

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL**  
**FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS**  
**DEPARTAMENTO DE ECONOMIA**

**EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE  
O PRODUTO E OS PREÇOS**

**Uma abordagem VAR para o Brasil pós-Metas de Inflação**

**Paulo Fernando Nericke Motula**

**Porto Alegre**  
**Nov/2010**

**PAULO FERNANDO NERICKE MOTULA**

**EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE  
O PRODUTO E OS PREÇOS**

**Uma abordagem VAR para o Brasil pós-Metas de Inflação**

Monografia submetida ao curso de graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

**Porto Alegre**

**2010**

**PAULO FERNANDO NERICKE MOTULA**

# **EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE O PRODUTO E OS PREÇOS**

**Uma abordagem VAR para o Brasil pós-Metas de Inflação**

Monografia submetida ao curso de graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como quesito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal

Aprovado em: Porto Alegre, 13 de dezembro de 2010.

---

Prof. Dr. Marcelo Savino Portugal - orientador  
UFRGS

---

Prof. Dr. Giácomo Balbinotto Neto  
UFRGS

---

Prof. Dr. Sabino da Silva Porto Junior  
UFRGS

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço a todos os meus professores, em especial aos Profs. Carlos Henrique Horn e Marcelo Portugal.

Agradeço ao Prof. Carlos Henrique Horn, meu orientador na monitoria de Contabilidade Social, pela enorme paciência que sempre teve com este então inexperiente e inseguro aluno em seu primeiro “emprego”.

Agradeço ao Prof. Marcelo Portugal, meu orientador nesta monografia e em três anos de iniciação científica, não só pelo aprendizado como também pelos momentos de descontração por ele proporcionados a mim e aos demais bolsistas.

Agradeço aos integrantes, atuais e anteriores, do Núcleo de Análise de Política Econômica (NAPE), com quem convivi nesses últimos três anos: uma experiência que sem dúvida deixará saudades. Agradeço em especial aos meus atuais colegas de bolsa Fernando Schuck, Paulo Naibert e Victor Sant’Ana, pelo apoio nos meses de estudo para a prova da ANPEC.

Como não poderia deixar de ser, agradeço acima de tudo à minha família.

## RESUMO

O presente trabalho propõe-se a estimar os efeitos de choques de política monetária nos níveis de produto e preços para o Brasil no período pós-metas de inflação. Nisto segue-se a sugestão de Romer e Romer (2004), de usar as expectativas de inflação e produto para evitar o viés de simultaneidade e os problemas dele decorrentes, como o *price puzzle*. As estimativas pontuais apontam para uma defasagem de atuação da política monetária de 4 à 5 meses para o caso dos preços e de 1 a 5 meses para o caso do produto.

PALAVRAS CHAVE: *price puzzle*, choque de política monetária, VAR, impulso-resposta.

# SUMÁRIO

Introdução .....	8
<b>1 O Problema da Identificação na Macroeconometria.....</b>	<b>11</b>
1.1 Primórdios.....	11
1.2 A Abordagem da Cowles Commission.....	13
1.3 As Abordagens Vetores Autorregressivos (VAR) e Vetores de Correção de Erro (VEC).....	15
1.4 A Crítica de Rudebusch (1998) aos VARs de Política Monetária.....	23
1.5 Comentários Finais.....	27
<b>2 Movimentos Antecipatórios e Estratégias Alternativas de Identificação da Política Monetária.....</b>	<b>28</b>
2.1 A Análise Narrativa.....	29
2.2 Gerando uma Variável Instrumental para a Política Monetária: Choques Ortogonais às Expectativas de Produto e Preços.....	32
2.3 Comentários Finais.....	41
<b>3 Aplicação à Economia Brasileira.....</b>	<b>43</b>
3.1 Estudos Empíricos.....	43
3.2 Metodologia.....	48
3.3 Eliminação Sequencial de Regressores e Regressores Aparentemente não Relacionados.....	52
3.4 Inferência por Bootstrap.....	54
3.5 Resultados.....	57
<b>4 Conclusões.....</b>	<b>68</b>
<b>Referências.....</b>	<b>69</b>
<b>Apêndice A1 – Variáveis da Equação dos Choques.....</b>	<b>74</b>
<b>Apêndice A2 – Variáveis dos Modelos VAR.....</b>	<b>75</b>
<b>Apêndice B1 – Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno médio da taxa Selic – Expectativas do Focus: VAR Irrestrito.....</b>	<b>76</b>
<b>Apêndice B2 – Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno(IPCA) médio da taxa Selic – Expectativas do Focus: VAR Restrito.....</b>	<b>77</b>

<b>Apêndice C1 – Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (IPCA) médio da taxa Selic – Expectativas do RI: VAR Irrestrito.....</b>	<b>78</b>
<b>Apêndice C2 – Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (IPCA) médio da taxa Selic – Expectativas do RI: VAR Restrito.....</b>	<b>79</b>
<b>Apêndice D1 – Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (PIB) médio da taxa Selic – c/ Ajuste Sazonal: VAR Irrestrito.....</b>	<b>80</b>
<b>Apêndice D2 – Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (PIB) médio da taxa Selic – c/ Ajuste Sazonal: VAR Restrito.....</b>	<b>81</b>
<b>Apêndice E1 – Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (PIB) médio da taxa Selic – s/ Ajuste Sazonal: VAR Irrestrito.....</b>	<b>82</b>
<b>Apêndice E2 – Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (PIB) médio da taxa Selic – s/ Ajuste Sazonal: VAR Restrito.....</b>	<b>83</b>
<b>Anexo A – Funções impulso-resposta do Modelo VAR de Romer e Romer (2004).....</b>	<b>84</b>

## INTRODUÇÃO

O objetivo deste trabalho é estimar funções impulso-resposta dos níveis de preço e produto no Brasil para o período pós-metas de inflação e com isso responder às seguintes perguntas: qual é a defasagem de atuação da política monetária no Brasil? Quantos meses ela demora para fazer efeito sobre o nível de preços? Qual é seu impacto no produto?

A defasagem de atuação da política monetária é uma importante característica da economia de um país. Essa é uma informação crucial, por exemplo, para o Banco Central.

Bancos centrais de países com defasagens de atuação elevadas precisam agir com muita antecedência, logo nos primeiros indícios de choque inflacionário, sob risco de perder o controle da situação. Já em países onde a política monetária tem efeitos rápidos, o *policy maker* pode se dar ao luxo de acumular mais evidências antes de tomar alguma atitude.

Estudos desse tipo também oferecem *insights* sobre questões teóricas controversas, como a neutralidade da moeda sobre variáveis reais no curto e/ou longo prazos e o processo de ajuste dos preços (se instantâneo ou paulatino).

A partir da publicação do trabalho seminal de Sims (1980), a mensuração das inter-relações entre variáveis macroeconômicas ganhou definitivo impulso. A metodologia então apresentada, de Vetores Autorregressivos (VAR), prometia entregar fatos estilizados com o uso mínimo de pressupostos teóricos.

Vários estudos internacionais foram realizados, geralmente com o foco nos efeitos da política monetária sobre os agregados macroeconômicos. Em muitos deles foram encontrados *puzzles*, o mais famoso deles sendo o *price puzzle*. Este se refere à estimação de efeitos inflacionários de política monetária contracionista nos primeiros períodos pós-choque.

Sims (1992) sugere que o problema deva estar relacionado com o viés de simultaneidade, decorrente do uso de modelos VAR que não conseguem tratar adequadamente o comportamento antecipatório (*forward looking*) dos bancos centrais, assim falhando em gerar choques verdadeiramente exógenos.

Com o diagnóstico do problema, várias alternativas de solução foram sugeridas. Sims (1992) aconselha a inclusão de índices de preço de *commodities* como forma de suavizar o *price puzzle*, dado o poder de previsão desses índices sobre a inflação futura. Romer e Romer (2004) sugerem o uso das projeções de inflação calculadas pelo *Federal Open Market Committee* (FOMC) para esse fim.

No Brasil, alguns trabalhos já procuraram tratar do tema usando a metodologia VAR, como Rabanal e Schwartz (2001), Minella (2003), Ferreira (2004), Silva e Maia (2005), Cysne (2005), Céspedes et al (2008), Omoto et al (2008) e Tomazzia e Meurer (2009). Considera-se, entretanto que os resultados não têm sido satisfatórios.

Em todos esses trabalhos a reação dos preços a um choque contracionista de política monetária apresenta uma das seguintes características: ou é positiva nas defasagens iniciais (*price puzzle*), sendo que em alguns estudos o efeito é permanente; ou é negativa, mas imediata.

Ambas as características contrariam a expectativa teórica de que a política monetária contracionista tenha um efeito negativo e defasado sobre o nível de preços.

A hipótese deste trabalho é que esses resultados são consequência de dois problemas com os estudos anteriores: a escolha de um número de defasagens muito curto e/ou o viés da simultaneidade advindo da má identificação dos choques exógenos de política monetária.

Assim, o trabalho propõe-se a estimar um modelo VAR com 24 defasagens para o Brasil no período pós-metas de inflação seguindo a sugestão de Romer e Romer (2004), de usar as expectativas de inflação e produto para evitar o viés de simultaneidade.

O método de Romer e Romer (2004) de identificação de choques exógenos de política monetária é apresentado como uma evolução dos modelos VAR de política monetária. Estes, por sua vez, são apresentados como uma melhoria com relação à abordagem da Cowles Commission. Nesse contexto, o trabalho organiza-se da seguinte forma.

O primeiro capítulo apresenta as abordagens da Cowles Commission e VAR sob uma perspectiva histórica da macroeconometria. O segundo capítulo trata das diferentes estratégias de identificação de choques exógenos de política

monetária. Finalmente, o terceiro capítulo usa a estratégia de identificação de Romer e Romer (2004) para gerar uma variável instrumental da política monetária e a usa dentro de um modelo VAR para estimar os efeitos da política monetária sobre os níveis de produto e preços no Brasil.

Os modelos serão estimados em níveis e os intervalos de confiança calculados por um procedimento de *bootstrap*. Alternativamente se fará uso do procedimento de *Eliminação Sequencial de Regressores* com o objetivo de melhorar a precisão das estimativas. Os resultados apontam para o sucesso da estratégia e entregam funções impulso-resposta do nível de preços sem *price puzzle* e com defasagem.

# 1 O PROBLEMA DA IDENTIFICAÇÃO NA MACROECONOMETRIA

Mensurar inter-relações entre as variáveis macroeconômicas é um desejo antigo dos economistas. Especial interesse naturalmente recai sobre a influência que variáveis controladas pelo governo, variáveis de política econômica (variáveis fiscais e monetárias, por exemplo), conseguem exercer sobre as demais (como produto, desemprego e inflação).

Com esse objetivo, desenvolveu-se ao longo do tempo um campo de estudos dedicado ao estudo estatístico dessas relações macroeconômicas, a *macroeconometria*.

## 1.1 PRIMÓRDIOS

Podemos traçar as origens da macroeconometria à Jan Tinbergen [Morgan, (1990, p.130)]. Em 1936<sup>1</sup>, em resposta a uma solicitação da Associação Econômica Holandesa, Tinbergen apresentou os resultados de um modelo econométrico composto por 22 equações e 31 variáveis para a economia holandesa usando dados do período de 1923 a 1935. O objetivo era usar o modelo para simular o impacto de diversas alternativas de política econômica contracíclica. [Morgan (1990)].

Em 1939, num projeto da então Liga das Nações, Tinbergen publica *Statistical Testing of Business-Cycle Theories*, em dois volumes, o primeiro contendo uma descrição da metodologia econométrica adotada e o segundo com uma aplicação dela num modelo macroeconômico para a economia americana.

O objetivo da publicação era testar os modelos de ciclos econômicos sugeridos num trabalho de Gottfried Haberler<sup>2</sup>. Nesse trabalho Tinbergen não só foi pioneiro no uso de testes estatísticos na avaliação de modelos

---

<sup>1</sup>Referência original em holandês: TIMBERGEN, J.. *Grondproblemen der Theoretische Statistiek*. Haarlem: F. Bohn, 1936. A versão em inglês só foi publicada em 1959 em: KLAASSEN, L.H.; KPYCK, L..M. E WITTEVEEN, H..J.. **Jan Tinbergen - Selected Papers**. Amsterdam: North-Holland Publishing Company, 1959.

<sup>2</sup> HABERLER, G.. *Prosperity and Depressions (1937)*. Geneva: League of Nations, 1937.

macroeconômicos, como também estimou o primeiro modelo macroeconométrico (48 equações e 71 variáveis) da economia norte-americana<sup>3</sup>[Morgan (1990, p. 115)].

O campo ganhou um impulso decisivo com a publicação de dois trabalhos de Trygve Haavelmo. O primeiro<sup>4</sup> deles, *The probability approach in econometrics* (1944), introduziu a inferência estatística como ferramenta válida para a pesquisa econômica com séries temporais.

O grande *insight* de Haavelmo foi vislumbrar uma série temporal como uma realização particular do que modernamente se chama *Data Generating Process* (DGP):

*It is sufficient to assume that the whole set of, say  $n$ , observations may be considered as one observation of  $n$  variables (or a "sample point") following an  $n$ -dimensional joint probability law, the "existence" of which may be purely hypothetical. [Haavelmo (1944, p.iii)]*

O que a teoria econômica faria era propor uma hipótese (nula) a respeito dessa função de probabilidade conjunta (DGP), em termos de uma função matemática para a média (ou expectativa) desse processo. A inferência estatística se encarregaria então de avaliar em que medida os dados disponíveis poderiam ter sido gerados por essa função. Nas palavras de Morgan (1990, p. 246):

*Haavelmo's idea was that the relationship which existed between population [DGP] and the sample [dados] in probability theory provided a model for the correspondence relationship between economic theory and passive economic data ('a sample selected by nature').*

O segundo trabalho de Haavelmo, *The Statistical Implications of a System of Simultaneous Equations* (1943), introduziu a metodologia de estimação de modelos de equações simultâneas<sup>5</sup>.

---

<sup>3</sup> O modelo era parte integrante do relatório, mas muitas vezes é tratado sem referência à este, apenas pelo seu subtítulo: *Business Cycle in the United States of America, 1919-1932*.

<sup>4</sup> Segundo Morgan (1990), o trabalho foi concluído em 1941 e já circulava em como *mimeo* desde então.

<sup>5</sup> Tinbergen havia estimado suas equações de forma direta: "Tinbergen at this stage did not understand the statistical estimation problem of simultaneous equations models, as he makes clear in Magnus and Morgan (1987). This was possible because he, like all the other econometricians of the period, wrote down his econometric models without error terms and made no explicit probabilistic statements about his estimation. [...] **The reduced form method of estimation as a solution to bias in estimating the simultaneous equations model was not formally**

## 1.2 A ABORDAGEM DA COWLES COMMISSION

Esses dois trabalhos de Haavelmo lançaram as bases para o programa de pesquisa da *Cowles Commission for Research in economics*<sup>6</sup>, que buscava estimar modelos completos da economia americana dentro da metodologia de sistemas de equações simultâneas desenvolvido por Haavelmo (ele próprio um membro da comissão) [Heckman (1999) e Morgan (1990)].

O trabalho da Comissão abordou tanto a perspectiva teórica quanto a aplicada. No primeiro caso, destaca-se a Monografia número 10, editada por Tjalling C. Koopmans sob o título *Statistical Inference in Dynamic Economic Models* (1950). Seu objetivo era servir como referência para a metodologia de estimação de sistemas de equações simultâneas. No seu segundo capítulo, por Koopmans, Rubin e Leipnik, apresentou-se as famosas condições de ordem e posto para identificação de sistemas de equações simultâneas lineares que hoje aparecem nos manuais de econometria.

Do lado empírico, o primeiro [Allen e Morzuch (2006) e Christ (1994)] modelo macroeconômico estimado usando os novos métodos consolidados pela comissão foi o trabalho de Klein, *Economic Fluctuations in the United States 1921-1941* (1950)<sup>7</sup>, com 16 equações [Christ (1994)]. A metodologia usada tornou-se padrão na área. Nas palavras de Allen e Morzuch (2006, p. 478): “As computing power and data series both increased, Klein’s simple models became the basis of more complex macroeconomic models that were used for forecasting”

No que ficou conhecido como *The Cowles Commission Approach* [Favero, (2001), Qin (2006), Epstein (1987) e Maddala (2003)], a identificação do sistema de equações simultâneas era obtida atribuindo-se status de “exógena” a algumas variáveis, supostamente da forma sugerida pela teoria econômica.

Durante muito tempo a metodologia da Cowles Commission constituiu o padrão da modelagem econométrica:

---

*introduced in econometrics until Haavelmo’s work on the 1940s.*” [Morgan (1990, p. 182, nota 17)].

<sup>6</sup> Fundada em 1932 por Alfred Cowles sob o lema “*Science is Measurement*” com o objetivo de favorecer a pesquisa em economia fundamentada em métodos matemáticos e estatísticos. Vários economistas já passaram pela comissão, dos quais destacam-se os 9 ganhadores de prêmios Nobel: Tjalling Koopmans, Kenneth Arrow, Gerard Debreu, James Tobin, Franco Modigliani, Herbert Simon, Lawrence Klein, Trygve Haavelmo e Harry Markowitz. [FONSECA]

<sup>7</sup> 11ª monografia da Cowles Commission.

*From the 1950s through the 1970s, the estimation of models consisting of theoretically identified systems of equations was the gold standard of applied econometrics. [Hoover (2006), p. 24]. E: "In applied macroeconomic modelling, the CC [Cowles Commission] approach was also adhered to, at least overtly, by most of the modellers in governments and research institutions." [Qin (2006, p. 8)]*

Essa prática, entretanto, levantou uma série de críticas. A primeira delas veio de Liu (1960). Primeiramente ele nota o estranho fato de que praticamente todos os modelos econométricos estimados pelo método de equações simultâneas apresentarem-se como *superidentificados*, ou seja, em suas equações existem mais de uma variável instrumental disponível para cada endógena.

Com algum sarcasmo então afirma:

*Economic variables are considered by econometricians as mutually dependent, but the degree of simultaneity is recognized only to the extent that it does not prevent the structural coefficients from being identified. [Liu (1960, p. 856)]*

Para Liu (1960), num modelo que represente um sistema de mercado complexo é muito mais provável que se encontrem equações subidentificadas que superidentificadas. Sua opinião é de que isso não ocorria com os modelos da época porque se resistia propositadamente à especificação de relações de simultaneidade entre as variáveis, no temor de que o sistema se tornasse subidentificado e parâmetros estruturais não pudessem ser obtidos.

Sua sugestão é a de que a "pretensão" de se tentar chegar a uma forma estrutural seja abandonada enquanto não for descoberto um método para lidar com o problema da subidentificação. E principalmente, que se abandone a prática de se fazer previsão a partir das formas estruturais identificadas via má especificação, ao invés de se usar as formas reduzidas (que não exigem a suposição de exogeneidades artificiais) para esse fim.

Outro problema com a econometria de então foi que, focada no tratamento da simultaneidade, ela ignorava largamente a estrutura dinâmica do modelo [Spanos (1990, p. 340)].

Essas críticas ganharam impulso decisivo na década de 1970 com o reconhecimento da incapacidade preditiva dos modelos usados até então [Pagan (1990, p.98) e Spanos (1990, p. 339)].

### **1.3 AS ABORDAGENS VETORES AUTORREGRESSIVOS (VAR) E VETORES DE CORREÇÃO DE ERRO (VEC)**

Sims (1980) faz uma crítica à abordagem da Cowles Commission no mesmo sentido da de Liu: *“Some variables are treated as exogenous only because seriously explaining them would require an extensive modeling effort in areas away from the main interests of the model-builders.”* [Sims (1980, p. 5-6)].

Mais grave ainda: *“Other variables are treated as exogenous because they are policy variables, even though they evidently have a substantial endogenous component.”* [Sims (1980, p. 6)]. Ora, se o gestor de política econômica responde à situação passada, presente ou futura da economia, o que é muito razoável se a política não é aleatória, então a variável de política econômica é endógena. Tratá-la como exógena é fonte de viés.

Para Sims (1980), de fato existem algumas variáveis que a teoria econômica nos permite pensar como exógenas de forma razoavelmente segura (por exemplo, o clima numa equação de oferta de grãos), mas esses são casos especiais. O que a teoria econômica geralmente propõe como *a priori* adequado num esquema de equilíbrio geral é que “tudo dependa de tudo”. Nisso sua crítica se aproxima muito da de Liu (1960), como bem diz Christ (1960, p. 23):

*Both are based on the view that the simultaneous interactions of economic variables are so pervasive that most structural relationships contain all or nearly all of the variables in the economy, and are therefore not in fact identified.*

O problema torna-se ainda mais sério se permitirmos que os agentes formem expectativas de forma racional. Se os agentes usarem “toda a informação disponível” para definir seu comportamento, então todas as variáveis entrarão na

equação comportamental e conseqüentemente elas não serão identificadas<sup>8</sup> [Sims (1980, p.7)].

Do ponto de vista de Sims (1980, p.11) essas restrições “incríveis” não são necessárias para a modelagem dos agregados macroeconômicos. Para grande parte dos propósitos é possível construir modelos que imponham um mínimo de restrições teóricas nas variáveis, tratando-as todas como endógenas.

É isso que faz a metodologia dos Vetores Autorregressivos (VAR). Vejamos como eles funcionam.<sup>9</sup> A forma estrutural desses modelos é:

$$A_t y_t = \sum_{i=1}^p A_{t-i} y_{t-i} + D z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde  $A_t$  é uma matriz de parâmetros  $n \times n$  para as variáveis contemporâneas,  $A_{t-i}$  é uma matriz de parâmetros  $n \times n$  para as defasagens das variáveis endógenas,  $D$  é uma matriz  $n \times h$  de parâmetros de variáveis exógenas (que pode incluir constantes, *dummies* e tendências),  $y_t$  é o vetor  $n \times 1$  de variáveis endógenas no período  $t$ ,  $z_t$  é o vetor  $n \times 1$  de variáveis exógenas e  $\varepsilon_t$  é o vetor  $n \times 1$  de choques estruturais, que são assumidos como independente e identicamente distribuídos, com média zero e vetor de variâncias  $\sigma$ :

$$E(\varepsilon | y_{t-s}, s > 0) = 0_{n \times 1} \quad \text{e} \quad E(\varepsilon' \varepsilon | y_{t-s}, s > 0) = I_{n \times n} \sigma \quad (2)$$

Assim, na forma estrutural geral do VAR cada variável é função de si mesma e das outras tanto contemporaneamente quanto em defasagens. Para estimarmos as equações, entretanto, precisamos isolar  $y_t$ . Fazendo isso, chegamos à forma reduzida dessa equação:

$$y_t = \sum_{i=1}^p B_{t-i} y_{t-i} + C z_t + u_t \quad (3)$$

---

<sup>8</sup> Seguindo o exemplo anterior, os consumidores poderiam estocar grãos se percebessem que o clima vai afetar de forma desfavorável a sua oferta no próximo período.

<sup>9</sup> A exposição aqui apresentada baseia-se em Zha (2008)

onde  $B_{t-i} = A_t^{-1}A_{t-i}$ ,  $C = A_t^{-1}D$  e  $u_t = A_t^{-1}\varepsilon_t$ , a matriz de covariância de  $u_t$  sendo  $\Omega = \sigma(A_t A_t')^{-1}$ . E então podemos estimar cada equação por Mínimos Quadrados Ordinários.

Perceba a diferença entre as abordagens VAR e da Cowles Commission em termos de restrição sobre as inter-relações das variáveis. Na metodologia VAR, nenhuma variável é assumida ser estritamente exógena. Na forma reduzida, para que os estimadores sejam consistentes, exige-se apenas que as defasagens (de todas as variáveis) sejam fracamente exógenas<sup>10</sup>.

A análise dos resultados no VAR é bem diferente da que é feita nos modelos de equações simultâneas. Os coeficientes obtidos nos VARs são de difícil interpretação em razão das várias defasagens incluídas. As propriedades do modelo estimado são melhor visualizadas através de *funções impulso resposta*.

