somente a partir de 2003 (com isso, a variável relacionada às pressões inflacionárias globais esperadas -



TIPS\_EXP\_INF - foi considerada em 1ª diferença, visto que a série em nível no período mencionado não é estacionária).

Na análise inicial para a economia brasileira, o EMBI, indicador do prêmio de risco, foi desconsiderado, visto que a versão EMBI *Latin America* não está disponível publicamente.

Além disso, todas as variáveis foram consideradas nos modelos com *lag* de 1 mês, de modo que pudéssemos verificar seus efeitos sobre a variável dependente no mês posterior.

Neste e nos demais modelos de regressão estudados, foi usado o cálculo de covariância consistente com heterocedasticidade e autocorrelação (*Heterokedasticity and Autocorrelation Consistent covariance computation* - HAC), de modo a consideramos um critério robusto para a determinação da significância dos coeficientes obtidos.

### **3.4 Modelos alternativos**

Posteriormente, conforme será explicado mais adiante, foram feitas novas adaptações no modelo inicialmente avaliado, de modo a testar a influência de outras variáveis, como o EMBI *Global* e uma dummy de crise, sendo esta última importante para testar o nível de independência da política monetária brasileira em momentos de maior turbulência.

Além disso, também buscou-se avaliar de forma mais precisa, entre outros aspectos, sobre qual dimensão (nível ou diferenças) a política monetária americana atuou de forma mais relevante de modo a influenciar a ação do BC brasileiro (BCB) e qual a extensão dessa influência no período analisado.

## 4 RESULTADOS

### 4.1 Modelo original

Tomando-se então por base o modelo originalmente proposto (equação 1, novamente reproduzida abaixo) e com os ajustes descritos anteriormente (periodicidade mensal ao invés de semanal, intervalo de análise entre 2003 e 2008, variável indicadora de prêmio de risco – EMBI *Latin America* – desconsiderada e variável de pressões inflacionárias globais em 1ª diferença), foram obtidos os resultados mostrados na Tabela 2.

$$\Delta r_t^p = \alpha + \beta FF_t + \gamma \Delta r_{t-1}^p + \delta r_{t-1}^p + \sum \theta_j x_{jt} + \varepsilon_t$$

Tabela 2 – Modelo original (variável dependente em diferenças -  $\Delta$  Juros Brasil). Período de análise 2003 a 2008.

Variável	Coeficiente	Valor
Constante	$\alpha$	0,898 [4,066]***
FF_POLICY(-1)	$\beta$	-0,097 [-3,039]***
$\Delta$ (POL_RATE(-1))	$\gamma$	0,589 [6,383]***
POL_RATE(-1)	$\delta$	-0,024 [-1,733]*
INF_YOY_L	$\theta_1$	-0,046 [-1,998]**
EXP_DEV_AN(-1)	$\theta_2$	-0,324 [-1,661]
$\Delta$ TIPS_EXP_INF(-1)	$\theta_4$	0,000 [0,006]
Observações		70
R <sup>2</sup> ajustado		0,606
Estatística F		18,666
Durbin-Watson		2,245

Notas: Dados trabalhados pelo autor.

\*, \*\* e \*\*\* referem-se a significâncias de 10%, 5% e 1%, respectivamente (estatística t).

Tanto o coeficiente da taxa de juros doméstica  $\delta$  (defasada de 1 período) quanto o da variação defasada dos juros  $\gamma$  (ambas referentes ao Brasil) tiveram significância estatística, porém em diferentes níveis.

O coeficiente  $\delta$  da taxa de juros, além de ter significância somente a 10%, tem sinal negativo, indicando que maiores níveis de juros em determinado período são seguidos de um menor aumento ou mesmo pela diminuição deste nível em períodos posteriores.

Já o coeficiente  $\gamma$  da sua variação tem forte significância (1%), além de ter muito mais peso na explicação da variável dependente (diferença de mais de 20 vezes).

A variação dos juros, como poderá ser visto mais adiante, inclusive continua fortemente relevante em praticamente todas as regressões seguintes, demonstrando a sua importância quando da explicação da movimentação das taxas de juros.

A expectativa de desvalorização da moeda (EXP\_DEV\_AN) mostrou-se não significativa, sugerindo que, no período considerado, o BCB não agiu de forma a manter o valor do Real frente ao Dólar.

O mesmo ocorreu com a variável que mede as pressões inflacionárias globais ( $\Delta$ TIPS\_EXP\_INF), também não significativa, ao contrário da inflação (INF\_YOY) que, sendo considerada em nível nesta análise inicial (apesar de ser estacionária somente se considerarmos uma significância de 15%), aparentemente comportou-se no sentido contrário ao da variação dos juros brasileiros.

Porém, o resultado que mais contraria a intuição é o coeficiente  $\beta$  associado à taxa de juros americana, pois, apesar de ele ter sido considerado significativo, esperava-se um sinal positivo.

O valor de -0,097, porém, indica que, entre 2003 e 2008, um maior nível nos juros americanos foi acompanhado de um menor aumento ou mesmo pela diminuição nos juros brasileiros e o contrário sendo válido também.

A própria correlação entre as séries das taxas do *Federal Funds* e a variação dos juros locais é negativa (-5,9%) e isso pode ser visto também no Gráfico 1 (Apêndice C), no qual é possível perceber de forma mais clara o comportamento descrito entre estas duas variáveis entre 2003 e 2008.

## 4.2 Modelos alternativos

Como a variável TIPS\_EXP\_INF, que mede as pressões inflacionárias globais, não foi considerada significativa no caso brasileiro e também pelo fato de ela ser o único limitante quanto à análise de um período estendido (desde 2000 ao invés de 2003), optou-se por desconsiderá-la nos modelos a seguir, todos adaptações daquele originalmente analisado.

Além disso, foi incluído um termo indicativo do prêmio de risco para testar sua significância e assim entender sua influência sobre a política monetária brasileira, o EMBI *Global* (como mencionado anteriormente, a versão para a América Latina não foi utilizada por não estar disponível publicamente), adicionado ao modelo não em nível, mas em primeira diferença devido a questões de estacionariedade da variável, conforme indicado na seção de metodologia de análise.

Desse modo, temos o seguinte modelo (equação 2) e os resultados seguem na Tabela 3.

$$\Delta r_t^p = \alpha + \beta FF_t + \gamma \Delta r_{t-1}^p + \delta r_{t-1}^p + \theta_1 INF\_YOY + \theta_2 EXP\_DEV\_AN_{-1} + \theta_3 \Delta EMBI\_GLOBAL(-1) + \varepsilon_t \quad (2)$$

O coeficiente  $\delta$  da taxa de juros passa a não ser significativo e um ponto de destaque é o próprio EMBI Global, também não significativo, sugerindo que, no período analisado, o risco global não exerceu influência sobre a política de juros brasileira.

Conforme podemos ver no Gráfico 2 (Apêndice C), o BCB na realidade agiu no sentido contrário ao movimento percebido de risco: mesmo com os picos de Fevereiro a Abril de 2003 e de Maio a Agosto de 2005, quando os juros alcançaram, respectivamente 26,5% e 19,75%, no cômputo geral do período, houve queda do indicador de 19% para 13,75%, com mínima de 11,25%, ainda que o EMBI Global tenha saltado de 171,13 pontos para 389,41 pontos.

