

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (PPGE)  
DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

**MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA E  
NÍVEL DA TAXA DE JUROS NO BRASIL: EXISTE RELAÇÃO?**

RICARDO DE MENEZES BARBOZA

ORIENTADOR: Prof. Dr. Fernando J. Cardim de Carvalho  
CO-ORIENTADOR(A): Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Viviane Luporini

Rio de Janeiro  
Setembro de 2012

## FICHA CATALOGRÁFICA

B239 Barboza, Ricardo de Menezes.  
Mecanismos de Transmissão da Política Monetária e Nível da Taxa de Juros no Brasil: existe relação? / Ricardo de Menezes Barboza. -- Rio de Janeiro, 2012.  
64 f. ; 30 cm.

Orientador: Fernando José Cardim de Carvalho.

Coorientador: Viviane Luporini.

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

Bibliografia: f. 58-63

1. Política monetária. 2. Taxa de juros. 3. Macroeconomia.  
I. Carvalho, Fernando José Cardim de. II. Luporini, Viviane. III.  
Universidade Federal do Rio de Janeiro. Instituto de Economia. IV.  
Título.

RICARDO DE MENEZES BARBOZA

**MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA E  
NÍVEL DA TAXA DE JUROS NO BRASIL: EXISTE RELAÇÃO?**

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Mestre em Economia.

ORIENTADOR: Prof. Dr. Fernando J. Cardim de Carvalho  
CO-ORIENTADOR(A): Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Viviane Luporini

Rio de Janeiro  
Setembro de 2012

**MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA E  
NÍVEL DA TAXA DE JUROS NO BRASIL: EXISTE RELAÇÃO?**

RICARDO DE MENEZES BARBOZA  
DRE: 110002958

Dissertação de Mestrado apresentada à Banca Examinadora do Programa de Pós-Graduação em Economia (PPGE) do Instituto de Economia da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como parte dos requisitos necessários para a obtenção do grau de Mestre em Economia, sob a orientação do Prof. Dr. Fernando J. Cardim de Carvalho.

BANCA EXAMINADORA:

---

Presidente da Banca – Prof. Dr. Fernando José Cardim de Carvalho – UFRJ

---

Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Viviane Luporini – UFRJ

---

Prof. Dr. Antonio Luis Licha – UFRJ

---

Prof. Dra. Lavínia Barros de Castro – BNDES e IBMEC-RJ

Rio de Janeiro  
Setembro de 2012

*As opiniões expressas neste trabalho são da exclusiva responsabilidade do autor.*

## **AGRADECIMENTOS**

Aos Professores Fernando Cardim, Viviane Luporini e Antonio Licha, pela orientação e pela enorme ajuda prestada na elaboração desta dissertação.

Aos meus colegas Conrado Costa, Daniel Brum, Daniel Milan, Maurício Furtado e Rafael Feler, pelos mais ricos debates que já tive.

Aos Professores Alexandre Schwartsman, Caio Prates, Carlos Eduardo Young, Fabio Giambiagi, Fabio Sá Earp, Fabio Erber, Fabio Freitas, José Luis Oreiro, Lavinia Barros de Castro e Margarida Gutierrez pelas discussões, auxílios e sugestões de leitura.

Aos meus pais, Cíntia, João e Aparecida, pelo amor sem limites, e aos meus avós, Judith e Odilon, pelo referencial que eles são em minha vida.

*“A cauda chacoalha o cachorro. Ao mover delicadamente uma pequena cauda, [a autoridade monetária] chacoalha um cachorro enorme, a grande economia americana. Isto não é notável? [...] Porque a política monetária funciona? Como? É um mistério que não é plenamente compreendido nem pelos banqueiros centrais nem pelos economistas”.*

*(James Tobin, 2003).*

## Índice

<i>Introdução</i>	11
<i>Capítulo 1. Os Mecanismos de Transmissão da Política Monetária</i>	17
<i>Capítulo 2. Falhas nos Mecanismos de Transmissão da Política Monetária no Brasil</i>	21
<i>Capítulo 3. Falhas de Transmissão e Nível da Taxa de Juros no Brasil: uma análise teórica</i>	27
<i>Capítulo 4. Falhas de Transmissão e Nível da Taxa de Juros no Brasil: uma análise empírico-descritiva</i>	32
<i>Capítulo 5. Falhas de Transmissão e Nível da Taxa de Juros no Brasil: uma análise econométrica</i>	36
<i>Capítulo 6. Falhas de Transmissão e Poder da Política Monetária no Brasil: uma análise VAR</i>	48
<i>Conclusão</i>	57
<i>Referências Bibliográficas</i>	58
<i>Apêndice</i>	64



## **Resumo**

Os mecanismos de transmissão são os elos que conectam instrumento e objetivo da política monetária. No caso da economia brasileira, uma série de fatores tornam tais mecanismos parcialmente obstruídos. As falhas de transmissão decorrem das seguintes características: (i) significativa segmentação do mercado de crédito; (ii) expressiva participação de LFT's na composição da dívida pública federal; (iii) truncada estrutura a termo da taxa de juros; (iv) baixa penetração do crédito livre no processo de determinação da renda; (v) elevada participação de preços administrados na composição do índice oficial de inflação (IPCA). Sob o ponto de vista teórico, mecanismos de transmissão parcialmente obstruídos implicam na necessidade de uma taxa de juros mais elevada para a economia brasileira. Sob o ponto de vista empírico, no entanto, os resultados são inconclusivos. Por um lado, a estimação via OLS de uma curva IS sugere ser baixo o poder da política monetária no Brasil. Por outro, a estimação de um modelo via vetores autoregressivos (VAR) indica ser significativo o poder da política monetária na economia brasileira, embora bastante inferior ao caso da economia norte-americana.

**JEL Classification:** E40, E43, E52.

**Palavras Chave:** Mecanismos de Transmissão da Política Monetária, Taxa de Juros e Política Monetária.

## **Abstract**

The transmission mechanisms are the links that connect instrument and objective of monetary policy. In the case of the Brazilian economy, a number of factors make those mechanisms partially obstructed. The transmission failures arise from the following characteristics: (i) significant segmentation of the credit market; (ii) high participation of indexed bonds (LFT's) in the composition of federal debt; (iii) truncated interest rates term structure; (iv) low penetration of free credit in the income determination process; (v) increased share of administered prices in the consumer price index (IPCA). From a theoretical point of view, partially obstructed transmission mechanisms imply the need for a higher interest rate in the Brazilian economy. From an empirical point of view, however, the results are inconclusive. On one hand, the OLS estimation of an IS curve suggests a low power of monetary policy in Brazil. On the other, the VAR estimation indicates a significant power of monetary policy in the Brazilian economy, although much lower than the case of the U.S. economy.

**JEL Classification:** E40, E43, E52.

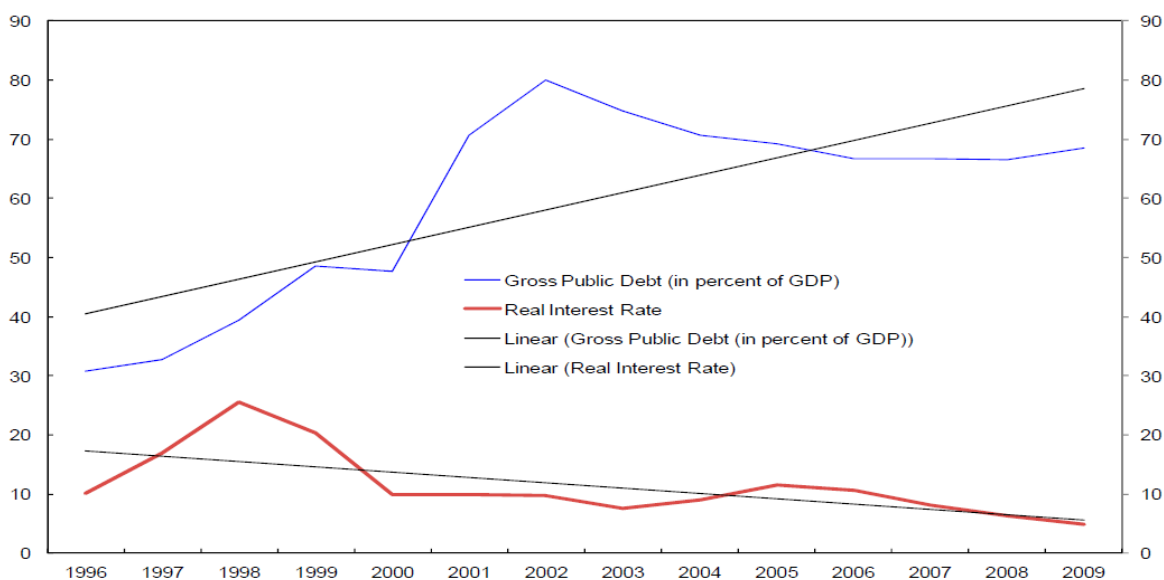
**Palavras Chave:** Monetary Transmission Mechanism, Interest Rate, Monetary Policy.

## Introdução

A taxa de juros no Brasil constitui uma anomalia em qualquer comparação internacional. Mas porque é tão alta a taxa de juros no Brasil?

Favero e Giavazzi (2002) argumentam que a taxa de juros é alta devido ao alto nível da dívida pública. Todavia, as evidências empíricas disponíveis não corroboram esta hipótese. Muinhos e Nakane (2006), por exemplo, não encontram evidência de uma relação positiva entre nível da dívida pública e taxa de juros real. De fato, um simples exame da tendência da dívida pública bruta e da taxa real de juros (gráfico 1) mostra que não há aparente relação positiva entre tais variáveis<sup>1</sup>.

Gráfico 1 – Taxa real de Juros e Dívida Pública Bruta no Brasil



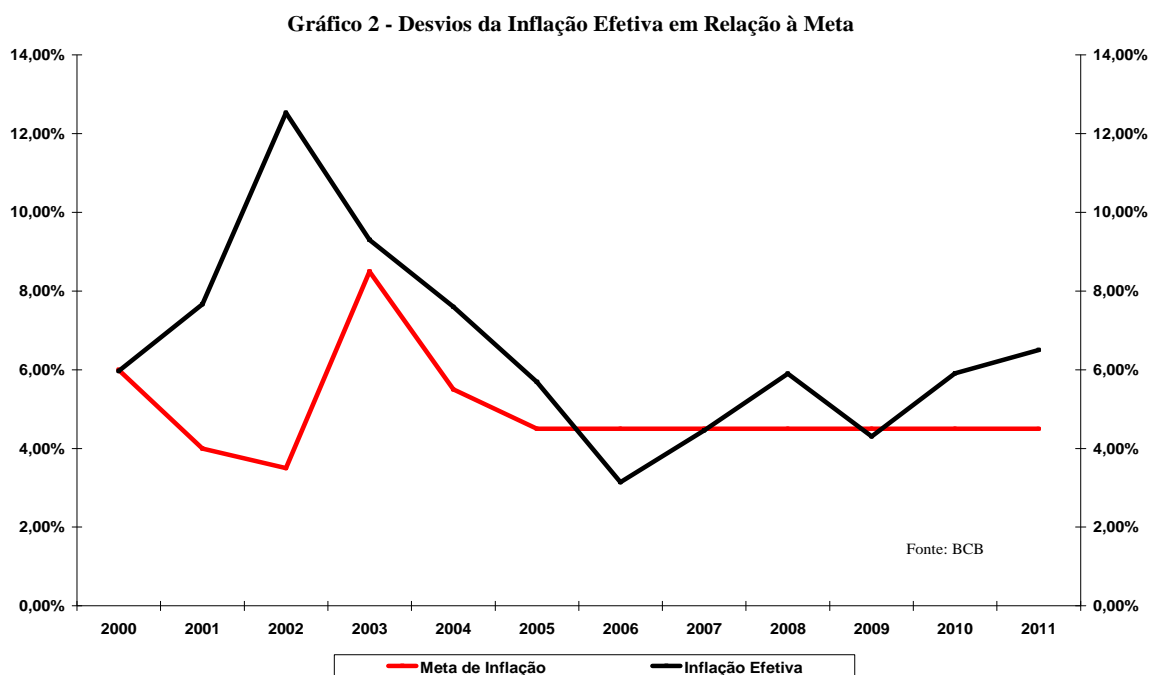
Arida, Bacha e Resende (2004) apontam a conjectura de *incerteza jurisdicional* como explicação para o problema da taxa de juros no Brasil<sup>2</sup>. No entanto, Gonçalves, Holland e Spacov (2007), através de um painel com dados de 50 países, rejeitam a validade empírica desta hipótese. Nas palavras dos autores, “*our results reject Arida, Bacha e Resende’s conjecture and its variants, showing that jurisdictional uncertainty (...) cannot satisfactorily explain the short-term real interest rate*” (*Ibidem*; p. 68). O

<sup>1</sup> Embora essa seja apenas uma relação entre duas variáveis, a inclusão da dívida pública bruta em uma regressão em painel não produz resultados robustos, e em algumas especificações o efeito aparece com sinal inverso ao esperado – ver, a esse respeito, Segura-Ubierno (2012).

<sup>2</sup> O termo incerteza jurisdicional designa uma incerteza de caráter difuso e de difícil mensuração que incide sobre a estabilidade e a segurança dos contratos firmados sob jurisdição brasileira.

próprio Resende (2011), um dos formuladores desta tese, admite que algumas tentativas de encontrar evidência para esta formulação foram realizadas, mas sem sucesso<sup>3</sup>.

Erber (2008) defende que a alta taxa de juros no Brasil constitui o resultado de uma influente *coalizão de interesses formada em torno da manutenção dos juros em níveis elevados*. Esta coalizão seria benéfica tanto para rentistas – que lucram com aplicações financeiras – quanto para o Banco Central do Brasil (BCB), que se beneficia da reputação de ser um banco central conservador. Entretanto, não há qualquer evidência de que as taxas de juros no Brasil tenham sido exageradas, pelo menos desde a introdução do regime de metas de inflação em 1999. Fosse este o caso, teríamos que observar a inflação sistematicamente abaixo da meta, mas, como pode se ver no gráfico 2, isto está longe de ser verdade<sup>4</sup>.



Arida (2003a) argumenta ser a alta taxa de juros no Brasil decorrência da ausência de *convertibilidade plena da moeda nacional*. Porém, o argumento de que a inconvertibilidade aumenta as taxas de juros, devido a efeito das mesmas sobre o prêmio de risco-país, também não tem respaldo empírico – veja Ono et al. (2005). Com

<sup>3</sup> Pelo menos outras duas críticas poderiam ser feitas à tese de incerteza jurisdicional, colocando-a sob suspeita: (i) diversos outros países não têm instituições tão fortes quanto o Brasil e, mesmo assim, têm taxas de juros muito mais baixas; (ii) segundo Arida, Bacha e Resende (2005), “*investment-grade does not suffer from jurisdictional uncertainty*”. A economia brasileira possui *investment-grade* desde 2008.

<sup>4</sup> Além disso, depois que as taxas começaram a cair, o que teria acontecido com a coalizão? Não se trata em negar o interesse, mas a força em impor uma política.

efeito, a experiência histórica brasileira mostra precisamente o contrário: ao longo da década de 90, o Brasil caminhou na direção de uma conversibilidade crescente, sem que houvesse uma tendência delineada de redução no risco-país ou na taxa real de juros doméstica. Ademais, fosse esta tese verdade, outros países emergentes (sem conversibilidade plena) também deveriam apresentar taxas de juros semelhantes à brasileira, o que não é o caso.

Barros (2011) aponta a elevada *taxa de impaciência* do brasileiro como possível causa da alta taxa de juros. Apenas taxas exorbitantes de juros seriam capazes de fazer o cidadão brasileiro médio adiar o consumo presente<sup>5</sup>. Esta explicação, contudo, apenas introduz novos problemas à discussão, tal como afirma Schwartzman (2011). Em primeiro lugar, qual seria a origem desta elevada impaciência? E por que motivo ela atingiria somente brasileiros e não, por exemplo, colombianos ou vietnamitas?<sup>6</sup>

Bresser e Nakano (2002) afirmam que a taxa de juros no Brasil é elevada devido ao fato dela se prestar a atingir *objetivos múltiplos*: (i) reduzir a demanda para controlar a inflação; (ii) limitar a desvalorização cambial para evitar inflação de custos; (iii) atrair capital externo para fechar o balanço de pagamentos; (iv) induzir investidores a comprar títulos para financiar a dívida pública; (v) reduzir o déficit comercial através do controle da demanda interna. Entretanto, algumas destas funções, embora realidade à época de câmbio administrado no país, deixaram de governar a dinâmica da taxa de juros sob o regime de metas de inflação. Sob este, o objetivo *único* da taxa de juros é manter a taxa de inflação dentro de uma meta pré-estabelecida.

Oreiro e Paula (2011) desenvolvem o argumento de Bresser e Nakano (2002), e afirmam que a razão fundamental de um juro tão elevado no país deve-se ao fato de o Brasil ser o único país no mundo onde o mercado monetário e o mercado de dívida pública estão umbilicalmente conectados, por intermédio das Letras Financeiras do

---

<sup>5</sup> Barros (2011), no entanto, levanta dúvidas a respeito da validade desta tese. De todo modo, trata-se de um argumento comum no debate sobre taxa de juros no Brasil e que, portanto, merece ser mencionado.

<sup>6</sup> Além disso, a própria natureza do argumento de que a taxa de juros constitui o prêmio pelo adiamento do consumo presente é discutível. Com efeito, no debate que opôs Keynes a Ohlin e Robertson pós-Teoria Geral, Keynes defendeu sua posição de que a taxa de juros é a recompensa por se abrir mão da liquidez – isto é, o preço que guia a escolha entre forma líquida e ilíquida de riqueza, ao invés da escolha entre consumo presente e consumo futuro como concebida pela teoria clássica. Para maiores detalhes, ver Keynes (1937a, 1937b e 1937c), Ohlin (1937a, 1937b) e Robertson (1937).

Tesouro<sup>7</sup>. Nesse contexto, a taxa Selic é obrigada a cumprir *duas funções*: ela é a taxa de juros que regula os empréstimos no mercado interbancário ao mesmo tempo em que é a taxa pela qual o Tesouro rola parte significativa da dívida. Assim, a fragilidade ainda remanescente das contas públicas brasileiras acaba por fazer com que a taxa de juros requerida pelo mercado para rolagem da dívida pública seja excessivamente alta. Ou seja, a função de rolagem da dívida pública acaba contaminando a função de instrumento de política monetária. Esta hipótese, no entanto, não sobrevive ao confronto com os dados, pois se a função de rolagem da dívida pública estivesse realmente contaminando a função de instrumento de política monetária (prendendo-a em patamares elevados) então deveríamos observar uma taxa de juros acima do que seria necessário para fins de cumprimento da meta de inflação. Mas, conforme visto no gráfico 2, não é isso o que ocorre no caso da economia brasileira.

Arida (2003b) argumenta que a alta taxa de juros no Brasil pode ser decorrência de um problema de *equilíbrios múltiplos*. Entretanto, a recomendação de política econômica decorrente dessa hipótese traz riscos que dificilmente alguma autoridade monetária aceitaria correr, uma vez que não há comprovação empírica da validade desta hipótese. Não existe certeza de que, na hipótese de efetivamente existir um melhor equilíbrio, dado que estamos no "mau equilíbrio", fosse possível atingi-lo pela mera redução, brusca ou gradual, da taxa de juros. Em outras palavras, o entorno do equilíbrio perverso pode ser instável e não garantir a convergência para o melhor equilíbrio<sup>8</sup>.