A função impulso resposta  $I(h)$  mede o impacto total de um choque  $e_t$  nos períodos  $t+h$ , ou seja,  $\partial y_{t+h} / \partial e_t$ .

O caso de um modelo AR(1) com média zero é simples. Seja:

$$x_t = cx_{t-1} + e_t. \quad (4)$$

Por substituição iterada podemos colocar a equação como função de uma soma infinita das inovações  $e_t$ <sup>11</sup>:

$$x_t = \sum_{i=0}^{\infty} c^i e_{t-i} \quad (5)$$

Nesse caso,  $I(h) = \partial x_{t+h} / \partial e_t = c^h$ .

Para o caso dos VARs, cujas equações contém defasagens de ordem  $i$  e  $k$  variáveis, Lutkepohl (2005, p. 259) nos fornece uma notação muito elegante. Seja  $y_{t-p}$  o vetor das  $k$  variáveis na  $p$ -ésima defasagem e  $a_{t-p}$  a matriz  $k \times k$  de parâmetros correspondente:

<sup>10</sup> Veremos adiante que a não satisfação desse requisito gera o *price puzzle*.

<sup>11</sup> Essa soma é conhecida como a representação de média móvel da série temporal  $x_t$ . Esse resultado, válido para toda série temporal estacionária, é conhecido como Teorema de Wold (Lutkepohl (2005), p. 25).

$$y_t = a_{t-1}y_{t-1} + a_{t-2}y_{t-2} + \dots + a_{t-p}y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

Criamos o vetor  $k \times 1$   $Y_t = (y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p+1})$ , um vetor composto por vetores (das variáveis dependentes, um para cada uma das  $p$  defasagens). Criamos também uma matriz correspondente  $k \times k$ <sup>12</sup>, que chamaremos de  $A$ , e um vetor de erros  $k \times 1$  que chamaremos de  $U_t$ :

$$A = \begin{bmatrix} a_1 & a_2 & & a_{p-1} & a_p \\ I_K & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_K & & 0 & 0 \\ & \vdots & \ddots & \vdots & \\ 0 & 0 & \dots & I_K & 0 \end{bmatrix} \quad \text{e} \quad U_t = \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \quad (7)$$

onde  $I_K$  é a matriz identidade de ordem  $k$ .

Com essa notação podemos escrever:

$$Y_t = AY_{t-1} + U_t \quad (8)$$

Então por substituição iterada, da mesma forma que fizemos com o modelo AR(1), decompomos o vetor  $Y_t$  como uma soma dos erros  $U_t$ :

$$Y_t = \sum_{i=0}^{\infty} A^i U_{t-i} \quad (9)$$

Pegando a primeira linha de  $Y_t$ , recuperamos o vetor  $y_t$  como função dos  $u_{t-i}$ :

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i u_{t-i} \quad (10)$$

Nesse caso,  $I(h) = \partial y_{t+h} / \partial u_t = \varphi_h$  é o valor da função (de  $\mathbb{R}^k$  em  $\mathbb{R}^k$ ) impulso resposta.

<sup>12</sup> Cada submatriz  $a_i$  tem  $k$  linhas e  $k$  colunas; a matriz  $A$  tem  $p$  linhas (o mesmo número que  $Y_t$ ) e  $p$  colunas.

Os VARs também precisam ser identificados. Em geral temos interesse em saber a resposta de uma variável a um impulso em outra variável enquanto as inovações de todas as outras variáveis são mantidas constantes.

Infelizmente, se usarmos as inovações da forma reduzida isso não é possível. Conforme dito no que se segue à equação (3), a matriz de covariâncias dos resíduos da forma reduzida é  $\Omega = \sigma(A_t A_t')^{-1}$ . Se essa matriz não for diagonal, e a princípio não há nenhum motivo para pensarmos que ela seja, as inovações da forma reduzida serão correlacionadas.

O que acontece é que a forma reduzida, por definição, coloca as variáveis dependentes como função das variáveis defasadas; as influências simultâneas de uma variável nas outras vão parar nos resíduos. Se ignorarmos isso ao prosseguirmos com o cômputo da função impulso resposta, estaremos excluindo esse efeito, numa versão em menor escala<sup>13</sup> do erro de especificação que cometia a Cowles Commission.

Lembrando que  $u_t = A_t^{-1} \varepsilon_t$ , uma alternativa é tentarmos recuperar os coeficientes de  $A_t$  a partir da matriz de covariâncias dos resíduos da forma reduzida. Então vem a pergunta: para uma dada matriz  $\Omega$ , quantas matrizes  $A_t$  existem tal que  $\Omega = \sigma(A_t A_t')^{-1}$ ? Sem nenhuma outra restrição, a princípio muitas<sup>14</sup>.

Entretanto, existe um caso especial onde a matriz  $A_t$  é única. Da álgebra linear sabemos que toda matriz positiva  $\Omega$  pode ser decomposta como  $\Omega = A'A$ , com  $A$  *triangular inferior*. Essa decomposição, chamada de decomposição de *Cholesky*, é única<sup>15</sup>.

Mas o que significa em termos do modelo restringir a matriz  $A_t$  a ser triangular inferior? Significa que as relações de simultaneidade são ordenadas. Vejamos um exemplo<sup>16</sup>. Seja o modelo de duas variáveis com uma defasagem dado por:

---

<sup>13</sup> Ignorar a correlação entre os resíduos é o mesmo que assumir que as variáveis são contemporaneamente exógenas, o que é um erro menos grave que assumir que elas são estritamente exógenas (principalmente quando lidamos com dados de maior frequência).

<sup>14</sup> Através dos resíduos conhecemos  $(n^2+n)/2$  elementos diferentes da matriz de covariâncias  $\Omega$  (que é simétrica). Mas ela possui ao total  $n^2$  elementos: os  $n^2-n$  elementos  $b_{ij}$  de  $A_t$  mais  $n$  elementos  $\sigma_i^2$  das variâncias dos choques estruturais (ver (14), (15) e (16) abaixo). Assim, a não ser que imponhamos  $n^2-(n^2+n)/2 = (n^2-n)/2$  restrições em  $A_t$ , nosso sistema terá variáveis livres.

<sup>15</sup> Elon (2006), p. 218.

<sup>16</sup> O que se segue é baseado em Enders (2004)

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (11)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (12)$$

Ou, em forma matricial:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Onde  $A_t = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}$ . Restringir esta matriz a ser triangular inferior significa restringir o coeficiente  $b_{12} = 0$ . Lembrando que os resíduos da forma reduzida são dados por  $u_t = A_t^{-1}\varepsilon_t$  e que nesse caso  $A_t^{-1} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$ , as equações ficam:

$$u_{yt} = \varepsilon_{yt} \quad (14)$$

$$u_{zt} = \varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt} \quad (15)$$

Nesse caso, inovações da variável  $y_t$  afetam simultaneamente  $z_t$ <sup>17</sup>, mas as inovações de  $z_t$  não afetam  $y_t$ . Se a decomposição gerar uma matriz triangular inferior, então as variáveis ordenadas por último são as “mais” endógenas, no sentido de que sofrem o impacto contemporâneo de um maior número de variáveis.

Supondo  $A_t$  triangular, vejamos quais informações a matriz de covariâncias nos fornece (quais informações podemos recuperar da forma reduzida dos resíduos):

$$\text{var}(u_{yt}) = \sigma_y^2 \quad (16)$$

---

<sup>17</sup> A ordem das variáveis, ou qual dos coeficientes que restringimos, em geral afeta os resultados (a não ser que os resíduos sejam independentes). Com  $n$  variáveis, temos  $n!$  possibilidades de ordenamento. Eventualmente a teoria econômica ou a observação empírica sugere um ordenamento em especial. Todavia, a título de comparação não é incomum que os resultados sejam apresentados para várias alternativas.

$$\text{cov}(u_{zt}, u_{yt}) = -b_{21}\sigma_y^2 \quad (17)$$

$$\text{var}(u_{zt}) = \sigma_z^2 + b_{21}\sigma_y^2 \quad (18)$$

Disso, podemos calcular  $b_{21} = \frac{-\text{cov}(u_{zt}, u_{yt})}{\text{var}(u_{yt})}$ . Com isso, mais os coeficientes da forma reduzida (3), podemos recuperar os coeficientes da forma estrutural (1) e então calcular a função impulso resposta corretamente. Isso é um resultado geral: restringindo os coeficientes acima da diagonal de  $A_t^{-1}$  sempre conseguimos recuperar os outros coeficientes de  $A_t$ .

Quando essas restrições são impostas de modo a fazer a matriz  $A_t$  tornar-se triangular, dizemos que aplicamos a decomposição de *Cholesky* ou um esquema de identificação *recursivo*.

Um modelo VEC é um modelo VAR de variáveis em diferenças estacionárias cujas equações são aumentadas por um componente que representa desvios em relação à trajetória de equilíbrio conjunto das variáveis. Se as variáveis forem de fato cointegradas, ou seja, se de fato houver um equilíbrio no longo prazo entre elas, ignorar esse componente constitui um erro de especificação de variável omitida.

Vejamos um exemplo<sup>18</sup>. Seja a forma reduzida de um modelo VAR com duas defasagens de variáveis I(1) dada por:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + u_t \quad (19)$$

onde  $y_t$  e  $A_0$  são vetores de dimensão  $k$  e  $A_i$  é uma matriz  $k \times k$ . Subtraindo  $y_{t-1}$  de cada lado e somando e subtraindo  $A_2 y_{t-1}$  do lado direito, chegamos à seguinte equação equivalente:

$$\Delta y_t = A_0 + \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + u_t \quad (20)$$

---

<sup>18</sup> A seguir segue-se Lutkepohl (2005).

onde,  $\Pi = -(I - A_1 - A_2)$  e  $\Gamma_1 = -A_2$ . Se o nosso modelo tivesse a terceira defasagem, somando e subtraindo do lado direito também  $A_3y_{t-1}$  e  $A_3y_{t-2}$  chegaríamos à  $\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + u_t$ . No caso geral:

$$y_t = A_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (21)$$

procedendo de maneira análoga chegaríamos à:

$$\Delta y_t = A_0 + \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \Gamma_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (22)$$

onde  $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_p)$  e  $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$ .

Dizemos que (20) é a representação na forma de vetor de correção de erro do modelo (19). Perceba que  $\Pi y_{t-1}$  pode ser colocado como uma função das outras parcelas, que supusemos estacionárias. Isso implica que  $\Pi y_{t-1}$  tem de necessariamente ser estacionário. Se a matriz  $\Pi$  é não nula, então existe pelo menos um vetor de coeficientes linearmente independentes, igual a uma das linhas de  $\Pi$ , que dá os pesos de uma combinação das variáveis de  $y_{t-1}$  que é estacionária. Especificamente, o número de vetores com essa propriedade é igual ao posto de  $\Pi$ <sup>19</sup>.

$\Pi$  pode<sup>20</sup> ser particionada em duas matrizes  $\alpha\beta'$ , com  $\alpha$  e  $\beta$  de dimensão  $k \times r$ . Dentro do contexto de um VEC, dizemos que  $\alpha\beta' y_{t-1}$  é o *termo de correção de erro*, com  $\alpha$  dando os pesos com que os *vetores de cointegração*  $\beta$  entram em cada equação. Em certo sentido,  $\alpha$  pode ser visto como a velocidade de ajuste de  $y$  ao seu equilíbrio de longo prazo<sup>21</sup>.

Como o posto de uma matriz é igual ao número de autovalores que ela possui, nós podemos descobrir o número de vetores de cointegração por este meio. Evidentemente a matriz  $\Pi$  é estimada e portanto os autovalores calculados

<sup>19</sup> Se o posto é zero, a matriz é nula; se o posto é  $k$ , é porque as variáveis do vetor  $y$  já eram estacionárias. [Enders (2004, p. 352)].

<sup>20</sup> De forma única se nós normalizarmos cada coluna de  $\beta$  para uma das variáveis [Lutkepohl (2005, p. 249)]

<sup>21</sup> O que se segue está baseado em Enders (2004, p. 347 e seguintes).

a partir de sua estimativa não podem ser tomados imediatamente como verdadeiros: eles estão sujeitos ao erro amostral.

Dois testes nos ajudam a desvendar a significância estatística dos autovalores calculados: a estatística *traço*

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (23)$$

e a estatística *máximo*

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \widehat{\lambda}_{r+1}) \quad (24)$$

onde  $\lambda_i$  são os autovalores e  $r$  é o índice do autovalor, pela ordem decrescente<sup>22</sup>. A hipótese nula de  $\lambda_{trace}$  é que o número de autovalores distintos é menor que  $r$ . A hipótese nula de  $\lambda_{max}$  é que o número de autovalores é igual a  $r$  contra a alternativa de  $r+1$ . Estas estatísticas podem então ser comparadas com valores críticos obtidos por experimentos de Monte Carlo.

#### 1.4 A CRÍTICA DE RUDEBUSCH (1998) AOS VARS DE POLÍTICA MONETÁRIA

Em 1998 Rudebusch lança uma crítica que se pretendia fatal à abordagem dos VARs para a estimação dos efeitos da política monetária no produto.

Os choques de política monetária identificados nos modelos de vetores autorregressivos fazem sentido? Para Rudebusch a resposta é não.

O autor começa notando que muito pouco interesse é dado à avaliação das equações dos modelos VAR de forma individual. Isso ocorre porque, dado o grande número de defasagens incluídas e o grau de multicolinearidade que essas defasagens geram (os modelos VAR são superparametrizados), as equações de um VAR em geral não têm uma interpretação estrutural clara.

Uma exceção é a equação do instrumento de política monetária, geralmente da taxa de juros controlada pelo banco central: “*Because the Federal*

---

<sup>22</sup>  $\lambda_1 > \dots > \lambda_n$

*Reserve directly controls the level of the funds rate, the VAR funds rate equation is a structural representation of the Fed's reaction function.*" [Rudebusch (1998, p. 912)]

Como uma função de reação do banco central, ela pode e deveria ser comparada com a vasta literatura especializada que se desenvolveu sobre o assunto. O autor surpreende-se com o fato de os modelos VAR à época estimados ignorarem problemas já conhecido e trabalhados na área de estimação de regras de política monetária: "*It is quite surprising that the VAR analyses have completely ignored the non-VAR empirical reaction functions when they are estimating the same object: the endogenous response of policy.*" [Rudebusch (1998, p. 917)]

O primeiro desses problemas é o da instabilidade temporal. Enquanto nos modelos VAR geralmente estima-se uma única equação para longos períodos, na literatura especializada em funções de reação:

*(...) the temporal instability of such empirical Federal Reserve reaction function is now taken for granted (...). Recent estimated non-VAR reaction functions are limited to very short samples to explicitly account for different structural regions.* [Rudebusch (1998, p. 913)]

De fato, reestimando o modelo de Christiano et al (1996) e aplicando um teste Chow à equação da taxa dos Fed Funds o autor consegue facilmente rejeitar a hipótese de estabilidade dos parâmetros.

Um segundo problema levantado por Rudebusch é o uso indiscriminado de estimativas finais, não disponíveis à época da execução da política monetária aos *policy makers*, na estimação dos modelos VAR. Tentar aproximar a função de reação de um agente por variáveis das quais ele não tinha conhecimento representa um claro erro.

Partindo do pressuposto que o objetivo da equação do instrumento monetário num modelo VAR é gerar choques não antecipados de política monetária através de seus resíduos, Rudebusch sugere que seria instrutiva sua comparação com medidas alternativas de choques surpresa de política monetária.

Sua ideia é comparar a série de choques de um típico modelo VAR com a dos movimentos da taxa futura do instrumento no mercado financeiro. Assumindo

a eficiência do mercado, as inovações derivadas do mercado futuro devem ser as melhores possíveis:

*Financial markets, in forming these expectations (assuming rationality), Will account for time-varying or nonlinear structure for the Federal Reserve reaction function, will incorporate all the relevant informational variables, and will use only the contemporaneous, real-time data available to the Federal Reserve. [Rudebusch (1998, p. 920)].*

Rudebusch constrói os choques surpresa de política monetária como o erro de previsão um mês à frente do mercado futuro da taxa dos Fed Funds. Os resíduos da equação do VAR são muito mais voláteis que os erros de previsão das taxas futuras. Além disso, regredindo os resíduos da equação de juros do modelo de Christiano et al (1996) contra os erros de previsão do mercado encontra-se um coeficiente de determinação ( $R^2$ ) muito baixo, de apenas 0,10.

O autor mostra que existe baixa correlação mesmo entre os choques de diferentes modelos VAR. Especificamente, a regressão dos choques identificados por Sims and Zha (1995)<sup>23</sup> contra os de Christiano et al (1997)<sup>24</sup> gera um coeficiente de determinação de apenas 0,31. Isso significa que eles oferecem interpretações muito diferentes da história monetária americana.

Ainda que divirjam na identificação dos choques monetários, os modelos VAR conseguem exibir funções impulso-resposta similares. Para Rudebusch isso só ocorre porque os pesquisadores buscam ativamente gerar funções impulso-resposta que atendam a um modelo predeterminado (que pareça razoável do ponto de um vista teórico comum).

A crítica de Rudebusch tem apelo se o pesquisador fizer questão (por motivos teóricos) de discriminar os efeitos de choques não esperados dos de choques esperados dentro do modelo VAR. No caso mais geral onde isso não acontece<sup>25</sup> – e no caso deste trabalho em particular –, a equação da taxa de juros nos modelos VAR não representa a função de reação do banco central. Neste caso não é esse o seu objetivo.

---

<sup>23</sup> SIMS, C. e ZHA, T.. “Does Monetary Policy Generate Recessions”, manuscrito, Universidade de Yale, 1995.

<sup>24</sup> CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Sticky Price and Limited Participation Models: A Comparison”. **European Economic Review** of Economics and Statistics, v. 41, 1997.

<sup>25</sup>“(…) no reasonable model implies that prices do not respond to forecastable policy changes” [Romer e Romer (2004, p. 1079)].

A única exigência desses modelos é que os resíduos das equações das variáveis sobre as quais se deseja estudar os efeitos sejam exógenos às outras variáveis incluídas. Os resíduos não precisam ser choques não esperados. A exogeneidade é uma exigência para que os coeficientes estimados sejam consistentes.

O fato de que os choques monetários de diferentes modelos VAR para um mesmo período não serem fortemente correlacionados também não significa que ao menos um dos dois esteja errado. Os resíduos da equação do instrumento monetário de um VAR vão ser ortogonais às defasagens das variáveis incluídas nessa equação e representarão a parcela do instrumento não explicada por essas variáveis. Na medida em que a lista de variáveis incluídas varie de modelo para modelo, essa parcela também vai variar. É possível que cada modelo identifique uma parte do choque exógeno. Num comentário ao artigo de Rudebusch, Sims (1998) oferece um exemplo instrutivo:

*Could it be then that two models have different specifications, implying quite different policy shock time series, yet both accurately estimate the same response to policy shocks? Consider again our simple supply and demand model. Suppose there are two supply shifters, weather and insect density. Suppose one model includes the weather variable, but omits, and thus relegates to the error term, insect density. The other model does the reverse. So long as both supply shifters are legitimate exogenous variables, uncorrelated with the disturbance term in the demand equation, both models can lead to accurate estimates of the demand equation, because each offers one legitimate instrumental variable for that equation. But of course, since each model includes the other's supply shifter in the "supply shock", there is no limit to how different their estimated supply shock time series might appear [Sims (1998, p. 936)].*

Contanto que ambos os choques sejam uma parcela realmente exógena do instrumento de política monetária, ambos devem dar origem a funções de impulso-resposta não viesadas. A crítica de Rudebusch (1998), entretanto, parece comprometer a análise de decomposição de variâncias:

*As an example, suppose that two VARs both found that monetary shocks accounted for 10 per cent of the variation in output, but their respective monetary shock series were uncorrelated. Then, assuming both series were valid, independent, component exogenous shocks, together monetary shocks would account for 20 per cent of the variation in output. [Rudebusch (1998), p. 927, nota 23]*

A questão é que aquilo que é chamado de choque de política monetária num modelo VAR é o resíduo da equação do instrumento de política. E a variância desse resíduo depende crucialmente das variáveis incluídas no modelo, inclusive do número de defasagens.

Quanto às outras críticas de Rudebusch com respeito ao uso de dados revisados, eventuais ações das autoridades monetárias induzidas por erros de estimativas serão exógenas à evolução da economia e portanto constituem instrumento adequado para fins de estimação de seus efeitos em agregados macroeconômicos.

No que diz respeito à estabilidade dos parâmetros, mudanças nas preferências dos *policy makers* também constituem fonte de política monetária exógena [Romer e Romer (2004, p. 1062)]. A instabilidade só deverá ser um problema se for devida a mudanças estruturais na economia, que afetem a resposta dos agregados macroeconômicos ao instrumento de política monetária.

## 1.5 COMENTÁRIOS FINAIS

A abordagem da Cowles Commission gerava modelos estruturais com forte base teórica e fácil interpretação, mas exigia que se fizessem hipóteses “incríveis” sobre a exogeneidade e a especificação dinâmica de variáveis macroeconômicas.

Diferentemente, na abordagem VAR nenhuma variável é assumida ser estritamente exógena e a ideia é que a especificação dinâmica do modelo seja inteiramente determinada pelos dados. Na forma reduzida, para que os estimadores sejam consistentes, exige-se apenas que as defasagens (de todas as variáveis) sejam fracamente exógenas.

Mesmo representando um avanço com relação à abordagem da Cowles Commission, nem sempre é possível satisfazer a exigência de exogeneidade fraca para todas as variáveis num modelo VAR. O objetivo do próximo capítulo é tratar desse problema e apresentar alternativas de solução.

## 2 MOVIMENTOS ANTECIPATÓRIOS E ESTRATÉGIAS ALTERNATIVAS DE IDENTIFICAÇÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA

Idealmente, o que todo cientista com uma hipótese sobre o efeito da variável  $X$  na variável  $Y$  gostaria de fazer é, dentro de um laboratório, isolar  $Y$  de quaisquer outros fatores e comparar o comportamento dessa variável na presença e na ausência de  $X$ . Esse experimento garantiria que a observação do comportamento conjunto de  $X$  e  $Y$  difere do comportamento individual de  $Y$  única e exclusivamente em função de  $X$ .

Alternativamente, desejar-se-ia observar a diferença média entre o comportamento (não necessariamente controlado) conjunto de  $Y$  e  $X$  e o comportamento de  $Y$  na ausência de  $X$  quando se pode ter certeza que  $X$  faz-se presente de forma aleatória no tempo. A hipótese da aleatoriedade faz com que se possa garantir que  $X$  é independente de outros fatores que afetam  $Y$ .

A partir de quaisquer desses experimentos, o cientista poderia estabelecer e mensurar, com segurança, relações de causalidade entre as variáveis  $X$  e  $Y$ .

O grande problema na economia é que, na impossibilidade de realizar experimentos controlados, temos que nos contentar com dados observacionais do comportamento conjunto de  $X$  e  $Y$ , sem dispor do comportamento isolado de cada uma das variáveis para comparação e sem poder supor que  $X$  é independente de outros fatores que afetam  $Y$ .

Nesse contexto, o econométrico emprega métodos que buscam simular, a partir da observação da evolução conjunta das variáveis, o experimento contrafactual de variar uma delas mantendo tudo o mais constante. Esse problema é conhecido como o *problema da identificação* [Favero (2000), Heckman (1999) e Hoover (2006)] e relaciona-se ao objetivo de isolar o efeito de cada uma das variáveis explicativas na variável explicada numa situação onde elas são simultaneamente determinadas.

Ignorar a interinfluência contemporânea entre variáveis é o mesmo que atribuir toda a interdependência num único sentido da causalidade. Isso gera o chamado *viés da simultaneidade*.