**Tabela 3 – Modelo com inclusão de prêmio de risco e sem pressão inflacionária (variável dependente em diferenças -  $\Delta$  Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008.**

Variável	Coeficiente	Valor
Constante	$\alpha$	0,759 [3,717]***
FF_POLICY(-1)	$\beta$	-0,060 [-1,824]*
$\Delta$ (POL_RATE(-1))	$\gamma$	0,576 [6,124]***
POL_RATE(-1)	$\delta$	-0,026 [-1,372]
INF_YOY_L	$\theta_1$	-0,021 [-0,649]
EXP_DEV_AN(-1)	$\theta_2$	-0,160 [-0,913]
$\Delta$ EMBI_GLOBAL(-1)	$\theta_3$	0,002 [-0,404]
Observações		106
R <sup>2</sup> ajustado		0,352
Estatística F		10,513
Durbin-Watson		2,404

**Notas: Dados trabalhados pelo autor.**

\*, \*\* e \*\*\* referem-se a significâncias de 10%, 5% e 1%, respectivamente (estatística t).

O momento em que a tendência de queda dos juros acentuou-se foi o do 2º mandato do presidente Lula (2007 a 2010), quando, com o objetivo de promover o crescimento do país, houve a abdicação a uma política monetária mais rígida.

Neste modelo, porém, o R<sup>2</sup> ajustado teve uma diminuição em relação à regressão anterior, indo de 0,606 para 0,352, e outras análises foram feitas e são apresentadas em seqüência.

#### 4.2.1 Juros EUA em diferenças

O modelo proposto de início (equação 1) tem por objetivo explicar a variação da taxa de juros de um determinado país a partir, entre outros parâmetros, do nível dos juros nos EUA.

Porém, para entender melhor o impacto das ações do Fed na política monetária brasileira, optou-se por fazer testes com os juros de ambos os países na “mesma base”, ou seja, avaliando-os ao mesmo tempo em nível ou tentando entender o quanto da variação na política americana é repassado para a variação no Brasil.

A primeira análise focou então no impacto da variação da taxa de juros dos EUA na contrapartida brasileira, conforme indicado na equação 3 (vide termo relativo ao coeficiente  $\beta$ ):

$$\Delta r_t^p = \alpha + \varphi \Delta FF_t + \gamma \Delta r_{t-1}^p + \delta r_{t-1}^p + \theta_1 \text{INF\_YOY} + \theta_2 \text{EXP\_DEV\_AN}(-1) + \theta_3 \Delta \text{EMBI\_GLOBAL}(-1) + \varepsilon_t \quad (3)$$

**Tabela 4 - Modelo com juros EUA em diferenças (variável dependente em diferenças –  $\Delta$  Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008.**

Variável	Coeficiente	Valor
Constante	$\alpha$	0,298 [0,996]
$\Delta FF\_POLICY(-1)$	$\varphi$	-0,434 [-1,718]*
$\Delta(POL\_RATE(-1))$	$\gamma$	0,583 [6,397]***
$POL\_RATE(-1)$	$\delta$	-0,016 [-0,740]
$INF\_YOY\_L$	$\theta_1$	-0,010 [-0,392]
$EXP\_DEV\_AN(-1)$	$\theta_2$	-0,140 [-0,862]
$\Delta \text{EMBI\_GLOBAL}(-1)$	$\theta_3$	0,001 [0,224]
Observações		106
R <sup>2</sup> ajustado		0,360
Estatística F		10,832
Durbin-Watson		2,367

**Notas: Dados trabalhados pelo autor.**

\*, \*\* e \*\*\* referem-se a significâncias de 10%, 5% e 1%, respectivamente (estatística t).

Comparando os resultados assim obtidos com aqueles do modelo anterior (tabelas 4 e 3, respectivamente), podemos ver que houve pequenas melhorias com esta

configuração, sendo que o  $R^2$  ajustado inclusive teve um aumento, porém bem discreto (de 0,352 para 0,360).

Além disso, a variação dos juros americanos evidenciada pelo coeficiente  $\varphi$  mostrou-se significativa (apesar de fracamente, a 10%) e, assim como quando consideramos a variável em nível, também ficou com sinal negativo, indicando novamente que a variação positiva nos juros pelo Fed tendeu a ser acompanhada no Brasil por um menor aumento ou mesmo pela diminuição nos juros domésticos (o contrário sendo válido também) no período de análise.

Utilizando esta mesma configuração, foi feito um teste substituindo a inflação em nível pela sua variação (equação 4), de modo a verificar a possibilidade de, nesta última forma, haver significância estatística para a influência da inflação sobre a taxa de juros.

$$\Delta r_t^p = \alpha + \varphi \Delta FF_t + \gamma \Delta r_{t-1}^p + \delta r_{t-1}^p + \theta_5 \Delta INF\_YOY + \theta_2 EXP\_DEV\_AN(-1) + \theta_3 \Delta EMBI\_GLOBAL(-1) + \varepsilon_t \quad (4)$$

Na Tabela 5, temos os resultados e, como é possível ver, a variação da inflação é significativa a 10% (coeficiente  $\theta_5$ ), além de ter sinal positivo como seria de se esperar, pois, com o crescimento da inflação, a tendência é haver um aumento na taxa de juros, por exemplo.

A expectativa de depreciação da moeda continua não sendo relevante, evidenciando o fato de que, no período de estudo, ela não exerceu papel fundamental quanto a influenciar a política monetária brasileira.

**Tabela 5 - Modelo com juros EUA e inflação Brasil em diferenças (variável dependente em diferenças – Δ Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008.**

Variável	Coeficiente	Valor
Constante	$\alpha$	0,442 [1,310]
$\Delta FF\_POLICY(-1)$	$\varphi$	-0,271 [-1,414]
$\Delta(POL\_RATE(-1))$	$\gamma$	0,458 [3,348]***
$POL\_RATE(-1)$	$\delta$	-0,028 [-1,357]
$EXP\_DEV\_AN(-1)$	$\theta_2$	-0,023 [-0,165]
$\Delta EMBI\_GLOBAL(-1)$	$\theta_3$	0,000 [0,051]
$\Delta INF\_YOY\_L$	$\theta_5$	0,298 [1,742]*
Observações		106
R <sup>2</sup> ajustado		0,421
Estatística F		13,718
Durbin-Watson		2,103

Notas: Dados trabalhados pelo autor.

\*, \*\* e \*\*\* referem-se a significâncias de 10%, 5% e 1%, respectivamente (estatística t).

#### 4.2.2 Juros EUA e Brasil em nível

A análise seguinte teve uma mudança de foco, com o estudo da influência da política monetária americana no nível, e não mais na variação dos juros no Brasil.