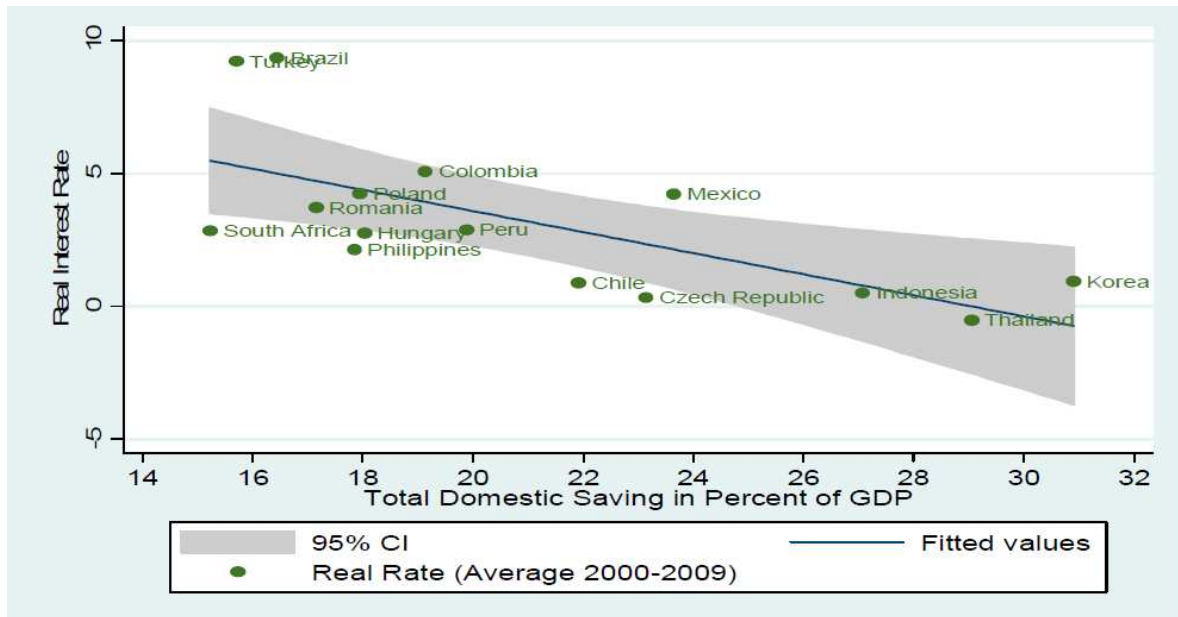
Segura-Ubierno (2012) defende que a taxa elevada de juros no Brasil constitui um resultado de insuficiência de *poupança doméstica*. Segundo o autor, “*according to the classical investment-saving theory, if investment demand exceeds the supply of domestic savings, the equilibrium real interest rate increases*” (Ibidem; p.7). Como suposta evidência, apresenta o gráfico 3:

---

<sup>7</sup> Vale notar que o próprio Nakano (2011), um dos formuladores da tese dos objetivos múltiplos, traz argumento muito semelhante ao de Oreiro e Paula (2011). Com efeito, a tese de Oreiro e Paula (2011) representa um aprofundamento da tese de objetivos múltiplos de Bresser e Nakano (2002) no tocante à função (iv) da taxa de juros, de induzir investidores a comprar títulos para financiar a dívida pública.

<sup>8</sup> Vale frisar que o argumento de equilíbrios múltiplos, caso verdadeiro, abre a possibilidade da economia brasileira encarar determinados momentos depressivos como “janelas de oportunidade” de transição para um equilíbrio superior.

Gráfico 3 – Taxa real de Juros e Relação Poupança Doméstica/PIB



De fato, a relação entre poupança doméstica e taxa de juros parece forte. No entanto, problemas teóricos assombram esta tese. Afinal, será mesmo a taxa de juros uma variável determinada pelo equilíbrio entre investimento e poupança? E mais, no caso de uma pequena economia aberta, a poupança doméstica não deveria ser menos uma restrição? Estas questões teóricas são importantes, pois do ponto de vista empírico os mesmos resultados do gráfico 3 poderiam ser obtidos mediante gráfico similar, mas com taxa de investimento, ao invés de taxa poupança doméstica, no eixo das abscissas:

Gráfico 4 - Taxa Real de Juros e Relação Investimento/PIB



Por questões de foco, este trabalho não vai adentrar no debate teórico por detrás da relação investimento-poupança, cuja continuidade depois de mais de setenta anos atesta tanto sua importância quanto sua persistente obscuridade. Todavia, pela robustez dos dados, é possível que parte do problema da taxa de juros no Brasil esteja relacionado ou à baixa taxa de investimento ou à baixa taxa de poupança doméstica, dependendo da teoria que se siga<sup>9</sup>.

Antes de prosseguir, uma advertência. Todas as diversas teses supracitadas, e ainda há muitas mais, merecem ser examinadas enquanto *objetos específicos de análise*. A discussão aqui realizada teve apenas a intenção de ilustrar a complexidade do debate e introduzir o cenário no qual se insere a hipótese deste trabalho.

A hipótese deste trabalho é a seguinte: *a taxa de juros no Brasil é, pelo menos em parte, elevada devido a mecanismos de transmissão da política monetária parcialmente obstruídos*. As falhas de transmissão decorreriam das seguintes características da economia brasileira: (i) significativa segmentação do mercado de crédito; (ii) expressiva participação de LFT's na composição da dívida pública federal; (iii) truncada estrutura a termo da taxa de juros; (iv) baixa penetração do crédito livre na determinação da renda; e (v) elevada participação de preços administrados na composição do IPCA.

Para desenvolver esta hipótese, o trabalho procede da seguinte maneira. O primeiro capítulo discute a literatura sobre mecanismos de transmissão da política monetária. O segundo mostra uma série de peculiaridades que modificam e condicionam o modo pelo qual a política monetária opera no país, através de mecanismos de transmissão parcialmente obstruídos. O terceiro capítulo traz uma análise teórica da relação entre mecanismos de transmissão e nível da taxa de juros, argumentando que as obstruções podem, em parte, explicar a alta taxa de juros brasileira. O quarto capítulo apresenta algumas estatísticas descritivas, que aparentemente corroboram a hipótese deste trabalho. O quinto estima alguns modelos de curva IS para o caso da economia brasileira em busca do parâmetro da taxa de juros. No sexto capítulo recorreremos ao conceito de poder da política monetária e estimamos um modelo VAR. Os resultados empíricos obtidos nestes dois capítulos são inconclusivos.

---

<sup>9</sup> Uma taxa de investimento mais elevada permitiria à economia brasileira sustentar uma alta maior de seu PIB sem gerar pressões inflacionárias.



## Capítulo 1. Os Mecanismos de Transmissão da Política Monetária

Os movimentos de política monetária transmitem-se para a economia real através de alguns canais, denominados de mecanismos de transmissão da política monetária. Na definição de Taylor (1995; p. 11): “[...] *the monetary transmission mechanism [is] the process through which monetary policy decisions are transmitted into changes in real GDP and inflation*”.

São cinco os principais mecanismos de transmissão da política monetária<sup>10</sup>: (i) *canal do crédito*; (ii) *canal do valor de ativos*; (iii) *canal do câmbio*; (iv) *canal das taxas de juros*; (v) *canal das expectativas inflacionárias*. A seguir, estes diversos canais são apresentados, *ceteris paribus* e sob um ponto de vista *teórico*.

### I.1 - Canal do Crédito

O canal do crédito transmite os impulsos de política monetária em direção à economia real *via alterações no preço do crédito*. Este movimento ocorre porque uma alteração na taxa de juros básica (*i*) pode ser rapidamente transmitida às taxas de juros prevalentes no mercado de crédito (*i*'s *operações de crédito*). Com taxas mais elevadas, as famílias resistem à contratação de dívidas, o que pode impactar negativamente no consumo agregado (*C*), e as empresas tornam-se mais relutantes em iniciar novos projetos de investimento (*I*) em resposta a custos de financiamentos mais elevados e a perspectivas de recuo no consumo das famílias<sup>11</sup>:

$$\uparrow i \rightarrow \uparrow i's \text{ operações de crédito} \rightarrow \downarrow C \text{ e } \downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

### I.2 - Canal do Valor de Ativos

O canal do valor de ativos afeta o comportamento de consumidores *via efeito riqueza*. Este efeito pode ser entendido como o impacto de variações da taxa de juros (*i*) sobre a riqueza financeira dos agentes (*W*). Ele ocorre porque o preço de um ativo (*PA*)

---

<sup>10</sup> Para os quatro primeiros canais, ver Mishkin (1995). Para o canal das expectativas inflacionárias, ver, dentre outros, Ball (1992), Bomfim et al. (1997) e Roberts (2006)

<sup>11</sup> Segundo Bernanke e Gertler (1995), o canal do crédito pode ser subdividido em dois componentes desde que se perceba que mercados de crédito são particularmente afetados pelo problema de informação assimétrica: *bank lending channel* e o *balance sheet channel*. O primeiro entende que a maioria dos tomadores de crédito, em especial empresas pequenas, não tem acesso ao mercado de capitais (só obtém crédito quando os bancos colocam a sua disposição). O segundo percebe o valor das ações das empresas como sensível à política monetária, de modo que, quando, por exemplo, a taxa de juros sobe, o valor das firmas se reduz, se elevando a possibilidade de seleção adversa e risco moral no mercado de crédito.

reflete fundamentalmente o valor presente esperado do fluxo de caixa que esse ativo deve proporcionar ao investidor. Um aperto monetário, ao elevar as taxas de desconto que trazem o fluxo ao seu valor presente, deprime o preço do ativo e, assim, empobrece seu detentor. Esse empobrecimento, por sua vez, diminui a demanda do investidor por bens e serviços<sup>12</sup>:

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow PA \rightarrow \downarrow W \rightarrow \downarrow C \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Além do efeito riqueza direto sobre o consumo, o canal do valor de ativos também conecta a política monetária à economia real *por meio de modificações no balanço de instituições financeiras*, em particular bancos comerciais. Como estas instituições são grandes detentoras de dívida pública e também de *equities*, elas sofrem perdas (ganhos) quando a taxa de juros se eleva (reduz). As perdas financeiras, por sua vez, tornam os bancos mais cautelosos em suas políticas de crédito, com impactos sobre o volume concedido de empréstimos<sup>13</sup>:

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow PA \rightarrow \downarrow \text{Crédito} \rightarrow \downarrow C \text{ e } \downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

### I.3 - Canal do Câmbio

O canal da taxa de câmbio mostra-se especialmente importante em economias mais abertas, com taxa de câmbio flutuante e livre movimentação de capitais, transmitindo os impulsos monetários adiante de duas maneiras distintas: via *alterações nas exportações líquidas* e via *alterações nos preços dos bens comercializáveis internacionalmente* (os chamados “tradables”).

As alterações nas exportações líquidas ocorrem, pois a partir de um movimento na taxa básica de juros ( $i$ ), tudo o mais constante, o diferencial internacional de juros se altera na mesma proporção, alterando também as oportunidades de ganho em ativos domésticos. A movimentação internacional de capitais, estimulada pelo diferencial de juros, tende a rebater na taxa nominal de câmbio ( $e$ ) e, ao menos no curto prazo, na taxa real de câmbio ( $\theta$ ), importante determinante das exportações líquidas de um país ( $NX$ ).

<sup>12</sup> O efeito riqueza foi teorizado principalmente por Modigliani (1971), Pigou (1943) e Patinkin (1947).

<sup>13</sup> Este canal pode ser lido também como parte do canal de transmissão do crédito, dependendo de qual operação (operações) das instituições financeiras são afetadas. Para maiores detalhes sobre esta vertente do canal do valor de ativos, ver Minsky (1986).

De acordo com Taylor (1995; p.17) “[...] *the inverse relationship between the exchange rate and net exports is one of the more robust in empirical economics*”:

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow e \rightarrow \downarrow \theta \rightarrow \downarrow NX \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

As alterações nos preços dos *tradables*, por sua vez, têm influência direta na dinâmica da taxa de inflação. Este impacto ocorre porque elevações na taxa de juros (*i*) tendem a apreciar a taxa de câmbio nominal (*e*), tornando mais baratos os preços *em moeda doméstica* de bens e serviços importados, tanto finais quanto intermediários utilizados em processos produtivos locais:

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow e \rightarrow \downarrow \pi$$

#### I.4 - Canal das Taxas de Juros

A consideração do canal das taxas de juros passa pela suposição de existência de uma *estrutura a termo da taxa de juros* (ou curva de rendimentos) bem definida. Em condições de normalidade, se existir na realidade uma relação definida, qualquer que seja sua causa, entre taxas de juros de diferentes maturidades, o banco central terá o poder de alterar todo o complexo de taxas de juros da economia através unicamente de uma alteração na taxa de curtíssimo prazo (intercepto da estrutura a termo). Considerando que as taxas longas de juros (*i's longas*) são alternativas à eficiência marginal do capital, o investimento agregado (*I*) pode se alterar *pari passu* aos movimentos de política monetária.

$$\uparrow i \rightarrow \uparrow i's \text{ longas} \rightarrow \downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

Pelo lado do consumo (*C*), tomando-se como variável exógena as preferências intertemporais de consumo e pela liquidez dos agentes, uma alteração das taxas de juros de diferentes maturidades modifica as escolhas intertemporais de consumo e poupança, porque maiores (menores) taxas de juros elevam (reduzem) o custo de oportunidade do consumo presente<sup>14</sup>:

$$\uparrow i \rightarrow \uparrow i's \text{ longas} \rightarrow \downarrow C_t \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

---

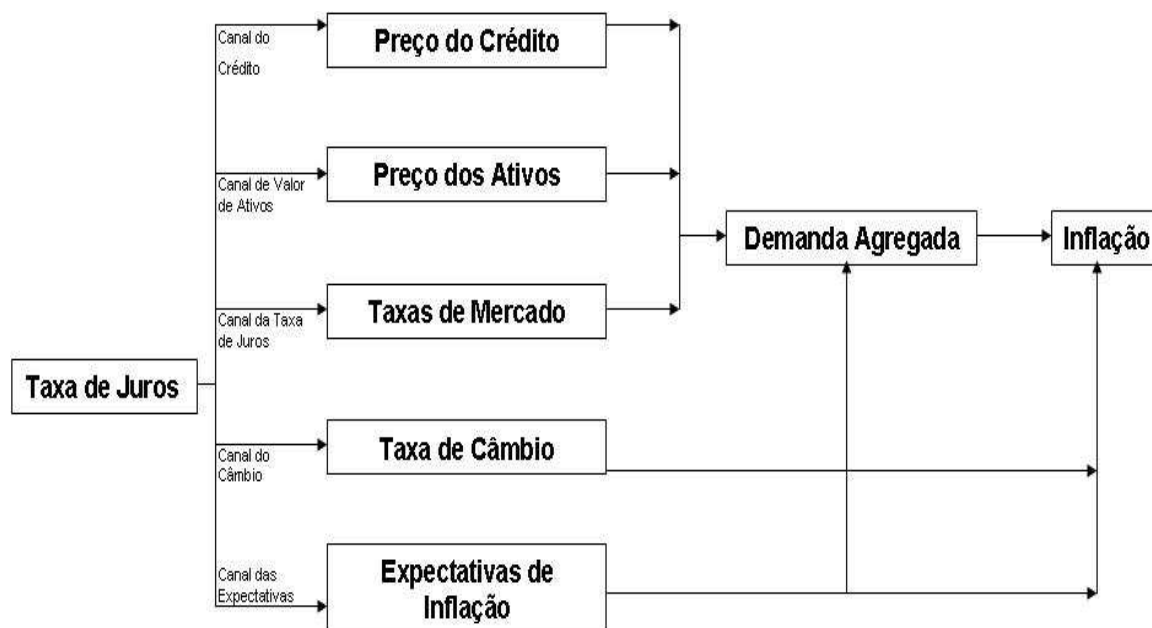
<sup>14</sup> Vale frisar que esta transmissão parte de uma teoria específica que enxerga a taxa de juros como variável balizadora das decisões de consumo poupança dos agentes. Não se faz aqui uma análise crítica da mesma. Sua menção se deve apenas ao fato de ser um argumento tradicional na literatura sobre o tema.

### I.5 - Canal das Expectativas Inflacionárias

As expectativas de inflação possuem papel importante na determinação da dinâmica inflacionária ( $\pi$ ) e costumam responder a alterações na taxa básica de juros<sup>15</sup>. Com efeito, as expectativas de inflação atuam sobre o processo de formação de preços de três formas distintas: (i) diretamente, por intermédio de sua incorporação aos preços de produtos e serviços; (ii) via salários, pela sua incorporação aos salários nominais em negociação ( $w$ ), que constituem importante item de custo das empresas; (iii) indiretamente, porque alteram a taxa real de juros *ex-ante* ( $r_{ex-ante}$ ):

$$\uparrow i \left\{ \begin{array}{l} \rightarrow \downarrow \pi^e \rightarrow \downarrow \pi \\ \rightarrow \downarrow \pi^e \rightarrow \downarrow w \rightarrow \downarrow \pi \\ \rightarrow \downarrow \pi^e \rightarrow \uparrow r_{ex-ante} \rightarrow \downarrow C \downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi \end{array} \right.$$

### I.6 - Uma Figura Síntese dos Mecanismos de Transmissão da Política Monetária:



<sup>15</sup> Curvas de Philips modernas postulam a inflação como resultado de três fatores básicos: (i) expectativas de inflação, (ii) pressões de demanda; (iii) choques de oferta. Mais uma vez, não se faz aqui uma apreciação crítica deste entendimento, mas apenas uma exposição de possibilidades de transmissões sob o ponto de vista teórico. Para um estudo que argumenta a importância do canal das expectativas inflacionárias no caso da economia brasileira, recomenda-se Minella e Souza-Sobrinho (2009).

## **Capítulo 2. Falhas nos Mecanismos de Transmissão da Política Monetária no Brasil**

Saindo do plano teórico em direção à realidade da economia brasileira, percebe-se que a última apresenta uma série de peculiaridades que modificam e condicionam o modo pelo qual a política monetária opera no país. *Isto ocorre, pois diversos mecanismos de transmissão encontram-se obstruídos, em graus diferentes, no Brasil.* As falhas de transmissão decorrem das seguintes características: (i) significativa segmentação no mercado de crédito; (ii) expressiva participação de Letras Financeiras do Tesouro (LFT's) na composição da dívida pública; (iii) truncada estrutura a termo da taxa de juros; (iv) baixa penetração do crédito livre na determinação da renda; (v) elevada participação de preços administrados no índice oficial de inflação (IPCA).

### **II.1 - Significativa segmentação no mercado de crédito**

A existência de um mercado de crédito significativamente segmentado, onde parcela importante dos empréstimos não é afetada pela taxa em que o banco central realiza a política monetária, torna o canal de transmissão do crédito parcialmente obstruído no Brasil – ver, dentre outros, Bacha (2011) e Schwartzman (2011). Para compreender este argumento, no entanto, vale antes entender de que maneira está estruturado o mercado de crédito no país.