Embora não seja apropriado falar em determinação simultânea com variáveis de períodos distintos, do ponto de vista econométrico o viés da simultaneidade ainda pode ocorrer nesse caso. Sejam duas variáveis  $m_t$  e  $\pi_t$  tal que  $m_t = f[E_t(\pi_{t+1}, \pi_{t+2}, \dots, \pi_{t+i})]$  – onde  $E_t(x)$  representa a expectativa no período  $t$  da variável  $x$ . Isso é o mesmo que  $m_{t-i} = f[E_{t-i}(\pi_{t+1-i}, \pi_{t+2-i}, \dots, \pi_t)]$ . Agora nós regredimos a variável  $\pi_t$  em defasagens de  $m_t$  e dela mesma:

$$\pi_t = \sum_{i=1}^p \alpha_{t-i} m_{t-i} + \sum_{i=1}^q b_{t-i} \pi_{t-i} + \mu_t \quad (24)$$

Se  $E_{t-i}(\pi_{t+1-i}, \pi_{t+2-i}, \dots, \pi_t)$  contiver informação sobre  $\pi_t$  adicional à contida nas defasagens de  $\pi_t$ ,  $m_{t-i}$  e  $\mu_t$  não serão independentes.

Assim como no problema de simultaneidade, a solução neste caso seria encontrar uma variável instrumental para  $m_{t-i}$ . Outra alternativa é contornar esse problema buscando por *experimentos naturais*. É isso que faz a *análise narrativa*.

## 2.1 A ANÁLISE NARRATIVA

Muitas vezes a história oferece condições próximas às de um experimento controlado. De fato, foi com isso em mente que Romer e Romer (1989) usaram o que se chama de *análise narrativa* para determinar datas em que o Federal Reserve (FED) aumentou a taxa de juros com o explícito objetivo de baixar as taxas de inflação.

Se o juízo dos autores estivesse correto, então a medida do instrumento de política monetária não teria sido motivada pelo desempenho passado ou previsto do produto – seria independente dele –, podendo-se assim estabelecer uma interpretação de causalidade à correlação entre as duas variáveis.

Romer e Romer (1989) explicam que procedimentos meramente estatísticos que buscam estimar o impacto da política monetária sobre agregados macroeconômicos encontram duas dificuldades. A primeira delas, especialmente grave quando a política monetária é conduzida através de agregados monetários, é a *endogeneidade*. Nesse caso, nem todos os movimentos do instrumento de política monetária podem ser tomados como choques exógenos. Os agregados

monetários são uma função não só da base monetária, mas também do crédito bancário. Este por sua vez reage à conjuntura econômica. Não é difícil imaginar, por exemplo, que a oferta de moeda cresça, independente de ação da autoridade monetária, na véspera de períodos de expansão: boas perspectiva com relação ao futuro tendem a aumentar a demanda por moeda dos agentes e a disposição à emprestar dos bancos.

O segundo problema diz respeito ao *comportamento antecipatório* da autoridade monetária. O *policy maker* pode reagir às suas expectativas com relação ao comportamento futuro de variáveis macroeconômicas. Esse é outro meio pelo qual suas ações adquirem caráter endógeno.

Na visão dos autores: “*the isolation of shocks from the historical record can overcome the reverse causation problem that plagues any regression of output on money.*” [Romer e Romer (1989, p. 2)]

A abordagem narrativa ganha esse nome porque nela os choques exógenos de política monetária são identificados por meio de registros de atas históricas, considerando a motivação dos *policy makers*.

Os autores chegam a seis datas (que ficaram conhecidas como *Romer dates*): outubro de 1947, setembro de 1955, dezembro de 1968, abril 1974, agosto de 1978 e outubro 1979.

Romer e Romer (1989) analisam os efeitos dos choques de política monetária sobre duas variáveis: a produção industrial e a taxa de desemprego. Para abstrair os efeitos dos choques do comportamento cíclico das variáveis, eles estimam um modelo autorregressivo simples com 24 defasagens e *dummies* mensais para cada uma das séries (em níveis para o desemprego e em diferenças logarítmicas para a produção industrial). No caso do desemprego, uma tendência é também incluída em função do aparente deslocamento da série ao longo do tempo.

Estimadas as equações para o período de 1948-1987, antes de cada data, elas são usadas para fornecer previsões dinâmicas 36 meses à frente. O efeito que o choque de política monetária tem sobre cada variável é então tido como o erro de previsão do modelo autorregressivo.

Uma forma de formalizar um teste estatístico para isso (e sumarizar os resultados de todas as datas) pode ser obtido pelo seguinte modelo:

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^{11} a_i M_{it} + \sum_{i=1}^{24} b_i y_{t-j} + \sum_{i=0}^{36} c_k D_{t-k} \quad (25)$$

onde  $y_t$  é a variável de interesse (taxa de desemprego ou o logaritmo da produção industrial),  $M_{it}$  são as *dummies* mensais e  $D_{t-k}$  é uma variável *dummy* que assume o valor 1 quando o mês “ $t-k$ ” é um dos meses identificados como de choque de política monetária e 0 em todos os outros meses.

Nessa especificação todos os choques monetários recebem o mesmo peso, independente da duração e intensidade. Os autores argumentam que a leitura das minutas da autoridade monetária não provê evidência de grandes disparidades entre as ocasiões.

Os autores calculam então funções impulso-resposta de um choque unitário na variável *dummy*. Para a produção industrial, o impacto máximo é atingido no 33º mês após o choque, onde ela chega a um nível 12% menor do que teria sido na ausência do choque.

Os autores ainda realizam um experimento de Monte Carlo com 200 repetições onde as datas em que a *dummy* assume valor 1 são escolhidas aleatoriamente. Calcula-se então a resposta máxima que um choque unitário na *dummy* tem em cada uma das especificações. Encontra-se um efeito máximo maior que 12% em apenas uma das ocasiões, sugerindo que a probabilidade de o resultado ter sido obtido por acaso é muito pequena (0,5%).

Em adição ao problema da subjetividade da análise narrativa, a abordagem de Romer e Romer (1989) tende a ser inviável para o caso específico da análise dos efeitos da política monetária sobre os preços num regime de metas de inflação. Nesse caso, é difícil imaginar uma única situação em que a alteração do instrumento de política monetária seja completamente independente da expectativa de inflação futura.

## 2.2 GERANDO UMA VARIÁVEL INSTRUMENTAL PARA A POLÍTICA MONETÁRIA: CHOQUES ORTOGONAIS ÀS EXPECTATIVAS DE PRODUTO E PREÇOS

A série de dados ideal seria obtida observando-se o comportamento das séries de produto e preços enquanto a autoridade monetária varia aleatoriamente seu instrumento de política. Felizmente as autoridades monetárias não fazem isso. Preocupados em estabilizar a evolução futura de variáveis macroeconômicas, os *policy makers* observam e reagem à sua expectativa com relação a elas.

Numa clara explicação da ideia fundamental dos modelos VAR de política monetária, Christiano et al (1996, p. 17) adverte que isolar os efeitos da política monetária não é uma tarefa trivial:

*The response of economic variables to reactive Fed actions reflects the combined effects of the policy action and of the variables to which policy is responding. To isolate the effects of Fed policy actions per se, we need to identify the component of Fed policy that is not reactive to other variables, i.e., that is exogenous.*

Dado que as autoridades monetárias reagem a vários fatores e nem sempre o fazem da mesma forma, poderíamos pensar em algum método de remover apenas a parcela da política relacionada com a variável de interesse  $X$  (a parcela endógena), de tal forma que a parcela residual fosse independente de  $X$  (fosse ortogonal a  $X$ ) e pudesse ser usada como variável instrumental para a política. Vejamos por que isso é importante.

Imagine um banco central dentro de um regime de metas de inflação. Os diretores responsáveis pela definição da taxa de juros básica da economia, instrumento da política monetária, preveem que, com a taxa de juros no nível atual, a trajetória da taxa de inflação vai começar a subir no próximo período ( $t+1$ ) e estourar a meta dentro de algum horizonte futuro de tempo. Eles decidem então elevar a taxa de juros de imediato (no período  $t$ ). Suponha que esse aumento dos juros não tenha efeito no período seguinte ( $t+1$ ), sendo contida a inflação apenas em defasagens mais longas (em  $t+h$ ).

Agora imagine que, tendo sido esta a sistemática de atuação do banco central durante todo o período relevante, um pesquisador ingênuo queira estimar os efeitos de aumentos na taxa de juros através do coeficiente de correlação entre a variação da taxa de juros em  $t$  e a variação da inflação em  $t+1$ .

A estimativa da correlação teria sinal positivo e nosso pesquisador ingênuo interpretaria que aumentos na taxa de juros causam aumentos na taxa de inflação<sup>26</sup>, quando na verdade em nosso exemplo supusemos justamente o contrário, que os juros sempre acabam controlando a inflação em  $t+h$ . Temos um *viés de simultaneidade* nos resultados: o fato de a taxa de juros ser elevada em momentos de alta inflação nos faz ver as duas séries movendo-se conjuntamente num mesmo sentido.

Num exemplo um pouco diferente, imagine que a autoridade monetária preveja que, devido aos bancos terem resolvido aumentar o volume de concessões de crédito (terem reduzido o *spread*), a conjuntura atual, mantida constante, deva gerar uma taxa de inflação de 5%. Sendo a sua meta a inflação zero, ela eleva a taxa de juros o suficiente para diminuir a inflação em 5%. Ocorre que as estimativas da autoridade monetária mostram-se equivocadas (os bancos elevam o crédito mais que o previsto). A inflação acabaria sendo de 10%. Tendo aumentado a taxa de juros o suficiente para diminuir a inflação em apenas 5%, a autoridade monetária veria uma inflação de 5% mesmo após ter aplicado uma política monetária contracionista.

No exemplo acima diríamos, *ex post*, que na verdade a autoridade monetária aplicou uma política expansionista. A conjuntura da época efetivamente demandava um aumento da taxa de juros correspondente a uma inflação de 10%. No entanto, a reação do banco central (o componente endógeno do choque monetário) foi o correspondente a apenas 5%. A autoridade monetária à época, sem saber, estava gerando (ou permitindo) um choque monetário exógeno (fruto de seu erro de previsão, não relacionado com nenhuma variável macroeconômica) correspondente a 5% de inflação sob a forma de uma taxa de juros subajustada.

---

<sup>26</sup> Possivelmente sua justificativa seria de que a taxa de juros é um componente de custos das empresas, que simplesmente repassam esses aumentos para a inflação.

Nos dois exemplos acima o problema é que a taxa de juros contém um componente endógeno que deixava as estimativas de correlação entre a inflação (regressando) e taxa de juros (regressor) viesadas.

Nos dois exemplos acima, o componente endógeno da política monetária era representado pela reação do banco central à sua estimativa de inflação futura. No caso geral, sempre que tentarmos estimar os efeitos da variação da variável de política econômica em um agregado macroeconômico temos que nos preocupar se alguma parcela da variação da política monetária representa um movimento antecipatório do *policy maker* à variação desse agregado.

Seria este um problema importante no caso da política monetária? É de se esperar que o *policy maker* execute suas ações baseado em expectativas das variáveis de interesse? Svensson (1996) demonstra que existe um caso onde as expectativas da variável alvo podem mesmo substituir a variável alvo na orientação da política econômica.

Imagine que um banco central sob o regime de metas de inflação objetiva minimizar a seguinte função:

$$E_t \sum_{T=t}^{\infty} \delta^{T-t} L(\pi_t) \quad (26)$$

onde  $E_t$  representa a expectativa<sup>27</sup> condicional à informação disponível à autoridade monetária no período  $t$ ,  $\delta$  é um fator de desconto intertemporal e  $L(\pi_t)$  é a função perda do banco central que assume a seguinte forma quadrática:

$$L(\pi_t) = \frac{1}{2} (\pi_t - \pi^*)^2 \quad (27)$$

onde  $\pi^*$  é a meta de inflação.

Suponha adicionalmente que o instrumento de política monetária afete a inflação com uma defasagem de ordem dois e o único instrumento de política monetária disponível ao banco central é denotado por  $i_t$ . Nesse caso, o problema do banco central em cada período  $t$  é:

---

<sup>27</sup> Uma vez que o banco central não tem perfeito controle sobre a inflação, não tem sentido minimizar os desvios quadrados da inflação efetiva [Svensson (1996), p. 5, nota 8].

$$\min_{i_t} E_t \delta^2 L(\pi_{t+2}) \quad (28)$$

Com a condição de primeira ordem sendo:

$$\frac{dE_t \delta^2 L(\pi_{t+2})}{di_t} = \delta^2 E_t \left[ (\pi_{t+2} - \pi^*) \frac{d\pi_{t+2}}{di_t} \right] = \delta^2 \frac{d\pi_{t+2}}{di_t} [E_t(\pi_{t+2}) - \pi^*] = 0 \quad (29)$$

onde foram usados os fatos de que  $\delta^2$  é uma constante e  $\frac{d\pi_{t+2}}{di_t}$  uma relação determinística entre a inflação e o instrumento de política. Sendo ambos estritamente diferentes de zero, podemos reescrever a condição de primeira ordem como:

$$E_t(\pi_{t+2}) = \pi^* \quad (30)$$

Sendo assim, a equação (27) pode<sup>28</sup> ser reescrita como:

$$L[E_t(\pi_{t+2})] = \frac{1}{2} [E_t(\pi_{t+2}) - \pi^*]^2 \quad (31)$$

onde o *policy maker* substitui uma meta de inflação por uma meta de *projeção* de inflação na sua função perda. Isso significa que a política não é apenas conduzida considerando-se a inflação esperada; ela é feita exclusivamente com base nela.

Esse resultado evidentemente decorre da linearidade da condição de primeira ordem, por sua vez consequência da forma quadrática usada na função objetivo. Todavia, ele mostra que o comportamento antecipatório da autoridade monetária (e o viés de simultaneidade nos efeitos estimados de política monetária ao ignorá-lo) pode facilmente ser o caso geral com que se defronta com econométrista.

Se o *policy maker* reagir apenas às defasagens das variáveis incluídas<sup>29</sup>, ou se uma combinação linear estável delas for suficiente para prever a variável de

<sup>28</sup> Porque a condição de primeira ordem do problema (28) seria a mesma.

interesse, é de se esperar que, num modelo VAR ou de defasagens distribuídas como em (24), o componente endógeno seja capturado pelas defasagens e o resíduo da equação da variável de política realmente representem sua parcela exógena. Nesse caso não haverá viés da simultaneidade: o instrumento e o resíduo da variável de interesse serão independentes e as estimativas do efeito do primeiro na segunda serão consistentes.

O problema é que a inclusão de variáveis em um modelo VAR é invariavelmente limitada devido ao elevado consumo de graus de liberdade que ela gera. Com isso o conjunto de informação usado pelo econometrista acaba sendo sempre apenas um subconjunto daquele usado pelo *policy maker*. [BERNANKE, BOIVIN e ELIASZ (2004; p. 13)].

E, se por um lado, defasagens de variáveis são um componente importante para a previsão de variáveis macroeconômicas futuras, por outro, é possível que o processo de previsão seja muito mais rico. Agentes econômicos podem usar informação privilegiada e interpretação subjetiva do noticiário para obter estimativas muito mais acuradas. É possível que a relação das defasagens com a evolução futura da variável seja altamente instável e não linear.

Fatores como estes complicam a formulação de uma regra completa, que consiga capturar o componente antecipatório da política. A insistência em tentar modelar o comportamento antecipatório do *policy maker* somente pelas defasagens fará com que o resíduo dessa equação continuem contendo uma parcela endógena.

De fato, num estudo VAR para 5 países (Reino Unido, EUA, Alemanha, França e Japão) Sims (1992) encontra uma resposta positiva do nível de preços à choques contracionistas de política monetária em todos os 5, o que veio a chamar de *price puzzle*<sup>30</sup>. O autor sugere uma forma de conciliar o resultado com a teoria econômica: “*Policy authorities might know that inflationary pressure is about to arrive and contract to dampen the effects of these pressures. Then prices would rise after the*

---

<sup>29</sup> Ou seja, se ele tiver expectativas adaptativas.

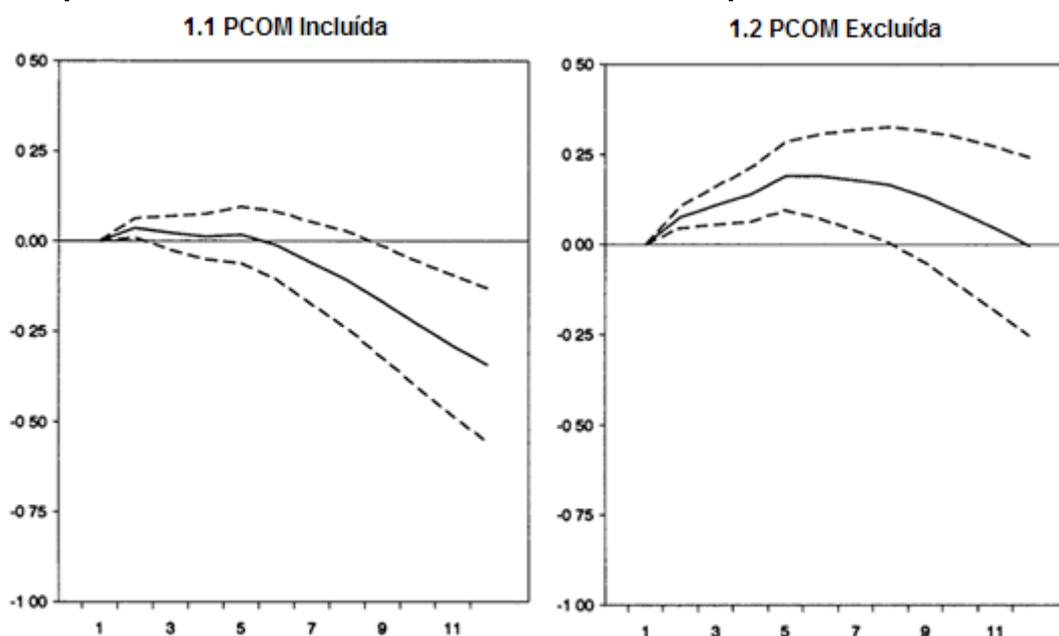
<sup>30</sup> Existem alguns modelos (BARTH e RAMEY (2000), por exemplo) que interpretam o *price puzzle* como uma manifestação do efeito sobre o custo das empresas de aumento das taxas de juros, que superaria o efeito da política monetária sobre a demanda agregada nos primeiros meses pós-choque. Este trabalho segue a opinião dominante e ignora tais modelos, considerando o *price puzzle* um problema econométrico de estimativas viesadas (uma hipótese confirmada ao final do estudo para o caso brasileiro).

*monetary contraction (though by less than they would have without the contraction) (...)*. [Sims (1992, p. 988-989)]

À época, uma solução encontrada por Sims foi incorporar variáveis que fossem fortemente correlacionadas com a evolução futura da inflação, no caso, índices de câmbio e de preços de *commodities*. A ideia teve sucesso parcial no Reino Unido, EUA e Alemanha, desde então virando costume em estudos do gênero.

Um exemplo da diferença que a inclusão do índice de preços de *commodities* faz pode ser conferido no trabalho de Christiano et al (1996). É notável o efeito que a exclusão do índice de preços de *commodities* (PCOM) tem na reação do nível de preços ao choque monetário (gráfico 1, à direita). Excluída a medida, o nível de preços permanece positivo por aproximadamente dois anos.

**GRÁFICO 1**  
**Resposta Acumulada do Deflator do PIB a um Choque de Política Monetária**



Fonte: Christiano et al (1996, p. 23)

Nota: As linhas tracejadas representam os intervalos de confiança para um desvio-padrão, calculados por um experimento de Monte Carlo com 500 repetições.

No caso da política monetária, uma alternativa simples é usar as estimativas dos próprios bancos centrais para as variáveis macroeconômicas de interesse. No caso da autoridade monetária norte-americana: “*The Federal Reserve's internal forecasts provide an excellent proxy for the reliable information*

*about future economic developments that the Federal Reserve possesses and uses.*” [Romer e Romer (2004, p. 1060)]

A ideia de Romer e Romer (2004) é então usar as expectativas do próprio Federal Reserve (FED) para eliminar a parcela do choque tomada em resposta à informação sobre a trajetória futura da economia, criando uma medida de choque de política monetária livre de movimentos antecipatórios.

Romer e Romer (2004) identificam os choques de política monetária como os resíduos ( $\varepsilon_m$ ) da seguinte equação:

$$\Delta f f_m = \alpha + \beta f f b_m + \sum_{i=-1}^2 \gamma_i \Delta y^*_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \lambda_i (\Delta y^*_{mi} - \Delta y^*_{m-1,i}) + \sum_{i=-1}^2 \varphi_i \pi^*_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \theta_i (\pi^*_{mi} - \pi^*_{m-1,i}) + \rho u^*_m + \varepsilon_m \quad (32)$$

Onde  $\Delta f f_m$  é a mudança na intenção da taxa para os Fed Funds na reunião  $m$ ;  $f f b_m$  é o nível da intenção da taxa dos Fed Funds antes da reunião, (incluído para capturar tendências de reversão à média);  $\Delta y^*$ ,  $\pi^*$  e  $u^*$  são as previsões para o crescimento do PIB, para a taxa de inflação (deflator do PIB) e para a taxa de desemprego.

São incluídos tanto os níveis quanto as diferenças das previsões<sup>31</sup>. O subscrito  $i$  refere-se ao horizonte de previsão: -1 para o trimestre anterior, 0 para o trimestre corrente (em que foi feita a previsão), 1 e 2 para o primeiro e o segundo trimestres à frente. A “previsão” para o trimestre anterior é geralmente a primeira estimativa oficial do dado (retirada também do *Green Book* da época, portanto sem revisão).

Perceba que o objetivo não é modelar toda a reação do banco central<sup>32</sup>, mas apenas remover o componente endógeno das alterações na meta da taxa de juros. Nas palavras dos autores:

*What we are trying to do is to purge the intended funds rate series of movements taken in response to useful information about future economic developments. Once we have accomplished this, it is desirable to leave in as much of the*

<sup>31</sup> Os autores não incluem a variação na taxa de desemprego devido à sua alta correlação (pela lei de Okun) com o crescimento do produto.

<sup>32</sup> Pelo contrário, o melhor dos mundos para o pesquisador seria que o comportamento do banco central tivesse sido completamente aleatório, sem nenhum componente endógeno que viesasse os resultados.

*remaining variation as possible. [...]. For this reason, in our baseline regression we do not do some of the obvious procedures, such as splitting the sample, that one would do if the goal was to match Federal Reserve behavior as closely as possible. Changes in the tastes or operating procedures of the Federal Reserve are arguably a key source of changes in the intended funds rate that are not correlated with information about future economic conditions, and so should not be removed from the shock series. [Romer e Romer (2004), p. 1062]*

O  $R^2$  da equação estimada pelos autores foi de 0,28, o que indica que mais de 70% da variação da meta da taxa de juros no período não esteve correlacionada com as previsões de inflação, produto e desemprego dois trimestres à frente.

Romer e Romer (2004) interpretam que foram cinco as principais fontes dessa variação exógena da taxa dos Fed Funds. A primeira delas refere-se ao fato de que, durante boa parte da amostra, o FED esteve mais preocupado com medidas de agregados monetários do que com a taxa de juros dos Fed Funds, que flutuavam mais livremente.

A segunda fonte de variação provém de mudanças no arcabouço teórico que influenciava as decisões ao longo da amostra:

*For example, in the early 1970's the prevailing framework at the Federal Reserve held that inflation was extremely unresponsive to economic slack (Romer and Romer, 2002). One would expect this belief to lead the Federal Reserve to set lower interest rates than it otherwise would have. And indeed, our shock series is generally negative in 1971 and 1972. [Romer e Romer (2004), p. 1065]*

Uma terceira fonte é a variação nos gostos dos integrantes do FOMC. Composições mais aversas à inflação tendem a reagir com taxas de juros mais altas a indícios inflacionários.