Assim, ambas as variáveis foram consideradas em nível, conforme a equação 5 abaixo:

$$r_t^p = \alpha + \beta FF_t + \gamma \Delta r_{t-1}^p + \delta r_{t-1}^p + \theta_1 INF\_YOY + \theta_2 EXP\_DEV\_AN(-1) + \theta_3 \Delta EMBI\_GLOBAL(-1) + \varepsilon_t \quad (5)$$

Os resultados podem ser vistos na Tabela 6, onde podemos notar que, apesar de ter havido algumas diferenças importantes, a maioria dos coeficientes não teve alteração em relação aos do modelo com juros em diferenças mais próximo do



originalmente proposto pro EDWARDS (2015) (Tabela 3), incluindo o coeficiente  $\beta$ , relativo à influência dos juros americanos, que continuou significativo.

A primeira diferença refere-se ao coeficiente  $\delta$  da taxa de juros defasada de um período que, como seria de se esperar ao se considerar a variável dependente em nível, ficou bastante próxima de 1 e com sinal positivo.

Além disso, pelo mesmo motivo, o  $R^2$  ajustado passou de 0,3520 para 0,977, de modo que, sendo a taxa de juros brasileira uma série estacionária, a melhor forma de analisar os fatores que a influenciaram no período entre os anos 2000 e 2008 seria justamente considerando-a como uma variável independente em nível.

**Tabela 6 - Modelo com juros Brasil e EUA em nível (variável dependente em nível – Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008.**

Variável	Coeficiente	Valor
Constante	$\alpha$	0,759 [3,717]***
FF_POLICY(-1)	$\beta$	-0,060 [-1,824]*
$\Delta$ (POL_RATE(-1))	$\gamma$	0,576 [6,124]***
POL_RATE(-1)	$\delta$	0,974 [51,941]***
INF_YOY_L	$\theta_1$	-0,208 [-0,649]
EXP_DEV_AN(-1)	$\theta_2$	-0,160 [-0,913]
$\Delta$ EMBI_GLOBAL(-1)	$\theta_3$	0,002 [0,404]
Observações		106
$R^2$ ajustado		0,977
Estatística F		747,299
Durbin-Watson		2,404

Notas: Dados trabalhados pelo autor.

\*, \*\* e \*\*\* referem-se a significâncias de 10%, 5% e 1%, respectivamente (estatística t).

Quanto à questão da estacionariedade, o teste de Dickey-Fuller aumentado aplicado à série de juros do Brasil revela estacionariedade com nível de significância de 5%, conforme pode ser visto na Tabela 14 (Apêndice A) e já mencionado na seção 3.

Deste modo, podemos então considerar as análises com a variável dependente em nível, o que não era viável no caso dos países estudados por Edwards (2015) (Chile, México e Colômbia) para os quais, segundo ele, não era possível rejeitar a hipótese nula de que as séries de taxas de juros tinham raízes unitárias, diferentemente da série para os juros brasileiros.

Como descrito na seção anterior, aqui também foi feito o teste substituindo a inflação em nível pela sua variação (Tabela 7), conforme indicado na equação 6:

$$r_t^p = \alpha + \beta FF_t + \gamma \Delta r_{t-1}^p + \delta r_{t-1}^p + \theta_5 \Delta INF\_YOY + \theta_2 EXP\_DEV\_AN(-1) + \theta_3 \Delta EMBI\_GLOBAL(-1) + \varepsilon_t \quad (6)$$

**Tabela 7 - Modelo com juros EUA e inflação Brasil em nível (variável dependente em nível – Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008.**

Variável	Coeficiente	Valor
Constante	$\alpha$	0,863 [2,813]***
FF_POLICY(-1)	$\beta$	-0,051 [-1,732]*
$\Delta(POL\_RATE(-1))$	$\gamma$	0,442 [2,990]***
POL_RATE(-1)	$\delta$	0,958 [54,361]***
EXP_DEV_AN(-1)	$\theta_2$	-0,034 [-0,215]
$\Delta EMBI\_GLOBAL(-1)$	$\theta_3$	0,001 [0,217]
$\Delta INF\_YOY\_L$	$\theta_5$	0,325 [1,937]*
Observações		106
R <sup>2</sup> ajustado		0,980
Estatística F		847,002
Durbin-Watson		2,117

Notas: Dados trabalhados pelo autor.

\*, \*\* e \*\*\* referem-se a significâncias de 10%, 5% e 1%, respectivamente (estatística t).

Os coeficientes  $\theta_2$  da expectativa de depreciação da moeda e  $\theta_3$  do prêmio de risco global em diferenças continuam a não ser significativos, ao passo que os demais, incluindo o da variação da inflação, o são a 10% ou a 1%.

Além disso, houve um leve aumento no R<sup>2</sup> ajustado (de 0,977 para 0,980) e, sendo assim, esta variável foi incorporada e as regressões posteriores passaram a ter esta configuração como base, conforme apresentado a seguir.

#### 4.2.3 Adição de dummy de Crise

Com o intuito de entender o impacto das diferentes crises que ocorreram de 2000 a 2008 e assim testar o nível de independência da política monetária brasileira nesses diferentes momentos, introduziu-se uma variável dummy (equação 7) para os seguintes eventos (foi considerado o mês em que ocorreu o evento ou, no caso da primeira eleição do ex-presidente Lula, o mês no qual o risco Brasil medido pelo EMBI Brasil atingiu o pico no período considerado):

- a) Estouro bolha Nasdaq (Março/2000)
- b) Ataque terrorista 11/09 (Setembro/2001)
- c) Eleição Lula (Setembro/2002)
- d) Bolha Subprime – quebra Lehman-Brothers (Setembro/2008)

$$r_t^p = \alpha + \beta FF_t + \gamma \Delta r_{t-1}^p + \delta r_{t-1}^p + \theta_5 \Delta INF\_YOY + \theta_2 EXP\_DEV\_AN(-1) + \theta_3 \Delta EMBI\_GLOBAL(-1) + \theta_6 CRISE(-1) + \varepsilon_t \quad (7)$$

A Tabela 8 apresenta o resultado da regressão, com o R<sup>2</sup> ajustado mantendo-se praticamente o mesmo, ainda que com a adição de mais uma variável.

Interessante observar que o coeficiente da dummy de crise não foi considerado significativo, mesmo com os 4 eventos mencionados acima que, teoricamente, deveriam ter impactado a política monetária brasileira no período considerado.

O Gráfico 3 (Apêndice C) mostra o histórico da taxa de juros no Brasil e a inflação entre 2000 e 2008, no qual é possível visualizar com mais clareza os momentos em que ocorreram as crises: conforme já mencionado, no cômputo geral do período, houve um movimento de queda nos juros e o único momento em que um dos eventos trouxe consequências diretas e imediatas foi durante a eleição presidencial de 2002, quando, devido às incertezas quanto à condução da política econômica do

candidato líder nas pesquisas (Lula), mesmo a elevação de 3 pontos percentuais na taxa básica de juros (de 18% para 21%) não foi suficiente para conter a inflação.