As operações de crédito do Sistema Financeiro Brasileiro (SFB) dividem-se em dois grandes segmentos: (i) *segmento do crédito livre*; (ii) *segmento do crédito direcionado*. A singularidade do SFB não está na existência, mas na *significância* da parcela do crédito direcionado (cerca de 35% do crédito total<sup>16</sup>), cujas operações englobam BNDES, crédito habitacional e crédito rural:

“[...] a oferta de crédito de longo prazo no Brasil [...] é feita majoritariamente na forma de créditos direcionados, sob a liderança de três grandes públicos federais. O crédito para investimentos das empresas é realizado, em grande parte, por meio de operações do BNDES. Os financiamentos habitacionais são, em grande parte, concedidos no âmbito do Sistema Financeiro da Habitação, sendo a principal instituição financiadora a Caixa Econômica Federal, e o

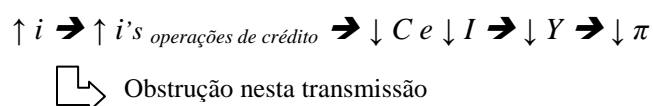
---

<sup>16</sup> Segundo dados do BCB para o mês de dezembro de 2011.

crédito rural é especialidade do Sistema Nacional de Crédito Rural, que tem o Banco de Brasil como principal agente financiador” (Lundberg, 2011; p. 4):

O segmento do crédito direcionado se distingue do segmento do crédito livre, dentre outros fatores, por dois grandes motivos. Primeiro, o preço que baliza suas operações não é sensível às alterações da política monetária. Desse modo, “*boa parte do crédito no Brasil independe das decisões do Banco Central*” (Bacha, 2011; p. 137). Segundo, o preço que baliza suas operações é tipicamente inferior à taxa de juros controlada pelo banco central. Assim, de acordo com Schwartzman (2011), “*o nível da Selic afeta menos a demanda agregada privada doméstica do que faria na ausência do crédito direcionado*”<sup>17</sup>.

Nesse contexto da economia brasileira, onde parcela significativa do crédito não reage à política monetária, fica clara a obstrução no canal de transmissão do crédito:



## II.2 - Expressiva participação de LFT's na composição da dívida pública nacional

A transmissão da política monetária pelo canal do valor de ativos no Brasil tem seus efeitos enfraquecidos devido à expressiva participação de títulos pós-fixados e sem risco de taxa de juros (LFT's) na composição da dívida pública federal (cerca de 30%<sup>18</sup>) – ver, dentre outros, Pastore (1996; 2006), Oreiro e Amaral (2008), Franco (2006) e Andrade e Castro Pires (2009).

As LFT's constituem um tipo bem peculiar de papel porque possuem *duração zero*<sup>19</sup>, isto é, elasticidade nula de seu preço em relação à taxa de juros:

“[...] as LFT's são a *sistematização de um processo*, [...] um título exatamente equivalente a uma aplicação de um dia feita *repetidamente*. É uma espécie de *economia processual* em se aplicar no *overnight* [...] uma forma de

<sup>17</sup> De fato, não há como negar o comportamento peculiar da demanda privada doméstica no Brasil: a evidência sugere que mesmo altas taxas reais de juros, que provocariam recessões bíblicas em qualquer outra economia do planeta, parecem aqui consistentes com forte expansão da demanda.

<sup>18</sup> Segundo dados do BCB para dezembro de 2011

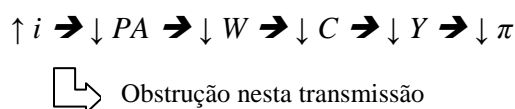
<sup>19</sup> A elasticidade-preço de um título, dada uma mudança percentual no fator de desconto, é reconhecida na literatura como *Duration de Macauley*, representada da seguinte forma:  $D = (\Delta P / \Delta i) * ((1+i)/P)$ . A duração da LFT é zero, pois tanto a remuneração quanto a taxa de desconto são dadas pela taxa de juros.

“securitização” do investimento no *overnight*. Por isso se diz que as LFT’s funcionam como uma espécie de depósito à vista remunerado diariamente no BC, ou como uma quase moeda que rende juros, e sem risco de juros, em razão da *periodicidade* de sua remuneração. Pode-se dizer, portanto, que a LFT tem duração zero” (Franco, 2006; p. 273, grifos do original).

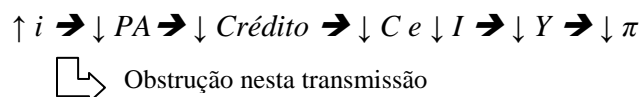
Ao contrário do que ocorre com títulos pré-fixados, em que aumentos da taxa de juros diminuem o preço de mercado do título e, portanto, “tornam os detentores de tais ativos mais pobres”, no caso das LFT’s esse mecanismo não existe:

“As LFT’s caracterizam-se pela imunidade ao efeito riqueza. O aumento da taxa Selic, ao mesmo tempo em que eleva os fatores de desconto aplicados aos rendimentos das LFT’s, aumenta estes rendimentos exatamente na mesma proporção, eliminando assim o impacto sobre o preço do título e sobre a riqueza do detentor.” (Loyo, 2006; p. 300)<sup>20</sup>.

Se no caso das LFT’s o efeito-riqueza não opera, então somente a outra parte da dívida pública no Brasil é que transmite a política monetária de forma “correta” (Andrade e Castro Pires, 2009). Isto é, uma obstrução no canal do valor de ativos:



Ademais, como bancos comerciais no Brasil costumam aplicar parte significativa de seus ativos em LFT’s, então parcela importante dos ativos bancários permanece imune a variações de taxa de juros, devido a *duration zero* daqueles papéis. Nesse cenário, a potência da política monetária pelo canal do valor de ativos perde força, uma vez que bancos deixam de contrair o crédito na mesma magnitude que o fariam na ausência de LFT’s:



<sup>20</sup> Loyo (2006), no entanto, desconsidera a importância do efeito riqueza como fonte de transmissão para a política monetária no Brasil. As evidências mais recentes para os EUA mostram que o efeito riqueza é pouco importante para a transmissão monetária. Para o Brasil, não há evidências tão bem estabelecidas quanto as norte americanas. Mas, o estoque de riqueza como proporção do PIB nos EUA é maior nos EUA do que o Brasil, bem como sua distribuição é menos concentrada, ambos os fatores que contribuem para que o impacto do efeito-riqueza sobre a demanda agregada seja maior na economia norte-americana.


### II.3 - Truncada estrutura a termo da taxa de juros

A *truncada estrutura a termo da taxa de juros brasileira* constitui um entrave à transmissão da política monetária pelo canal das taxas de juros no país. De acordo com Cardim de Carvalho (2005; p. 331):

“[...] três décadas de alta inflação tornaram impossível a constituição de uma curva de rendimentos que se estendesse para além do curto prazo. A estabilidade de preços alcançada com o Plano Real, por outro lado, não permitiu que se construísse uma situação de normalidade financeira já que ela foi conseguida em um ambiente definido pela existência de um mercado financeiro dominado por papéis públicos de curta maturidade efetiva, remunerados por taxas de juros excepcionalmente elevadas”.


Nesse contexto, “os estímulos gerados pela política monetária não se transmitiriam para os segmentos mais longos, onde pudessem influenciar as escolhas de investimento real, pela inexistência daqueles segmentos” (Ibidem, p. 332). Ou seja, uma obstrução no canal das taxas de juros:

$$\uparrow i \rightarrow \uparrow i's \text{ longas} \rightarrow \downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

 Obstrução nesta transmissão

Além disso, como bem salienta Pastore (2006; p. 272), “títulos emitidos com taxas de juros fixas e prazos de vencimento mais longos produzem um efeito-riqueza maior do que títulos emitidos com prazos de vencimento mais curtos”. Para o caso da economia brasileira, no entanto, dada à inexistência de segmentos mais longos, não existe efeito-riqueza operando nestas faixas da curva de rendimentos em que há maior potencial de geração de efeito-riqueza:

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow PA \rightarrow \downarrow W \rightarrow \downarrow C \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$$

 Obstrução nesta transmissão

### II.4 - Baixa penetração do crédito livre na determinação da renda

O segmento do crédito livre, grande responsável por transmitir adiante os impulsos de política monetária, é pouco representativo para fins de determinação da



demanda no Brasil (relação crédito livre/PIB de cerca de 30% em 2011). Nesse cenário, deve ser pouco expressiva a transmissão da política monetária pela via do canal do crédito.


De fato, ainda na implementação do regime de metas inflacionárias no país, Werlang et. al (2000; p. 14) foram enfáticos ao se referirem à pouca expressividade do canal do crédito:

*“[...] given historical low leverage of the Brazilian corporate sector along with the very strict credit and monetary policies implemented with the Real plan, the credit mechanism has not operated and its importance in terms of channeling interest rate impacts on inflation has been negligible”.*

Segundo Cardim de Carvalho et al. (2007), a atrofia do crédito livre no país pode ser explicada por dois motivos: (i) décadas de inflação elevada forçaram o sistema bancário a cobrar taxas de juros excessivamente elevadas, o que acabou reduzindo a oferta de crédito na economia; (ii) anos de desequilíbrios fiscais cederam um bom e rentável destino para os recursos bancários, alternativos à concessão de crédito ao setor privado. Assim, *“apesar de a literatura internacional dar atenção especial ao canal de crédito no estudo dos mecanismos de transmissão da política monetária, no caso brasileiro o canal de crédito desempenha papel secundário”* (Mendonça, 2001; p. 71).

Vale mencionar, no entanto, que a relação crédito livre/PIB no Brasil muito se elevou nos últimos anos – saiu de 14% para 30% entre 2000 e 2011. Mas a despeito deste movimento, o grau de aprofundamento do crédito ainda permanece em níveis relativamente baixos no Brasil – veja Sant’anna, Borça Junior e Araújo (2009). Ou seja, no contexto da economia brasileira, ainda aparenta ser *pouco expressiva* a transmissão da política monetária pela via do canal do crédito:

$\uparrow i \rightarrow \uparrow \dot{i}$ 's operações de crédito  $\rightarrow \downarrow C$  e  $\downarrow I \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$

 Pouca expressividade nesta transmissão

## II.5 - Elevada participação de preços administrados no índice oficial de inflação

A *elevada participação de preços administrados no IPCA* (índice de referência para a o regime de metas de inflação no país), que monta a cerca de 30% deste índice,

reduz a eficácia da transmissão da política monetária à taxa de inflação na economia brasileira - veja, dentre outros, Sicsú e Oliveira (2003), Bacha (2010), Modenesi e Modenesi (2011) e Serrano e Summa (2011)<sup>21</sup>.


Preços administrados é o nome genérico que recebem os preços que são autorizados pelo governo (em quaisquer das suas três esferas) ou reajustados segundo regras contratuais fixas de indexação:

“Os autorizados são, por exemplo, o valor das tarifas de transporte de ônibus nos municípios, que depende de autorização dos prefeitos; ou o valor das tarifas de transporte de ônibus intermunicipais que depende de autorização dos governadores. Os administrados podem, portanto, ser divididos em autorizados e indexados. A indexação com base no IGP é a mais comum das regras – por exemplo, são preços indexados por contrato, os preços da energia elétrica e da telefonia” (Sicsú e Oliveira, 2003; p. 59).

Como preços administrados são insensíveis às condições de oferta e demanda porque são estabelecidos por contrato ou por órgão público, eles não se alteram perante mudanças na política monetária<sup>22</sup>. Desse modo, cerca de 30% da taxa oficial de inflação tem sua dinâmica determinada a despeito de alterações na taxa de juros. A consequência deste panorama, segundo Bacha (2010; p. 18), “*é que um aperto monetário tem que ser mais forte e mais duradouro do que seria o caso se houvesse maior flexibilidade dos preços administrados*”.

Trata-se, portanto, de uma característica da economia brasileira que reduz a capacidade da política monetária de alterar a taxa de inflação no país, pois sempre que um impulso monetário se aproxima da taxa de inflação, ele encontra um obstáculo (preços administrados) que o impede de alcançar com maior força seu destino final:

$i \uparrow \rightarrow [...] \rightarrow \downarrow Y \rightarrow \downarrow \pi$

 Obstrução nesta transmissão

<sup>21</sup> Com a atualização da estrutura de ponderação do IPCA, baseada na Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) de 2008/2009 que passou a vigorar em janeiro de 2012, o conjunto de preços administrados passou de 28 para 23 itens, representando, aproximadamente, 24% da cesta total que atualmente compõe o IPCA.

<sup>22</sup> A rigor, preços administrados reagem indiretamente e com elevada defasagem à política monetária, pois índices de preços como, por exemplo, o IGP, que indexam diversos preços administrados, revelam-se bastante sensíveis à taxa de câmbio e, portanto, à taxa de juros.

### **Capítulo 3. Falhas de Transmissão e Nível da Taxa de Juros no Brasil: uma análise teórica**

Este capítulo defende, sob um ponto de vista *teórico*, que a existência de mecanismos de transmissão parcialmente obstruídos acarreta duas conseqüências perversas para a política monetária praticada no Brasil: (i) *umenta o nível da taxa de juros*; (ii) *eleva a volatilidade da taxa de juros*<sup>23</sup>.

Para considerar a relação entre falhas de transmissão e *volatilidade da taxa de juros*, é necessário perceber que, na presença de falhas, sempre tende a ser maior a resposta da política monetária em face a choques exógenos na economia. Por exemplo, no caso de um choque de demanda positivo atingir a economia, a autoridade monetária precisará elevar mais fortemente a taxa de juros na presença de falhas do que na ausência delas. O contrário ocorre no caso de um choque de demanda negativo.

Para avaliar a relação entre falhas de transmissão e *nível de taxa de juros*, é preciso, antes de tudo, aceitar a hipótese de que o *nível* da taxa de juros guarda relação com o *nível* da demanda agregada<sup>24</sup>. Assim, se os canais que transmitem a taxa de juros para as decisões de gasto são menos efetivos do que poderiam ser, então o nível da taxa de juros requerido para assegurar determinado nível demanda acaba sendo mais alto nesse caso do que no caso de não haver falhas de transmissão. Dito de outra forma, obstruções nos mecanismos de transmissão demandam a todo o momento do banco central um uso mais intenso do *nível* da taxa de juros para a manutenção de determinado *nível* de demanda.

Para esclarecer este raciocínio, recorre-se ao uso de uma curva IS simplificada<sup>25</sup>, que relaciona negativamente *nível* da taxa de juros ( $r$ ) e *nível* da demanda agregada ( $Y$ ):

$$\text{Curva IS: } Y = A - br + \varepsilon_D$$

---

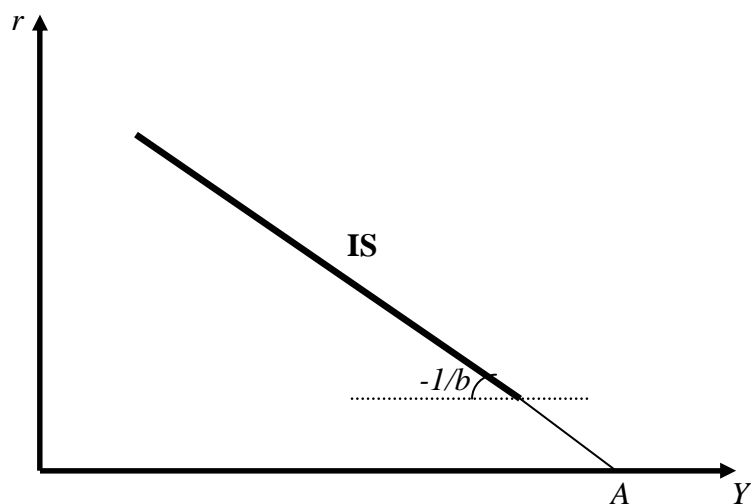
<sup>23</sup> Para fins deste capítulo as falhas de transmissão consideradas são todas aquelas que atuam no elo entre taxa de juros e produto (não considera a participação dos administrados na composição do IPCA). Vale também frisar que o foco deste capítulo, bem como de todo o trabalho, será em relação aos impactos da transmissão monetária no nível da taxa de juros, e não na volatilidade.

<sup>24</sup> Enquanto o nível da taxa de juros guarda relação com o nível da demanda agregada, a variação da taxa de juros guarda relação com a variação da demanda agregada.

<sup>25</sup> Esta análise centrada apenas na curva IS é suficiente para esclarecer o raciocínio, dispensado, portanto, que outras equações (que complicariam a análise) sejam incorporadas ao modelo, tal como uma curva LM ou uma curva de Philips e uma Regra de Política Monetária. Aliás, um modelo mais completo com uma Regra de Política Monetária e uma curva de Philips é apresentado mais à frente.

A Figura 2 mostra a curva IS no plano taxa de juros-demanda agregada, com o nível da demanda ( $Y$ ) no eixo horizontal e com a taxa de juros ( $r$ ) no eixo vertical.

**Figura 2 – Curva IS**



Percebe-se que, enquanto a posição da curva IS depende do nível de gastos autônomos ( $A$ ) e da existência (ou não) de choques de demanda ( $\epsilon_D$ ), a inclinação da curva IS é dada por  $(-1/b)^{26}$ .

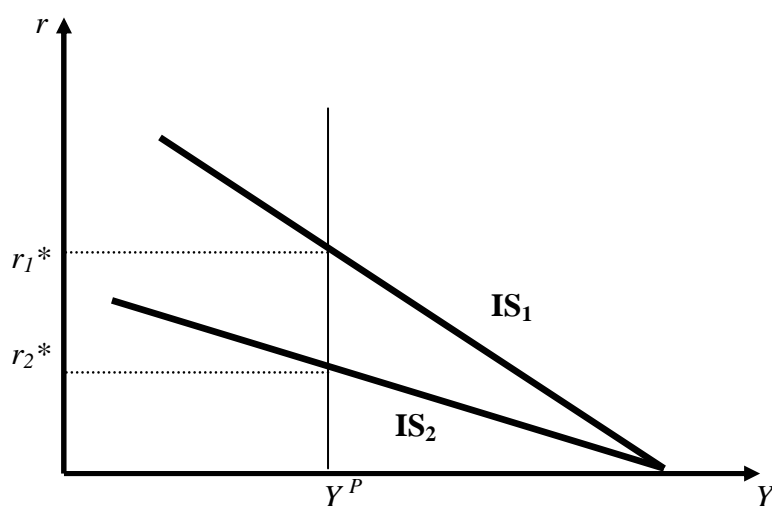
O parâmetro  $b$  – *protagonista da inclinação da curva IS* – representa a derivada parcial do nível da demanda agregada em relação à taxa de juros ( $\partial Y/\partial r$ ), que nada mais significa do que “*o quanto varia a demanda agregada mediante uma variação da taxa de juros*”. Ora, se na presença de falhas de transmissão tende a ser pequeno “*o quanto varia a demanda agregada mediante uma variação da taxa de juros*”, então, nesta situação, tende a ser baixo o valor de  $b$  e, conseqüentemente, elevada a inclinação da IS. Por outro lado, se não existem falhas nos mecanismos de transmissão, então tende a ser elevado “*o quanto varia a demanda agregada mediante uma variação da taxa de juros*”. Nesse caso, deve ser alto o valor de  $b$  e pouco inclinada a IS<sup>27</sup>.

<sup>26</sup> Tal como está na Figura 1. Para verificar, basta ver que a tangente do ângulo  $\alpha$  formado entre a Curva IS e o eixo das abscissas é dado pela razão entre  $(A/b)/A$ . Ou seja, igual à  $(1/b)$ .

<sup>27</sup> Isto é, o parâmetro  $b$  pode ser visto como:  $b = f(\text{falhas nos mecanismos de transmissão})$ , tal que  $f' < 0$ . Todavia, é importante frisar que este trabalho lida com uma curva IS obtida sem qualquer apelo à microfundamentação. Esta ressalva é relevante, pois o parâmetro  $b$  possui significado completamente diferente quando derivado de um modelo microfundamentado como, por exemplo, ocorre na literatura novo-keynesiana. Sobre essa literatura, veja Galí (2008). Para uma análise crítica da necessidade de microfundamentação da macroeconomia ver, dentre outros, Lichand, Gala e Jardim (2009) e King (2008).