Uma quarta razão seriam objetivos políticos:

*For example, it has been argued that Arthur Burs pursued unusually expansionary policy at the beginning of the Carter administration because he believed it would increase his chances of being nominated for another term (William Grieder, 1987). This may be a reason for the string of negative values of our shock series in 1977. (Romer e Romer (2004), p. 1066)*

Ainda se poderia pensar que o FED se empenhou em outros objetivos, como, por exemplo, influenciar a taxa de câmbio.

Uma fonte de choques exógenos que não é captada pela medida de Romer e Romer (2004), porque eles usam as previsões do próprio FED baseadas em dados preliminares (à época), são os movimentos do instrumento devido a erros de previsão da autoridade monetária. Já demos um exemplo em tais circunstâncias. Na medida em que os erros de previsão não estejam correlacionados com a evolução futura das variáveis macroeconômicas eles são apropriados para a avaliação dos efeitos da política nelas.

Evidentemente nada garante que todo o componente endógeno da política monetária tenha sido eliminado. De qualquer maneira, a ortogonalização do instrumento às previsões é uma evolução comparada à utilização do instrumento puro.

A partir da série de choques obtida, os autores estimam uma função de impulso-resposta para o crescimento do produto e a inflação, derivada de uma simples regressão de defasagens distribuídas com defasagens da variável dependente (para controlar sua dinâmica) e dos choques monetários.

Uma vez que os resíduos foram construídos para serem exógenos a essas variáveis, não é de se esperar eles estejam correlacionados com outras variáveis que afetem o produto e a inflação e, portanto, não deveria haver necessidade de incluir outras variáveis.

Como as séries dos resíduos é datada pelas reuniões do FOMC e as séries das variáveis de interesse são mensais, faz-se necessário algum ajuste. Os resíduos são “mensalizados” da seguinte forma: soma-se todos os resíduos pertencentes a um mesmo mês. Se por algum acaso um mês não tiver nenhum resíduo, atribui-se valor zero ao choque daquele mês.

A medida de produto utilizada foi a produção industrial americana, sem ajuste sazonal. Este foi estimado conjuntamente por meio de *dummies*, para evitar quaisquer influências que o tratamento da sazonalidade do *Bureau of Economic Analysis* possa ter nos resultados.

São usadas 24 defasagens da diferença dos logaritmos da produção industrial e 36 defasagens da medida de choque monetário. Consistentemente com a teoria econômica, a defasagem contemporânea não é incluída. A equação estimada é:

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{k=1}^{11} a_k D_k + \sum_{i=1}^{24} b_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{36} c_j S_{t-j} + \varepsilon_t \quad (33)$$

onde  $y_t$  é o logaritmo da produção industrial,  $S_t$  é a medida de choque monetário no mês  $t$  e  $D_k$  são *dummies* mensais.

Romer e Romer (2004) fazem o mesmo exercício para o caso dos efeitos na inflação, medida pelo Índice de Preços ao Produtor (PPI) dos bens finais dos EUA. Porque a literatura sugere que os efeitos de choques monetários tem uma duração maior nos preços que no produto, desta vez usam-se 48 defasagens por padrão. A equação estimada é:

$$\Delta p_t = a_0 + \sum_{k=1}^{11} a_k D_k + \sum_{i=1}^{24} b_i \Delta p + \sum_{j=1}^{48} c_j S_{t-j} + \varepsilon_t \quad (34)$$

onde  $p_t$  é o logaritmo natural do índice de preços.

Por fim, para fins de comparação com a literatura tradicional, Romer e Romer (2004) estimam um VAR simétrico e irrestrito de três equações e 36 defasagens para o produto, o nível de preços (em logaritmo dos níveis) e a sua medida de choque de política monetária acumulada.

## 2.3 COMENTÁRIOS FINAIS

Dois problemas afetam a estimação dos efeitos da política monetária sobre agregados macroeconômicos. A endogeneidade e o comportamento antecipatório da autoridade monetária. Ambos geram estimativas viesadas – o *price puzzle* no caso dos preços – se ignorados.

O primeiro deles pode ser evitado se o regime utiliza uma meta de taxa de juros (ao invés de agregados monetários) como instrumento de política.

O problema do comportamento antecipatório do *policy maker* pode ser tratado ortogonalizando previamente o instrumento de política às expectativas de evolução dos agregados econômicos de interesse.

Isso gera uma variável instrumental, livre de endogeneidades, que pode então ser usada na análise de regressão para estimar os coeficientes de interesse de forma consistente.

### 3 APLICAÇÃO À ECONOMIA BRASILEIRA

#### 3.1 ESTUDOS EMPÍRICOS

Três trabalhos sobre os efeitos da política monetária dentro da metodologia VAR destacam-se no cenário internacional. A tabela 1 sumariza seus resultados.

**Tabela 1**  
**Resumo dos resultados dos principais estudos internacionais**

	País	Amostra	Variáveis em...	Nº de Defas.	Efeito negativo na defasagem (Preços; Produto)	Controle do Viés de Simultan.	Identificação
Christiano et al. (1996)	EUA	1960:1–1992:4 (trimestrais)	Níveis	4	6 <sup>a</sup> ; 1 <sup>a</sup>	Preços de Commodities	Recursiva
	EUA	1961:3–1997:3 (mensais)		14	6 <sup>a</sup> ; 1 <sup>a</sup>		
	Alemanha	1965:3–1997:5 (mensais)		14	13 <sup>a</sup> ; 1 <sup>a</sup>		
	Japão	1965:3–1996:6 (mensais)		14	12 <sup>a</sup> ; 4 <sup>a</sup>		
Kim (1999)	Reino Unido	1961:3–1994:3 (mensais)	Níveis	14	1 <sup>a</sup> ; 5 <sup>a</sup>	Preços de Commodities	Estrutural
	França	1965:3–1996:6 (mensais)		14	5 <sup>a</sup> ; 1 <sup>a</sup>		
	Itália	1965:3–1997:1 (mensais)		14	1 <sup>a</sup> ; 4 <sup>a</sup>		
	Canadá	1965:3–1997:3 (mensais)		14	6 <sup>a</sup> ; 1 <sup>a</sup>		
Romer e Romer (2004)	EUA	1970:1-1996:1 (mensais)	Níveis	36	8 <sup>a</sup> ; 4 <sup>a</sup>	Expectativas	Recursiva

Christiano et al (1996) estima um modelo VAR para os EUA com o objetivo de medir o impacto dos choques monetários na economia americana e adicionalmente elucidar os mecanismos de transmissão desses choques através da análise de seus efeitos no volume de várias modalidades de crédito.

Estimam-se várias especificações de modelos VAR. Todas elas incluem no mínimo as seguintes 6 variáveis: logaritmo do índice real do PIB (Y), logaritmo do índice do deflator do PIB (P), o logaritmo de um índice de preços de

*commodities* (PCOM), o negativo<sup>33</sup> do logaritmo das *nonborrowed reserves* (NBRD), a taxa de juros dos *fed funds* (FF) e o logaritmo das reservas totais (TR)<sup>34</sup>.

Os dados usados são trimestrais e abrangem o período entre 1960:1 a 1992:4 (168 observações). São usadas 4 defasagem em todos os modelos. O ordenamento das variáveis é: Y, P, PCOM, FF, NBRD e TR. Nas palavras dos autores:

*Put differently, any contemporaneous correlation between the VAR disturbance to the policy variable and the indicator of aggregate production is assumed to reflect causation from production to the policy variable, and not the other way around.* [Christiano et al (1996), p. 18].

Os resultados mostram que os efeitos no PIB de um choque monetário contracionista manifestam-se ainda no primeiro trimestre. Já o nível de preços reage inicialmente de forma positiva, tornando-se negativo apenas um ano e meio após o choque.

Kim (1999) estima modelos VAR para 7 países dentro de uma mesma metodologia. Todos incluem as mesmas 5 variáveis: uma taxa de juros de curto prazo, um agregado monetário, um índice de preços ao consumidor, um índice de produção industrial e um índice de preços de *commodities* em termos da moeda local.

Os dados têm frequência mensal e estendem-se de meados da década de 1960 até meados da década de 1990. Todas as variáveis entram em níveis com 14 defasagens. Um conjunto completo de *dummies* sazonais é usado em todos os modelos.

Kim (1999) utiliza restrições de exclusão para identificar a correlação contemporânea entre os choques. A matriz de covariâncias, entretanto, não é decomposta em matrizes triangulares (não se utiliza a decomposição de

---

<sup>33</sup> Isso foi feito para facilitar a comparação entre os instrumentos de política analisados. Choques positivos do agregado monetário (expansões dele) representam políticas monetárias expansionistas. Choques positivos nas taxas de juros representam políticas monetárias contracionistas. Mas se considerarmos o negativo das reservas juntamente com a taxa de juros, então aumentos de ambos apontam para uma mesma direção de política monetária.

<sup>34</sup> As reservas totais correspondem ao total de depósitos que os bancos detêm no Federal Reserve. A medida NBRD corresponde a esse total menos o montante tomado através da janela de descontos do Federal Reserve.

Cholesky). Ao invés disso, o autor realiza as restrições tentando dar uma justificativa teórica a elas. De qualquer maneira, sua opinião é de que: “*They [as restrições] are not very restrictive since I use monthly data*” [Kim (1999, p. 393)]

Nota-se que, com exceção de Reino Unido e Itália, os preços tendem a ter uma resposta mais lenta que o produto a choques monetários na maioria dos países.

A metodologia de Romer e Romer (2004) é explicada com detalhes na seção 2.2. Por ser o mais recente estudo do gênero e ter inspirado a metodologia que este trabalho emprega, as funções impulso-resposta da especificação VAR são apresentadas no Anexo A.

Considerando os estudos brasileiros, podemos destacar oito estudos dentro da metodologia VAR<sup>35</sup>. A tabela 2 sumariza os resultados de sete.

**Tabela 2**  
**Resumo dos resultados dos principais estudos brasileiros<sup>36</sup>**

	Amostra	Variáveis em... / Modelo	Nº de Defas.	Efeito negativo na defasagem (Preços; Produto)	Controle do Viés de Simultan.	Identificação
Rabanal e Schwartz (2001)	1995:1–2000:8 (mensal)	Níveis	3	Nunca ; 0	Nenhum	Recursiva
Minella (2003)	1994:9–2000:12 (mensal)	Níveis	3	1 ; 1	EMBI	Recursiva
Silva e Maia (2004)	1994:8–2002:12 (mensal)	VEC	1	1 ; 1	Taxa de Câmbio real (efetiva)	Recursiva
Ferreira (2004)	1994:8–2003:12 (mensal)	Diferenças <sup>37</sup>	2	Nunca ; 0	Taxa de Câmbio	Recursiva
Cysne (2005)	1980:1–2004:2 (trimestral)	Níveis	12	2 <sup>38</sup> ; 1	Nenhum	Recursiva
Céspedes et al. (2008)	2001:11-2004:12 (mensal)	Níveis	2	6 <sup>38</sup> ; 1	Exp. de Inflação (12 meses a frente)	Estrutural
Tomazzia e Meurer (2009)	2000:3–2008:12 (mensal)	Níveis	2	1 ; 1	Exp. de Inflação (1 mês a frente)	Recursiva

<sup>35</sup> Um estudo brasileiro conhecido sobre o tema, mas fora da metodologia VAR, é Cardoso et al (2008). Sua análise, foge ao escopo do presente trabalho.

<sup>36</sup> Os autores citados geralmente calculam mais de um modelo. Em cada caso, incluímos na tabela aquele que mais se aproxima da metodologia usada no presente trabalho.

<sup>37</sup> Usa-se a taxa de inflação e o nível de utilização da capacidade instalada da indústria.

<sup>38</sup> Com *price puzzle*.

Da análise da tabela 2 constatam-se alguns problemas. Dois dos estudos omitem completamente variáveis de controle da inflação futura. Três deles usam variáveis de competência questionável (taxas de câmbio e de *spread*) e os dois que incluem expectativas de inflação em seus modelos não incluem variações na expectativa de inflação.

Estimando uma função de reação para o Banco Central no período 06/1999 a 06/2002, Minella et al. (2002) detectou uma forte reação do Banco Central brasileiro às expectativas de inflação. Isso faz muito sentido dentro de um regime de metas de inflação, ainda mais considerando o resultado apresentado de Svensson (1996). Assim, considera-se que o tratamento dado à questão até aqui é inadequado.

Outro problema, com a notável exceção de Cysne (2005) – que usa 12 defasagens trimestrais, o equivalente a 36 meses –, é o reduzido número de defasagens incluído em cada estudo. Os resultados que mostram um efeito positivo e permanente de um choque contracionista de política monetária nos preços são certamente afetados por essa excessiva parcimônia.

Mesmo que existisse um movimento conjunto inicial das taxas de juros e da inflação, devido à influência na primeira de expectativas com relação à última, é de se esperar que a correlação entre as duas variáveis torne-se negativa em algum momento, isto é, que a política monetária acabe controlando a inflação.

Se esse for o caso, uma função impulso-resposta da inflação respondendo a um choque contracionista de política monetária de um modelo com suficiente número de defasagens exibiria um padrão de efeitos acumulados que seria positivo no início, mas negativo no final (o *price puzzle* típico dos estudos internacionais). Isso só não aconteceria se não desse “tempo” para a política monetária iniciar seus efeitos.

Repare que no caso de Christiano et al (1996) foram incluídas 4 defasagens *trimestrais*. Ou seja, o modelo estimava os efeitos diretos da política monetária até 12 meses à frente, ao contrário de Rabanal e Schwartz (2001), que o limitam a três *meses*.

Ignorar defasagens do instrumento de política monetária equivale a impor restrições de que seus efeitos diretos são iguais à zero nessas defasagens. Por

isso não faz sentido tentar analisar os efeitos da política monetária num horizonte mais longo que o número de defasagens incluídas (a não ser sob a hipótese de que os efeitos diretos são zero a partir de então).

Não importa se as últimas defasagens do choque monetário explicam apenas 1% da variância da inflação e portanto não são interessantes do ponto de vista da previsão (devendo ser excluídas por critérios que visam minimizar a soma dos quadrados dos resíduos, como os de Akaike e Schwartz). Esse 1% é justamente a informação crucial que se pretende analisar.

Dito de outra forma, não se está interessado em prever a variável de interesse como um todo; o objetivo é prever apenas uma parcela específica dessa observação, aquela que corresponde a sua reação à política monetária.

O oitavo estudo é o de Omoto et al. (2008) e recebe tratamento especial por usar uma metodologia muito parecida com a que este trabalho propõe, também baseada em Romer e Romer (2004). Os autores estimam dois modelos de defasagens distribuídas, para a inflação e o crescimento do produto, com amostra compreendida no período 1998:4-2007:12.

Foram usadas 12 defasagens da variável de interesse e 18 defasagens do choque monetário (supostamente) exógeno (mais *dummies* sazonais). Como medida de choque monetário, eles utilizam os resíduos de uma equação que regride alterações na meta da taxa Selic contra expectativas de inflação (1 mês a frente) e produto, tanto em níveis quanto em diferenças.

No caso da reação dos preços, entretanto, os resultados diferem dramaticamente daqueles apresentados aqui. A resposta da inflação (cheia) é sempre positiva. Os autores também calculam a resposta ao mesmo choque para os grupos de preços monitorados e livres do IPCA. Para o primeiro grupo, a resposta é positiva da segunda até a última defasagem. Já para os preços livres, ela é positiva antes e negativa depois da quarta defasagem.

A grande diferença entre as metodologias reside no alcance das expectativas de inflação usadas para a ortogonalização do choque monetário. Aqui o alcance é de 12 meses contra 1 mês do trabalho de Omoto et al. (2008).

A discrepância entre as reações dos preços monitorados e livres pode fornecer uma pista do que está acontecendo. O viés de simultaneidade geralmente manifesta-se nas primeiras defasagens. Se não controlado, é possível

imaginar que ele tenha efeitos mais duradouros nos preços monitorados do que nos livres, devido à maior inércia dos primeiros.

### 3.2 METODOLOGIA

Primeiramente deverão ser obtidos choques exógenos de política monetária. Serão estimados choques diferentes para analisar os efeitos da política monetária em cada um dos agregados produto e preços. Esse procedimento difere do de Romer e Romer (2004) e tem por objetivo permitir que os choques estimados, uma vez ortogonalizados à variável de interesse, retenham a maior variância possível.

Na análise dos efeitos sobre o nível de preços, os choques serão tomados como os resíduos da seguinte equação:

$$\Delta ms_r = \alpha + \varphi \pi_r^{e12} + \sum_{i=1}^{12} \theta_i (1 - L^i) \pi_r^{e12} + \varepsilon_r^\pi \quad (35)$$

onde,  $\Delta ms_r$  é a variação na meta da taxa Selic decidida na reunião  $r$ ,  $\pi_r^{e12}$  é expectativa de inflação acumulada para os próximos<sup>39</sup> 12 meses do dia anterior<sup>40</sup> à reunião  $r$  e  $(1 - L^i) \pi_r^{e12}$  é a variação na expectativa de inflação ocorrida entre a reunião  $r$  e a reunião  $r-i$ .

Espera-se que os regressores dessa equação absorvam o componente endógeno da política monetária, com os 12 termos em diferença capturando eventual defasagem na resposta do Banco Central.

As expectativas de inflação serão obtidas por duas fontes distintas, dando origem a dois resíduos diferentes. No primeiro caso, serão usadas as expectativas de inflação da pesquisa Focus<sup>41</sup> do Banco Central. As expectativas

---

<sup>39</sup> Mesmo que o Banco Central pautar sua atuação sobre previsões para um período mais longo, argumenta-se, assim como Romer e Romer (2004), que previsões para períodos posteriores provavelmente estariam muito correlacionadas com estas, de modo que não adicionariam informação nova.

<sup>40</sup> Ou a última expectativa disponível antes do dia da reunião, no caso em que não se dispõe da medida do dia anterior.

<sup>41</sup> Uma vantagem do uso das expectativas do relatório Focus frente às do Relatório de Inflação é sua maior frequência. Uma desvantagem é a amostra menor (6 observações a menos).

para o final do ano<sup>42</sup> tem periodicidade diária e estão disponíveis desde janeiro de 2000. Para a obtenção de uma medida de expectativa para os próximos 12 meses será feita uma interpolação pela seguinte fórmula:

$$\pi'_{r,m} e^{12} = \frac{(12-m)}{12} \pi'_{r,t} e^{12} + \frac{m}{12} \pi'_{r,t+1} e^{12} \quad (36)$$

de modo que a expectativa de inflação para o mês  $m$  (no ano  $t$ ) é a média ponderada das expectativas de inflação para os finais dos anos  $t$  e  $t+1$  na véspera da reunião  $r$  do Comitê de Política Monetária (COPOM). Nos casos em que há duas reuniões num mesmo mês, a expectativa será considerada a mesma para as duas.

Alternativamente usar-se-á a projeção central de inflação para os próximos 12 meses presente no Relatório de Inflação. Elas são calculadas pelo próprio Banco Central desde junho de 1999 sob a hipótese de taxas de juros constantes<sup>43</sup>.

Elas estão disponíveis trimestralmente, de modo que se faz necessária novamente uma interpolação de dados. Nesse caso, sob a hipótese de que o Banco Central revisa suas expectativas de forma gradual, para os meses entre os relatórios criar-se-á uma nova medida mensal através da fórmula:

$$\pi''_{m} e^{12} = \frac{(3-j)}{3} \pi''_{t} e^{12} + \frac{j}{3} \pi''_{t+1} e^{12} \quad (37)$$

onde  $j$  é o número de meses que se passaram desde a publicação do relatório do trimestre  $t-1$ <sup>44</sup> e  $\pi''_{t+1} e^{12}$  é a projeção de inflação do próximo relatório. Essa nova medida será usada para todas as reuniões do COPOM dentro de um mesmo mês.

À semelhança daqueles para a inflação, os choques ortogonais ao produto serão calculados pela seguinte equação:

<sup>42</sup> As expectativas acumuladas em 12 meses estão disponíveis apenas a partir de novembro de 2001. Se por um lado elas não precisam ser interpoladas, por outro implicam na perda de 22 observações. Opta-se pela amostra maior.

<sup>43</sup> Essa não é uma característica necessária. O importante é que a variável usada seja fortemente correlacionada com a inflação futura.

<sup>44</sup> Os Relatórios de Inflação são publicados ao final de cada trimestre.

$$\Delta ms_r = \alpha + \varphi y_r^{e12} + \sum_{i=1}^{12} \theta_i (1 - L^i) y_r^{e12} + \varepsilon_r^y \quad (38)$$

onde a expectativa de crescimento para os próximos 12 meses será calculada, tal qual em (36), com base nas previsões para o crescimento do PIB coletadas da pesquisa Focus do dia anterior às reuniões do COPOM para os finais dos anos  $t$  e  $t+1$ .

O que aqui se chama produto refere-se à produção física industrial calculada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Serão usadas, em modelos distintos, ambas as séries com e sem ajuste sazonal<sup>45</sup>. O índice de inflação usado será o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Obtidos os choques exógenos de política monetária  $\varepsilon_r^y$  e  $\varepsilon_r^\pi$  para cada reunião, eles serão “mensalizados”: somar-se-á todos os resíduos pertencentes a um mesmo mês. Se por algum acaso um mês não tiver nenhum resíduo (um mês sem reunião do COPOM), atribui-se valor zero ao choque daquele mês.

Feito isso, serão estimados dois modelos VAR de duas equações: um para o produto e outro para inflação. Cada um dos sistemas estimado terá a seguinte forma<sup>46</sup>:

$$x_t = \sum_{i=1}^{24} (\alpha_{t-i} x_{t-i} + \beta_{t-i} E_{t-i}^x) + \sum_{i=1}^{11} d_i + \mu_x \quad (39)$$

$$E_t^x = \sum_{i=1}^{24} (a_{t-i} x_{t-i} + b_{t-i} E_{t-i}^x) + \sum_{i=1}^{11} d_i + \mu_\varepsilon \quad (40)$$

onde  $x_t$  é a produção industrial ou a inflação e  $E_t^x$  é o choque ortogonal acumulado correspondente.

Não será usado nenhum recurso de identificação dos resíduos. As funções impulso-resposta serão calculadas diretamente da forma reduzida das equações. Em outras palavras, seguindo-se Romer e Romer (2004, p. 1069), supõe-se<sup>47</sup> que não haja correlação contemporânea (na defasagem zero, no caso, dentro de um mesmo mês) entre choques nos níveis de produto e preços e seus

<sup>45</sup> Neste caso, acompanhada de um conjunto completo de *dummies*.

<sup>46</sup> No caso da produção industrial com ajuste sazonal não se usa *dummies*.

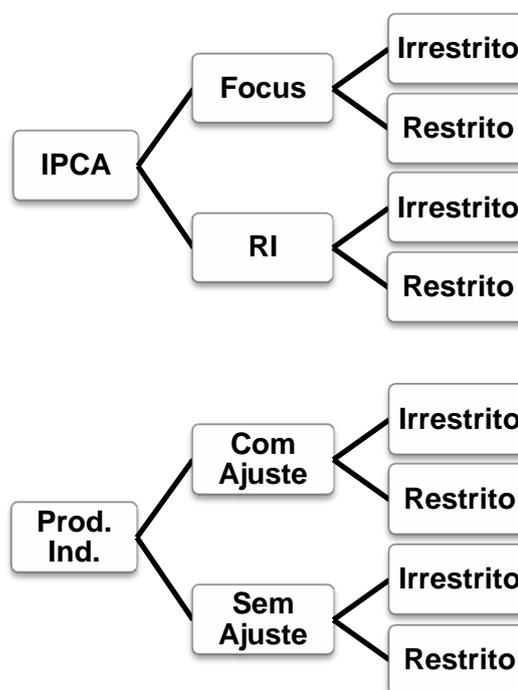
<sup>47</sup> Acredita-se que, com dados de frequência mensal, esta hipótese é mais realista que quaisquer das duas decomposições Cholesky possíveis.

respectivos choques ortogonais de política monetária, de modo que esta seja inócua dentro do primeiro mês.