**Tabela 8 - Modelo com adição de dummy de crise (variável dependente em nível – Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008.**

Variável	Coeficiente	Valor
Constante	$\alpha$	0,867 [2,946]***
FF_POLICY(-1)	$\beta$	-0,053 [-1,796]*
$\Delta$ (POL_RATE(-1))	$\gamma$	0,429 [2,907]***
POL_RATE(-1)	$\delta$	0,955 [56,251]***
EXP_DEV_AN(-1)	$\theta_2$	-0,002 [-0,012]
$\Delta$ EMBI_GLOBAL(-1)	$\theta_3$	0,004 [1,732]
$\Delta$ INF_YOY_L	$\theta_5$	0,336 [1,963]*
CRISE(-1)	$\theta_6$	0,852 [1,302]
Observações		106
R <sup>2</sup> ajustado		0,981
Estatística F		795,651
Durbin-Watson		2,185

Notas: Dados trabalhados pelo autor.

\*, \*\* e \*\*\* referem-se a significâncias de 10%, 5% e 1%, respectivamente (estatística t).

O estouro da bolha Nasdaq, por sua vez, e o ataque terrorista de 11/09 não foram suficientes para alterar a tendência de manutenção/queda dos juros em relação aos meses anteriores, comportamentos associados à tendência de queda da inflação, principalmente antes do final de 2001.

Para o estouro da bolha suprime, particularmente no intervalo de tempo considerado (até o final de 2008), não foi possível notar também uma influência na taxa de juros brasileira quando do evento em si.

#### 4.2.4 Adição de expectativa de inflação

Um último teste foi realizado para verificar a influência da expectativa de inflação, considerada tanto em nível quanto em diferenças (equações 8 e 9, respectivamente).

$$r_t^p = \alpha + \beta FF_t + \gamma \Delta r_{t-1}^p + \delta r_{t-1}^p + \theta_5 \Delta INF\_YOY + \theta_7 EXP\_INF\_YOY + \theta_2 EXP\_DEV\_AN(-1) + \theta_3 \Delta EMBI\_GLOBAL(-1) + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$r_t^p = \alpha + \beta FF_t + \gamma \Delta r_{t-1}^p + \delta r_{t-1}^p + \theta_5 \Delta INF\_YOY + \theta_8 \Delta EXP\_INF\_YOY + \theta_2 EXP\_DEV\_AN(-1) + \theta_3 \Delta EMBI\_GLOBAL(-1) + \varepsilon_t \quad (9)$$

Em ambos os casos os resultados são similares e, nas colunas A e B da Tabela 9, temos os coeficientes das 2 regressões já desconsiderando a dummy de crise.

Com a expectativa de inflação considerada em nível, seu coeficiente ( $\theta_7$ ) não é significativo, situação acompanhada pelos juros americanos (coeficiente  $\beta$ ) e dos demais coeficientes relacionados a movimentações externas (expectativa de desvalorização da moeda e prêmio de risco).

Porém, quando avaliada em diferenças, a expectativa de inflação tem seu coeficiente altamente significativo ( $\theta_8$  a 1%) e há também um aumento na significância do coeficiente relativo aos juros americanos (5%) em relação às análises anteriores.

As diferentes ordens de grandeza entre os coeficientes dos juros americanos e da expectativa de inflação em diferenças (coeficiente deste último mais de 3 vezes maior que o do anterior), no entanto, deixam clara a ideia de que, no período estudado, a política monetária brasileira pode ser considerada relativamente independente das movimentações ocorridas nas taxas do Fed, além do panorama global em geral, visto que os demais coeficientes relacionados a eventos externos (expectativa de depreciação da moeda e EMBI Global) também não são significativos.

**Tabela 9 - Modelos com adição de expectativa de inflação em diferenças e em nível (variável dependente em nível – Juros Brasil). Período de análise 2000 a 2008.**

Variável	Coefficiente	A Equação 8	B Equação 9
Constante	$\alpha$	0,793 [2,022]**	0,881 [2,740]***
FF_POLICY(-1)	$\beta$	-0,053 [-1,218]	-0,093 [-2,311]**
$\Delta$ (POL_RATE(-1))	$\gamma$	0,346 [1,778]*	0,332 [1,385]
POL_RATE(-1)	$\delta$	0,923 [36,442]***	0,961 [54,343]***
EXP_DEV_AN(-1)	$\theta_2$	-0,061 [-0,620]	-0,272 [-1,646]
$\Delta$ EMBI_GLOBAL(-1)	$\theta_3$	0,001 [0,126]	0,001 [0,290]
$\Delta$ INF_YOY_L	$\theta_5$	0,261 [1,737]*	0,275 [1,771]*
EXP_INF_YOY_L	$\theta_7$	0,113 [1,599]	
$\Delta$ EXP_INF_YOY_L	$\theta_8$		0,324 [2,768]***
Observações		89	88
R <sup>2</sup> ajustado		0,983	0,984
Estatística F		715,663	777,287
Durbin-Watson		2,017	2,209

Notas: Dados trabalhados pelo autor.

\*, \*\* e \*\*\* referem-se a significâncias de 10%, 5% e 1%, respectivamente (estatística t).

## 5 CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

As análises apresentadas neste trabalho indicam que, diferentemente do que ocorreu em outros países com economias de características similares (EDWARDS, 2015), no período entre 2000 e 2008, o Brasil conseguiu manter sua política monetária relativamente independente da oscilação dos juros americanos.

Através do uso de modelos em diferenças e em nível para avaliar a influência de diferentes variáveis nos juros brasileiros, foi possível inferir que, quanto ao impacto da taxa de juros definida pelo Fed, mesmo quando sua influência mostrou-se significativa nos modelos estudados, o movimento da taxa de juros no Brasil foi contrário ao que seria esperado de uma economia mais dependente das ações na política monetária americana.

Além disso, o coeficiente da variável relativa aos juros americanos, quando comparado aos das variáveis que refletem condições domésticas (como inflação, sua expectativa e a própria taxa de juros brasileira), é baixo, reforçando a ideia de que a economia nacional foi mais dependente do cenário interno do que de flutuações da política monetária dos EUA no período entre 2000 e 2008.

É importante salientar que as pressões inflacionárias globais já foram descartadas para o cenário econômico brasileiro logo de início no estudo (mostraram-se não significativas) e que a variável relativa ao risco global (*EMBI Global*, considerada em diferenças nos modelos analisados) deixa claro igualmente o entendimento acima, pois também não apresentou significância em nenhum dos modelos avaliados.

Por fim, a análise dos momentos de crise no período revela ainda que o único incidente que, por consequência, levou a alguma movimentação mais intensa nos juros brasileiros foi um evento de origem totalmente nacional (eleição de 2002), corroborando mais uma vez a ideia do maior impacto das ações e condições domésticas na condução da política monetária nacional entre 2000 e 2008.

Apesar de demandar estudos mais aprofundados para o caso brasileiro, Frankel (2004) e outras pesquisas mencionadas neste trabalho sugerem que o fim do regime de câmbio fixo em 1999 pode ter sido um fator que auxiliou as autoridades monetárias a conseguirem desenvolver um trabalho voltado mais para as

necessidades e especificidades do Brasil no período estudado, mesmo tendo que ter adotado a flutuação suja em alguns momentos (SOUZA; HOFF, 2006).