De maneira geral, o que se está argumentando é que o valor do parâmetro  $b$ , que fornece a inclinação da Curva IS, é sensível à existência (ou não) de falhas nos mecanismos de transmissão da política monetária. *Ceteris paribus*, quanto menor o valor de  $b$  e mais inclinada a curva IS, maior deve ser a taxa de juros requerida para a demanda agregada permanecer ao nível do produto potencial<sup>28</sup>. A Figura 3 esclarece o ponto desta argumentação.

**Figura 3 – Curva IS e a Determinação do Nível da Taxa de Juros**

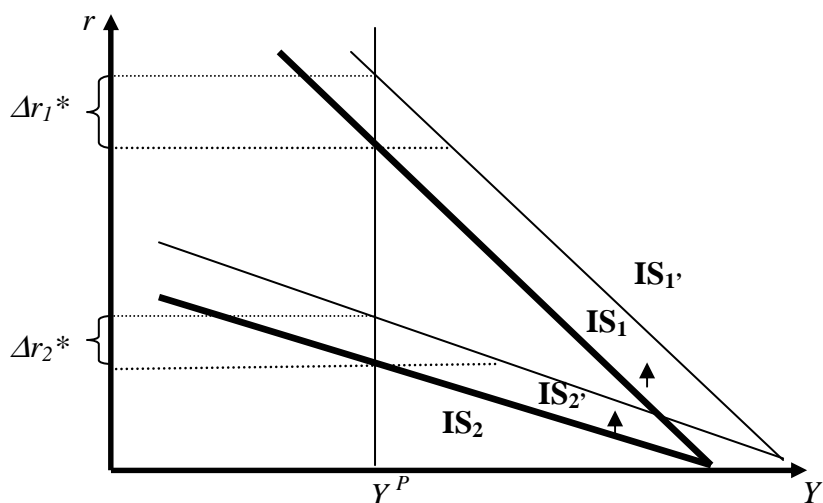


Como se percebe, o nível da taxa de juros da  $IS_1$  é superior ao nível da taxa de juros da  $IS_2$ , tudo o mais constante. Ou seja, se existem obstruções nos mecanismos de transmissão da política monetária, isto por si só, deve elevar o nível da taxa de juros. A economia brasileira, *ao menos ao que parece*, tem um nível de taxa de juros que sofre influência das obstruções nos canais de propagação da política monetária.

Ainda neste modelo simples é possível perceber a influência das falhas de transmissão da política monetária sobre a volatilidade da taxa de juros. Por exemplo, diante de um choque de demanda positivo ( $\epsilon_D > 0$ ), que desloque a IS paralelamente para a direita, a variação da taxa de juros requerida para fazer a demanda agregada retornar ao nível do produto potencial será tão maior quanto mais elevada for a inclinação da curva IS. Repare na Figura 4 que, frente a um choque,  $\Delta r_1^* > \Delta r_2^*$ .

<sup>28</sup> Vale frisar, no entanto, que fazer referência ao produto potencial de maneira alguma implica em aceitar as formas convencionais de mensuração do mesmo.

**Figura 4 – Curva IS e a Volatilidade da Taxa de Juros**



O mesmo resultado (de que falhas de transmissão influenciam no nível da taxa de juros) poderia ser encontrado em termos de um modelo mais completo que, além de uma curva IS, leva em consideração uma curva de Philips e uma função de perda do banco central (modelo de Bofinger, Mayer e Wollmershauser, 2006):

$$(1) \text{ Curva IS: } y = a - br + \varepsilon_D$$

$$(2) \text{ Curva de Philips: } \pi = \pi^M + dy + \varepsilon_O$$

$$(3) \text{ Regra de PM: } L = (\pi - \pi^M)^2 + \lambda y^2$$

Onde  $y$  representa o hiato do produto,  $\varepsilon_D$  representa choques de demanda,  $\pi$  representa a taxa de inflação,  $\pi^M$  representa a meta de inflação,  $\varepsilon_O$  representa choques de oferta,  $L$  representa a função de perda do banco central<sup>29</sup>. Supõe-se aqui um regime de metas de inflação não restrito ( $\lambda > 0$ ), com um banco central com perfeita credibilidade (o que justifica  $\pi^M$  como taxa de inflação esperada) e que consegue controlar a taxa real de juros (embora controle mesmo a taxa nominal).

Inserindo a equação (2) em (3), obtém-se uma função de perda do banco central modificada:

$$(4) L = d^2 y^2 + 2dy\varepsilon_O + \varepsilon_O^2 + \lambda y^2$$

<sup>29</sup> De novo, lida-se aqui com o modelo sem adentrar na microfundamentação implícita no original, o que, obviamente, geraria outra interpretação dos parâmetros. De fato, não existe obstáculo a este tipo de procedimento, uma vez que microfundamentação não é critério de seleção do que é científico ou não. A mesma abordagem poderia ser feita, sem qualquer perda de rigor, em termos estritamente macro. Afinal, nada impede a macroeconomia de ser pensada como um campo autônomo.

Minimizando a função de perda do banco central modificada, e resolvendo para o hiato do produto, tem-se:

$$(5) \quad y = -\frac{d}{d^2 + \lambda} \cdot \varepsilon_o$$

Inserindo (5) em (1) e resolvendo para a taxa real de juros, obtém-se a taxa real de juros ótima do modelo, isto é:

$$(6) \quad r^{ótima} = \frac{a}{b} + \frac{1}{b} \varepsilon_D + \frac{d}{b(d^2 + \lambda)} \varepsilon_o$$

Como o parâmetro  $b$  representa a derivada parcial do hiato do produto em relação à taxa real de juros, é perfeitamente possível imaginá-lo como função negativa das falhas nos mecanismos de transmissão da política monetária. Na presença de falhas, menor deve ser o quanto varia o hiato do produto mediante uma alteração na taxa real de juros. Ou seja, menor deve ser o valor do parâmetro  $b$  e, tal como na equação (6), quanto menor o valor de  $b$ , maior o nível da taxa de juros ótima.

A taxa de juros ótima deste modelo é aquela que mantém a economia operando ao nível do produto potencial com a taxa de inflação na meta. Com efeito, ela poderia ter sido deduzida exclusivamente a partir da análise da curva IS para o caso em que o hiato do produto é zero e supondo a inexistência de choques na economia ( $\varepsilon_D = \varepsilon_o = 0$ ):

$$(7) \quad r^{ótima} = \frac{a}{b}$$

De todo modo, com base tanto na equação (6) quanto na equação (7) pode-se perceber que a existência de falhas nos mecanismos de transmissão reduz o valor do parâmetro  $b$  e, portanto, eleva o nível da taxa de juros ótima do modelo.

$$(7) \quad \uparrow r^{ótima} = \frac{a}{b \downarrow}$$

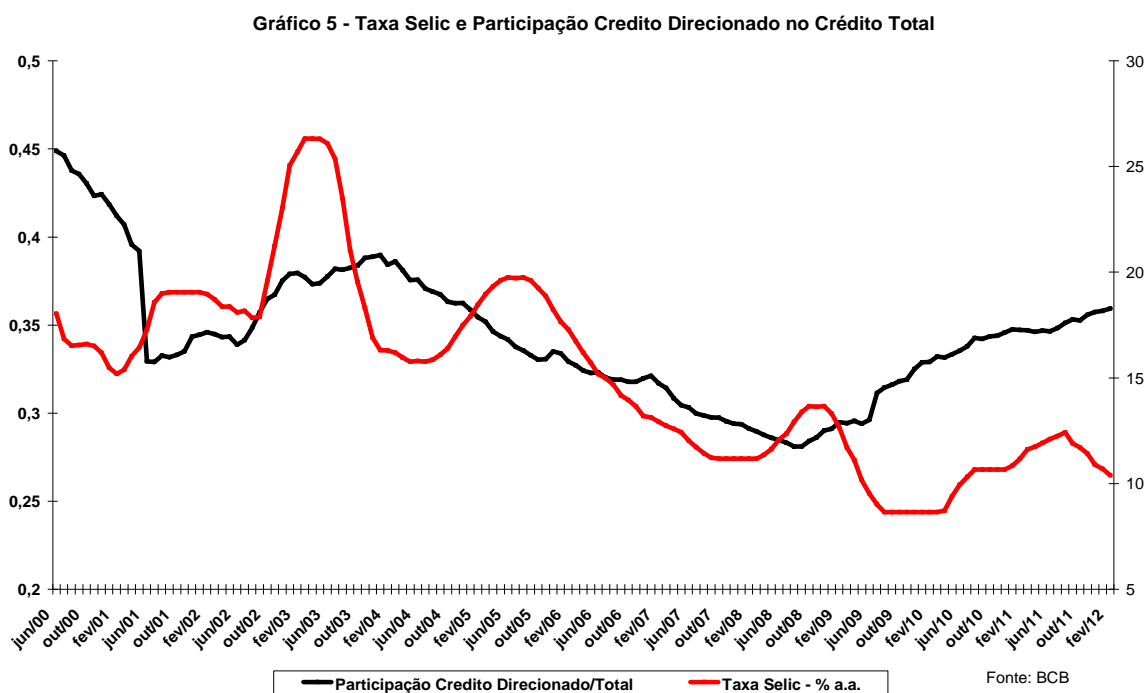
Em síntese, pelo menos sob o ponto de vista *teórico*, parece plausível a idéia de que a alta taxa de juros brasileira decorre, pelo menos em parte, da existência de falhas nos mecanismos de transmissão da política monetária. Esta percepção, no entanto, ainda carece de evidências empíricas.

## **Capítulo 4. Falhas de Transmissão e Nível da Taxa de Juros no Brasil: uma análise empírico-descritiva**

A hipótese de que as obstruções nos mecanismos de transmissão impactam no nível da taxa de juros necessita ser confrontada com os dados em busca de sustentação empírica. Este é o objetivo deste capítulo, que apresenta alguns gráficos que sugerem existir uma relação íntima entre falhas de transmissão e nível de taxa de juros para o caso da economia brasileira.

Antes de prosseguir, no entanto, cabe fazer um alerta, pois *correlações não implicam causalidade*. Sua utilização se explica por inspirar a investigação de possíveis relações entre as variáveis identificadas<sup>30</sup>.

O primeiro gráfico (gráfico 5) mostra a evolução do nível da taxa de juros Selic em paralelo à participação do crédito direcionado no crédito total:



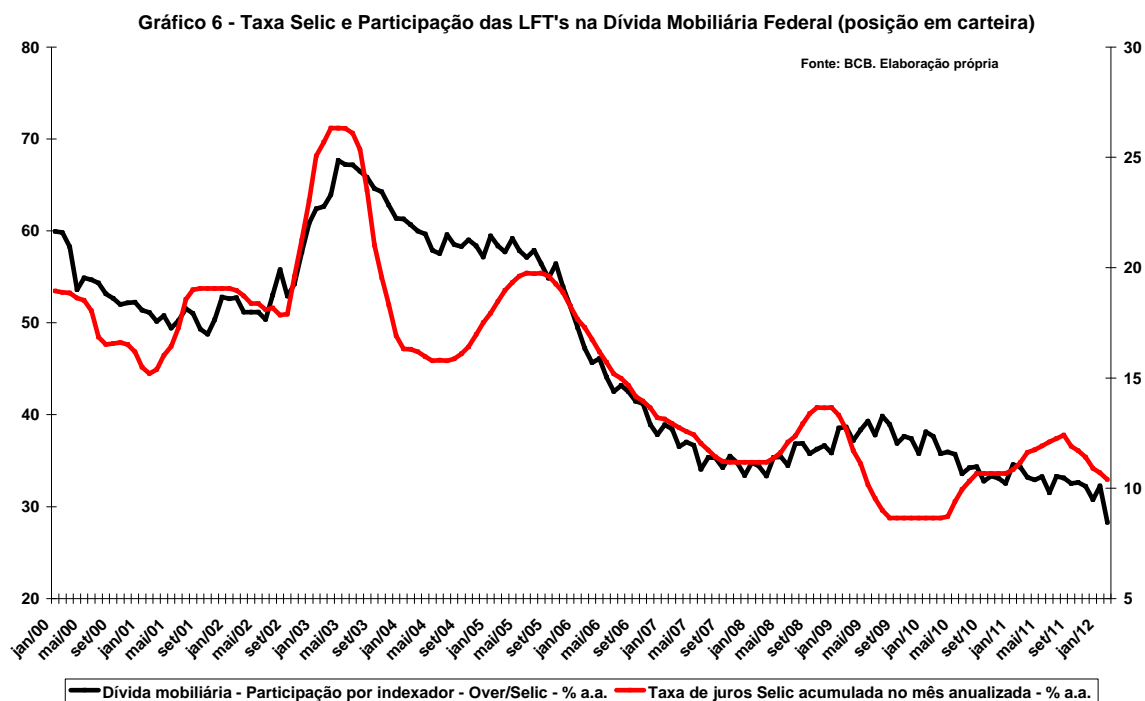
Nota-se que a evolução do nível da taxa de juros segue de perto a participação do crédito direcionado no crédito total. Contudo, por detrás de tal correlação existe uma

<sup>30</sup> A importância de elaborar e analisar gráficos como parte rotineira da análise estatística deve ser destacada. Além de oferecer um resumo simples, para entender um problema complexo, eles permitem um exame simultâneo dos dados como um agregado, além do comportamento de casos individuais.



via de mão dupla: (i) tanto um menor nível de taxa de juros estimula uma maior participação do crédito livre (em detrimento do direcionado) no crédito total; (ii) quanto uma menor participação do crédito direcionado eleva a capacidade da política monetária de afetar a demanda agregada. Assim, não é possível afirmar que é a redução do peso do direcionado que está reduzindo o nível da taxa de juros no Brasil (e não vice-versa). No entanto, sabe-se que quando o peso do direcionado é muito pequeno, então elevada é a capacidade da taxa Selic de afetar a trajetória da demanda.

O segundo gráfico (gráfico 6) mostra a trajetória da taxa de juros Selic em paralelo à participação das LFT's na composição da dívida pública mobiliária federal:

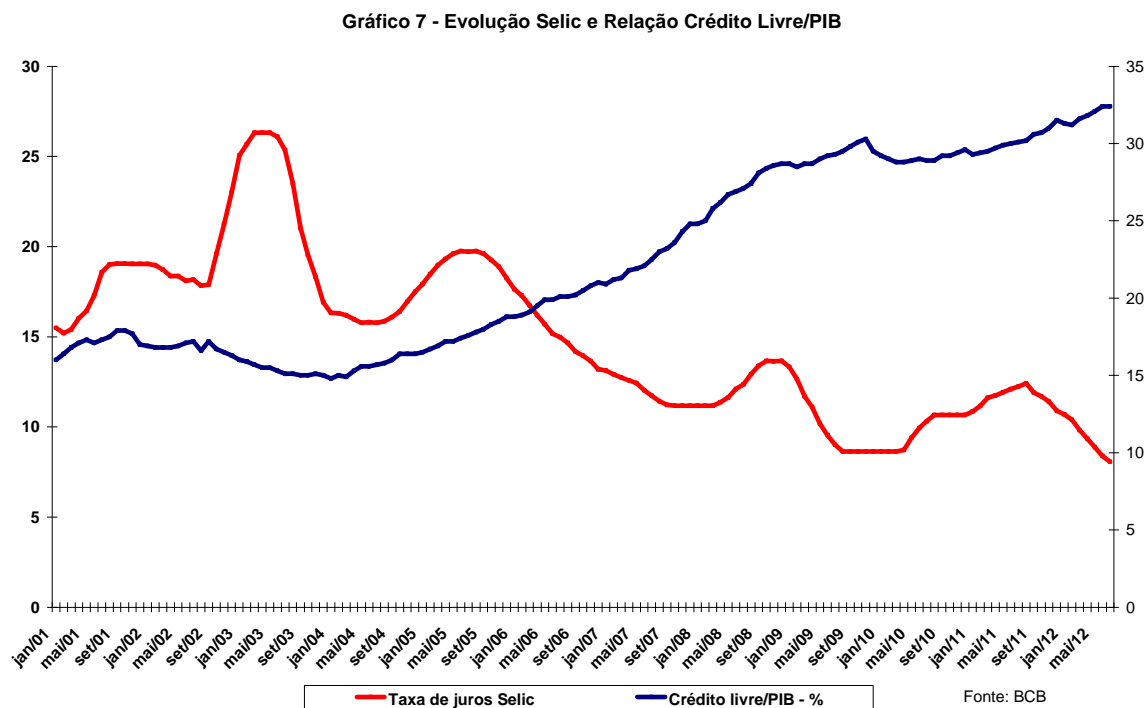


Como se percebe, as trajetórias da taxa de juros e da participação das LFT's na composição da dívida estão intimamente relacionadas. Todavia, esta relação também exige cautela, porque a *demand*a por LFT's é sensível à taxa de juros: ela se eleva quando se espera que os juros subam e se reduz quando se espera que eles caiam. Como identificar, portanto, que é a queda da Selic que está explicando uma menor participação de LFT's e não o contrário (menor participação implicando em menor Selic)?

Tal identificação não pode ser realizada *apenas* a partir do exposto. A rigor, nota-se uma ligeira precedência temporal de variações na Selic em relação a variações

na demanda por LFT's, o que poderia indicar que a elevada correlação está mais atrelada à dinâmica da demanda por LFT's do que à influência da participação de LFT's no nível da Selic. De todo modo, esta relação fica em aberto, não sendo possível nem aceitar nem negar a influência da menor participação de LFT's no nível da taxa de juros.

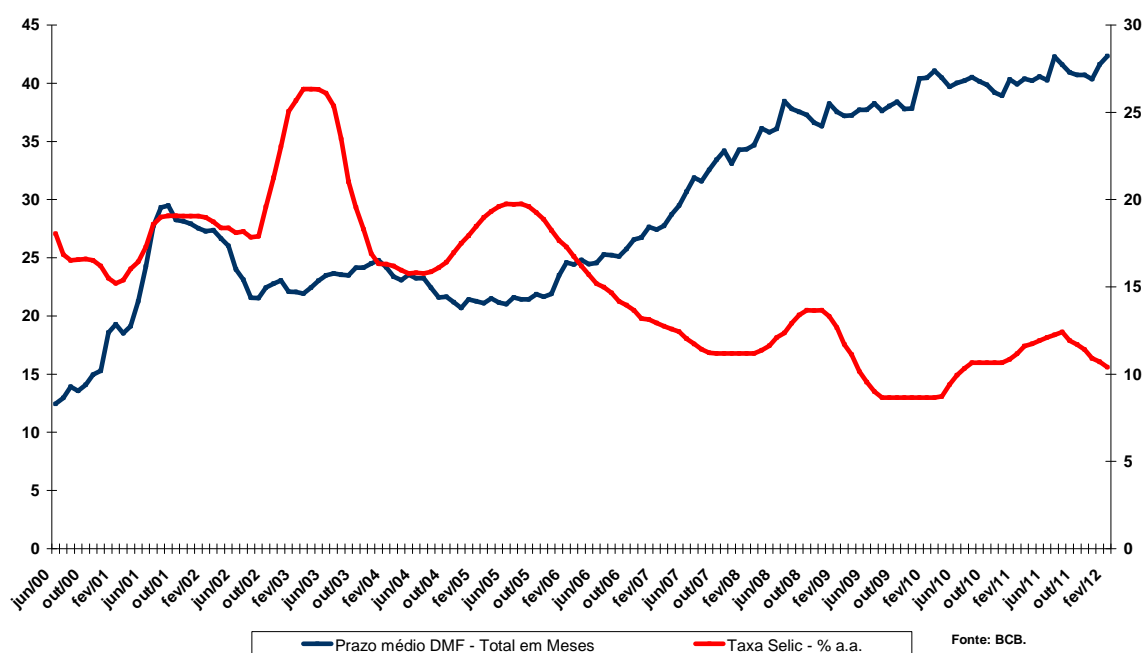
O terceiro gráfico (gráfico 7) apresenta a evolução da taxa de juros Selic em paralelo ao grau de aprofundamento do crédito livre no PIB brasileiro:



Pode-se perceber relações de causalidade em ambas as direções. Neste caso, no entanto, a expansão do crédito livre é em grande parte exógena, mais causa que efeito, determinada por escolhas de política financeira do governo. Deste modo, quanto maior a quantidade de crédito em uma economia, maior deve ser a capacidade da política monetária de influenciar a demanda agregada, porque nesse contexto maior deve ser a parcela do consumo e do investimento dependente do mercado de crédito. Assim, é possível que o maior aprofundamento do crédito livre esteja exigindo cada vez menos da taxa de juros para a condução da política monetária na economia brasileira.