O tamanho da amostra nos obriga a limitar o número de defasagens em 24, o que nos deixa com um mínimo de 33 e 36 graus de liberdade, respectivamente, nos casos do IPCA e da produção industrial, considerando os modelos irrestritos. O uso de um número elevado de defasagens é necessário porque se pretende analisar a distribuição ao longo do tempo dos efeitos da política monetária<sup>48</sup>.

Porque o número de graus de liberdade pode ser considerado pequeno e o modelo superparametrizado, também estimaremos uma versão dos modelos usando um procedimento voltado a eliminar defasagens redundantes (próxima seção).

Com duas possibilidades devidas à escolha de variáveis em duas variantes, com todas as defasagens (irrestrito) e com defasagens omitidas (restrito), serão estimados ao total oito modelos:



<sup>48</sup> Muito embora, testando a partir de 24 defasagens o critério de Akaike também sugira o uso de todas as 24 defasagens. O critério de Schwarz sugere 2 defasagens; com 5 defasagens já se pode gerar resíduos sem evidência de autocorrelação.

Os choques ortogonais são estimados por MQO através do pacote Gretl<sup>49</sup>. Os modelos VAR são estimados pelo programa JMulTi<sup>50</sup>. Os modelos VAR simétricos são estimados por MQO enquanto os modelos VAR com restrições são estimados por Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis (FGLS).

### 3.3 ELIMINAÇÃO SEQUENCIAL DE REGRESSORES E REGRESSORES APARENTEMENTE NÃO RELACIONADOS

A recomendação de parcimônia na escolha do número de defasagens é prática usual na modelagem de séries temporais. Um número elevado de defasagens diminui a precisão com que os coeficientes são estimados – devido ao problema da multicolinearidade e ao consumo de graus de liberdade. Por outro lado, um número insuficiente de defasagens consiste em má especificação da dinâmica do modelo. Ambas a super- e a subespecificação afetam a performance de modelos voltados para a previsão.

Um vez que funções impulso-resposta são nada mais do que previsões contrafactuais, faz sentido a busca de métodos de “otimização” no contexto do presente trabalho. Brueggemann e Lutkepohl (2000) comparam diferentes procedimentos estatísticos voltados à exclusão de defasagens em modelos VAR. Sua conclusão é que esses procedimentos podem aumentar a precisão com que os coeficientes são estimados, com repercussão nos intervalos de confiança *bootstrap*.

Um dos procedimentos testados é o de Eliminação Sequencial de Regressores (*Sequential Elimination of Regressors*). Ele parte do modelo completo e procura pela defasagem cuja eliminação leva à maior melhora no critério previamente especificado<sup>51</sup>. O procedimento é repetido, separadamente para cada equação, até que não seja possível mais nenhuma melhora no critério escolhido.

---

<sup>49</sup> <http://gretl.sourceforge.net/>

<sup>50</sup> O JMulTi é um pacote gratuito voltado para a análise de séries temporais desenvolvido por LÜTKEPOHL, H. e KRÄTZIG, M. (EDS.) (2004). Página do programa: <http://www.jmulti.de/>.

<sup>51</sup> Esse procedimento é menos restritivo à dinâmica da série do que simplesmente eliminar as últimas defasagens.

Nas simulações realizadas por Brueggemann e Lutkepohl (2000) o critério com melhor desempenho em pequenas (30 observações) e médias (100 observações) amostras é o critério de Akaike. Seguiremos o resultado dos autores adotando o critério de Akaike.

O procedimento descrito acima leva a modelos VAR ditos assimétricos, ou seja, onde o número de defasagens de cada variável difere de equação para equação. Nesse caso, ainda que o método de MQO gere estimativas consistentes, o método de Regressores Aparentemente não Relacionados (*Seemingly Unrelated Regressions*, SUR) desenvolvido por Zellner (1962) fornece estimativas mais eficientes.

Seja<sup>52</sup> um sistema de  $g$  equações do tipo:

$$y_i = x_i \beta_i + u_i \quad (41)$$

onde  $y_i$  é o vetor de  $n$  observações da variável endógena  $i$ ,  $x_i$  é a matriz  $n \times k$  das variáveis pré-determinadas incluídas na equação  $i$ ,  $\beta_i$  o vetor  $k \times 1$  de coeficientes e  $u_i$  o vetor  $n \times 1$  dos termos de erro.

Usando notação matricial conveniente, podemos reescrever esse sistema como uma única equação.

Seja  $Y = (y_1, y_2, \dots, y_g)$  o vetor  $gn \times 1$  composto por  $g$  vetores de  $n$  observações de cada uma das variáveis endógenas,  $B = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_g)$ ,  $U = (u_1, u_2, \dots, u_g)$  e  $X$  a matriz  $gn \times k$  diagonal em blocos definida por:

$$X = \begin{bmatrix} x_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & x_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & x_g \end{bmatrix} \quad (42)$$

Com essa notação podemos reescrever o sistema na forma:

$$Y = XB + U$$

---

<sup>52</sup> Aqui se segue a exposição de Davidson e Mackinnon (2004, p.492 e seguintes) e Zellner (1962).

Nessa notação, o estimador de MQO pode ser escrito como  $\widehat{B}_{MQO} = (X'X)^{-1}X'Y$ . Com erros *i.i.d.*, a matriz de covariâncias tem a forma:

$$E(UU') = \Omega = \begin{bmatrix} E(u_1u_1') & \cdots & E(u_1u_g') \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ E(u_gu_1') & \cdots & E(u_gu_g') \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I & \cdots & \sigma_{1g}I \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{g1}I & \cdots & \sigma_{gg}I \end{bmatrix} \quad (43)$$

O teorema de Gauss-Markov exige uma matriz de covariâncias na forma  $\sigma^2I$ , com  $I$  igual à matriz identidade, o que não será o caso para o estimador acima devido à correlação entre os termos de erro das diferentes equações ( $\sigma_{ij}$  para  $i \neq j$ ).

Corrigimos isso transformando as variáveis originais, tal qual se faz no caso de uma única equação no método de Mínimos Quadrados Generalizados (GLS, em inglês). Basta pré-multiplicarmos ambos os lados da equação (41) por uma matriz  $H$  tal que  $(HH')^{-1} = \Omega$  e  $E(HUU'H') = I$ . O estimador eficiente nesse caso será dado por  $\widehat{B}_{GLS} = (X'H'HX)^{-1}X'H'HY$ <sup>53</sup>.

Na prática não conhecemos a matriz de covariâncias  $\Omega$  e portanto a estimamos através dos resíduos de MQO do sistema (41) (daí o factível).

### 3.4 INFERÊNCIA POR BOOTSTRAP

Os intervalos de confiança para as funções impulso-resposta serão calculados pelo procedimento de *bootstrap*. Especificamente, é usado um caso particular da metodologia, o método dos *bootstrapped residuals*.

Derivar de forma analítica intervalos de confiança para combinações altamente não lineares de coeficientes, como é o caso dos valores das funções impulso-resposta, pode não ser possível. Nessas condições o método *bootstrap* pode fornecer intervalos de confiança por meio de um procedimento de reamostragem.

<sup>53</sup> É possível demonstrar (Greene (2002, p.343-344)) que se todas as equações tiverem as mesmas variáveis explicativas, isto é, se  $x_i = x$  para todo  $i$ , o estimador GLS/SUR reduz-se ao estimador de MQO (mesmo quando os termos de erro são correlacionados entre as equações).

Suponha que tenhamos estimado a equação (39).  $\hat{x}_t = \sum_{i=1}^{24} (\alpha_{t-i} x_{t-i} + \beta E_{t-i} x) + i=111d_i$  é a parte modelada (ajustada por MQO) da variável  $x_t$  e  $\mu_x$  sua parte aleatória, fonte da incerteza sobre os parâmetros decorrente do erro amostral.

Gostaríamos de conhecer a distribuição dos parâmetros estimados em amostras repetidas de  $x_t$ . No caso dos intervalos de confiança das funções impulso-resposta, gostaríamos de obter  $a$  e  $b$  tal que:

$$P[a < \hat{\Phi} - \Phi < b] = 1 - \alpha \quad (44)$$

onde,  $\hat{\Phi}$  é a função impulso-resposta estimada e  $\Phi$  é a função impulso-resposta populacional.

O problema é que desconhecemos a distribuição verdadeira (populacional) de  $\mu_x$  e  $\mu_\varepsilon$  (e portanto de  $x_t$  e  $E_t^x$ ) e não estamos dispostos a fazer hipóteses heroicas. Nesse caso, o método *bootstrap* sugere que o melhor que podemos fazer é recorrer à distribuição empírica da amostra que dispomos para inferir sobre a distribuição populacional de  $\mu_x$  e  $\mu_\varepsilon$ . Especificamente, o método propõe que façamos a aproximação<sup>54</sup>:

$$P[a < \hat{\Phi} - \Phi < b] \sim P[a^* < \Phi^* - \hat{\Phi} < b^*] \quad (45)$$

onde  $\hat{\Phi}$  é tomado como fixo (Sims e Zha (1999, p. 1126)) e  $\Phi^*$  é a variável aleatória da distribuição das funções impulso-resposta  $\hat{\Phi}$  calculadas nas *amostras bootstrap*.

Uma amostra *bootstrap* da variável  $x_t$  é calculada, recursivamente, da seguinte forma<sup>55</sup>:

$$x_{25}^* = \sum_{i=1}^{24} (\alpha_{25-i} x_{25-i} + \beta_{25-i} E_{25-i}^x) + \sum_{i=1}^{11} d_i + u_x^* \quad (46)$$

$$x_{26}^* = \alpha_{25} x_{25}^* + \beta_{25} E_{25}^{*x} + \sum_{i=2}^{23} (\alpha_{26-i} x_{26-i} + \beta_{26-i} E_{26-i}^x) + \sum_{i=1}^{11} d_i + u_x^* \quad (47)$$

(...)

<sup>54</sup> Que é válida assintoticamente (Lutkepohl (2005, p. 710)).

<sup>55</sup> As 24 primeiras observações (pré-amostra) são tomadas como dadas (não estocásticas).

$$x_{t \geq 49}^* = \sum_{i=1}^{24} (\alpha_{t-i} x_{t-i}^* + \beta_{t-i} E_{t-i}^{*,x}) + \sum_{i=1}^{11} d_i + u_x^* \quad (48)$$

onde os  $u_x^*$  são selecionados de forma aleatória e com reposição do conjunto de resíduos iniciais. Fazendo o mesmo para  $E_t^x$  (pela equação 40) e repetindo o procedimento várias vezes (neste trabalho 10.000 vezes), teremos vários conjuntos de valores  $x_t^*$  e  $E_t^{*,x}$ . Então recalculamos o VAR em cada um desses conjuntos de dados, e geramos uma nova função impulso-resposta  $\Phi_i^*$ . Agrupando essas funções  $\Phi_i^*$  temos a distribuição de  $\Phi^*$ .

A hipótese aqui é que a distribuição de  $\Phi^*$  em torno de  $\hat{\Phi}$  – obtida por amostras *bootstrap* – é equivalente à distribuição de  $\hat{\Phi}$  em torno de  $\Phi$  – que se obteria em amostras repetidas.

Calculados todos os valores  $\Phi_i^*$ , precisamos escolher percentis  $a^*$  e  $b^*$  da distribuição  $\Phi_i^* - \hat{\Phi}$  para um nível de significância  $\alpha$  de modo que:

$$P[a^* < \Phi^* - \hat{\Phi} < b^*] = 1 - \alpha \quad (50)$$

Usando esses percentis na aproximação (45) temos:

$$P[a^* < \hat{\Phi} - \Phi < b^*] = 1 - \alpha \quad (51)$$

Dessa forma, o intervalo de confiança<sup>56</sup> de  $\hat{\Phi}$  é dado por:

$$P[\hat{\Phi} - b^* < \Phi < \hat{\Phi} - a^*] = 1 - \alpha \quad (52)$$

---

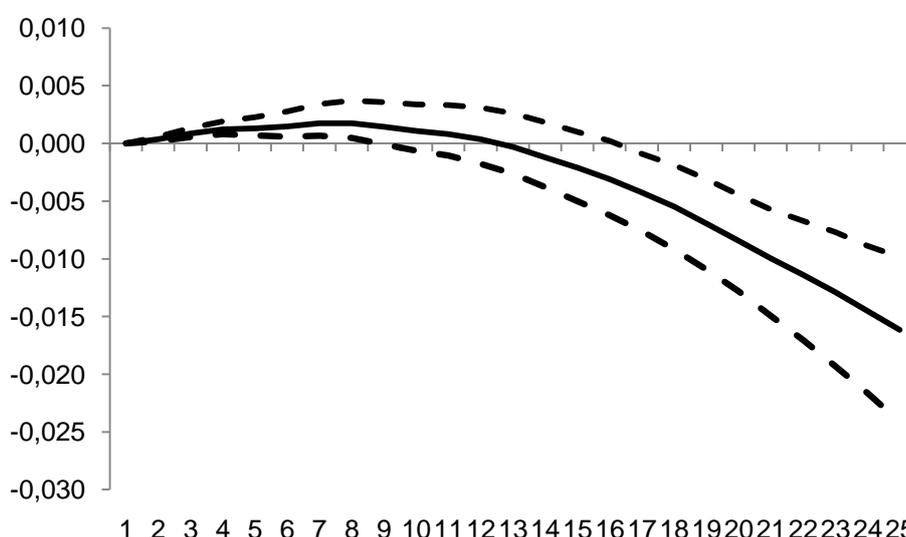
<sup>56</sup> Esse intervalo de confiança é conhecido como intervalo por percentis de Hall (1992). Benkwitz et al. (1999) comparam algumas alternativas no contexto de funções impulso-resposta e dentre elas recomendam o intervalo aqui apresentado.

### 3.5 RESULTADOS

Obtidos os choques exógenos de política monetária como resíduos das equações (35) e (38), é hora de estimar a resposta dos agregados de preço e produto dentro dos modelos VAR (equações (39) e (40)).

Antes, examinemos (gráfico 2) a função impulso-resposta de um modelo VAR com o logaritmo do índice IPCA e a meta da taxa Selic (média mensal) cheia, ou seja, não ortogonal às expectativas de inflação futura<sup>57</sup>.

**GRÁFICO 2**  
Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque médio<sup>58</sup> da taxa Selic no logaritmo do IPCA



Nota: Intervalos de 95% de confiança *bootstrap* em tracejado.

Como seria de se esperar, o efeito inicial de um choque contracionista de política monetária no índice de preços é positivo, caracterizando o *price puzzle*, e significativo até 8 meses após o choque. Os efeitos não se tornam negativos antes do 15º mês e só se tornam significantes no 16º. Vejamos se a metodologia descrita acima é capaz de resolver esse problema.

Os gráficos 3 e 4 mostram a trajetória da parcela identificada como exógena à mudanças na meta da taxa Selic. No gráfico 3 essa parcela foi identificada pelos resíduos da equação (35) usando as expectativas para o IPCA

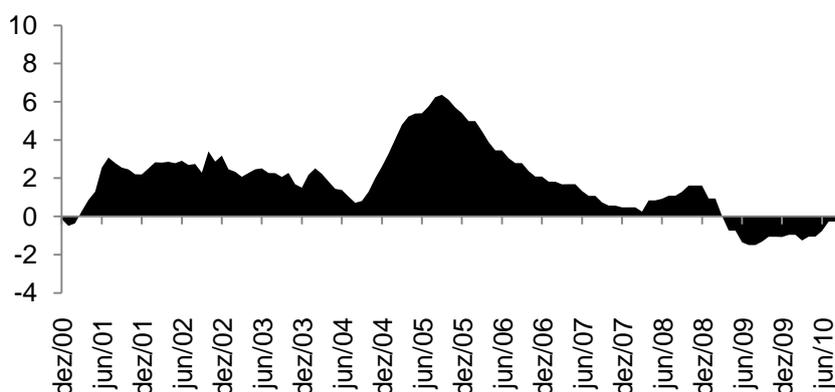
<sup>57</sup> Modelo estimado com 24 defasagens de cada variável, constante e um conjunto completo de *dummies* mensais para uma amostra entre 2000:6 e 2010:09.

<sup>58</sup> Média dos choques positivos: 0,09

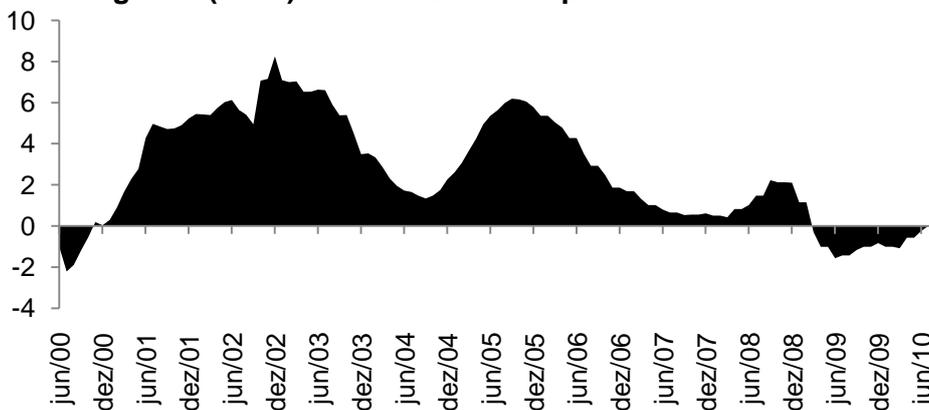
do relatório Focus (elaborado por agentes do mercado), enquanto que no gráfico 4 as expectativas usadas foram as constantes no Relatório de Inflação do Banco Central.

Os gráficos representam choques exógenos à expectativa de variação futura do IPCA. Resíduos positivos significam aumentos sustentados da taxa Selic acima do sugerido pela sua relação histórica com as expectativas de inflação.

**GRÁFICO 3**  
**Choques Exógenos (IPCA) na Taxa Selic – Expectativas do Focus**



**GRÁFICO 4**  
**Choques Exógenos (IPCA) na Taxa Selic – Expectativas do Relatório de Inflação**



Ainda que a motivação do procedimento de ortogonalizar os choques de política monetária seja puramente econométrica – gerar uma variável instrumental livre do viés de simultaneidade – é preciso dar alguma interpretação econômica a esses resíduos com o objetivo de melhor compreender os resultados. Definamos a meta real da taxa de juros Selic como:

$$r = m - \pi_{12}^e \quad (53)$$

onde  $r$  é a taxa real,  $m$  é a meta da taxa Selic (% a.a.) e  $\pi_{12}^e$  é a expectativa de inflação para os próximos doze meses. Aplicado a primeira diferença sobre a equação temos:

$$\Delta r = \Delta m - \Delta \pi_{12}^e \quad (54)$$

Pela equação (35), isso é igual a:

$$\Delta r = \varepsilon_r^\pi + (\Delta \hat{m} - \Delta \pi_{12}^e) \quad (55)$$

onde  $\Delta \hat{m}$  é o valor esperado da equação (35) e  $\varepsilon_r^\pi$  é o resíduo dessa mesma equação.

Por (55) vemos que as alterações na taxa de juros real podem ser decompostas em duas parcelas, uma ortogonal e outra não ortogonal à inflação futura<sup>59</sup>.

A estratégia aqui empregada consiste em usar a primeira como variável instrumental<sup>60</sup> para avaliar os efeitos da política monetária sobre o nível de preços de modo a evitar o viés de simultaneidade. Dessa maneira, no caso do nível de preços, é adequado interpretar um choque nos resíduos ortogonais da Selic como um choque na taxa básica de juros real.

Voltando aos gráficos 3 e 4, vemos que para o período recente os dois são muito parecidos. A diferença reside no período anterior, entre os anos 2001 até meados de 2004. Os gráficos são o acumulado de resíduos de uma mesma variável dependente; se durante o período a soma dos resíduos da equação com as expectativas do Relatório de Inflação é consistentemente maior que os da equação correspondente com as expectativas de mercado, é porque as expectativas de inflação elaboradas pelo Banco Central explicaram uma parcela menor de sua própria política no período. De fato, o  $R^2$  da equação com as

<sup>59</sup>  $\Delta \hat{m}$  é função das expectativas de inflação;  $\Delta \pi_{12}^e$  é a diferença da própria.

<sup>60</sup> Como  $cov(\varepsilon_r^\pi, (\Delta \hat{m} - \Delta \pi_{12}^e)) = 0$ ,  $\varepsilon_r^\pi$  é uma *proxy* ideal da taxa de juros real dada pela nossa definição. De fato, podemos interpretar o procedimento de Romer e Romer (2004) como um MQ2E às avessas (com os resíduos sendo a parte exógena).

expectativas do Banco Central é 44,9%, enquanto que o da regressão que usa as expectativas do relatório Focus é 61,2%.

Entre os anos 2001 e 2004 as expectativas de inflação do Banco Central foram sistematicamente menores que as de mercado, sem que sua política monetária fosse mais branda por causa disso. O Banco Central subestimou a expectativa de inflação divulgada sem aparentemente subestimar (ou subestimando menos) a expectativa que norteou sua política monetária.

As principais características da resposta do IPCA a esses choques estão resumidas na tabela 1. Os gráficos das funções impulso-resposta encontram-se nos Apêndices C e D.

É importante salientar que, como é usual nos modelos VAR, essa função traça a resposta do IPCA ao choque inicial e também aos choques previsíveis a partir dele pela equação (40). Assim, ele mostra a resposta não apenas ao choque inicial, mas sim a todo o ciclo de política monetária contracionista. A trajetória do impulso dessas funções também se encontram (gráficos 2) nos Apêndices C e D.

Nos dois modelos que usam resíduos ortogonalizados pelas expectativas do Relatório de Inflação, que têm uma amostra 5 meses maior (com início em junho de 2002), usam-se duas *dummies*: uma *dummy* de tendência que é igual a 1 em janeiro de 2002 e cresce até chegar a 12 em dezembro desse ano; e uma *dummy* de intercepto que é igual a 1 a partir de 2003. O objetivo é expurgar o comportamento discrepante do IPCA no ano de 2002 visível no gráfico 2 do Apêndice B.<sup>61</sup>

A tabela 3 mostra que os modelos que usaram choques ortogonais às expectativas do Relatório Focus não apresentaram qualquer indício de *price puzzle*, com sua estimativa pontual negativa logo na primeira defasagem. Nos modelos com expectativas ortogonalizadas através das expectativas do Relatório de Inflação notamos indícios muito fracos (imperceptíveis a olho nu) de resposta positiva do nível de preços a choques contracionistas de política monetária.

---

<sup>61</sup> Resultado de um choque cambial decorrente da incerteza relativa à política econômica de um futuro governo comandado pelo então candidato a presidente Luiz Inácio Lula da Silva. Em novembro de 2002 o IPCA a.m. atingiu a marca dos 3,02%, recorde de todo o plano Real (pós-agosto de 1994)

**TABELA 3**  
**Características da resposta do logaritmo do IPCA a um choque ortogonal médio<sup>62</sup>**  
**na taxa Selic – Modelos**

Modelo		IPCA Focus (Irrestrito)	IPCA Focus (Restrito)	IPCA RI (Irrestrito)*	IPCA RI (Restrito)*
Amostra		dez/02-set/10	dez/02-set/10	jun/02-ago/10	jun/02-ago/10
g. l. da Equação do IPCA		33	59	36	71
Estimativa Pontual	Negativo a partir da defasagem...	1	1	5	3
	Atinge -0,1% antes da defasagem...	5	4	5	5
	Efeito (%) após 12 meses...	0,63	0,75	1,22	1,22
Limite Superior do IC (95%)	Negativo a partir da defasagem...	11	1	7	6
	Atinge -0,1% antes da defasagem...	12	6	8	7

Nota (\*): Com uma *dummy* de tendência ativa em todos os meses do ano de 2002 e uma *dummy* de intercepto ativa a partir de 2003.

Esse resultado era esperado. Os choques do primeiro modelo são ortogonalizados com expectativas do dia anterior à reunião, capazes de incorporar informação recente e assim ter um desempenho melhor na previsão da inflação futura que nossa medida feita por interpolação das expectativas do Relatório de Inflação, de frequência apenas trimestral.