Assim, os resultados aqui expostos contribuem na compreensão do modo como o BCB atuou na política de juros em face dos eventos internos e externos que impactaram a economia nacional até o advento da crise do *subprime* de 2008, dando fortes indicativos de que, no período de estudo, a conjuntura nacional permitiu uma maior autonomia em relação às movimentações dos juros americanos.

### **5.1 Limitações deste trabalho e sugestões para pesquisas futuras**

O uso de dados com periodicidade semanal (ao invés de mensal), do mesmo modo como foi feito em EDWARDS (2015), possivelmente permitiria analisar com mais detalhes o papel e influência das pressões inflacionárias globais, uma vez que, mesmo as informações estando disponíveis publicamente só a partir de 2003, os modelos avaliados teriam observações suficientes para obtermos resultados significativos e robustos nas regressões.

Outra limitação, que pode ser objeto inclusive de estudos futuros, é a dificuldade em se quantificar o quanto da independência que a política monetária brasileira teve entre 2000 e 2008 adveio da credibilidade da autoridade monetária nacional no período.

A mensuração dessa credibilidade e inclusão dela nos modelos analisados neste trabalho permitiria entender o quanto a transmissão das ações do Fed foram amortecidas pela confiança nas ações do próprio BCB.

Porém, justamente a mensuração deste índice é dificultada pelo fato de não haver um modo consolidado na literatura para se fazer esse cálculo, visto que os principais indicadores existentes (Alesina-Summers, Cukierman-Webb-Neyapti e Grilli-Masciandaro-Tabellini) são ainda objeto de discussões devido aos componentes subjetivos que possuem (DE MENDONÇA, 2001).

Uma outra possibilidade de estudo futuro, seria verificar a influência do grau de mobilidade de capital na transmissão das movimentações das taxas do Fed para a economia brasileira.

Além disso, poderia-se avaliar com mais profundidade o cenário macroeconômico entre 2000 e 2008 e compará-lo com o atual, de modo a entender o que



possivelmente pode ser feito para que o Brasil consiga amortecer o impacto da iminente subida dos juros americanos.

## 6 BIBLIOGRAFIA

AKIN, Ç.; KOSE, M. A. Changing nature of North–South linkages: Stylized facts and explanations. *Journal of Asian Economics*, v. 19, n. 1, p. 1-28, Fev. 2008.

CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. *National Bureau of Economic Research*, Working Paper, n. 7993, Nov. 2000.

CANOVA, F. The transmission of US shocks to Latin America. *Journal of Applied econometrics*, v. 20, n. 2, p. 229-251, 2005.

DE MENDONÇA, H. F. A mensuração do grau de independência do Banco Central: uma análise de suas fragilidades. *Análise Econômica*, v. 19, n. 36, 2001.

DE SOUZA, F.; HOFF, C. R. O regime cambial brasileiro: 7 anos de flutuação. *Texto Rede Mercosul*, 2006.

DI GIOVANNI, J. ; SHAMBAUGH, J. C. The impact of foreign interest rates on the economy: The role of the exchange rate regime. *Journal of International Economics*, v. 74, n. 2, p. 341-361, 2008.

EDWARDS, S.; KHAN, M. Interest Rate Determination in Developing Countries: A Conceptual Framework. *Staff Papers (International Monetary Fund)*, v. 32, n.3, p. 377-403, Set. 1985.

EDWARDS, S. *The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited*. National Bureau of Economic Research, Abr. 2006.

EDWARDS, S. The Federal Reserve, the Emerging Markets, and Capital Controls: A High-Frequency Empirical Investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, v. 44, n. s2, p. 151-184, Dez. 2012.

EHRMANN, M.; FRATZSCHER, M. Global financial transmission of monetary policy shocks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 71, n. 6, p. 739-759, Dez. 2009.

FRANKEL, J. Experience of and Lessons from Exchange Rate Regime in Emerging Economies. *Monetary and Financial Integration in East Asia: The Way Ahead*, v. 2, p. 91-138, 2004.

FRANKEL, J.; SCHMUKLER, S. L.; SERVEN, L. Global transmission of interest rates: monetary independence and currency regime. *Journal of International Money and Finance*, v. 23, n. 5, p. 701-733, 2004.

HELBLING, T. et al. Decoupling the train? Spillovers and cycles in the global economy. *World Economic Outlook*, p. 121-60, 2007.

KIM, S. International Transmission of US Monetary Policy Shocks: Evidence From VAR's. *Journal of Monetary Economics*, v. 48, n. 2, p. 339-372, Out. 2001.

MAĆKOWIAK, B. External shocks, US monetary policy and macroeconomic fluctuations in emerging markets. *Journal of Monetary Economics*, v. 54, n. 8, p. 2512-2520, Nov. 2007.

OBSTFELD, M.; TAYLOR, A. M. Globalization and capital markets. In: Globalization in historical perspective. *University of Chicago Press*, p. 121-188, Jan. 2003.

OBSTFELD, M.; SHAMBAUGH J.; TAYLOR A. M. The trilemma in history: tradeoffs among exchange rates, monetary policies, and capital mobility. *Review of Economics and Statistics*, v. 87, n. 3, p. 423-438, 2005.

Prates, D. O regime cambial brasileiro de 1999 a 2008. *CEPAL-IPEA*. Textos para Discussão CEPAL-IPEA, n. 12, 2010.

REY, H. Dilemma not trilemma: the global financial cycle and monetary policy independence. *National Bureau of Economic Research*, Mai. 2015.

TAYLOR, J. B. Globalization and monetary policy: Missions impossible. In: *International Dimensions of Monetary Policy*. University of Chicago Press, p. 609-624, Fev. 2010.

## APÊNDICE A

**Tabela 10 - Comparação dos juros brasileiros e americanos (%a.a.) por mandatos presidenciais no Brasil e variações no Chile e Colômbia (2000 a 2008)**

Período	Brasil			EUA			Chile	Colômbia
	Média	$\Delta\%^*$	Desvio Padrão	Média	$\Delta\%^*$	Desvio Padrão	$\Delta\%^*$	$\Delta\%^*$
2000 a 2002	18,18	32%	1,89	3,89	-77%	2,05	-43%	-56%
2003 a 2006	18,44	-48%	3,69	2,69	320%	1,64	91%	20%
2007 a 2008	12,26	6%	0,94	3,33	-95%	1,81	65%	23%
Período total	16,98	-28%	3,71	3,23	-95%	1,88	57%	-21%

Fonte: BCB e Fed.

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

\* - Variação percentual entre Janeiro do primeiro ano do período e Dezembro do último ano.