O quarto gráfico (gráfico 8) mostra as trajetórias da taxa de juros Selic e do prazo médio da dívida pública emitida pelo Tesouro Nacional em ofertas públicas:

Gráfico 8 - Taxa Selic e Prazo Médio da DMF (Títulos do Tesouro)



Também neste gráfico, nota-se forte correlação negativa entre as variáveis. Mas, mesmo levando em consideração a possibilidade da causalidade reversa, não se rejeita que à medida que o prazo médio se elevava, menor era o nível da Selic requerida pela execução da política monetária. Ao menos permanece a possibilidade da explicação teórica de que falhas impactam no nível da taxa de juros.

Resumindo, as estatísticas apresentadas neste capítulo não são capazes de, por si só, confirmarem a hipótese deste trabalho. O que, no máximo, algumas delas fazem é caminhar na direção de uma possível corroboração<sup>31</sup>.

<sup>31</sup> A hipótese deste trabalho tem como uma de suas fortalezas a capacidade de lidar não só com o nível da taxa de juros, mas também com a tendência de queda recentemente observada na referida variável no Brasil. Ou seja, à medida que se desobstruem os mecanismos de transmissão, menores níveis de juros são requeridos pela política monetária. Os gráficos apresentados apontam nesta direção.

## **Capítulo 5. Falhas de Transmissão e Nível da Taxa de Juros no Brasil: uma análise econométrica**

Este capítulo busca estimar uma curva IS para o caso da economia brasileira. Tal como afirmam Carneiro e Wu (2003; p. 262), “*para avaliar o impacto restritivo dos juros sobre o PIB, economistas recorrem à curva IS*”. De fato, como a curva IS relaciona atividade econômica com taxa de juros, então ela representa o mecanismo básico de transmissão da política monetária. No caso do Brasil, devido à presença de obstruções neste mecanismo, espera-se ser baixo o efeito médio da política monetária sobre a atividade econômica<sup>32</sup>. Vejamos o que dizem os dados.

### **V.1 Em Busca de uma Especificação para o Modelo**

Diversos estudos já se dedicaram a estimar uma curva IS. Para o caso da economia brasileira destacam-se Freitas e Muinhos (2001), Andrade e Divino (2001), Carneiro e Wu (2003), Holland e Santos (2008), Bonomo e Brito (2002) e Nogueira de Carvalho (2008). Para o caso de países avançados, dentre outros, destacam-se Nelson (2001), Goodhart e Hofmann (2003) e Fuhrer e Rudebusch (2004).

De maneira geral, as estimativas envolvem a seguinte especificação, segundo Goodhart e Hofmann (2003)<sup>33</sup>:

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \beta_3 (i_{t-1} - \pi_{t-1}) + \varepsilon_t$$

O hiato do produto corrente costuma estar relacionado com o hiato passado devido a: (i) inércia na evolução do produto; (ii) existência de hábitos de consumo dos agentes. Além disso, existem vários fatores que fazem com que o ajuste do hiato ao produto à taxa de juros leve algum tempo.

Uma das razões para que haja defasagem na atuação da política monetária é a existência de diversas taxas de juros na economia. Como parte dos canais de

---

<sup>32</sup> Se realmente for baixo o efeito médio da política monetária no país, então um maior nível da taxa de juros passa a ser requerido pela política monetária, tal como visto no capítulo teórico deste trabalho.

<sup>33</sup> Esta equação, onde  $y$  representa o hiato do produto,  $i$  representa a taxa nominal de juros e  $\pi$  representa a taxa de inflação, teria se tornado de acordo com Nelson (2001) “*one of the standard empirical models of aggregate demand in the US*” (Goodhart e Hofmann; 2003; p. 7).

transmissão da política monetária depende dos efeitos da taxa básica de juros nas taxas longas, então é possível que haja defasagens para o caso das taxas longas não reagirem imediatamente a alterações na taxa básica. Ademais, as taxas praticadas pelos bancos e outros agentes do mercado financeiro para operações de crédito podem não se ajustar imediatamente a alterações nas taxas de juros, por exemplo, devido à existência de operações de crédito pré-aprovadas (*loan commitment*).

É importante frisar que a existência de defasagens na transmissão da política monetária não implica necessariamente que seus efeitos sejam inexistentes no curtíssimo prazo: *apenas indicam que leva tempo para que o efeito alcance sua plenitude*. Com efeito, modelos empíricos estimados através de vetores autoregressivos (VAR) mostram que o resultado da política monetária sobre o produto atinge seu pico ao redor de seis meses após um choque de política monetária – Christiano *et al.* (1999) para o caso dos EUA e Minella (2003) para o caso do Brasil.

Acontece, no entanto, que o desempenho empírico da especificação supracitada nem sempre foi satisfatório, fato normalmente chamado de *IS puzzle* (Goodhart e Hofmann, 2003). Uma possibilidade explicativa para o *puzzle* daquela especificação poderia residir na omissão de variáveis significativas na estimação. A rigor, existem fortes *razões teóricas* que justifiquem a introdução de outras variáveis no modelo.

No caso de uma economia aberta, por exemplo, a especificação precisa ser ajustada para levar em conta as alterações na taxa real de câmbio. Mudanças no preço relativo dos bens produzidos domesticamente em relação aos importados têm impactos nas exportações líquidas, de modo que uma apreciação (depreciação) cambial torna os produtos domésticos mais caros (baratos) do que os importados, *ceteris paribus*.

Também deveria ser acrescentada na especificação da curva IS alguma variável que captasse os impactos da economia internacional sobre a demanda doméstica como, por exemplo, o hiato do produto do resto do mundo<sup>34</sup>. A inclusão desta variável no modelo, embora possa parecer uma hipótese *ad-hoc*, está em linha com a teoria macroeconômica. Afinal, uma expansão do resto do mundo tende a deslocar a curva de demanda agregada doméstica para cima e para direita.

---

<sup>34</sup> Goodhart e Hofmann (2003) incluem no modelo o hiato do produto dos EUA. Carneiro e Wu (2003) utilizam a taxa de crescimento do quantum total exportado e a taxa de crescimento do PIB dos EUA. Holland e Santos (2008) utilizam o hiato do produto dos países da OCDE.

A ausência de uma variável que seja representativa do impacto do setor público na demanda agregada também precisa ser sanada. Como se sabe, a política fiscal constitui importante determinante da dinâmica da demanda agregada por três vias distintas: gastos do governo, arrecadação de impostos e transferências. Como a existência de variáveis omitidas pode gerar problemas de viés, optou-se por introduzir uma variável fiscal no modelo (resultado primário).

Holland e Santos (2008) argumentam sobre a importância de se utilizar a variação dos termos de troca como variável de controle na estimação da IS. Isto porque em países onde a cesta de produtos exportados e importados é muito concentrada, se a taxa de câmbio real aprecia devido a ganhos nos termos de troca, o efeito sobre o PIB do país pode ainda ser positivo. Uma melhora dos termos de troca leva a dois efeitos: (i) cada unidade exportada compra mais importações, isto é, tudo o mais constante a oferta total aumenta, o que permite uma expansão maior da demanda doméstica relativamente ao PIB; (ii) há um aumento da renda doméstica que leva ao aumento da demanda<sup>35</sup>.

## **V.2 Modelo**

O modelo básico a ser estimado é muito próximo do apresentado por Holland e Santos (2008), porém com a introdução de uma variável de controle para política fiscal:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-i} + \beta_3 r_{t-x} + \beta_4 q_{t-n} + \beta_5 y_{t-m}^* + \beta_6 tot_{t-k} + \beta_7 sp_{t-j} + \varepsilon_t$$

Onde  $y$  representa o hiato do produto;  $r$  a taxa de juros;  $q$  representa a taxa de câmbio real efetiva;  $y^*$  o hiato do produto do resto do mundo;  $tot$  representa os termos de troca e  $sp$  o resultado fiscal primário. Este modelo básico será estimado em duas versões, uma com taxa nominal de juros e outra com taxa real de juros ex-ante<sup>36</sup>.

Além do modelo básico (conforme visto, determinado teoricamente), um outro modelo também foi estimado. Este segundo modelo, denominado de modelo alternativo,

---

<sup>35</sup> Segundo Broda (2004), em regimes de câmbio fixo a absorção dos efeitos de alterações nos termos de troca é realizada principalmente pelo produto. Já nos países com câmbio flutuante, o efeito de variações nos termos de troca é absorvido em parte pela própria taxa de câmbio e em parte pelo produto. Com isso, vamos assumir que variações dos termos de troca possuem impacto sobre a demanda agregada, pois, na prática, poucos regimes cambiais são considerados plenamente flutuantes.

<sup>36</sup> Existem importantes mecanismos de transmissão que dependem da taxa nominal de juros como, por exemplo, o canal do crédito. Ademais, diversos estudos empíricos encontram efeitos significativos da taxa nominal sobre o hiato – Bernanke e Blinder (1992), Fuhrer e Moore (1995) e Wright (2002).

foi obtido a partir de uma estratégia de estimação que partiu de uma forma funcional geral e chegou a uma mais parcimoniosa, tendo a baixa significância estatística dos parâmetros como critério para retirada de variáveis. Também para o modelo alternativo serão estimadas duas versões, uma com taxa nominal de juros e outra com taxa real de juros *ex-ante*<sup>37</sup>. Em suma, serão estimados, no total, quatro modelos.

### **V.3 Período de Análise**

Os dados utilizados na estimação abrangem o período de jan/2003 a mai/2012, com frequência mensal, totalizando, portanto, 113 observações. A frequência mensal não é a ideal para grande parte dos dados aqui utilizados, afinal, acabam embutindo muito ruído nas séries. A opção por essa frequência, entretanto, foi inevitável, pois, do contrário, teríamos um número muito pequeno de observações e qualquer inferência seria ainda mais problemática<sup>38</sup>.

### **V.4 Fonte e Descrição dos Dados**

Como medida do PIB da economia brasileira utilizou-se o Índice de Atividade Econômica do BCB (IBC-BR) com ajuste sazonal. O PIB potencial foi calculado utilizando-se o filtro Hodrick-Prescott. Como *proxy* para o PIB mundial utilizamos a série mensal de produção industrial mundial dessazonalizada do Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis (CPB), construída a partir da produção industrial de todos os países que divulgam dados mensais, ponderados pela sua participação no PIB mundial.

Para a taxa nominal de juros foi utilizada a taxa Selic efetiva acumulada no mês, divulgada pelo BCB. Para a taxa real de juros *ex-ante*, utilizou-se a taxa do Swap Pré-DI 360 dias deflacionada pelas expectativas de inflação 12 meses à frente, ambas as séries tendo como fonte o BCB. Como medida da taxa de câmbio real utilizou-se o Índice de taxa de câmbio real efetiva (TCRE) do BCB, que considera para o nível de preços externos uma média ponderada de uma cesta de 20 países, onde as ponderações são definidas a partir do peso destes países na balança comercial brasileira. O nível de

---

<sup>37</sup> Ademais, tentou-se estimar outros modelos, tendo como variável dependente o nível de produto (em primeira diferença) e o grau de utilização da capacidade instalada (fonte: IBC-BR e CNI). Contudo, os resultados obtidos foram de péssima qualidade estatística e, portanto, não serão aprofundados. Os principais problemas destes modelos foram: autocorrelação, falta de significância estatística de algumas variáveis importantes e qualidade precária de ajustamento.

<sup>38</sup> A escolha deste período se deveu à disponibilidade do dado IBC-BR, proxy para o PIB mensal. Aliás, foi a boa aderência do IBC-BR ao PIB que justificou a utilização deste dado em detrimento de outros.

preços doméstico envolvido no cálculo da TCRE é o IPCA. O dado de termos de troca, por sua vez, foi obtido pelas séries de índices de preços de importação e exportação da Funcex, divulgada pelo Ipeadata.

Como medida fiscal, optou-se pela utilização de um dado “limpo” de superávit primário, denominado de *superávit primário ajustado*. A vantagem deste indicador é que ele desconsidera contabilidades criativas<sup>39</sup>. Não se retiram os investimentos do PAC e as contas da Petrobrás e da Eletrobrás do cálculo do indicador, pois tais investimentos constituem despesas primárias e têm impacto na demanda agregada. Ademais, o dado utilizado desconsidera a operação ocorrida em set/2011 de venda de direitos de barris futuros de petróleo da União para a Petrobrás.

## **V.5 Tratamento**

Naturalmente, os dados descritos anteriormente passaram por algum tratamento. As séries de taxa de câmbio real, termos de troca e superávit primário foram colocadas em logaritmo. A série de superávit primário foi deflacionada pelo IPCA e utilizada no acumulado de 12 meses<sup>40</sup>, porque do contrário, devido à alta frequência dos dados, seria muito difícil capturar empiricamente qualquer efeito relevante sobre as outras variáveis.

As séries de taxa de câmbio real efetiva ( $ln\_e$ ), taxa de juros nominal ( $i$ ), taxa de juros real *ex-ante* ( $r$ ), e termos de troca ( $ln\_tot$ ) apresentaram raiz unitária e foram utilizadas *em primeira diferença*. As séries de hiato do produto doméstico ( $y$ ) e internacional ( $y^*$ ), e de superávit primário ( $ln\_sp$ ), por sua vez, são integradas de ordem zero. A tabela 1 apresenta os resultados dos testes DF-GLS, ADF e KPSS:

<b>Tabela 1 - Testes de Raiz Unitária</b>			
<i>Exogenous: Constant</i>			
<i>Resultados considerados com nível de significância de 10%.</i>			
	<b>DF-GLS</b>	<b>ADF</b>	<b>KPSS</b>
<b>y</b>	I(0)	I(0)	I(0)
<b>y*</b>	I(0)	I(0)	I(0)
<b>i</b>	I(1)	I(0)	I(1)
<b>r</b>	I(1)	I(1)	I(1)
<b>ln_e</b>	I(1)	I(1)	I(1)
<b>ln_tot</b>	I(1)	I(1)	I(1)
<b>ln_sp</b>	I(0)	I(0)	I(0)

Dados de jan/2003 a mai/2012. Software: Eviews

<sup>39</sup> Agradeço ao economista Alexandre Schwartzman pela disponibilização destes dados. Também agradeço ao economista Fabio Giambiagi pela discussão sobre o tema.

<sup>40</sup> Ademais, somou-se uma constante (33) para se eliminar valores negativos da referida variável, de modo a permitir o uso do logaritmo natural.



Dado que houve diferença de resultados nos testes de raiz unitária, o critério de escolha baseou-se no DF-GLS, devido ao seu maior poder vis-à-vis os demais testes (a esse respeito, ver Elliot, Rothenberg e Stock, 1996)<sup>41</sup>.

## **V.6 - Método de Estimação Utilizado**

O método de estimação utilizado foi o OLS. Cabe uma explicação sobre o porquê desta escolha. As variáveis independentes da curva estimada foram utilizadas com defasagem, obtendo-se exogeneidade fraca das mesmas (pré-determinação) e possibilitando a estimação via OLS. Esta escolha pode parecer estranha ao leitor familiarizado com modelos novo-keynesianos, onde a taxa de juros constitui uma variável endógena. Por exemplo, consideremos o seguinte modelo:

$$y_t = -c[i_t - E(\pi_t) - r] + u_t$$

$$i_t = r + E(\pi_t) + a[E(\pi_t) - \pi^*] + by_t$$

A primeira equação representa uma curva IS novo-keynesiana e a segunda uma regra de Taylor<sup>42</sup>. Neste modelo específico, a taxa de juros  $i$  em  $t$  está correlacionada com o choque  $u$  em  $t$ , pois um choque positivo de demanda eleva o produto efetivo acima do potencial, o que, pela regra de política monetária, leva o BC a subir a taxa de juros. Se este fosse o nosso modelo, deveríamos utilizar um método de estimação que contornasse o problema da endogeneidade (GMM, por exemplo). Mas, não sendo este o caso, a utilização do método OLS não apresenta maiores problemas.

## **V.7 Resultados das Estimativas**

Antes de apresentar os resultados das estimativas, justifica-se a estrutura de defasagens considerada para as variáveis explicativas. Sua forma de obtenção seguiu a seguinte estratégia empírica: (i) partiu-se da estimação de um modelo de curva IS bem

---

<sup>41</sup> É possível diferenciar as séries tantas vezes quantas forem necessárias e realizar o teste de raiz unitária para saber quando ela se torna estacionária, encontrando, assim, a sua ordem de integração. Nesse sentido, foram realizados testes de raiz unitárias nas variáveis  $I(1)$  da tabela, mas em diferença. Os resultados obtidos indicam que as séries são estacionárias em primeira diferença e, portanto, integradas de primeira ordem,  $I(1)$ .

<sup>42</sup> A inserção de uma Curva de Philips apenas agravaria a questão da endogeneidade. Nas equações do modelo,  $y$  representa o hiato do produto,  $i$  representa a taxa nominal de juros,  $r$  representa a taxa neutra de juros,  $u$  representa um choque de demanda,  $\pi$  representa a taxa de inflação e  $\pi^*$  representa a meta.

geral, considerando-se diversas defasagens para as variáveis explicativas (Modelo 1 da tabela abaixo); (ii) caminhou-se na direção de um modelo cada vez mais parcimonioso (Modelo 5 da tabela abaixo), tendo como critério para a retirada de variáveis, uma a uma, a baixa significância estatística dos parâmetros.