Considerando o limite superior do intervalo de 95% de confiança, a resposta do IPCA à Selic fica negativa na 1ª ou 11ª defasagem, conforme consideramos o modelo irrestrito ou restrito. Para o caso do modelo com as expectativas do Relatório de Inflação, a amplitude das estimativas é menor, variando da 7ª à 8ª defasagem.

Porque se pode ter relevância estatística sem que haja significância prática<sup>63</sup>, e na inexistência prévia de um critério rígido que especifique qual

<sup>62</sup> Média dos choques positivos na amostra de cada modelo.

<sup>63</sup> E porque, dentro de um contínuo de valores, a probabilidade de estimar um coeficiente exatamente igual a zero é nula.

magnitude de efeito possa ser considerada economicamente relevante, decide-se estabelecê-la em 0,1%<sup>64</sup>.

Considerando esse *threshold*, podemos demarcar a estimativa pontual de defasagem dos efeitos da política monetária entre 4 a 5 meses. Essa estratégia mostra-se especialmente relevante ao avaliarmos o caso do limite superior do modelo restrito com expectativas do relatório Focus: apesar de negativo muito cedo, os primeiros valores do limite superior do intervalo de confiança são muito pequenos.

Como pode ser conferido no gráfico 2 do Apêndices C1, o comportamento típico estimado de nosso ciclo de política monetária para o caso dos choques ortogonais às expectativas do relatório Focus pode ser dividido em três fases. No modelo irrestrito, seguindo-se a um choque inicial de 0,097 p.p., o Banco Central brasileiro continua apertando a política a taxas crescentes por 8 meses, a uma média de 0,18 p.p. por mês, diminuindo o ritmo a partir de então. Nos últimos 8 meses, o ritmo de aperto cai para 0,05 p.p., até que no último mês de nossa previsão o aumento acumulado alcança um nível 2,93 p.p. acima do inicial. O modelo restrito não difere de forma relevante.

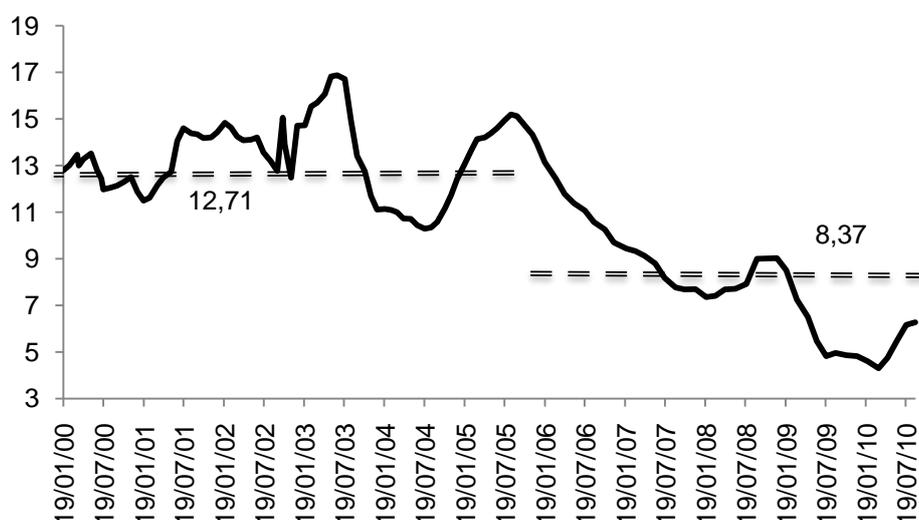
Observa-se um comportamento muito semelhante no caso do modelo com resíduos ortogonais às expectativas do Relatório de Inflação – também considerando o modelo irrestrito. A maior diferença ocorre nas últimas defasagens quando, neste caso, observa-se o Banco Central efetivamente revertendo o choque. Cabe notar que em ambos os casos os amplos intervalos de confianças sugerem grande variância no comportamento da autoridade monetária.

Uma provável razão para isso é que a intensidade ou duração do ciclo tenha variado ao longo da amostra. Isso poderia ter acontecido se a atuação do Banco Central tivesse uma proporção média fixa com a taxa de juros real e esta tivesse diminuído ao longo tempo. A julgarmos pelo gráfico 4, esse pode bem ser o caso.

---

<sup>64</sup> O uso do *threshold* como critério de quando os efeitos da política monetária tornam-se (realmente) negativos também favorece a comparação com outros estudos que apresentam algum *price puzzle*. Nestes, os efeitos acumulados tendem a se tornar negativos em defasagens maiores devido ao efeito positivo acumulados nas primeiras defasagens.

**GRÁFICO 4**  
**Meta da taxa Selic descontada pela expectativa de inflação para os próximos 12 meses (interpolada)**



O gráfico 4 mostra a taxa de juros real calculada a partir de nossa medida (interpolada) de inflação esperada para os próximos 12 meses. Considerando o período inteiro, em média o Banco Central acumula um aumento na taxa de juros real correspondente a 26,6% da taxa média ao final do 24º mês – com indícios de que para a partir daí. Se a proporção de aumento fosse mantida, ela representaria 3,38 p.p. no primeiro período ou 2,23 p.p. no segundo.

Examinemos agora o caso do produto. O gráfico 5 abaixo mostra a função impulso-resposta de um modelo VAR da produção industrial (com ajuste sazonal) e da meta da taxa Selic (média mensal) cheia (não ortogonal às expectativas com relação ao produto)<sup>65</sup>.

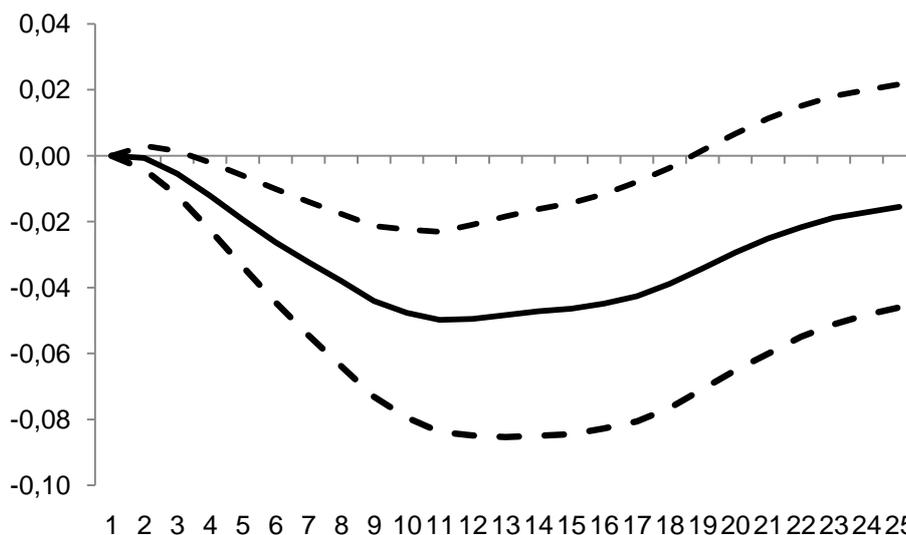
Não há indícios de nenhum *puzzle*. De fato, *puzzles* com relação aos efeitos da política monetária no produto não são comuns. Isso é consequência do comportamento das autoridades monetárias, que se antecipam aos movimentos da inflação, mas não aos movimentos do produto (o que deve ser especialmente verdadeiro em regimes formais de metas de inflação como o brasileiro).

Seguindo-se a um choque na meta da taxa Selic, o produto cai já na primeira defasagem (ultrapassa 0,1% na segunda). A queda torna-se significativa a partir do 3º mês (permanecendo assim até o 17º). O desvio máximo do produto ocorre na 10ª defasagem (-4,98%), mês em que a taxa Selic também chega ao

<sup>65</sup> Com 24 defasagens de cada variável, constante e sem *dummies*. Amostra: 2000:06 – 2010:08

seu valor máximo (3,35 p.p. acima do nível pré-choque), o que equivale a um efeito máximo de -1,49% de desvio do produto por ponto percentual de aumento na Selic.

**GRÁFICO 5**  
Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque médio<sup>66</sup> da taxa Selic no logaritmo do produção industrial (com ajuste sazonal)



Mesmo que o gráfico 5 não apresente indícios visíveis de problemas, ainda é possível que exista um pequeno viés. Repetimos, portanto, o mesmo procedimento de ortogonalização para o caso do produto.

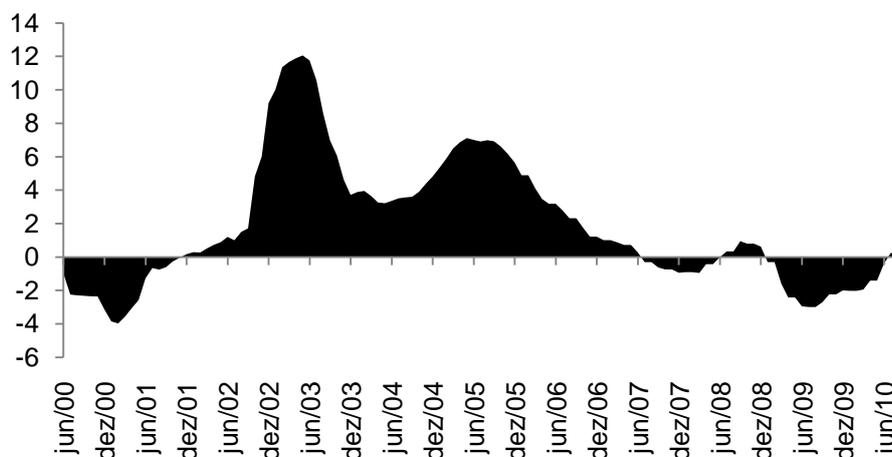
O gráfico 6 apresenta as alterações na meta da Selic ortogonais à expectativa de crescimento do PIB nos para os próximos 12 meses. A amostra vai de junho de 2000 até setembro de 2010.

Como seria de se esperar num regime de metas de inflação, e como o resultado do gráfico 5 nos fazia crer, as mudanças na taxa Selic são pouco correlacionadas com as perspectivas para o PIB futuro (o  $R^2$  da equação (38) é apenas 6,1%) e os resíduos são basicamente desvios da Selic nominal com relação à sua tendência. Esse resultado justifica a importância de, ao contrário de Romer e Romer (2004), usar dois modelos separados para produto e inflação<sup>67</sup>.

<sup>66</sup> Média dos choques positivos: 0,17

<sup>67</sup> Tivéssemos também eliminado a parcela correlacionada com a perspectiva de inflação futura, teríamos desperdiçado em torno de 50% da variância dos choques.

**GRÁFICO 6**  
**Choques Exógenos (PIB) na Taxa Selic – Expectativas do Focus**



A tabela 4 resume as estimativas dos efeitos da política monetária no produto. Os gráficos das funções impulso-resposta encontram-se nos apêndices E e F.

Os efeitos estimados usando-se a produção industrial sem ajuste sazonal<sup>68</sup> são mais fracos e não significativos que aqueles estimados usando-se o índice com ajuste sazonal. De fato, nesse caso a defasagem da política monetária não seria muito menor no produto que nos preços. Usando a medida dessazonalizada pelo IBGE, os efeitos tornam-se mais fortes, rápidos e significativos.

No modelo sem ajuste sazonal o limite superior do intervalo de confiança só se torna negativo no caso restrito. Quando usamos o índice com ajuste sazonal, estimamos efeitos estatisticamente significativos e menores que -0,1% da política monetária no produto no mínimo entre o 4º e o 10º mês pós-choque<sup>69</sup>.

As estimativas de desvio máximo da produção industrial de sua trajetória estão entre 1,95% e 4,01%, dependendo do modelo. Em todos os casos, o efeito máximo é atingido na 10ª defasagem.

<sup>68</sup> E com *dummies* mensais.

<sup>69</sup> Com o objetivo de verificar a importância da crise para a amplitude dos intervalos de confiança, tentamos tratar a crise de 2008 (visível no formato em “V” que a produção industrial assume no gráfico 2 do Apêndice B) como um discrepante, inserindo duas *dummies* de tendência entre fev/08 e dez/08 (queda) e dez/08 a mar/10 (recuperação). Observa-se pouca alteração.

**Tabela 4**  
**Características da resposta do logaritmo da produção industrial a um choque ortogonal médio<sup>70</sup> na taxa Selic – Modelos**

Modelo	Prod. Indus. s/ Aj. Saz. (Irrestrito)	Prod. Indus. s/ Aj. Saz. (Restrito)	Prod. Indus. c/ Aj. Saz. (Irrestrito)	Prod. Indus. c/ Aj. Saz. (Restrito)	
Amostra	jun/02-ago/10	jun/02-ago/10	jun/02-ago/10	jun/02-ago/10	
g. l. da Equação da Prod. Ind.	36	64	48	65	
Estimativa Pontual	Negativo a partir da defasagem...	2	5	1	1
	Atinge -0,1% antes da defasagem...	3	5	1	1
	Efeito Máximo (%)	2,88	1,95	3,56	4,01
	Efeito Máx. / Choque Máx. (Defasagem)	-0,86 (10 <sup>a</sup> )	-0,54 (10 <sup>a</sup> )	-1,02 (10 <sup>a</sup> )	-1 (10 <sup>a</sup> )
Limite Superior do IC (95%)	Negativo entre as defasagens...	-	8-11	4-11	1-16
	Atinge -0,1% entre as defasagens...	-	8-11	4-10	2-15

Porque essa estimativa também depende da trajetória calculada para a Selic, a tabela 4 fornece ainda uma estimativa pontual do desvio máximo da trajetória do produto por unidade de aumento (exógeno) da taxa Selic. Ela só foi possível porque os picos tanto do impulso quanto da resposta ocorrem na mesma defasagem<sup>71</sup>.

No caso da medida que usa o índice dessazonalizado da produção industrial, ela situa-se na razão de -1% de queda no produto para cada 1 p.p. de aumento (exógeno) na Selic, independente se o modelo é restrito ou não.

O uso do índice sem ajuste sazonal fornece medidas de menor magnitude. O efeito mínimo nesse caso é de -0,54 % p.p. que difere em escala

<sup>70</sup> Média dos choques positivos na amostra de cada modelo.

<sup>71</sup> O que representa mais um indício de que os efeitos no produto são quase imediatos.

relativamente grande da estimativa para o modelo irrestrito (e mais ainda da estimativa com a Selic cheia). A não ser que desconfiemos que o ajuste sazonal promovido pelo IBGE interage de maneira nociva com o nosso modelo, a robustez do resultado do caso com ajuste entre os modelos restrito e irrestrito sugere que a estimativa de efeito máximo de aproximadamente  $-1\%$  p.p. é mais confiável.

## 4 CONCLUSÕES

O objetivo deste trabalho foi estimar a resposta dos níveis de produto e preços a choques na taxa de juros Selic. Para evitar problemas recorrentes na literatura, como o *price puzzle*, adotou-se uma metodologia baseada em Romer e Romer (2004) de ortogonalizar previamente as variações da taxa de juros às expectativas de inflação e de crescimento do produto.

O objetivo desse procedimento é o de remover a parte endógena do instrumento de política monetária, existente devido ao comportamento antecipatório do Banco Central.

Obtida uma medida livre desse componente, ela foi usada como uma variável instrumental dentro de modelos VAR de duas equações: a dos choques exógenos de política monetária e a da variável de interesse (logaritmo do índice do IPCA ou logaritmo do índice da produção industrial).

No caso do IPCA, duas alternativas de modelo foram estimadas, uma usando as expectativas do relatório Focus (de mercado) e outra usando as expectativas do Relatório de Inflação (produzido pelo próprio Banco Central).

Para a produção industrial, estimaram-se também duas variantes: uma usando o índice dessazonalizado pelo IBGE e outra usando um índice sem ajuste sazonal e um conjunto completo de *dummies*.

Alternativamente ao modelo irrestrito, com o objetivo de aumentar a precisão das estimativas e para ambos os casos de preços e produto, foram estimados modelos usando um procedimento de Eliminação Sequencial de Regressores baseado no critério de Akaike.

A inferência foi toda conduzida através de intervalos de confiança calculados por meio do procedimento de bootstrap sugerido por Hall (1992).

As estimativas pontuais apontam para uma defasagem de atuação da política monetária de 4 à 5 meses para o caso dos preços e de 1 a 5 meses para o caso do produto, dependendo da especificação usada. Considerando o limite superior dos intervalos de 95% de confiança, essas estimativas saltam para 6 a 12 e 2 a 8 meses, respectivamente.

O efeito típico no nível de preços 12 meses após o choque é de um desvio entre 0,63% a 1,22%. O efeito máximo sobre o produto é atingido na 10ª defasagem, com uma magnitude em torno de 1% para cada ponto percentual de aumento (exógeno) na taxa Selic.

As estimativas são similares às obtidas para outros países desenvolvidos, com uma reação mais rápida dos preços do que do produto. As funções impulso-resposta do nível de preços calculadas diferem das do resto da literatura por apresentarem ao mesmo tempo ausência de *price puzzle* e defasagem da atuação da política monetária (efeitos não instantâneos).

Quando comparadas às estimativas para a economia americana (que apontam para defasagens de 6 a 8 meses), as estimativas de defasagens de atuação da política monetária sobre o nível de preços deste trabalho indicam uma resposta mais rápida no Brasil. Essa diferença pode tanto ser consequência das composições dos índices de preço ao consumidor do Brasil e dos Estados Unidos quanto ser resultado de diferenças estruturais entre as duas economias<sup>72</sup>. O estudo aprofundado dessa questão é sugestão para trabalhos futuros.

Uma dificuldade encontrada foi com a amplitude dos intervalos de confiança calculados, principalmente no caso do produto. O uso de métodos (*bootstrap* ou não) mais eficientes para a obtenção dos intervalos de confiança constitui outra sugestão de pesquisa futura.

---

<sup>72</sup> Uma hipótese é que a maior flexibilidade dos preços seja herança do período de hiperinflação.

## REFERÊNCIAS

ALLEN, P. G.; MORZUCH, B. J. Twenty-five years of progress, problems, and conflicting evidence in econometric forecasting. What about the next 25 years? **International Journal of Forecasting**, v. 22, n. 3, p. 475–492, 2006.

ANDERSEN, L. C.; JORDON, J. L. Monetary and fiscal actions: a test of their relative importance in economic stabilization. **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, n. Nov, p. 11-23, 1968.

BARTH, M. J. ; RAMEY, V. A. **The Cost Channel of Monetary Transmission**, 2000. Working Paper, National Bureau of Economic Research. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w7675>>. .

BENKWITZ, A.; LÜTKEPOHL, H.; WOLTERS, J. **Comparison of Bootstrap Confidence Intervals for Impulse Responses of German Monetary Systems**, 1999. CEPR Discussion Papers, C.E.P.R. Discussion Papers. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:cpr:ceprdp:2208>>. .

BERNANKE, B. S.; BOIVIN, J.; ELIASZ, P. **Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach**, 2004. Finance and Economics Discussion Series, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.). Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:fip:fedgfe:2004-03>>. .

BRUEGGEMANN, R.; LUTKEPOHL, H. **Lag Selection in Subset VAR Models with an Application to a U.S. Monetary System**, 2000. Econometric Society World Congress 2000 Contributed Papers, Econometric Society. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:ecm:wc2000:0821>>. .

CARDOSO MENDONÇA, M. J.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. The Effects of Monetary Policy in Brazil: Results from Agnostic Identification. **SSRN eLibrary**, 2008.

CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKKA, A. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the Real Plan: stylized facts from SVAR models. **Revista Brasileira de Economia**, v. 62, p. 123 - 160, 2008.

CHRIST, C. F. The Cowles Commission's Contributions to Econometrics at Chicago, 1939-1955. **Journal of Economic Literature**, v. 32, n. 1, p. 30-59, 1994.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. The Effects of Monetary Policy Shocks: Evidence from the Flow of Funds. **The Review of Economics and Statistics**, v. 78, n. 1, p. 16-34, 1996.

CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. L. **Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?**, 1998. NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research, Inc. Disponível em:

<<http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/6400.html>>.

CYSNE, R. P. **What Happens After the Central Bank of Brazil Increases the Target Interbank Rate by 1%?**, 2005. Economics Working Papers (Ensaio Economicos da EPGE), Graduate School of Economics, Getulio Vargas Foundation (Brazil). Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:fgv:epgewp:584>>. .

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G.. **Econometric Theory and Methods**, 2004. New York: Oxford University Press.

EICHENBAUM, M., 1992, **Comment on “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy’ by Christopher Sims”**, 1992. European Economic Review, n. 36.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series** (2ª Edição), 2004. Hoboken: John Wiley & Sons.

EPSTEIN, Roy J.. **A History of Econometrics**, 1987. Amsterdã: Elsevier.

FAVERO, C. A. **Applied Macroeconometrics**, 2001. New York: Oxford University Press.

FERREIRA, A. B. **Metas para a Inflação e Vulnerabilidade Externa: Um Estudo do Brasil**, 2004. Dissertação, Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar.

FONSECA, Gonçalo L. The Cowles Commission. In: **History of Economic Thought web site**. Disponível em: <http://homepage.newschool.edu/het/schools/cowles.htm>. Acessado em: 07/06/2010.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5th ed., 2002. Prentice Hall.

HAAVELMO, T. The probability approach in econometrics. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 12, 1944.

HALL, P. **The Bootstrap and Edgeworth Expansion**, 1992.

HAMILTON, James D. **Time series analysis**, 1994. Princeton University Press.

HECKMAN, J. J. Causal Parameters And Policy Analysis In Economics: A Twentieth Century Retrospective. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 1, p. 45-97, 2000.

HOOVER, K. D. The Methodology of Econometrics. In: **Handbooks of Econometrics**. v. 1, 2006. Palgrave Macmillan.

KIM, S. Do monetary policy shocks matter in the G-7 countries? Using common identifying assumptions about monetary policy across countries. **Journal of International Economics**, v. 48, n. 2, p. 387-412, 1999.

LIMA, Elon Lages. **Álgebra Linear**, 2006. Rio de Janeiro: IMPA.

LUTKEPOHL, Helmut. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**, 2005. Berlin: Springer-Verlag.

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. (EDS.). **Applied Time Series Econometrics**, 2004. Cambridge: Cambridge University Press.

MADDALA, G. S.. **Introdução à Econometria, 2003**. Rio de Janeiro: LTC

MINELLA, A. Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3, p. 605-635, 2003.

MINELLA, A.; FREITAS, P.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. **Inflation Targeting in Brazil: Lessons and Challenges**, 2002. Working Papers Series, Central Bank of Brazil, Research Department. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:bcbr:wpaper:53>>. .

MINELLA, A.; FREITAS, P.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. **Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility**, 2003. Working Papers Series, Central Bank of Brazil, Research Department. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:bcbr:wpaper:77>>. .

MORGAN, Mary S.. **The History of Econometric Ideas**. Cambridge: Cambridge University Press, 1990.

OMOTO, K. H.; DIAS, M. H. A.; DIAS, J. **Os efeitos dos choques de política monetária sobre a atividade econômica e os preços no Brasil**, 2008. Anais do XXXVI Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 36th Brazilian Economics Meeting], ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics]. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:anp:en2008:200807181425350>>. .

PAGAN, A. Three Econometric Methodologies: A Critical Appraisal. In: C. W. J. Granger (Ed.); **Modelling Economic Series**, 1990. New York: Oxford University Press.

QIN, D. **VAR Modelling Approach and Cowles Commission Heritage**, 2006. Working Papers, Queen Mary, University of London, School of Economics and Finance. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:qmw:qmwecw:wp557>>.

RABANAL, P., SCHWARTZ, G. Testing the effectiveness of the overnight interest rate as a monetary policy instrument. In: **Brazil: selected issues and statistical appendix**. WashingtonD.C.: International Monetary Fund, 2001. (Country Report, 01/10).

ROMER, C. D.; ROMER, D. **Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz**, 1989. NBER Working Papers, National Bureau

of Economic Research, Inc. Disponível em:  
<<http://econpapers.repec.org/RePEc:nbrwo:2966>>.