**Tabela 11 – Movimentações dos juros no Brasil e nos EUA (2000 a 2008)**

Período	Juros Brasil			Juros EUA		
	Subidas	Descidas	Total	Subidas	Descidas	Total
2000 a 2002	8	8	16	3	11	14
2003 a 2006	11	21	32	17	1	18
2007 a 2008	4	6	10	0	9	9
Período total	23	35	58	20	21	41

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

**Tabela 12 – Resumo dos resultados dos modelos com variável dependente em diferenças ( $\Delta$  Juros Brasil)**

Variável	Coeficiente	Equação 1	Equação 2	Equação 3	Equação 4
Constante	$\alpha$	0,898 [4,066]***	0,759 [3,717]***	0,298 [0,996]	0,442 [1,310]
FF_POLICY(-1)	$\beta$	-0,097 [-3,039]***	-0,060 [-1,824]*		
$\Delta$ FF_POLICY(-1)	$\varphi$			-0,434 [-1,718]*	-0,271 [-1,414]
$\Delta$ (POL_RATE(-1))	$\gamma$	0,589 [6,383]***	0,576 [6,124]***	0,583 [6,397]***	0,458 [3,348]***
POL_RATE(-1)	$\delta$	-0,024 [-1,733]*	-0,026 [-1,372]	-0,016 [-0,740]	-0,028 [-1,357]
INF_YOY_L	$\theta_1$	-0,046 [-1,998]**	-0,021 [-0,649]	-0,010 [-0,392]	
EXP_DEV_AN(-1)	$\theta_2$	-0,324 [-1,661]	-0,160 [-0,913]	-0,140 [-0,862]	-0,023 [-0,165]
$\Delta$ EMBI_GLOBAL(-1)	$\theta_3$		0,002 [-0,404]	0,001 [0,224]	0,000 [0,051]
$\Delta$ TIPS_EXP_INF(-1)	$\theta_4$	0,000 [0,006]			
$\Delta$ INF_YOY_L	$\theta_5$				0,298 [1,742]*
Observações		70	106	106	106
R <sup>2</sup> ajustado		0,606	0,352	0,360	0,421
Estatística F		18,666	10,513	10,832	13,718
Durbin-Watson		2,245	2,404	2,367	2,103

Notas: Dados trabalhados pelo autor.

\*, \*\* e \*\*\* referem-se a significâncias de 10%, 5% e 1%, respectivamente (estatística t).

Coluna A – período de análise entre 2003 a 2008.

Colunas B, C e D – período de análise entre 2000 a 2008.

Tabela 13 – Resumo dos modelos com variável dependente em nível (Juros Brasil)

Variável	Coeficiente	Equação 5	Equação 6	Equação 7	Equação 8	Equação 9
Constante	$\alpha$	0,759 [3,717]***	0,863 [2,813]***	0,867 [2,946]***	0,793 [2,022]**	0,881 [2,740]***
FF_POLICY(-1)	$\beta$	-0,060 [-1,824]*	-0,051 [-1,732]*	-0,053 [-1,796]*	-0,053 [-1,218]	-0,093 [-2,311]**
$\Delta$ (POL_RATE(-1))	$\gamma$	0,576 [6,124]***	0,442 [2,990]***	0,429 [2,907]***	0,346 [1,778]*	0,332 [1,385]
POL_RATE(-1)	$\delta$	0,974 [51,941]***	0,958 [54,361]***	0,955 [56,251]***	0,923 [36,442]***	0,961 [54,343]***
INF_YOY_L	$\theta_1$	-0,208 [-0,649]				
EXP_DEV_AN(-1)	$\theta_2$	-0,160 [-0,913]	-0,034 [-0,215]	-0,002 [-0,012]	-0,061 [-0,620]	-0,272 [-1,646]
$\Delta$ EMBI_GLOBAL(-1)	$\theta_3$	0,002 [0,404]	0,001 [0,217]	0,004 [1,732]	0,001 [0,126]	0,001 [0,290]
$\Delta$ INF_YOY_L	$\theta_5$		0,325 [1,937]*	0,336 [1,963]*	0,261 [1,737]*	0,275 [1,771]*
CRISE(-1)	$\theta_6$			0,852 [1,302]		
EXP_INF_YOY_L	$\theta_7$				0,113 [1,599]	
$\Delta$ EXP_INF_YOY_L	$\theta_8$					0,324 [2,768]***
Observações		106	106	106	89	88
R <sup>2</sup> ajustado		0,977	0,981	0,981	0,983	0,984
Estatística F		747,299	847,002	795,651	715,663	779,287
Durbin-Watson		2,404	2,117	2,185	2,017	2,209

Notas: Dados trabalhados pelo autor.

\*, \*\* e \*\*\* referem-se a significâncias de 10%, 5% e 1%, respectivamente (estatística t).

Período de análise entre 2000 a 2008.

Tabela 14 - Teste Dickey-Fuller Aumentado para a Série de Juros Brasil (2000 a 2008)

	Estatística t	Prob.
Estatística Teste Dickey-Fuller Aumentado	-3.549110	0.0394
Valores críticos do teste:		
Nível 1%	-4.047795	
Nível 5%	-3.453179	
Nível 10%	-3.152153	

Nota: Dados trabalhados pelo autor.

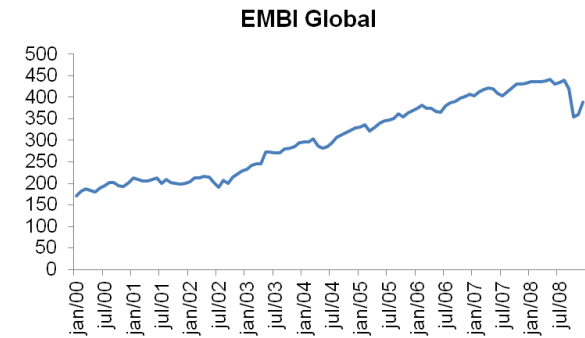
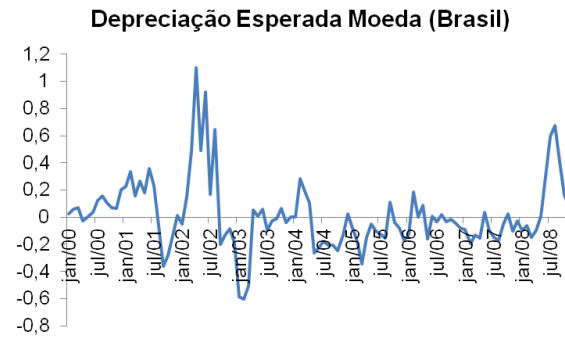
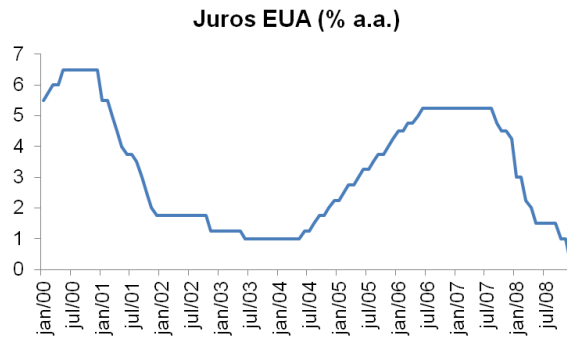
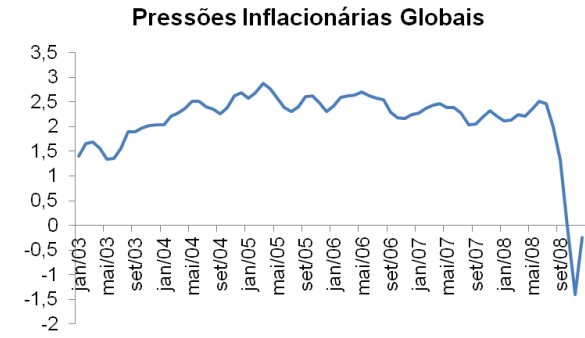
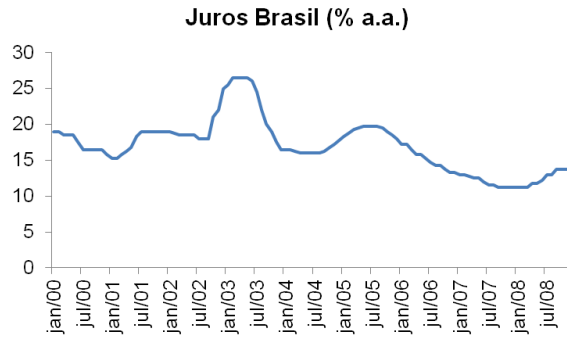
Tabela 15 – Resultados do teste Breusch-Godfrey para os modelos apresentados no trabalho