A partir da estratégia supracitada chegou-se ao *modelo alternativo* deste trabalho. Em primeiro lugar, apresentamos os resultados deste modelo (Modelo 5) tendo como *taxa de juros utilizada a taxa nominal* (tabela 2):

Tabela 2 - Modelos com hiato e taxa nominal de juros					
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5
Variável	Valor do Parâmetro	Valor do Parâmetro	Valor do Parâmetro	Valor do Parâmetro	Valor do Parâmetro
<i>c</i>	0,007	0,007	0,005	0,003	(0,001)
<i>gap(-1)</i>	0,614***	0,609***	0,625***	0,671***	0,686***
<i>gap(-2)</i>	(0,023)				
<i>gap(-3)</i>	(0,112)	(0,129)	(0,114)	(0,129)	
<i>di(-3)</i>	0,001	0,001			
<i>di(-4)</i>	0,002	0,002	0,004	0,005	0,005*
<i>di(-5)</i>	0,001	0,001			
<i>di(-6)</i>	(0,005)	(0,005)	(0,004)	(0,007)**	(0,008)**
<i>di(-7)</i>	(0,004)	(0,005)	(0,005)		
<i>di(-8)</i>	(0,001)				
<i>di(-9)</i>	0,004	0,004	0,003	0,004	0,005*
<i>di(-10)</i>	0,008*	0,008*	0,008**		
<i>di(-11)</i>	(0,007)	(0,007)**	(0,007)**	(0,005)**	(0,004)**
<i>di(-12)</i>	(0,001)				
<i>di(-13)</i>	(0,007)**	(0,007)***	(0,008)***	(0,004)**	(0,004)**
<i>di(-14)</i>	0,006	0,006*	0,006**	0,007***	0,007***
<i>di(-15)</i>	0,002	0,002	0,002		
<i>di(-16)</i>	(0,003)	(0,003)*	(0,003)*	(0,004)***	(0,003)***
<i>di(-17)</i>	0,001				
<i>di(-18)</i>	(0,001)	(0,001)	(0,001)		
<i>gapw(-1)</i>	0,036				
<i>gapw(-2)</i>	0,304	0,340***	0,351**	0,313**	0,367***
<i>gapw(-3)</i>	(0,116)	(0,115)	(0,145)	(0,133)	(0,272)**
<i>de(-1)</i>	(0,050)	(0,051)*	(0,050)*	(0,048)*	(0,058)*
<i>de(-2)</i>	(0,042)	(0,043)	(0,043)	(0,035)	
<i>de(-3)</i>	(0,009)	(0,011)			
<i>dtot(-1)</i>	0,023	0,024	0,024		
<i>dtot(-2)</i>	0,033	0,033	0,029	0,030	
<i>log_sp(-1)</i>	(0,001)	(0,001)			
<i>log_sp(-2)</i>	(0,001)	(0,001)**			
<i>log_sp(-3)</i>	(0,001)	(0,001)	(0,001)**	(0,001)	
<i>R2 Ajustado</i>	0,880	0,889	0,896	0,897	0,894
<i>Prob (F-statistic)</i>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<i>AIC</i>	-6,933	-7,038	-7,133	-7,202	-7,212
<i>BIC</i>	-6,013	-6,254	-6,484	-6,694	-6,811

\*\*\*, \*\* representam, respectivamente, significância a 10%, 5% e 1%.  
 Todos os modelos possuem as mesmas três dummies sazonais.

O teste LM foi utilizado para testar a presença de autocorrelação nos resíduos, uma vez que o tradicional teste de Durbin-Watson não se aplica em casos em que há a

presença de variável dependente defasada<sup>43</sup>. Não foi possível rejeitar a hipótese nula de inexistência de autocorrelação. Além disso, para obtenção de estimativas consistentes dos erros padrão dos parâmetros, aplicou-se a correção de Newey-West.

Os resultados obtidos não são satisfatórios. Há pouca robustez de algumas variáveis mediante a inclusão e exclusão de outras, em que o nível de significância estatística de alguns parâmetros se altera drasticamente. Apenas o hiato doméstico defasado, as taxas de juros de onze e treze defasagens e o hiato do resto do mundo com duas defasagens apresentam uma relação robusta com o hiato do produto (valores e significância estatística pouco ou quase nada se alteram).

Em relação à taxa de juros, foi encontrada elevada defasagem para a atuação da política monetária. Este resultado, contudo, não causa espanto. De acordo com estudo empírico recente do BCB (2012; p. 99), *“as estimativas para o tempo decorrido entre a decisão de política monetária e a ocorrência dos efeitos iniciais sobre a inflação por meio do canal de demanda (...) atualmente se situam entre três e cinco trimestres”* de acordo com os modelos de pequeno porte da instituição<sup>44</sup>. Aliás, se for mesmo verdade que bancos centrais operam com tamanha defasagem, então:

*“Uma política de estabilização baseada em golpes preventivos parecerá equivocada e pode, conseqüentemente, expor o banco central a críticas pesadas. A razão é simples. Se a autoridade monetária contrair sua política tão cedo que a inflação nunca suba, o golpe preventivo é um sucesso, mas críticos do banco central questionarão – em voz alta, sem dúvida – por que o banco central resolveu contrair quando o dragão da inflação não era visível em lugar nenhum. De forma semelhante, um golpe preventivo bem-sucedido contra a estagnação econômica evitará que o desemprego aumente e fará com que os críticos reclamem que as autoridades estavam tendo alucinações sobre o aumento do desemprego”* (Blinder, 1999; p. 39).

---

<sup>43</sup> É importante realizar testes de autocorrelação nos resíduos, pois: (i) trata-se de um problema comum em dados séries temporais; (ii) sua presença faz com que ocorra uma piora na eficiência das estimativas dos parâmetros, que deixam de apresentar o atributo desejável de variância mínima; (iii) sua presença na existência de variáveis dependentes defasadas torna as estimativas de MQO viesadas e inconsistentes. Para lidar com o problema da autocorrelação dos resíduos existem alguns métodos, sendo o mais conhecido o teste de Durbin-Watson. O fato da estatística de Durbin-Watson estar disponível na maioria dos softwares estatísticos leva muitos pesquisadores a usá-la de maneira indiscriminada (e errônea). Sua utilização, por exemplo, seria inadequada para casos onde existe variável dependente defasada. Nesses casos, como alternativa recomenda-se a aplicação do teste LM de Breusch-Godfrey.

<sup>44</sup> Este resultado de modo algum é contraditório com o trabalho mencionado Minella (2003), porque a defasagem da transmissão monetária tem se elevado na economia brasileira ao longo do tempo.

Mesmo considerando a longa defasagem de atuação da política monetária, *o exercício sugere que o efeito da política monetária sobre o hiato do produto é pouco expressivo no Brasil, tal como esperado*. Os resultados dessa evidência econométrica, no entanto, devem ser tomados com ressalvas. Primeiro, pois este trabalho contou com uma base de dados bastante curta e, dada à frequência, bastante ruidosa. Essas duas características se traduzem numa estimação menos eficiente. Ademais, problemas de especificação, sempre possíveis, podem estar enviesando os resultados encontrados. Afinal, o processo de estimação utilizado supõe a existência de um modelo “correto”.

Além do modelo alternativo, que apresentou a estrutura de defasagens considerada, estimou-se a curva IS a partir do *modelo básico* descrito na seção VI.2, também com *taxa nominal de juros*:

<b>Tabela 3 - Modelo Teórico com hiato e taxa nominal de juros</b>	
<b>Variável</b>	<b>Valor do Parâmetro</b>
<i>c</i>	0,007*
<i>gap(-1)</i>	0,569***
<i>di(-11)</i>	(0,002)**
<i>gapw(-1)</i>	0,217***
<i>de(-1)</i>	-0,047
<i>dtot</i>	0,066**
<i>log_sp(-1)</i>	(0,001)*
<b>R2 Ajustado</b>	0,844
<b>Prob (F-statistic)</b>	0,000
<b>AIC</b>	-6,939
<b>BIC</b>	-6,732
***, ** e * representam, respectivamente, significância a 10%, 5% e 1%. Modelo com uma dummy para 2008/12	

Neste modelo, todas as variáveis possuem sinal esperado e mostram-se estatisticamente significativas, com exceção da taxa de câmbio<sup>45</sup>. O R<sup>2</sup> ajustado é elevado e os resultados aparentam robustos com a inclusão e exclusão de algumas variáveis. Em relação ao parâmetro da taxa de juros, mais uma vez, parece *pouco expressivo o efeito desta variável sobre a evolução do hiato na economia brasileira*.

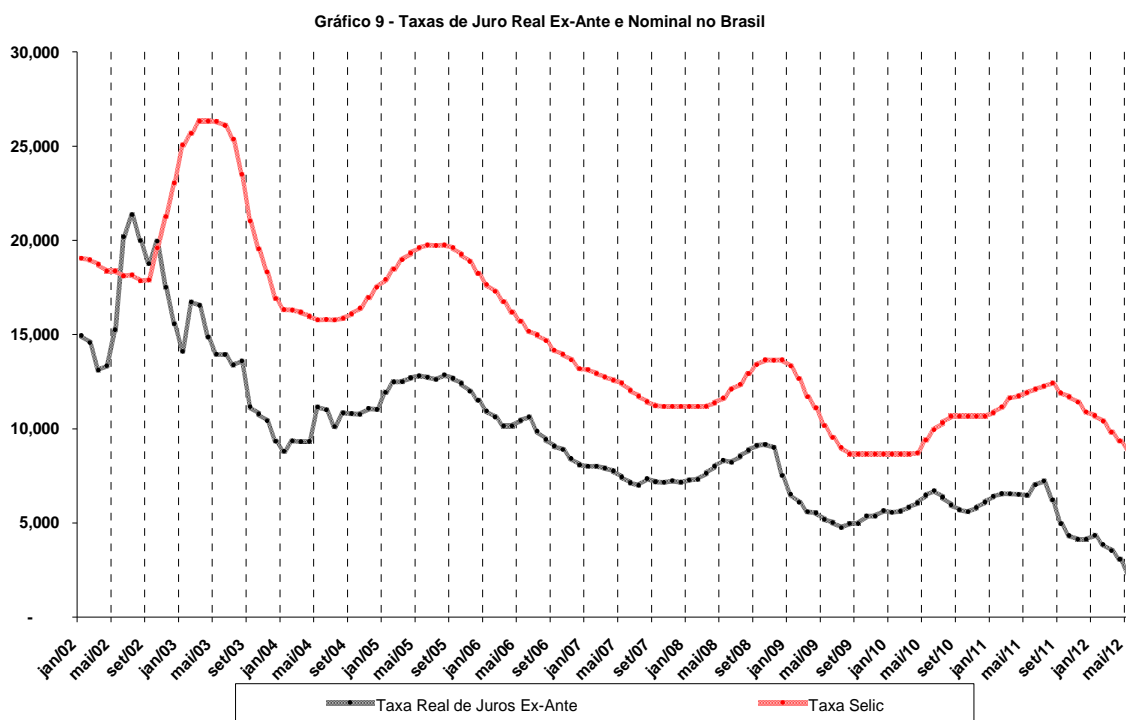
<sup>45</sup> A não-significância estatística do câmbio não chega a ser uma novidade. Diversos trabalhos possuem dificuldade no resultado empírico de tal variável. Por exemplo, Holland e Santos (2008). Como possíveis argumentos: (i) falta de uma medida adequada de desalinhamento cambial (diferença entre a taxa real de câmbio efetiva e a taxa real de câmbio de equilíbrio); ii) possibilidade de efeitos não lineares da taxa de câmbio real sobre a atividade econômica; iii) elevada volatilidade da taxa de câmbio real.

Depois de estimados os modelos básico e alternativo com taxa nominal de juros, repetimos o exercício, porém considerando a *taxa real de juros ex-ante* (DI de 360 dias descontado pelas expectativas de inflação 12 meses à frente) como taxa de referência para a atuação da política monetária. A tabela 4 reporta os resultados do *modelo alternativo*, que, de novo, caminhou do geral (Modelo 1) para o específico (Modelo 5):

<b>Tabela 4 - Modelos com hiato e taxa real de juros ex-ante</b>					
	<b>Modelo 1</b>	<b>Modelo 2</b>	<b>Modelo 3</b>	<b>Modelo 4</b>	<b>Modelo 5</b>
<b>Variável</b>	<b>Valor do Parâmetro</b>	<b>Valor do Parâmetro</b>	<b>Valor do Parâmetro</b>	<b>Valor do Parâmetro</b>	<b>Valor do Parâmetro</b>
<b>c</b>	0,010	0,010	0,010	0,006	0,006
<b>gap(-1)</b>	0,606***	0,607***	0,62***	0,56***	0,63***
<b>gap(-2)</b>	-0,070	-0,070	-0,088		
<b>gap(-3)</b>	-0,035	-0,031			
<b>dr(-3)</b>	-0,001	-0,001	-0,001		
<b>dr(-4)</b>	-0,001				
<b>dr(-5)</b>	0,001	0,001			
<b>dr(-6)</b>	0,000				
<b>dr(-7)</b>	-0,001	-0,001			
<b>dr(-8)</b>	0,001	0,001	0,001		
<b>dr(-9)</b>	(-0,004)**	(-0,004)***	(-0,004)***	(-0,004)***	(-0,003)***
<b>dr(-10)</b>	0,000				
<b>dr(-11)</b>	0,000				
<b>dr(-12)</b>	0,002	0,002	0,002*	0,002*	
<b>dr(-13)</b>	0,001	0,001			
<b>dr(-14)</b>	-0,002	-0,002	(-0,002)*	-0,002	
<b>dr(-15)</b>	(-0,003)*	(-0,003)*	(-0,003)**	(-0,003)**	(-0,002)*
<b>dr(-16)</b>	-0,002	(-0,002)**	-0,002	-0,001	(-0,002)*
<b>dr(-17)</b>	0,001	0,001	0,001		
<b>dr(-18)</b>	0,001	0,001	0,001	0,001	
<b>gapw(-1)</b>	-0,115	-0,103	-0,109		
<b>gapw(-2)</b>	0,509**	0,5**	0,521**	0,338***	0,453***
<b>gapw(-3)</b>	-0,169	-0,175	-0,202	-0,156	(-0,321)***
<b>de(-1)</b>	(-0,047)*	(-0,047)*	(-0,047)**	(-0,044)**	-0,046
<b>de(-2)</b>	(-0,064)*	(-0,065)*	(-0,068)**	(-0,059)*	
<b>de(-3)</b>	-0,051	-0,050	0,045	-0,044	
<b>dtot(-1)</b>	0,016	0,014			
<b>dtot(-2)</b>	0,041	0,038	0,039	0,048	
<b>log_sp(-1)</b>	0,000				
<b>log_sp(-2)</b>	-0,001	-0,001	-0,001		
<b>log_sp(-3)</b>	(-0,001)**	(-0,001)**	(-0,001)***	(-0,001)**	(-0,001)**
<b>R2 Ajustado</b>	0,869	0,879	0,887	0,892	0,888
<b>Prob (F-statistic)</b>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>AIC</b>	-6,853	-6,958	-7,058	-7,151	-7,189
<b>BIC</b>	-5,960	-6,200	-6,435	-6,691	-6,896

\*, \*\*, \*\*\* representam, respectivamente, significância a 10%, 5% e 1%.  
 Todos os modelos possuem as mesmas duas dummies sazonais (12/08 e 06/08).

Também neste modelo observa-se um *baixo poder da taxa real de juros em influenciar a evolução do hiato*. Importante frisar que neste modelo a defasagem da taxa real de juros com significância estatística, e com resultados robustos, foi a taxa de nove meses de defasagem. Essa diferença em relação ao modelo com taxa nominal (onde a taxa de onze era relevante), no entanto, não surpreende, pois a taxa real ex-ante parece antecipar em algum grau os movimentos da Selic, conforme gráfico 9:



Por fim, apresentamos os resultados do *modelo teórico com taxa real de juros* (com nove meses de defasagem) na tabela 5:

<b>Tabela 5 - Modelo Teórico com hiato e taxa real de juros</b>	
<b>Variável</b>	<b>Valor do Parâmetro</b>
<i>c</i>	0,009***
<i>gap(-1)</i>	0,619***
<i>dr(-9)</i>	(-0,003)*
<i>gapw(-2)</i>	0,193***
<i>de(-1)</i>	(-0,078)**
<i>dtot</i>	0,064**
<i>log_sp(-3)</i>	(0,001)***
<b>R2 Ajustado</b>	0,823
<b>Prob (F-statistic)</b>	0,000
<b>AIC</b>	-6,814
<b>BIC</b>	-6,609
<small>***, **, * representam, respectivamente, significância a 10%, 5% e 1%. Modelo com uma dummy para 2008/12.</small>	

Também neste modelo observa-se *baixa magnitude para o parâmetro da taxa de juros*, o que mostra *baixa sensibilidade do hiato a alterações na taxa de juros*.

Em suma, os resultados encontrados parecem corroborar a hipótese de que o efeito da política monetária é pouco expressivo no Brasil. Das curvas IS estimadas,

todas apresentam parâmetro de taxa de juros com reduzido valor. Um aumento de 1 p.p na variação da taxa de juros acarretaria não mais do que um contração de 0,006% no hiato do produto, realmente um valor muito pouco expressivo. Provavelmente essa situação se deve aos canais de transmissão obstruídos da política monetária.

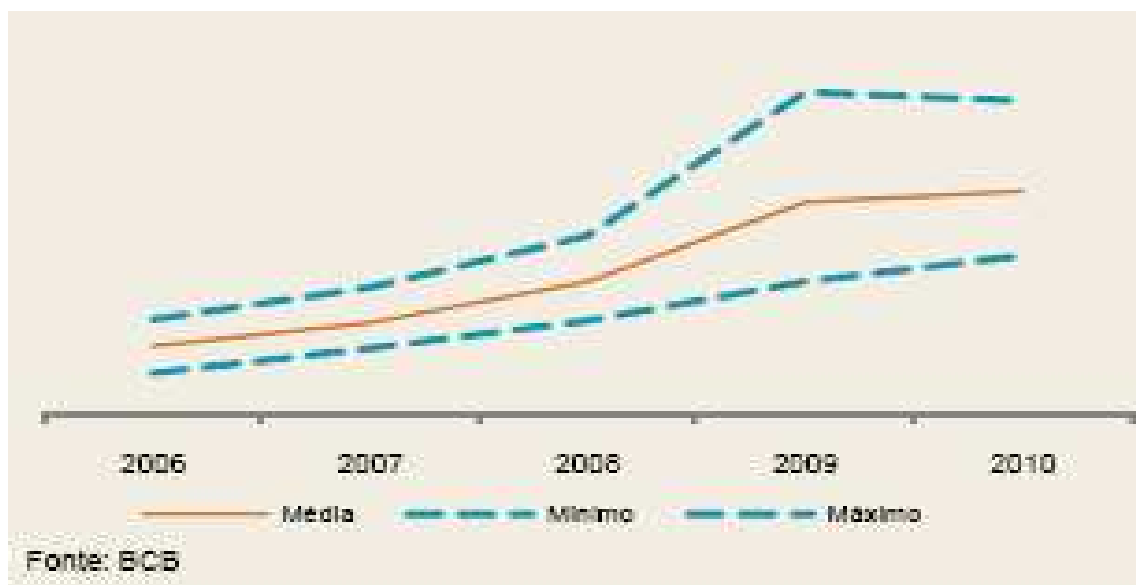
Todavia, vale frisar que todo cuidado é pouco diante destes resultados. Em especial, pois este trabalho contou com uma base de dados bastante curta e que, dada à frequência, bastante ruidosa, que se traduz em uma estimação menos eficiente do que seria desejada. Além disso, problemas de especificação podem também ter comprometido a análise, no sentido que o procedimento adotado pressupõe a existência de um modelo “correto”. Isto posto, outras tentativas de aproximação ao objeto merecem ser realizadas a fim de que se tenha maior segurança em relação aos resultados obtidos. Esta será a tarefa do próximo capítulo, que se apóia no conceito de poder da política monetária e em uma abordagem via vetores autoregressivos (VAR).

## **Capítulo 6. Falhas de Transmissão e Poder da Política Monetária no Brasil: uma análise VAR**

Se existem mecanismos de transmissão parcialmente obstruídos no Brasil, então deve ser baixo o poder da política monetária no país. E mais, à medida que esses mecanismos se desobstruem, o poder da política monetária deve se elevar. Com efeito, um estudo denominado de “*Poder da Política Monetária no Brasil*”, elaborado pelo BCB e publicado no Boxe do Relatório de Inflação de junho de 2010 parece corroborar esta percepção, de que o poder da política monetária está aumentando no caso da economia brasileira. Mas, antes, de prosseguir, vamos deixar claro o que quer dizer o conceito de poder da política monetária.