ROMER, C. D.; ROMER, D. A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications. **American Economic Review**, v. 94, n. 4, p. 1055-1084, 2004.

RUDEBUSCH, G. Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense? **International Economic Review**, v. 39, n. 4, p. 907-31, 1998.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, v. 48, n. 1, p. 1-48, 1980.

SIMS, C. Interpreting the macroeconomic time series facts: The effects of monetary policy. **European Economic Review**, v. 36, n. 5, p. 975-1000, 1992.

SIMS, C. Comment on Glenn Rudebusch's "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense?". **International Economic Review**, v. 39, n. 4, p. 933-41, 1998

SIMS, C.; ZHA, T. Error Bands for Impulse Responses. **Econometrica**, v. 67, n. 5, p. 1113-1156, 1999.

SILVA, E. K. D.; MAIA, S. F. Política monetária no Brasil (1994-2002): uma análise utilizando vetores auto-regressivos. In: **Anais do XLII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural**, 2004. Cuiabá. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/12/06O332.pdf>>. Acesso em: 9/6/2010.

SPANOS, A. Towards a Unifying Methodological Framework . In: C. W. J. Granger (Ed.); **Modelling Economic Series**, 1990. New York: Oxford University Press.

SVENSSON, L. E. O. **Inflation Forecast Targeting: Implementing and Monitoring Inflation Targets**, 1996. Bank of England working papers, Bank of England. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:boe:boeewp:56>>. .

TOMAZZIA, E. C.; MEURER, R. O mecanismo de transmissão da política monetária no Brasil: uma análise em VAR por setor industrial. **Economia Aplicada**, v. 13, p. 371-398, 2009.

ZELLNER, A. An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias. **Journal of the American Statistical Association**, v. 57, n. 298, p. pp. 348-368, 1962.

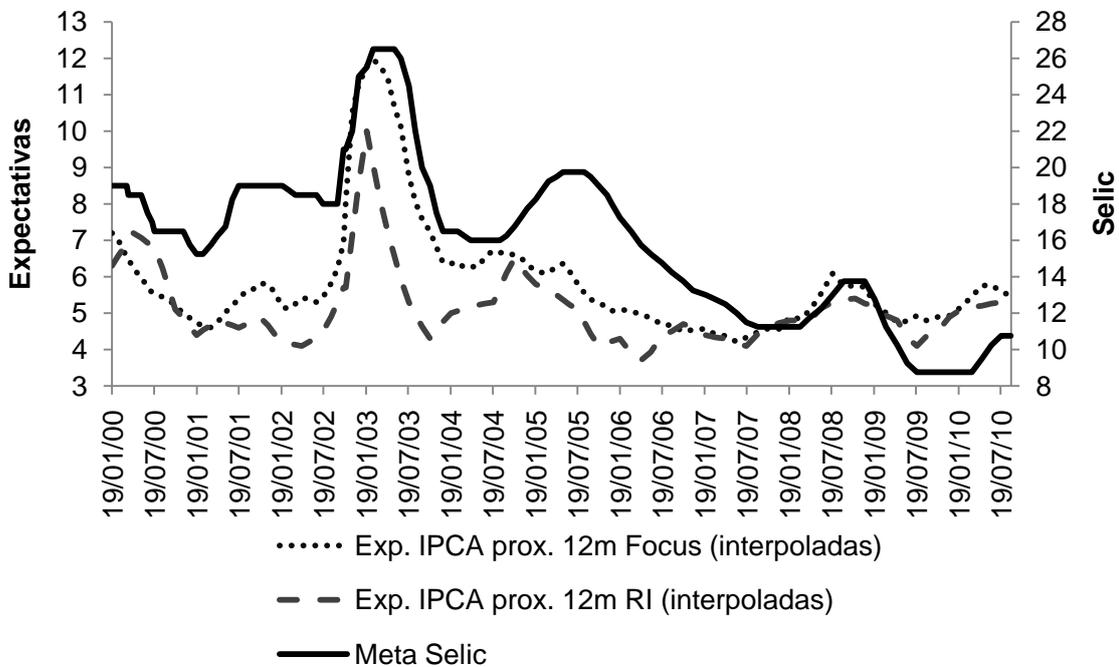
ZHA, T. Vector Autoregressions. In: Steven N. Durlauf e Lawrence E. Blume Eds, **The New Palgrave Dictionary of Economics**. Second Edition, 2008. Palgrave Macmillan.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M.. **Introdução à Econometria – Uma Abordagem Moderna**, 2006. São Paulo: Cengage Learning.

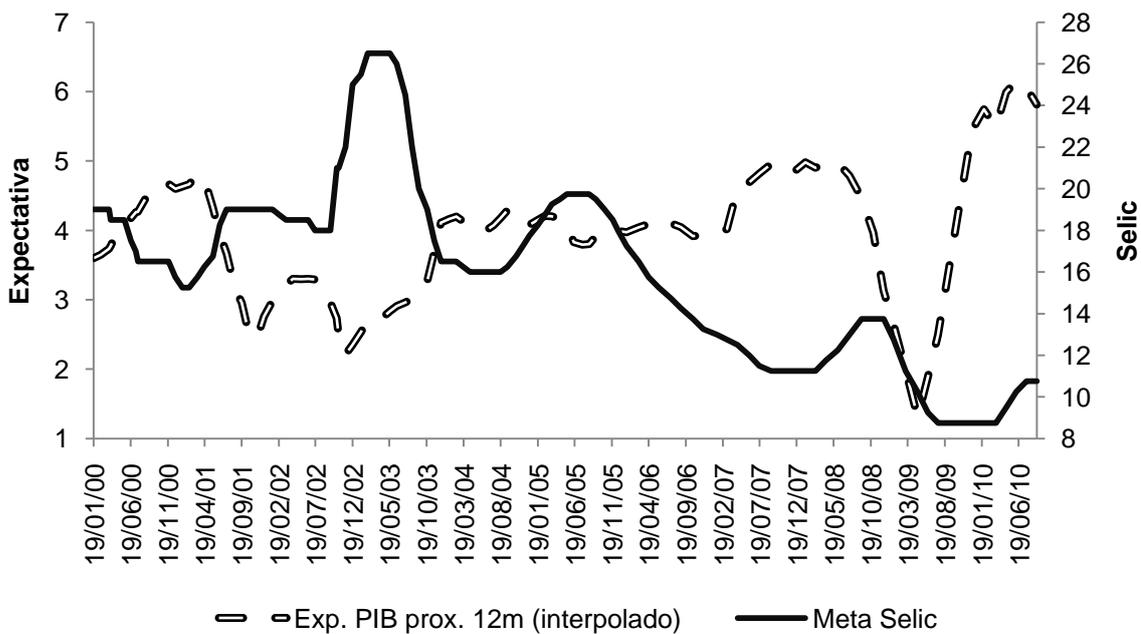
# APÊNDICE A

## Variáveis da Equação dos Choques

**GRÁFICO 1**  
**Ortogonalais ao IPCA**



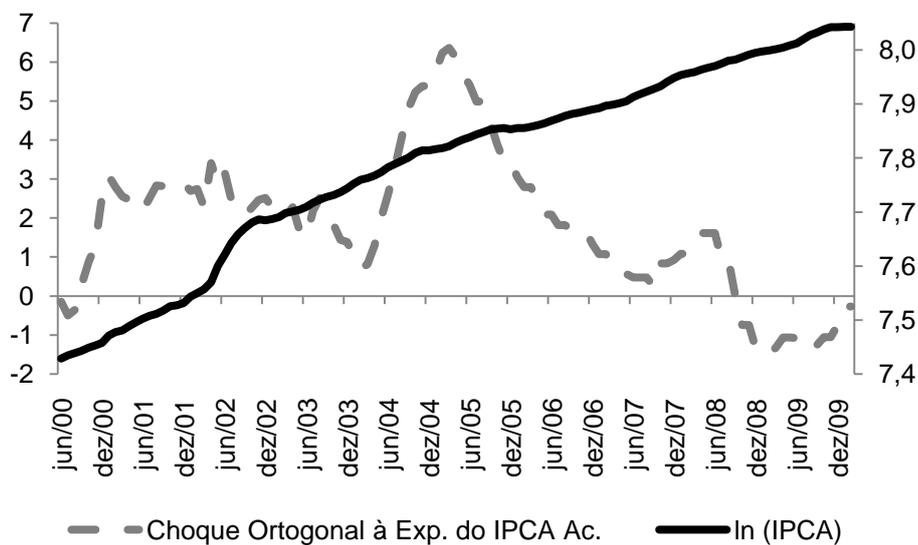
**GRÁFICO 2**  
**Ortogonalais ao PIB**



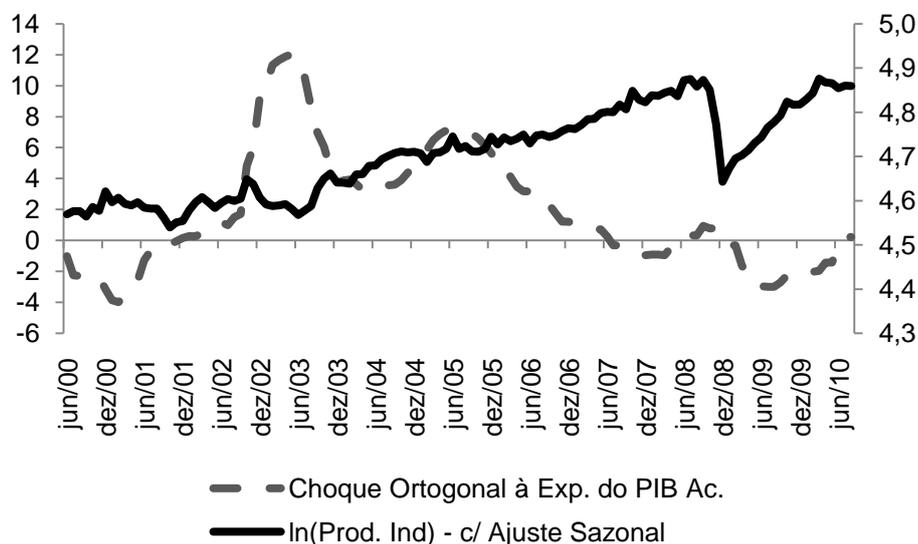
## APÊNDICE B

### Variáveis dos Modelos VAR

**GRÁFICO 1**  
**Produção Industrial (c/ Ajuste Sazonal) e Choque Ortogonal às Expectativas do PIB**



**GRÁFICO 2**  
**Logaritmo do Índice da Produção Industrial (c/ Ajuste Sazonal) e Choque Ortogonal às Expectativas do PIB Acumulado**



## APÊNDICE C1

Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno médio<sup>73</sup>  
da taxa Selic – Expectativas do Focus: VAR Irrestrito

GRÁFICO 1  
Logaritmo do IPCA

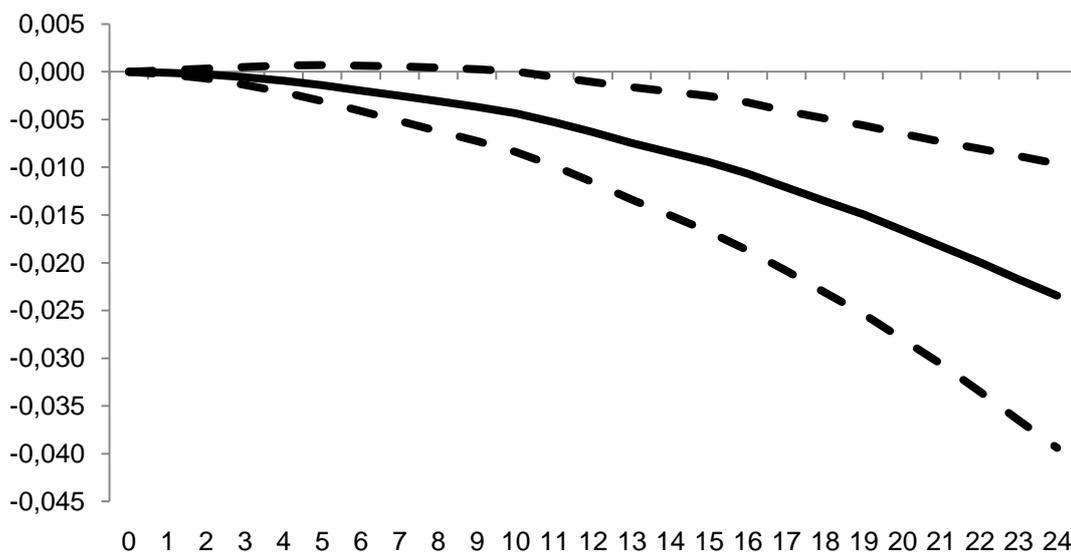
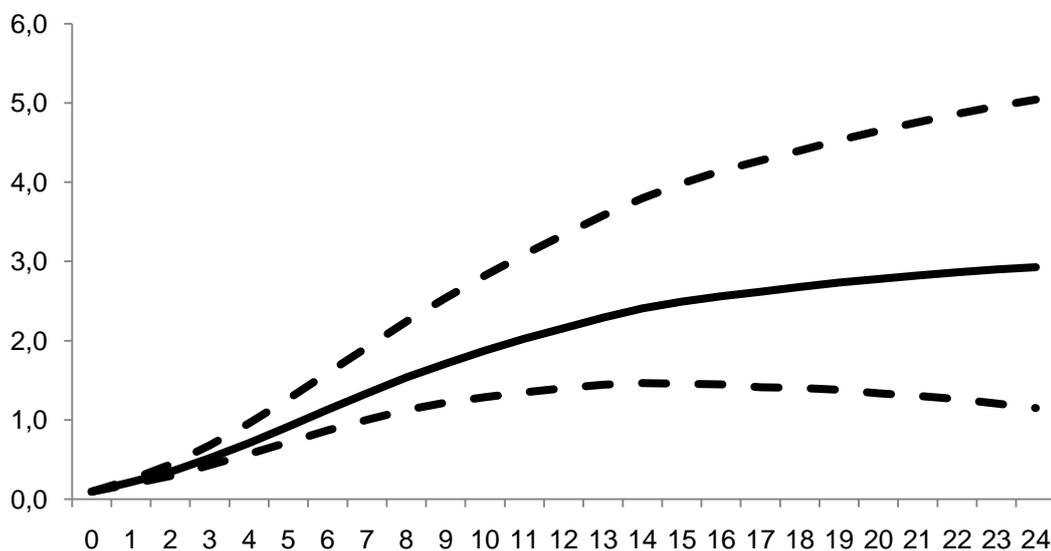


GRÁFICO 2  
Choque Exógeno



Nota: Intervalos de confiança bootstrap de 95% em tracejado

<sup>73</sup> Média dos choques positivos: 0,10.

## APÊNDICE C2

Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (IPCA) médio<sup>74</sup> da taxa Selic – Expectativas do Focus: VAR Restrito

GRÁFICO 1  
Logaritmo do IPCA

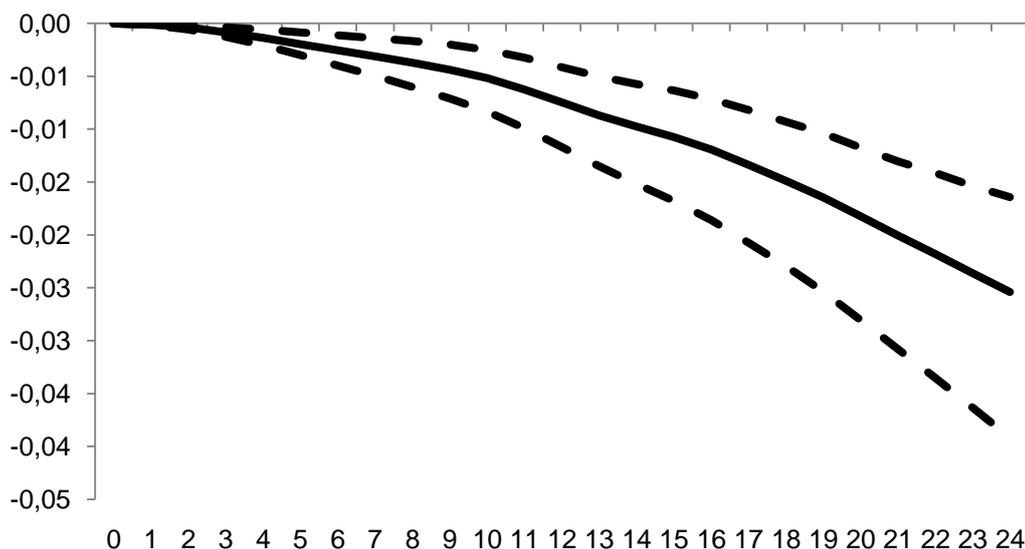
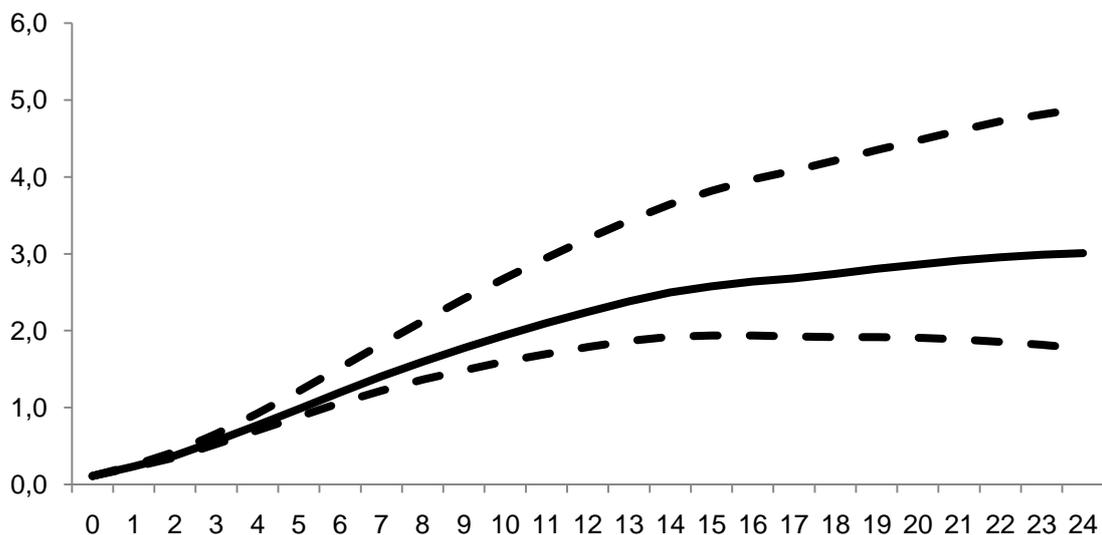


GRÁFICO 2  
Choque Exógeno

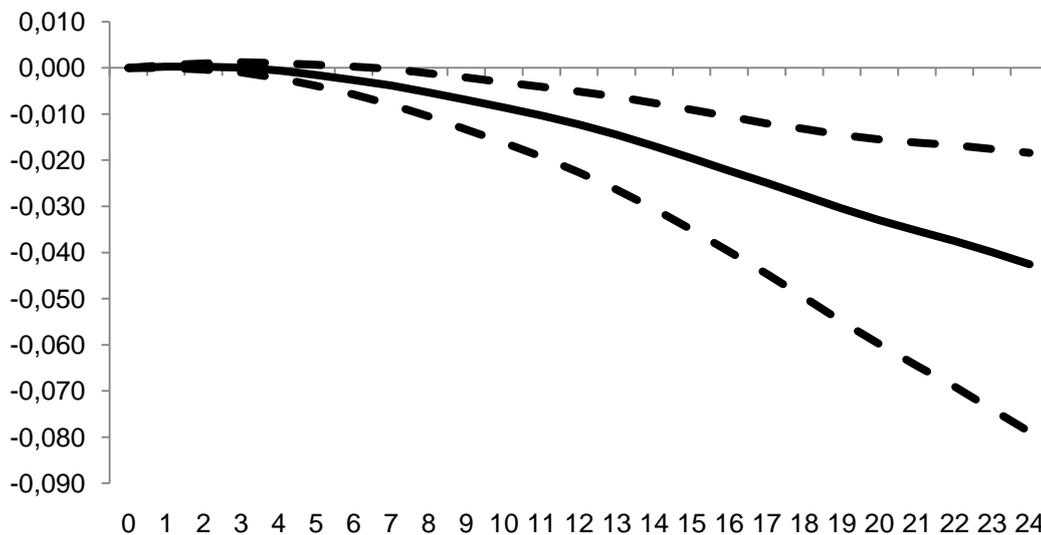


Nota: Intervalos de confiança bootstrap de 95% em tracejado

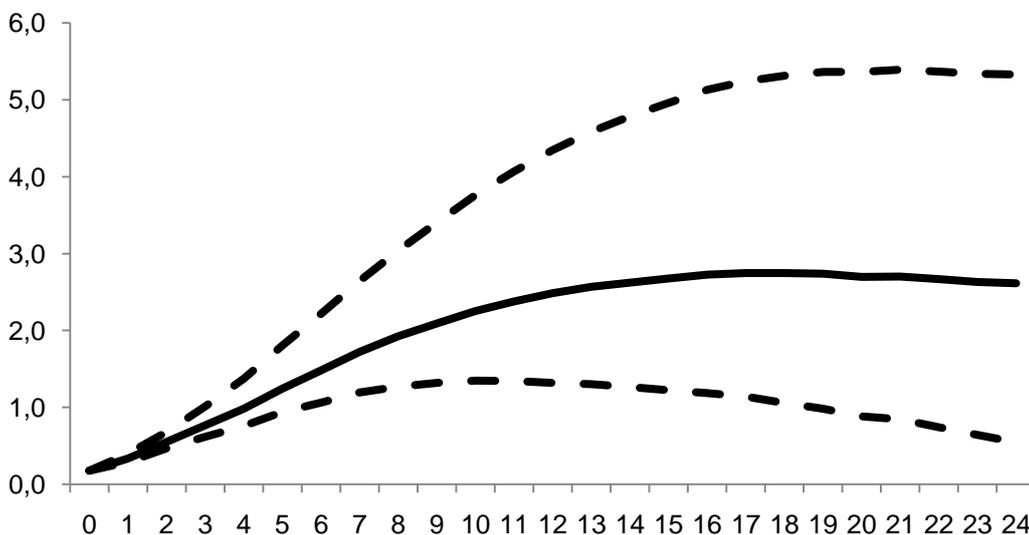
<sup>74</sup> Média dos choques positivos: 0,11.

**APÊNDICE D1**  
**Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (IPCA)**  
**médio<sup>75</sup> da taxa Selic – Expectativas do RI: VAR Irrestrito**

**GRÁFICO 1**  
**Logaritmo do IPCA**



**GRÁFICO 2**  
**Choque Exógeno**



Nota: Intervalos de confiança bootstrap de 95% em tracejado

<sup>75</sup> Média dos choques positivos: 0,18.