Variável	$\chi^2$	Rejeita H0
Equação 1	0,149	Não
Equação 2	0,000	Sim
Equação 3	0,001	Sim
Equação 4	0,327	Não
Equação 5	0,000	Sim
Equação 6	0,255	Não
Equação 7	0,074	Não
Equação 8	0,053	Não
Equação 9	0,843	Não

Notas: Dados trabalhados pelo autor.  
H0 = não há autocorrelação.

## APÊNDICE B

Figura 1 – Principais variáveis utilizadas nos modelos

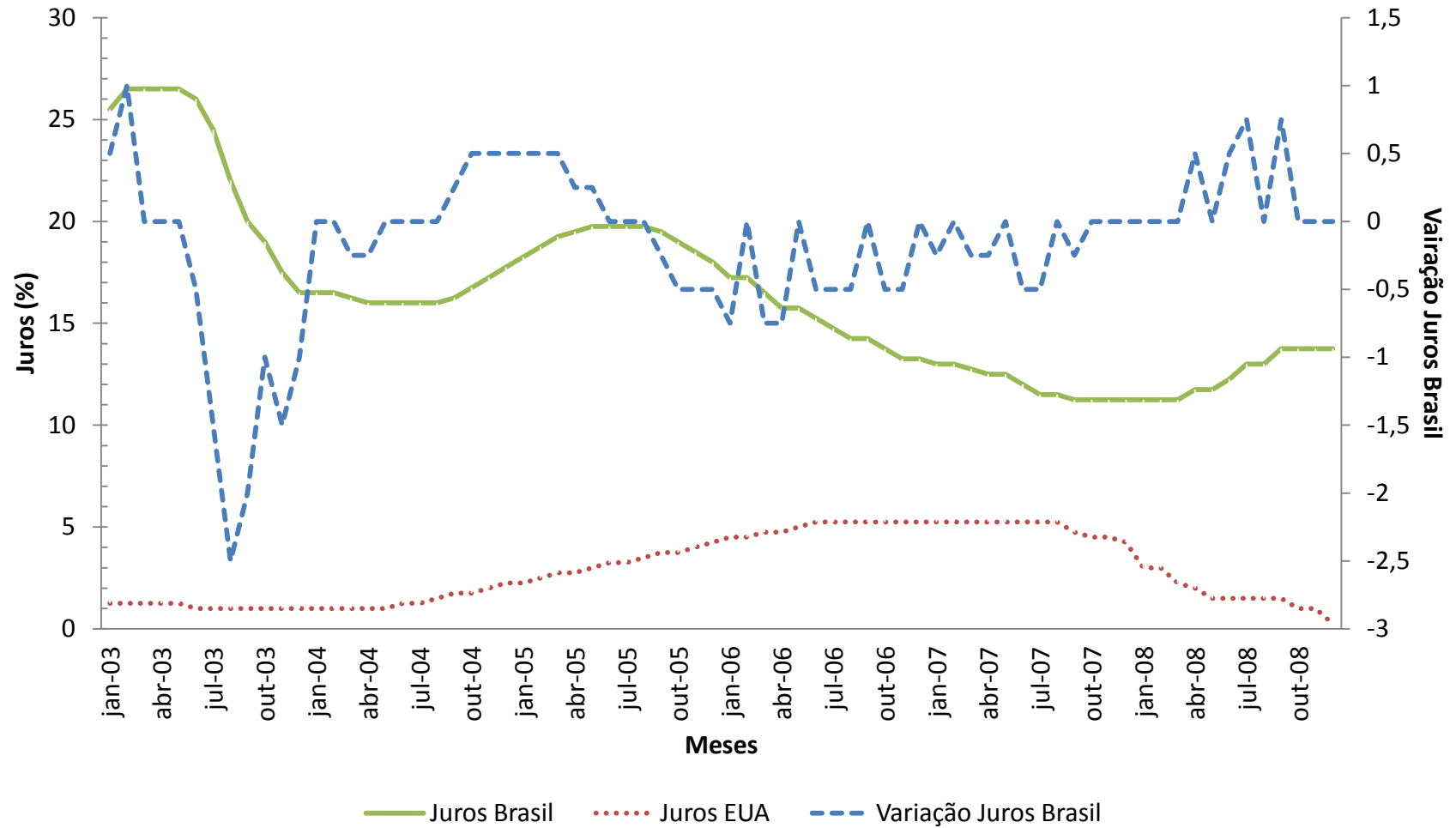


Fonte: BCB, Fed e Bloomberg.  
Nota: Dados trabalhados pelo autor.



## APÊNDICE C

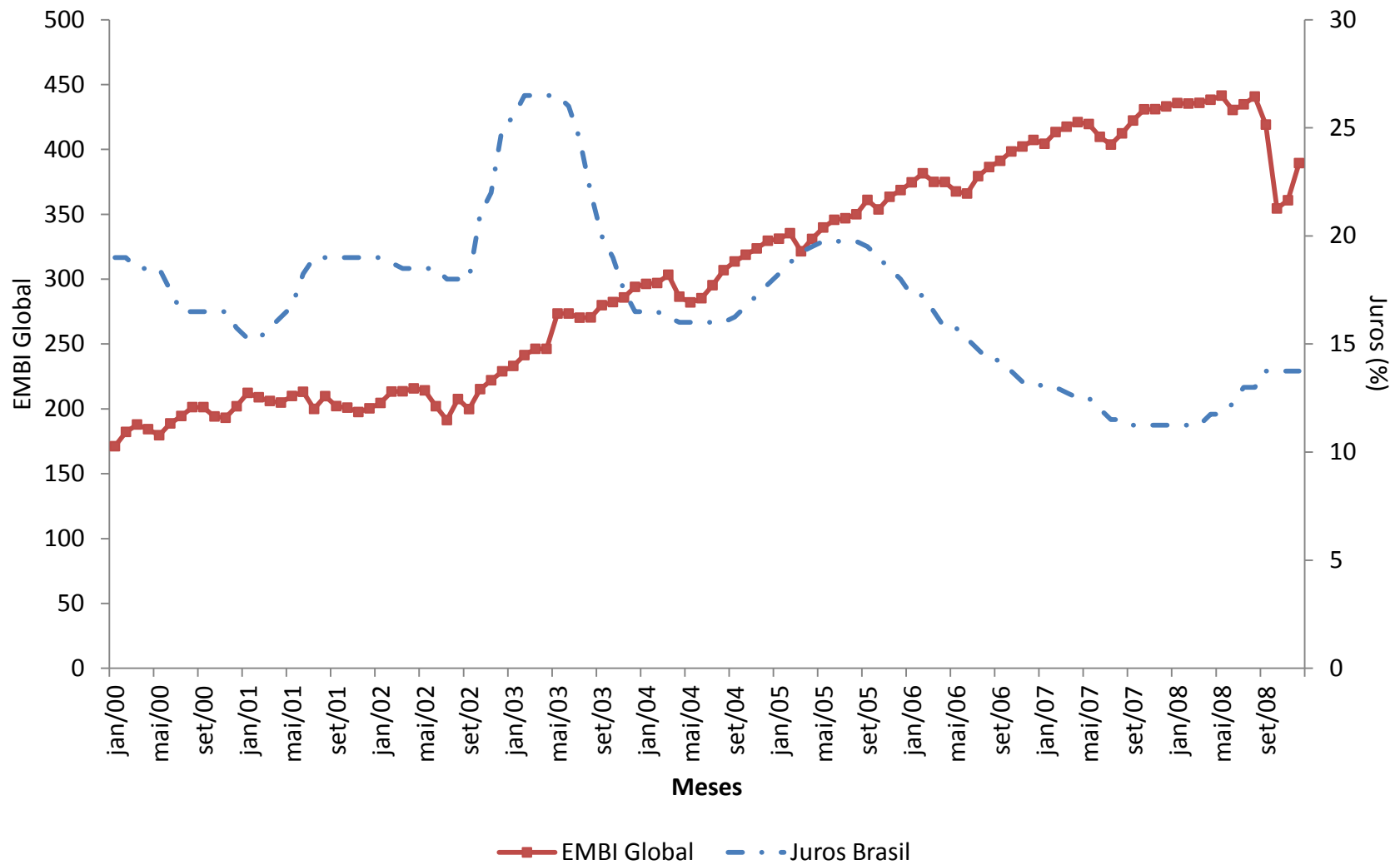
Gráfico 1 – Relação entre os juros Brasil, EUA e variação no Brasil (2003 a 2008)



Fonte: Fed e BCB.\*\*\*\*\*

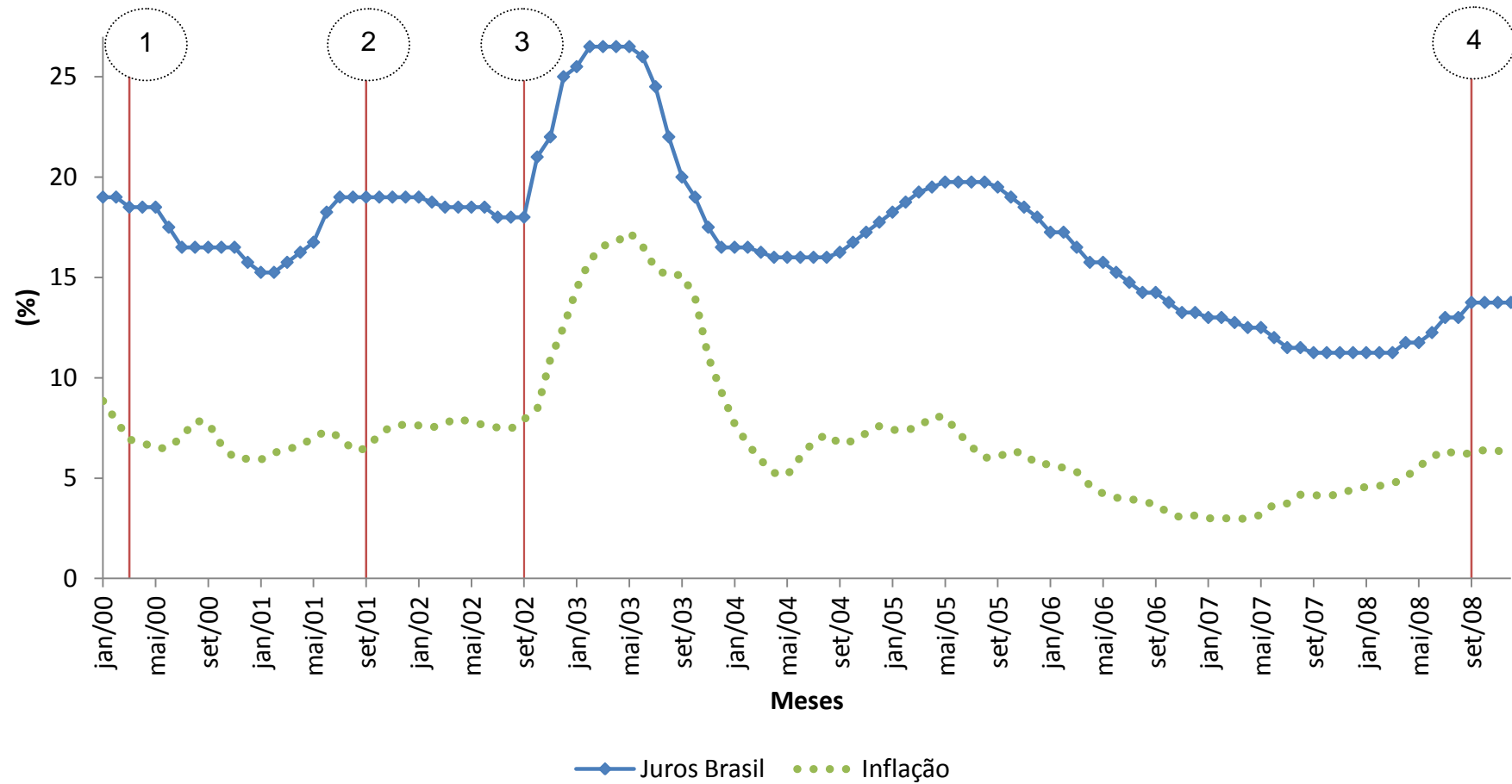
Nota: Dados trabalhados pelo autor.

Gráfico 2 – EMBI Global e taxa de juros Brasil (2000 a 2008)



Fonte: Elaboração própria (EMBI Global – Bloomberg; Juros Brasil - BCB).  
 Nota: Dados trabalhados pelo autor.

**Gráfico 3 - Histórico de Juros Brasil, Inflação e eventos de crise (2000 a 2008)**



Fonte: BCB.

Notas: Dados trabalhados pelo autor.

Evento 1 – Estouro bolha Nasdaq (Março/2000).

Evento 2 – Ataque terrorista 11/09 (Setembro/2001).

Evento 3 – Eleição Lula (Setembro/2002).

Evento 4 – quebra Lehman-Brothers (Setembro/2008).