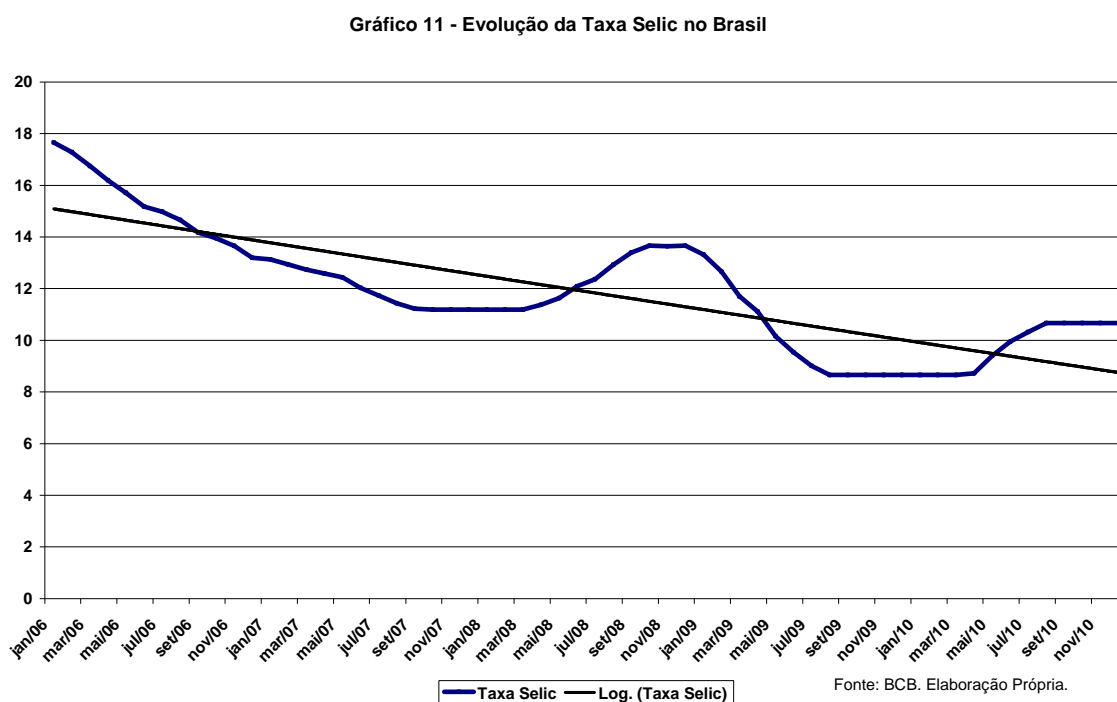
O conceito de *poder da política monetária* diz respeito à sensibilidade da taxa de inflação à taxa de juros básica da economia, passando pelo hiato do produto. Ou seja, se a taxa de inflação é muito (pouco) sensível à política monetária, então é alto (baixo) o poder da política monetária. Segundo BCB (2010; p. 103), uma maneira de mensurar o poder da política monetária é através do “*produto da soma dos coeficientes da taxa de juros na Curva IS pela soma dos coeficientes do hiato do produto na Curva de Philips*”.

A partir dos coeficientes obtidos pelos modelos de pequeno porte do BCB, tomando-se como base para normalização a média dos modelos em 2006, o gráfico abaixo (gráfico 10) apresenta a evolução do poder da política monetária no Brasil:





Para fins de comparação, vale reparar na evolução da taxa de juros durante o período em questão (gráfico 11).



Repare que à medida que se eleva o poder da política monetária, reduz-se o nível da taxa de juros requerido pela política monetária<sup>46</sup>. Soa intuitivo o raciocínio: afinal de contas, uma política monetária cada vez mais poderosa deve exigir cada vez menos da taxa de juros para o cumprimento de seus objetivos.

Mas, o que será que pode estar causando essa elevação do poder da política monetária no Brasil? De acordo com BCB (2010; p. 102), os possíveis responsáveis por este movimento são “*a expansão do crédito em relação ao PIB, bem como de sua maturação; menor concentração da dívida pública em títulos atrelados à taxa Selic; e aumento do prazo médio dos títulos da dívida pública*”. Como se percebe, todos esses fatores estão ligados ao processo de desobstrução dos canais de transmissão da política monetária relatados neste trabalho.

A expansão do crédito em relação ao PIB – em particular o crédito livre – aumenta o aprofundamento do mercado de crédito no processo de determinação da demanda agregada. O aumento da maturação dos contratos de dívida alonga a duração

<sup>46</sup> Considerando não só a média dos modelos, como também seus valores máximos e mínimos.

da estrutura a termo da taxa de juros brasileira. A menor concentração da dívida pública em LFT's aumenta o potencial de atuação do efeito riqueza. *Em resumo, o poder da política monetária, o grau de obstrução dos mecanismos de transmissão e o nível da taxa de juros são variáveis que aparentemente caminham de mãos dadas.*

Costa Neto (2007), através de uma análise empírica cross-country com dados de 37 países que examina a relação entre crédito/PIB e poder da política monetária, afirma o seguinte: *“uma política monetária mais potente pode permitir uma redução mais acentuada da taxa de juros praticada”*. De fato, seus resultados mostram que o desenvolvimento financeiro de um país influencia positivamente o poder da política monetária, com um aumento de 10 p.p. no crédito privado total/PIB de um país provocando contração de 0,068 p.p. da resposta da variação da inflação ao choque de juros no mesmo país.

Fraga (2006) argumenta que a fraqueza da política monetária no Brasil e, conseqüentemente, as altas taxas de juros, devem-se, em parte, a mecanismos de transmissão obstruídos:

“A principal distorção da atual cena econômica e financeira no Brasil é o altíssimo nível das taxas de juros. [...] Essa necessidade [de juros elevados] se exacerbou em razão de uma série de fatores, em que se destacam a fraqueza do mecanismo de transmissão da política monetária, dados o baixo volume de crédito na economia e a baixa duração da dívida pública [...]. No futuro, à medida que se alongue a dívida pública e cresça o volume de crédito na economia, a eficácia da política monetária aumentará” (Ibidem, p. 130).

## **V.1 – Poder da Política Monetária no Brasil – Uma Análise VAR**

Buscando verificar o poder da política monetária no Brasil, esta seção recorre ao uso da metodologia de vetores auto-regressivos (VAR's), por meio da qual identifica-se a resposta do produto e inflação mediante impulsos exógenos na taxa de juros.

Os modelos VAR examinam relações lineares entre cada variável e os valores defasados dela própria e de todas as demais variáveis incluídas do modelo, impondo como restrições à estrutura da economia somente a escolha do conjunto relevante de variáveis e o número máximo de defasagens envolvidas nas relações entre elas.

Portanto, trata-se de uma maneira conveniente de estimar efeitos de choques econômicos sem a imposição de toda estrutura de restrições de um modelo teórico completo<sup>47</sup>. Nas palavras de Fernández-Villaverde et al. (2007, p.1025):

*“The enterprise of identifying economic shocks and their impulse-response functions from VAR innovations aims, however, to coax interesting patterns from the data that will prevail across a set of incompletely specified and not fully trusted models. Despite pitfalls, it is easy to sympathize with the enterprise of identifying economic shocks from VAR innovations if one is not dogmatic in favor of a particular fully specified model.”*

## **VI.2 – Especificando o VAR**

O primeiro passo ao se decidir implementar um VAR é a escolha das variáveis endógenas. Como se quer medir o poder da política monetária, pelo menos três variáveis devem ser prontamente incluídas: taxa de juros, que representa o instrumento de política monetária, produto e inflação, que representam o mecanismo básico de transmissão da política monetária. A quarta variável que será considerada é a taxa de câmbio real, para se levar incorporar ao modelo os efeitos de uma economia aberta com regime de câmbio flexível<sup>48</sup>.

Os dados utilizados são mensais. Como a taxa de inflação mensal possui determinados valores negativos, optou-se por utilizar o nível geral de preços através de um número índice para o IPCA, tendo como fonte o IBGE. Para o produto, utilizou-se o IBC-BR do BCB com ajuste sazonal. Para a taxa de juros, utilizou-se a taxa Selic acumulada no mês, obtida junto ao BCB. E para a taxa real de câmbio, utilizou-se aquela informada pelo BCB, que deflaciona a taxa nominal e que considera para o nível de preços externos uma média ponderada de uma cesta de 20 países, onde as

---

<sup>47</sup> Os modelos VAR, evidentemente, têm as suas limitações. Uma delas refere-se ao elevado número de parâmetros, com reflexo no tamanho de amostra requerido para que se obtenha uma estimação confiável. Outra diz respeito ao fato de que cada modelo VAR é simplesmente uma “forma reduzida”, ou seja, as mesmas relações entre as variáveis e suas defasagens são simultaneamente compatíveis com vários diferentes modelos que descrevem também as relações contemporâneas entre as variáveis (chamados de “formas estruturais”). Ademais, como notam Goodhart e Hoffman (2003), “a severe limitation of the VAR approach is that it provides evidence only for the effect of monetary policy shocks, which account for a negligible share of overall interest rate movements, while nothing is learnt about the effect of systematic monetary policy measures” (Goodhart e Hofmann, 2003; p. 4).

<sup>48</sup> Todas as variáveis serão utilizadas em *primeira diferença* devido ao fato de serem, todas, I(1).

ponderações são definidas a partir do peso destes países na balança comercial brasileira. Também foram utilizadas doze dummies sazonais na análise.

A estratégia de identificação utilizada, proposta por Sims (1980), é a ortogonalização de Cholesky<sup>49</sup>. Essa estratégia depende de duas hipóteses básicas. Primeiro, supõe-se ausência de simultaneidade entre as variáveis, impondo uma “ordenação causal contemporânea”. Segundo, supõe-se que a matriz de erros é diagonal, ou seja, os choques estruturais não são correlacionados contemporaneamente. Sob essas hipóteses, o modelo é exatamente identificado e é possível proceder à investigação das inter-relações entre as variáveis por meio de funções de impulso-resposta.

Com base na ordenação causal utilizada, o modelo VAR é identificado na seguinte ordem: *produto, inflação, juros e câmbio*, da mais exógena para a mais endógena contemporaneamente. Desta forma, as hipóteses que se assumem são que o produto influencia contemporaneamente as outras três variáveis, enquanto estas não têm efeito contemporâneo sobre o primeiro. A inflação, segunda na ordenação de Cholesky, é influenciada contemporaneamente pelo produto e afeta contemporaneamente apenas as variáveis que estão ordenadas atrás, ou seja, taxa de juros e taxa de câmbio. Estas duas últimas variáveis seguem a mesma linha de raciocínio<sup>50</sup>.

Para determinar o número de defasagens das variáveis a serem incluídas no modelo, foram realizados os usuais testes de seleção do número de defasagens do sistema VAR, conforme tabela 4, a seguir:

Tabela 4 - Seleção de Defasagens (VAR)						
Defasagens	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1.109.278	NA	3.09e-14	-1.976.221	-1.846.327	-1.923.564
1	1.245.078	1.779.805	5.80e-15*	-2.144.071	(-1974209)*	(-2075211)*
2	1.225.330	1.647.923	6.52e-15	-2.133.326	-1.923.497	-2.048.264
3	1.237.264	1.829.185	7.14e-15	-2.125.727	-1.875.930	-2.024.462
4	1.254.830	2.561.027	7.07e-15	-2.128.654	-1.838.889	-2.011.187
5	1.279.157	33.64855*	6.22e-15	(-21.44218)*	-1.814.486	-2.010.549

Fonte: elaboração própria. \*Indica o número de defasagens selecionado por cada critérios. LR: estatística LR; FPE: erro final de previsão; AIC: critério de informação de Akaike; SC: critério de informação de Schwarz; HQ: critério de informação de Hannan-Quinn.

<sup>49</sup> Vale frisar, no entanto, que coexistem vários métodos alternativos de identificação na literatura. Parte deles baseia-se na imposição de restrições teóricas ou ad hoc sobre as relações contemporâneas entre as variáveis (Sims 1980, Bernanke 1986), sobre os efeitos de longo prazo de certos choques (Blanchard & Fisher 1989) ou sobre os sinais dos efeitos dos choques (Uhlig 2005); outras abordagens buscam explorar propriedades dos dados, como as distribuições dos resíduos (Pesaran & Shin 1998), quebras estruturais e heterocedasticidade (Lanne et al. 2009, Lanne & Lutkepohl 2008) e correlações condicionais entre os resíduos do VAR (Swanson & Granger 1997). Sobre esta discussão, ver Cavalcanti (2010).

<sup>50</sup> Pode parecer infundado afirmar que o câmbio não afeta contemporaneamente a inflação (pass-through). Mas, segundo Maciel (2006) e Fonseca (2006) a defasagem neste repasse no Brasil é maior que um mês.

Os critérios FPE, SC e HQ sugerem a inclusão de uma defasagem no modelo. O critério LR sugere cinco defasagens, mas esta escolha não será levada em consideração por alguns motivos: (i) o teste LR é baseado na teoria assintótica e, portanto, deve ser aplicado somente para grandes amostras; (ii) quatro defasagens comprometeriam a qualidade das estimativas devido à perda de graus de liberdade. A rigor, por este último motivo que também não se optou pelos resultados do critério AIC. Logo, o modelo foi estimado com apenas uma única defasagem.

O teste LM foi aplicado e não houve evidência favorável à rejeição da hipótese nula – de inexistência de autocorrelação nos resíduos (tabela 5):

<b>Tabela 5 - Teste de Autocorrelação Serial LM</b>		
Defasagens	<i>LM estatística</i>	<i>Probabilidade</i>
1	21,41	0,1630
2	19,44	0,2464
3	16,93	0,3898
4	11,30	0,7901
5	19,67	0,2352
6	16,13	0,4434
7	9,48	0,8919
8	19,21	0,2574
9	3,80	0,8768
10	12,88	0,6809
11	21,40	0,1634
12	8,70	0,9250

Fonte: Elaboração Própria.

O teste de heterocedasticidade conjunto foi aplicado e não se rejeitou a hipótese nula de que os resíduos são homocedásticos (tabela 6).

<b>Tabela 6 - Teste de Heterocedasticidade (Conjunto)</b>		
Chi quadrado	<i>df</i>	<i>Probabilidade</i>
237,3496	260,00	0,8399

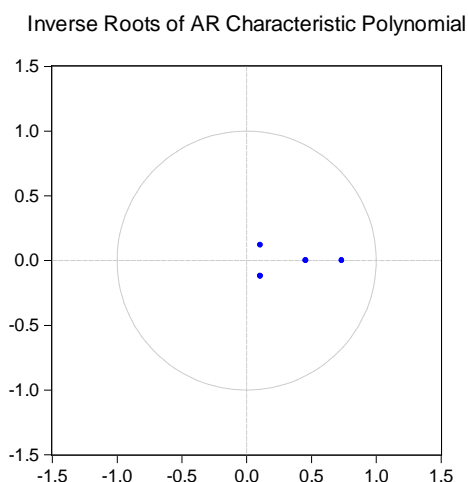
Fonte: Elaboração Própria.

O teste de normalidade de Jarque-Bera não rejeitou a hipótese nula de que os erros em conjunto seguem uma distribuição normal (tabela 7):

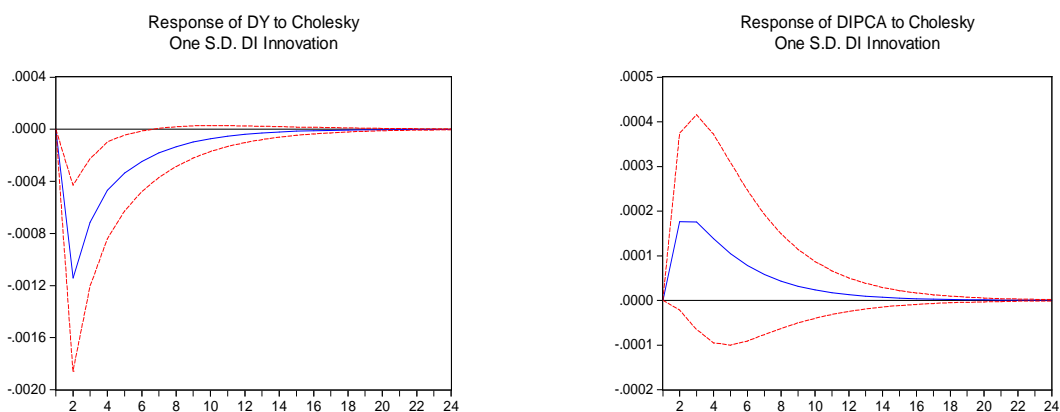
<b>Tabela 7 - Teste de Jarque-Bera</b>		
Componente	<i>Jarque-Bera</i>	<i>Probabilidade</i>
1	2,7423	0,2538
2	3,4715	0,1763
3	0,1139	0,9446
4	1,2183	0,5438
conjunta	7,5461	0,4790

Fonte: Elaboração Própria.

Por fim, foi testada estabilidade do modelo. Conforme Figura 5, todas as raízes pertencem ao círculo unitário, comprovando-se a estabilidade do sistema VAR.



Em suma, o modelo possui todas as propriedades estatísticas desejáveis. Diante destas propriedades, foram realizados testes de respostas impulsionais (linha sólida) do produto e da inflação a um choque de um desvio-padrão na taxa de juros<sup>51</sup>:



Como se percebe, há uma resposta não-desprezível do produto mediante um choque na taxa de juros não corrobora<sup>52</sup>. A resposta da inflação, por sua vez, não foi estatisticamente distinguível de zero, tendo em vista os intervalos de confiança considerados (linhas pontilhadas). Para verificar a robustez destes resultados, alguns

<sup>51</sup> Para poupar tempo (e também a paciência) do leitor, os demais resultados de resposta a impulso são apresentados somente no anexo I.

<sup>52</sup> Vale apontar que existe diferença significativa entre estes resultados e aqueles obtidos na estimação da curva IS do capítulo anterior, o que coloca sob dúvida os resultados encontrados naquele capítulo, cujos resultados dependem fundamentalmente da existência de um modelo “correto”.

procedimentos foram realizados, tal como em Luporini (2008). Há robustez no modelo para a remoção da variável taxa de câmbio e para inclusão de outras variáveis de controle (por exemplo, produto do resto do mundo e termos de troca). Mesmo sob estas especificações, o modelo permanece com as propriedades estatísticas desejáveis.

O resultado encontrado da resposta do produto à taxa de juros poderia ser encarado à primeira vista como uma evidência contrária à hipótese deste trabalho. Afinal, com tantas obstruções na conexão entre taxa de juros e produto, não era de se esperar uma resposta da tão significativa da última variável mediante um choque na primeira. Esta impressão à primeira vista, no entanto, não está correta.

O poder da política monetária no Brasil só poderia ser considerado alto ou baixo a partir de uma referência. O ideal neste caso seria realizar uma comparação do poder da política monetária no Brasil com outros países, de preferência em desenvolvimento e que utilizam regime de metas de inflação. Mesmo com esse exercício não sendo realizado por este trabalho, Lopes (2011; p. 124) faz uma comparação do poder da política monetária no Brasil e no caso da economia norte-americana:

“Se simulamos uma elevação de 5 pontos percentuais na taxa de intervenção do BCB (na taxa dos FED *funds* nos EUA e na taxa Selic no Brasil), obtemos uma perda de produto industrial acumulada em 3 anos da ordem de 16 pontos percentuais nos EUA e de 4 pontos percentuais para o Brasil, em relação à uma trajetória original de referência. Ou seja, a sensibilidade do nível de atividade à taxa de juros parece ser quatro vezes menor no nosso caso. O impacto acumulado ao longo de 3 anos sobre a taxa de inflação dos preços ao consumidor seria uma redução de 3,4 pts% nos EUA e de 0,8 pts% no Brasil, novamente uma diferença por um fator multiplicativo da ordem de 4”.