## APÊNDICE D2

Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (IPCA) médio<sup>76</sup> da taxa Selic – Expectativas do RI: VAR Restrito

GRÁFICO 1  
Logaritmo do IPCA

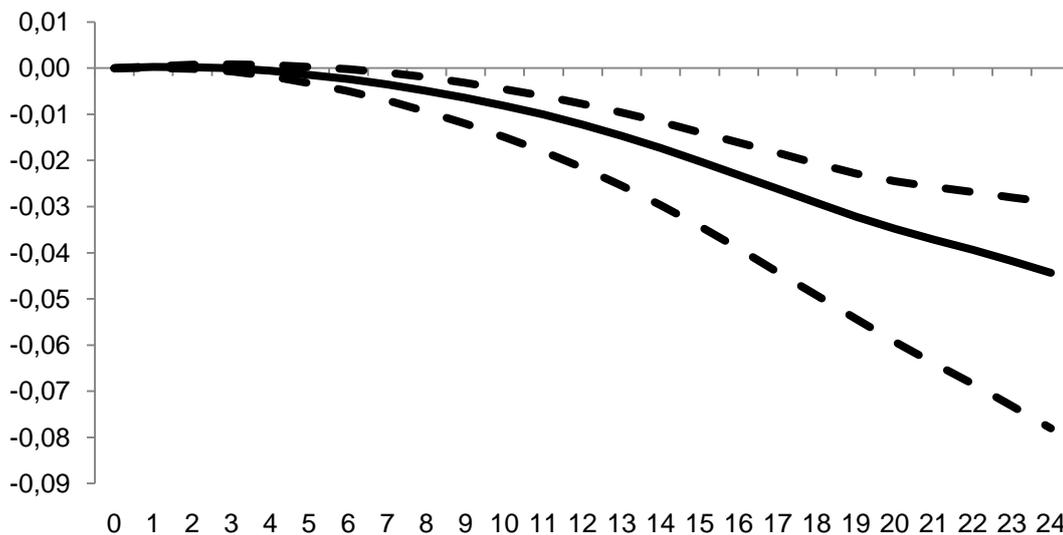
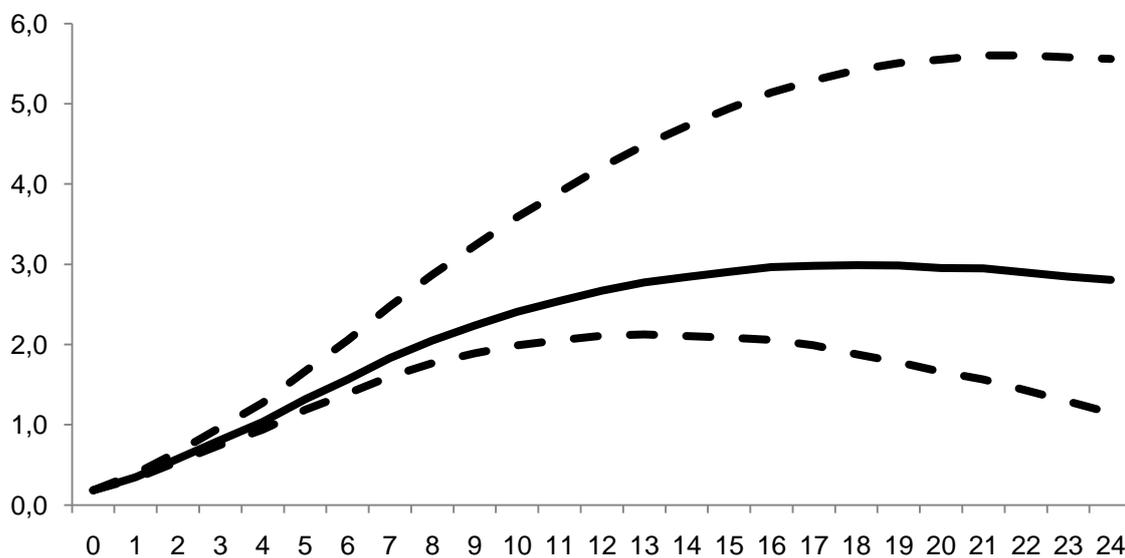


GRÁFICO 2  
Choque Exógeno



Nota: Intervalos de confiança bootstrap de 95% em tracejado

<sup>76</sup> Média dos choques positivos: 0,19.

## APÊNDICE E1

Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (PIB) médio<sup>77</sup> da taxa Selic – c/ Ajuste Sazonal: VAR Irrestrito

GRÁFICO 1  
Prod. Industrial

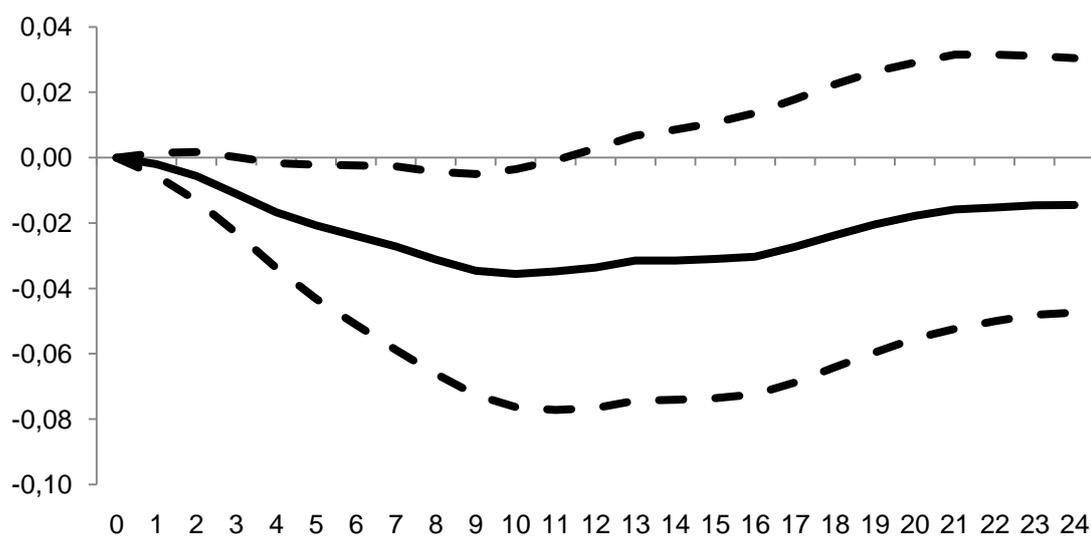
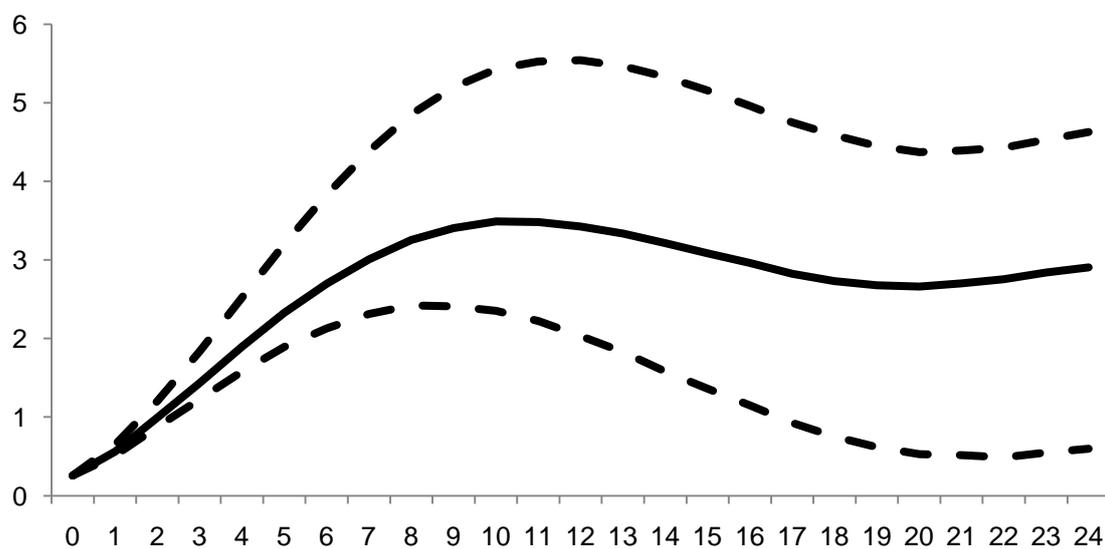


GRÁFICO 2  
Choque Exógeno



Nota: Intervalos de confiança bootstrap de 95% em tracejado

<sup>77</sup> Média dos choques positivos: 0,26.

## APÊNDICE E2

Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (PIB) médio<sup>78</sup> da taxa Selic – c/ Ajuste Sazonal: VAR Restrito

GRÁFICO 1  
Prod. Industrial

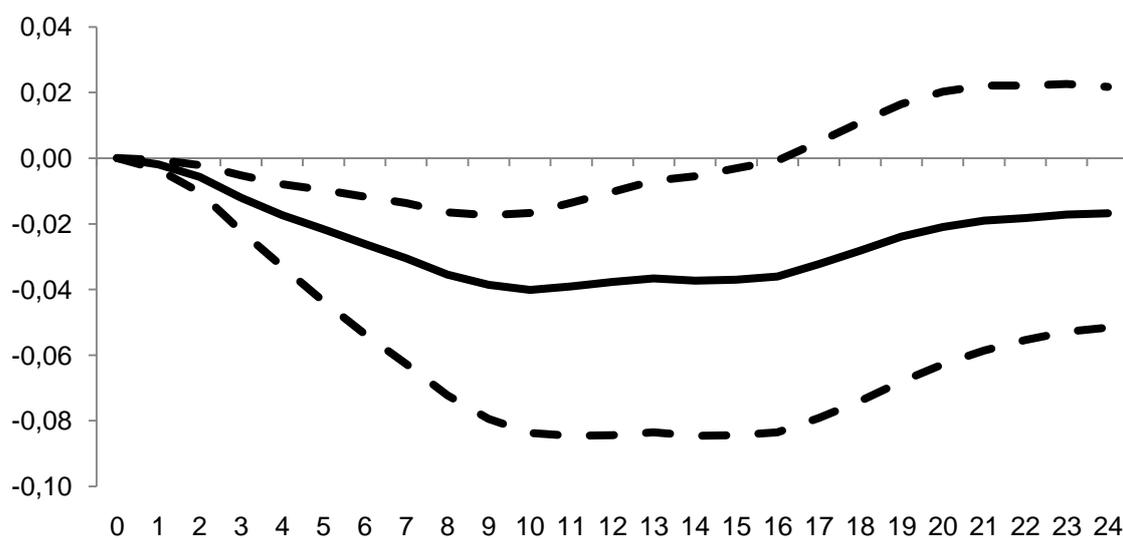
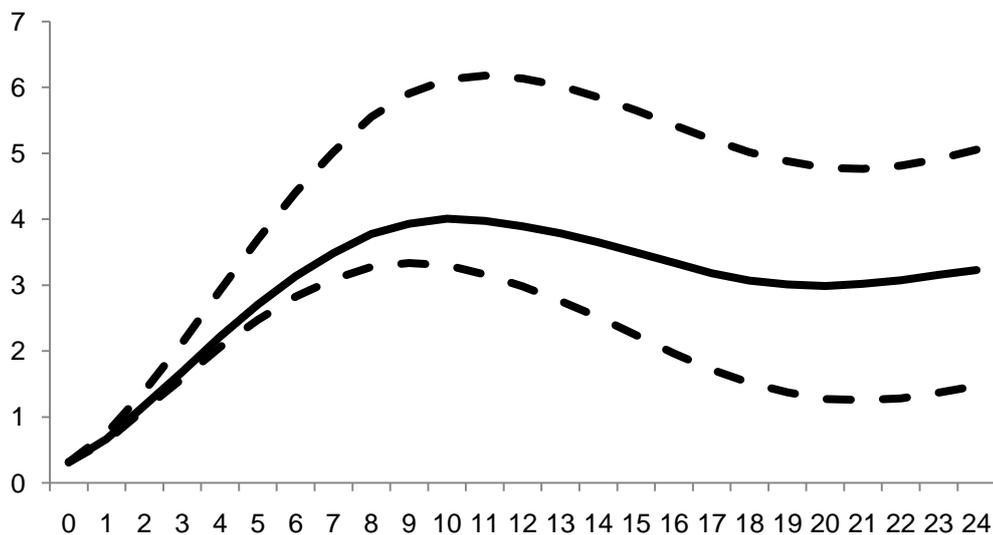


GRÁFICO 2  
Choque Exógeno



Nota: Intervalos de confiança bootstrap de 95% em tracejado

<sup>78</sup> Média dos choques positivos: 0,31.

## APÊNDICE F1

Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (PIB) médio<sup>79</sup> da taxa Selic – s/ Ajuste Sazonal: VAR Irrestrito

GRÁFICO 1  
Prod. Industrial

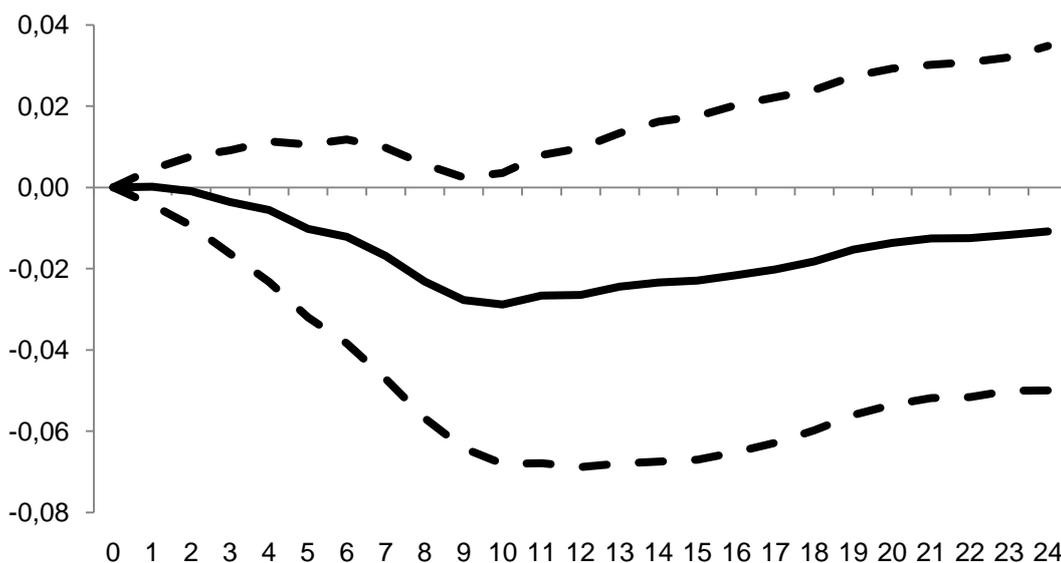
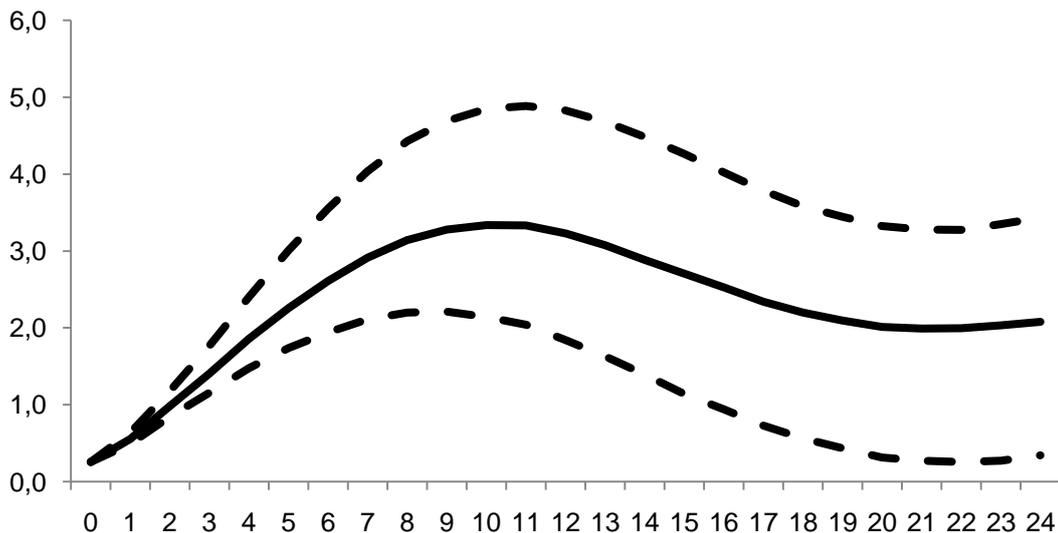


GRÁFICO 2  
Choque Exógeno



Nota: Intervalos de confiança bootstrap de 95% em tracejado

<sup>79</sup> Média dos choques positivos: 0,26.

## APÊNDICE F2

Efeitos ac. ao longo dos meses de um choque exógeno (PIB) médio<sup>80</sup> da taxa Selic – s/ Ajuste Sazonal: VAR Restrito

GRÁFICO 1  
Prod. Industrial

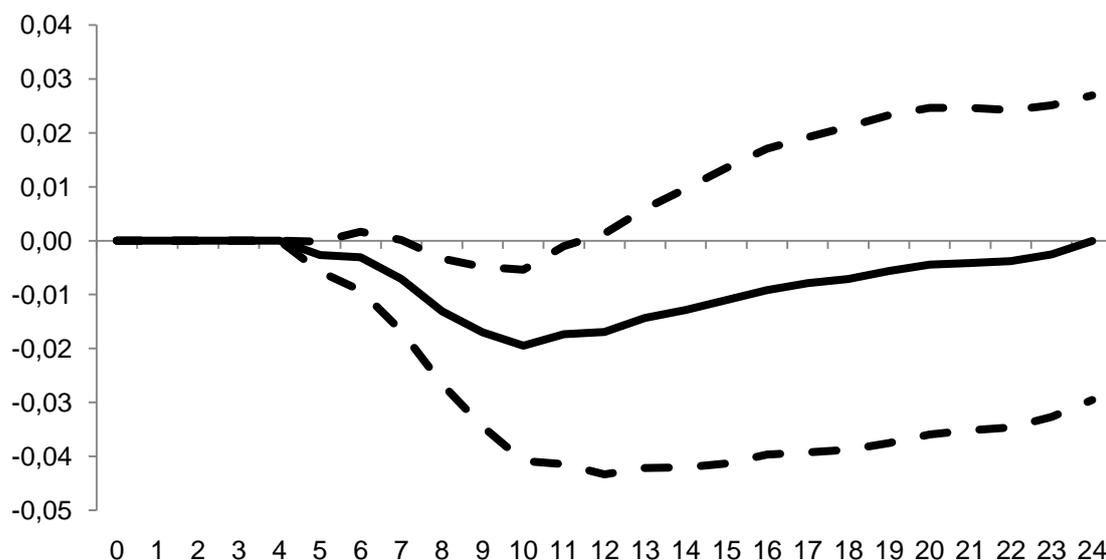
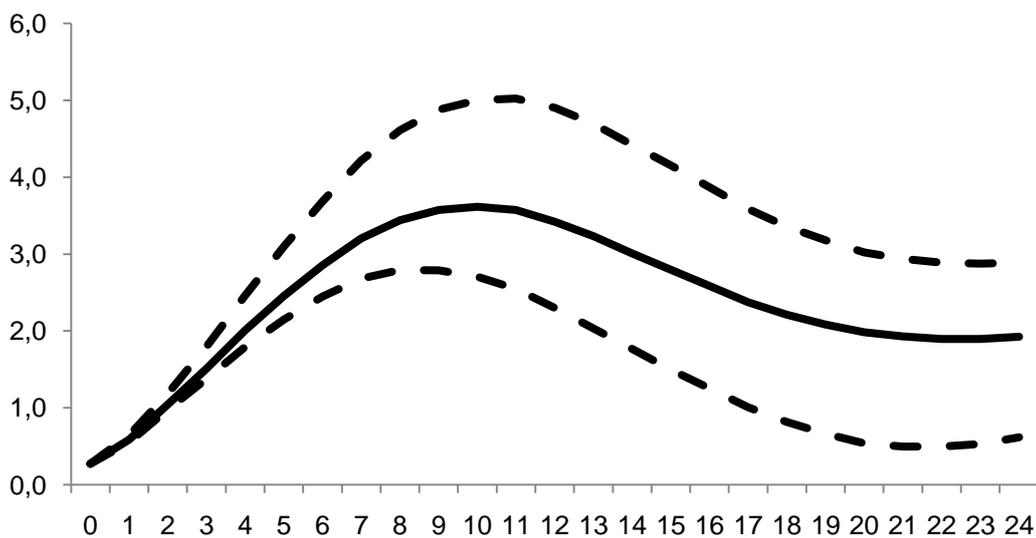


GRÁFICO 2  
Choque Exógeno



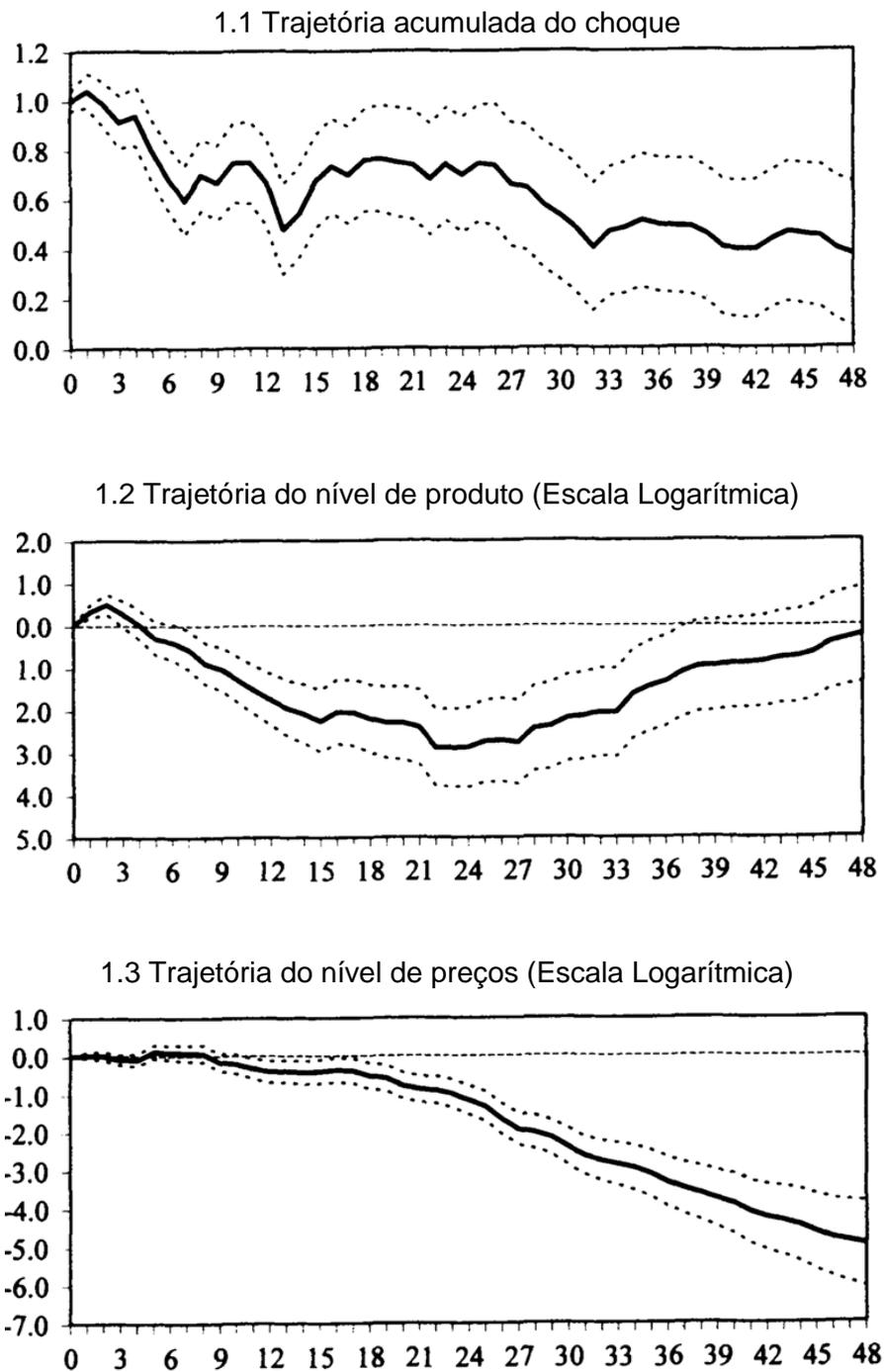
Nota: Intervalos de confiança bootstrap de 95% em tracejado

<sup>80</sup> Média dos choques positivos: 0,27.

# ANEXO A

## Funções impulso-resposta do Modelo VAR de Romer e Romer (2004)

GRÁFICO 1  
Função impulso-resposta acumulada ao longo dos meses



Fonte: Romer e Romer (2004)

Nota: Intervalos de confiança obtidos por um experimento de Monte Carlo baseado numa distribuição normal dos coeficientes, com 500 repetições.