Embora a política monetária no Brasil afete o produto com alguma magnitude, esse efeito no caso dos EUA é bem superior. As características que parecem sugerir os motivos desse baixo poder relativo da taxa de juros no Brasil, ainda segundo Lopes (2011), são: *significância do crédito direcionado realizado a taxas insensíveis e abaixo da Selic, grande percentual de ativos financeiros indexados a taxas overnight e volume*

*de crédito muito reduzido no país.* Exatamente os motivos que sugerimos explicar o baixo poder da política monetária no país e também o alto nível da taxa de juros<sup>53</sup>.

Diante destas evidências, a análise empírica deste trabalho torna-se inconclusiva. Maiores esforços deverão ainda ser realizados para que a hipótese de falhas de transmissão da política monetária, como fonte explicativa para a alta taxa de juros no Brasil, tenha suporte empírico.

---

<sup>53</sup> Matsumoto (2000) também faz uma comparação do poder da política monetária para os casos de Brasil e Argentina via análise VAR, porém com uma amostra referente ao período 1980-1998. Segundo o autor, “*Distinção maior restringe-se à esfera quantitativa, onde se nota um grau maior de sensibilidade à transmissão de política monetária na economia argentina, na qual um impulso monetário de igual intensidade relativa é capaz de produzir efeitos reais cerca de três vezes superior do que na brasileira, tanto no produto como nos preços*” (Ibidem, p. 48). Por se tratar de um resultado obtido por amostra com períodos tão distintos, além de já defasado, optou-se por não se dar maior ênfase a este trabalho.



## **Conclusão**

Este trabalho procurou responder, de maneira teórica e empírica, a seguinte pergunta: existe relação entre mecanismos de transmissão parcialmente obstruídos da política monetária e nível da taxa de juros no Brasil?

Sob o ponto de vista teórico, argumentamos que sim, existe relação, a qual, pelo menos em parte, poderia explicar a alta taxa de juros prevalecente na economia brasileira. O baixo grau de aprofundamento do crédito livre, a truncada estrutura a termo da taxa de juros, a existência de LFT's na composição da dívida pública e a expressiva participação do crédito direcionado (insensível à taxa básica de juros) tornam a transmissão da política monetária parcialmente obstruída no caso brasileiro. Nesse contexto, a política monetária perde poder e um elevado nível de taxa de juros é requerido para que a política monetária possa minimamente cumprir com seu objetivo.

Sob o ponto de vista empírico, tanto descritivo quanto econométrico, os resultados são inconclusivos. Foram estimadas algumas famílias de curva IS para o caso da economia brasileira via OLS e os resultados sugerem um reduzido efeito da taxa de juros sobre o hiato do produto. Estes resultados, no entanto, devem ser tomados com ressalvas, pois a base de dados utilizada é bastante curta e, dada à frequência, bastante ruidosa. Essas duas características se traduzem em uma estimação menos eficiente. Ademais, o procedimento econométrico adotado supõe, em alguma medida, a existência de um modelo “correto”, ou adequado, cuja não obtenção resulta em problemas de especificação. Para contornar este problema, foi estimado um outro modelo através do uso de vetores autoregressivos (VAR). Os resultados apontam para uma influência não-desprezível de choques exógenos na taxa de juros sobre a evolução do produto. Todavia, comparações com outros países mostram ser relativamente baixa a potência da política monetária no caso brasileiro [Lopes (2011) e Matsumoto (2000)].

## **Referências Bibliográficas**

ANDRADE, J. P. DIVINO, J. A. (2001). **Optimal Rules for Monetary Policy in Brazil**. Ipea, Texto para Discussão nº 806.

ANDRADE, J. P.; CASTRO PIRES, M. C. (2009). **A transmissão da política monetária pelo canal do efeito riqueza no Brasil**. In: Política monetária, Bancos Centrais e Metas de Inflação. Orgs: Oreiro, Paula e Sobreira. Rio de Janeiro: FGV Editora, pp. 209-235.

ARIDA, P. BACHA, E. e RESENDE, A. L. (2005). **Credit, Interest and Jurisdictional Uncertainty: Conjectures on the Case of Brazil**. In: F. Giavazzi, I. Goldfajn e S. Herrera (Orgs.). *Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience: 1999 to 2003*. Cambridge: MIT Press.

ARIDA, P. (2003a). **Múltiplos equilíbrios**. Revista de Economia Política, v. 22, n. 3, pp. 122-31, jul./set.

ARIDA, P. (2003b). **Por uma moeda plenamente conversível**. Revista de Economia Política, v. 23 (3), pp. 135-142.

BACHA, E. (2011). **Além da Tríade: Como Reduzir os Juros?** In: Novos dilemas de política econômica: Ensaio em homenagem a Dionísio Dias Carneio. Orgs: Bacha e de Bolle; Rio de Janeiro: LTC.

BALL, L. (1995). **Desinflation with Imperfect Credibility**. Journal of Monetary Economics, 35(1), p. 5-23.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. (2008). **Política Monetária e Expectativas de Inflação**. Box do Relatório de Inflação, Setembro.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. (2010). **O Poder da Política Monetária no Brasil**. Boxe do Relatório de Inflação, Junho de 2010.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. (2012). **Mecanismos de Transmissão da Política Monetária nos Modelos do Banco Central**. Boxe do Relatório de Inflação, Março.

BARROS, O. de. (2011). **A Taxa de Impaciência do Brasileiro é mais Alta do que em Outros Países?**. Publicação Bimestral Bradesco Prime Line. Ed. ° 34. Junho.

BERNANKE, B; GERTLER, M. (1995). **Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission**. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 9, p. 27-48.

BERNANKE, B. and BLINDER, A. (1992). **The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Policy Transmission**, *American Economic Review*, 82, pp 901-921

BLINDER, A. (1998). **Bancos Centrais: Teoria e Prática**. Editora 34, São Paulo, SP.

BOFINGER, P.; MAYER, E.; WOLLMERSHAUSER, T. (2006). **The BMW Model: A New Framework for Teaching Monetary Economics**. *Journal of Economic Education*, Winter.

BOMFIM, A.; TETLOW, R. MUEHLEN, P.; WILLIAMS, J. (1997). **Expectations, Learning and the Costs of Desinflation: Experiments Using the FRB/US Model**. Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series nº 42.

BONOMO, M; BRITO, R. (2002). **Regras Monetárias e Dinâmica Macroeconômica no Brasil: Uma Abordagem das Expectativas Racionais**. *Revista Brasileira de Economia*, 56 (4), 551 – 589.

BRESSER, L. C; NAKANO, Y. (2002). **Uma Estratégia de Desenvolvimento com Estabilidade**. *Revista de Economia Política*, v. 22, n. 3, pp. 146-180, jul./set.

BRODA, C. (2004). **Terms of Trade and Exchange Rate Regimes in Developing Countries**. *Journal of International Economics* 63, no. 1 (May 2004): 31-58.

CARDIM DE CARVALHO, F. J. (2005). **Uma contribuição ao debate em torno da eficácia da política monetária e algumas implicações para o caso do Brasil**. *Revista de Economia Política*, vol. 25, n. 4; outubro-dezembro.

CARDIM DE CARVALHO, F. J.; PIRES de SOUZA, F. E; SICSU, J. STUDART, PAULA, L. F. (2007). **Economia Monetária e Financeira**. Editora Campus, 2ª Edição. Rio de Janeiro.

CARNEIRO, D. D; WU, T. (2003). **Instabilidade e Incerteza: Curva IS com dados de longo prazo**. *Economia*, Niterói, v. 4, nº 2, p. 261-281, jul/dez.

CAVALCANTI, M. A. F. H. (2010). **Identificação de Modelos VAR e Causaliade de Granger: uma nota de advetência**. *Economia Aplicada*, v. 14, n. 2, pp. 251-260.

CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M; EVANS, C. (1999). **Monetary Policy Transmission – What Have We Learned and to What End**. *Handbook of Macroeconomics*.

COSTA NETO, N. C. (2007). **Desenvolvimento Financeiro e Potência da Política Monetária: uma abordagem cross country**. Dissertação de Mestrado, PUC-RJ, Rio de Janeiro.

ELLIOT, G; ROTHENBERG, T. J; STOCK, J.H. (1996). **Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root**. *Econometrica*, 64, 813-836.

ERBER, F. (2008). **Development projects and growth under finance domination – the case of Brazil during the Lula years (2003-2007)**. *Revue Tiers Monde*, 194.

ERCEG, C.; LEVIN, A. (2003). **Imperfect Credibility and Inflation Persistence**. *Journal of Monetary Economics*, 50. p. 915-944.

FAVERO, C.; GIAVAZZI, F. 2002. **Why are Brazil's Interest Rates so High?** Innocencio Gasparini Institute for Economic Research, Working Paper No. 224.

FERNÁNDEZ-VILLAVERDE, J; RUBIO-RAMÍREZ, J. F; SARGENT, T; WATSON, M. W. (2007). **ABCs (and Ds) of Understanding VARs.** American Economic Review, American Economic Association, vol. 97(3), pages 1021-1026, June.

FONSECA, M. G. S. (2006). **O repasse cambial no Brasil: uma análise para dados desagregados no período de flutuação do real.** Dissertação de mestrado, Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas-RJ.

FRAGA, A. (2006). **Prefácio ao livro Mercado de capitais e dívida pública: tributação, indexação e alongamento;** *Orgs.:* Edmar Lisboa Bacha e Luiz Chrysostomo Oliveira Filho; Rio de Janeiro; Contra Capa Livraria.

FRANCO, G. (2006). **Notas Sobre Crowding Out, Juros Altos e Letras Financeiras do Tesouro.** *In:* Mercado de capitais e dívida pública: tributação, indexação e alongamento; *Orgs.:* Bacha e Oliveira Filho; Rio de Janeiro; Contra Capa Livraria.

FREITAS, P. S.; MUINHOS, M. K. (2001). **A Simple Model for Inflation Targeting in Brazil.** Banco Central do Brasil. *Working Paper* nº 18, abril de 2001.

FUHRER, J.; RUDEBUSCH, G. (2004). **Estimating the Euler Equation for Output.** Journal of Monetary Economics, vol. 51.

FUHRER, J.; MOORE, G. (1995). **Monetary Policy Trade-Offs and the Correlation Between Nominal Interest Rates and Real Output,** American Economic Review, 85, pp 219- 239.

GONÇALVES, F; HOLLAND, M; SPACOV, A. (2007). **Can jurisdictional uncertainty and capital controls explain the high level of real interest rate in Brazil? A Panel Analysis.** Revista Brasileira de Economia, Rio de Janeiro, v. 61, nº 1.

GOODHART, C. A. E; HOFMANN, B. (2003). **The IS Curve and the Transmission of Monetary Policy: is there a puzzle?** Working Paper, Leibniz Information Centre for Economics.

HOLLAND, M.; SIQUEIRA DOS SANTOS, F. (2008). **Estimando a Demanda Agregada no Brasil: O Papel dos Fatores Externos.** Anais do Encontro da Anpec.

KAMIN, S.; TURNER, P.; VAN'T DACK, J. (1998). **The Transmission of Monetary Policy in Emerging Market Economies: an overview.** BIS policy papers, nº 3.

KILEY, M. (2007). **Inflation Dynamics and Monetary Policy: Comparing Small and Large-Scale Policy Models.** Paper presented at the Federal Reserve System Policy Conference, St. Louis, MO.

KING, J. (2009). **Microfoundations?.** *In: Macroeconomic Policy on Shaky Foundations: Whither Mainstream Economics?* Edited by Eckhard Hein, Torsten Niechoj, Engelbert Stockhammer. Metropolis Verlag. Marburg, 2009.

- KUTTNER, K. N; MOSSER, P. C. (2002). **The Monetary Transmission Mechanism: Some Answers and Further Questions**. FRBNY Economic Policy Review, May.
- LICHAND, G.; GALA, P.; JARDIM, E. F. (2009). **Microfundamentos da Macroeconomia: Notas Críticas**. Estudos Econômicos, São Paulo v. 39, nº 4.
- LOPES, F. (2011). **A Estabilização Incompleta**. In: Novos dilemas de política econômica: Ensaio em homenagem a Dionísio Dias Carneiro. Orgs: Bacha e de Bolle; Rio de Janeiro: LTC.
- LOYO, E. (2006). **Política Monetária e Alongamento da Dívida Pública**. In: Mercado de capitais e dívida pública: tributação, indexação e alongamento; Orgs.: Edmar Bacha e Luiz Chrysostomo Oliveira Filho; Rio de Janeiro; Contra Capa Livraria.
- LUDVIGSON, S.; STEINDEL, C.; LETTAU, M. (2002). **Monetary policy transmission through the consumption-wealth channel**. New York: Federal Reserve Bank of New York, May.
- LUNDBERG, E. L. (2011). **Bancos Oficiais e Crédito Direcionado – O que diferencia o mercado de crédito brasileiro?** Trabalhos para Discussão nº 258, Banco Central do Brasil, Brasília.
- LUPORINI, V. (2008). **The Monetary Transmission Mechanism in Brazil: Evidence from a VAR Model**. Estudos Econômicos, São Paulo, v. 38, n. 1, pp. 7-30.
- MACIEL, L. F. P. (2006). **Pass-through Cambial: Uma Estimação para o Caso Brasileiro**. Dissertação de mestrado, Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas-RJ.
- MATSUMOTO, K. (2000). **Efeitos Reais da Transmissão de Política Monetária: comparação empírica entre Brasil e Argentina**. Dissertação de mestrado, Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas-RJ.
- MENDONÇA, H. F. (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, jun.
- MINELLA, A. (2003). **Monetary Policy and Inflation in Brasil (1975-2000) – a VAR Estimation**. Revista Brasileira de Economia. Rio de Janeiro, 57(3). 605-635. Jul/Set.
- MINELLA, A.; SOUZA-SOBRINHO, N. F. (2011). **Canais Monetários no Brasil Sob a Ótica de um Modelo Semiestrutural**. In: *BCB, Dez Anos de Metas Para Inflação 1999-2009*, Brasília, Banco Central do Brasil.
- MINSKY, H. (1986). **Stabilizing an Unstable Economy**. New Haven: Yale University Press.
- MISHKIN, F. S. (1995). **Symposium on the monetary transmission mechanism**. *The Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 1-10.

MISHKIN, F. S. (2006). **The Economics of Money, Banking, and Financial Markets**. Pearson Addison Wesley, Seventh Edition.

MODIGLIANI, F. (1971). **Consumer spending and monetary policy: the linkages**; *Federal Reserve Bank of Boston Conferences Series*, 5.

MUINHOS, M. K; NAKANE, M. 2006. **Comparing Equilibrium Real Interest Rates: Different Approaches to Measure Brazilian Rates**. Central Bank of Brazil Working Paper No. 101.

NAKANO, Y. (2011). **Por Que a Taxa de Juros é Tão Alta?**. *Jornal Valor Econômico*, 14/06/2011.

NELSON, E. (2001). **What Does the UK's Monetary Policy and Inflation Experience tell us about the Monetary Transmission Mechanism?**, CEPR Working Paper N° 3047.

NOGUEIRA DE CARVALHO, R. M. (2008). **A Equação de Euler e a Curva IS: Estimções para o caso do Brasil**. Dissertação de mestrado, Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas-RJ.

OMOTO, K, H; DIAS, M. H. A; DIAS, J. (2008). **Os efeitos dos choques de política monetária sobre a atividade econômica e os preços no Brasil**. *Anais do XI Encontro da Anpec Sul*.

ONO, F. H; OREIRO, J. L; PAULA, L. F. R de; SIVA, G. J. (2005). **Conversibilidade da conta de capital, taxa de juros e crescimento econômico: uma avaliação empírica da proposta de plena conversibilidade do real**. *Revista de Economia Contemporânea*. V. 9, nº 2, Rio de Janeiro, Maio-Agosto.

OREIRO, J. L; AMARAL, R. Q. (2008). **Relação Entre o Mercado de Dívida Pública e a Política Monetária no Brasil**. *Revista de Economia Contemporânea*, Rio de Janeiro, v. 13, nº 3, pp. 491-517, set./dez.

OREIRO, J. L; PAULA, L. F. (2011). **A Escolha de Sofia**. *Jornal Valor Econômico*, Série Renomados Economistas Brasileiros sobre juros, inflação e câmbio, 24/06/2011.

PASTORE, A. C. (1996). **Porque a Política Monetária Perde Eficácia?** *Revista Brasileira de Economia*, v. 50, p. 281-311.

PASTORE, A. C. (2006). **As Letras Financeiras do Tesouro e a Eficácia da Política Monetária**. In: *Mercado de capitais e dívida pública: tributação, indexação e alongamento*; Orgs.: Edmar Lisboa Bacha e Luiz Chrysostomo Oliveira Filho; Rio de Janeiro; Contra Capa Livraria.

RESENDE, A. L. (2011). **Juros: Equívoco ou Jabuticaba?**. *Jornal Valor Econômico*, Série Renomados Economistas Brasileiros sobre juros, inflação e câmbio, 16/06/2011.

ROBERTS, J. (2006). **Monetary Policy and Inflation Dynamics**. *International Journal of Central Banking*, 2, p. 193-230.

SANT'ANNA, A. A.; BORÇA JUNIOR, G. R.; QUARESMA de ARAUJO, P. (2009). **Mercado de Crédito no Brasil: Evolução Recente e o Papel do BNDES (2004-2008)**. In: *Ensaio sobre Economia Financeira*: Orgs: ROCHA FERREIRA, F. M.; BARBOSA MEIRELLES, B. – Rio de Janeiro: BNDES.

SCHWARTSMAN, A. (2011). **Sobre Jabutis e Jabuticabas**. *Jornal Valor Econômico*, 07/07/2011.

SEGURA-UBIERGO, A. (2012). **The Puzzle of Brazil's High Interest Rates**. IMF Working paper 12/62. International Monetary Fund. February.

SERRANO, F.; SUMMA, R. (2011). **Política Macroeconômica, Crescimento e Distribuição de Renda na Economia Brasileira dos anos 2000**. Mimeo.

SICSÚ, J.; OLIVEIRA, S. C. (2003). **Taxa de juros e controle da Inflação no Brasil**. In: *Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços*. Orgs: João Sicsú, José Luis Oreiro e Luis Fernando de Paula. Editora Manole.

SIMS, C. A. (1980). **Macroeconomics and Reality**. *Econometrica*, Econometric Society, vol. 48(1), pages 1-48, January.

TAYLOR, J. B. (1995). **The Monetary Transmission Mechanism: An Empirical Framework**; *Journal of Economic Perspectives* – Volume 9, Number 4 – Fall.

TAYLOR, J. B. (1999). **A Historical Analysis of Monetary Policy Rules**. Taylor, J. B. (ed.) *Monetary Policy Rules*. University of Chicago Press, Chicago.

TOBIN, J. (2003). **World Finance and Economic Stability**. *Selected Essays of James Tobin*. Cheltenham: Edward Elgar.

WERLANG, S. R.; BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A. (2000). **Implementing inflation target in Brazil**. Brasília, DF: Working Paper nº 1, Banco Central do Brasil.

WRIGHT, S. (2002). **Monetary Policy, Nominal Interest Rates and Long-Horizon Inflation Uncertainty**, *Scottish Journal of Political Economy*, 49, pp 61-90.

# Apêndice

## Resposta Impulsional do Modelo VAR:

