

GUILHERME ALEXANDRE TOMBOLO

**MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO
BRASIL: UMA ANÁLISE DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS PARA O
PERÍODO DO SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO**

**Monografia apresentada ao Departamento
de Economia da Universidade Federal do
Paraná como requisito parcial à obtenção
do Bacharelado em Ciências Econômicas.**

**Orientador: Prof. Dr. Fabiano Abranches
Dalto.**

CURITIBA

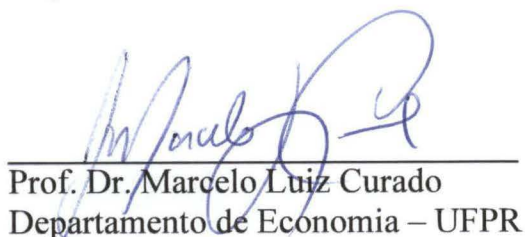
2009

TERMO DE APROVAÇÃO**GUILHERME ALEXANDRE TOMBOLO****MECANISMOS DE TRANSMISSÃO DA POLÍTICA MONETÁRIA NO
BRASIL: UMA ANÁLISE DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS PARA O
PERÍODO DO SISTEMA DE METAS DE INFLAÇÃO**

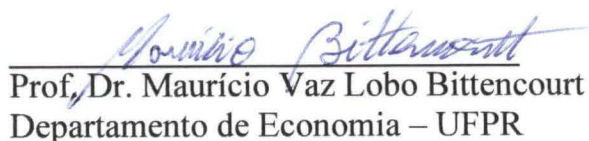
Monografia aprovada como requisito parcial para a obtenção do Bacharelado no Curso de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Paraná (Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Departamento de Economia) pela seguinte banca examinadora:



Orientador: Prof. Dr. Fabiano Abranches da Silva Dalto.
Departamento de Economia – UFPR



Prof. Dr. Marcelo Luiz Curado
Departamento de Economia – UFPR



Prof. Dr. Mauricio Vaz Lobo Bittencourt
Departamento de Economia – UFPR

Curitiba, 02 de Dezembro de 2009.

RESUMO

Este trabalho faz uma análise econométrica baseada em vetores auto-regressivos dos mecanismos de transmissão da política monetária no Brasil desde a adoção do regime de metas para inflação em 1999. Mais precisamente o estudo se focará na forma pela qual a taxa nominal de juros de curto prazo, a taxa Selic controlada pelo Banco Central, afeta a taxa de inflação e as variáveis que a determinam. Os principais resultados obtidos apontam que além do hiato do produto, a taxa de câmbio nominal é uma variável de grande importância na determinação da taxa de inflação brasileira. A taxa de juros nominal tem grande e duradoura influência sobre essas variáveis, hiato do produto e taxa de câmbio nominal, sendo que as mesmas são os principais canais de transmissão da política monetária brasileira.

Palavras-chave: Mecanismos de Transmissão da Política Monetária, Vetores Auto-Regressivos, Modelo IS-LM-Curva de Phillips.

ABSTRACT

This work is an econometric analysis based on vector autoregression of the transmission mechanism of monetary policy in Brazil since the adoption of the system of inflation targeting in 1999. More specifically the study will focus on the manner in which the nominal short-term interest, the Selic rate controlled by the Central Bank, affects the inflation rate and the variables that determine it. The main results indicate that besides the output gap, the nominal exchange rate is a variable of great importance in determining the rate of inflation in Brazil. The nominal interest rate has a great and lasting influence on these variables, output gap and nominal exchange rate, and they are the main channels of monetary policy in Brazil

Keywords: Mechanisms of Monetary Policy Transmission, Vector Auto-Regression, Model IS-LM-Phillips Curve.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	1
1 O SISTEMA DE INFLAÇÃO	3
1.1 O SISTEMA DE METAS PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL.....	6
2 A ALGEBRA DO MODELO IS-LM-CURVA DE PHILLIPS	9
3 VETORES AUTO-REGRESSIVOS E FILTRO DE HODRICK E PRESCOTT	17
3.1 VETORES AUTO-REGRESSIVOS: UMA BREVE EXPOSIÇÃO ALGÉBRICA.....	17
3.2 O FILTRO DE HODRICK E PRESCOTT	22
4 APLICAÇÃO DO VAR E AS FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA	25
4.1 SOBRE OS DADOS UTILIZADOS E PERÍODO EM ESTUDO	27
4.2 RESULTADOS	28
PRINCIPAIS CONCLUSÕES	35
ANEXOS	41
A1 GRÁFICOS DAS VÁRIAVEIS SELECIONADAS PARA O MODELO	41
A2 GRÁFICOS DAS VARIÁVEIS DO MODELO (FILTRO HP)	42
A3 ESTIMATIVAS DE MÍNIMOS QUADRADOS DO SISTEMA VAR	43
A4 GRÁFICOS DAS FUNÇÕES DE RESPOSTA AO IMPULSO.....	47

INTRODUÇÃO

A teoria monetária assistiu nas últimas décadas ao famoso debate regras versus discricção em relação à política econômica. Atualmente parece haver certa síntese entre essas duas idéias. Síntese, essa, refletida em sistemas híbridos de condução da política monetária como o conhecido por “Metas de Inflação” adotado pelo Brasil em junho de 1999. A convicção que permeia esse sistema é a de que os bancos centrais podem controlar com relativa facilidade a taxa nominal de juros de curto prazo sendo que essa é a principal variável pela qual a autoridade monetária pode alcançar seus objetivos de política, notadamente a estabilização do produto e da taxa de inflação. Outra idéia implícita no sistema de metas para a inflação é a de neutralidade da moeda, segunda a qual melhor política monetária possível é a aquela na qual a autoridade monetária se compromete irrestritamente com a estabilidade de preços.

O objetivo principal desse trabalho é fazer uma breve análise dos mecanismos de transmissão da política monetária brasileira em relação à taxa de inflação desde a implantação do sistema de metas para a inflação. Análise, essa, feita em termos quantitativos por meio de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR). Desde meados da década de 1980 os modelos (VAR) têm sido comuns na literatura relativa à política monetária. Entretanto, nesse trabalho será proposta uma abordagem diferenciada em relação às variáveis a serem analisados por meio do VAR. Estas variáveis serão filtradas pelo filtro HP, de forma que os resultados obtidos no modelo econométrico reflitam as relações entre os componentes cíclicos ou desvios dessas variáveis em relação às suas tendências estatísticas.

Esse trabalho focará nos mecanismos de transmissão da política monetária em si, isto é, focará nas relações estatísticas entre as variáveis selecionadas pela teoria econômica (modelo IS-LM-Curva de Phillips) para explicar a evolução da taxa de inflação e nível do produto além de julgar a relevância empírica dos resultados encontrados.

Para alcançar seu objetivo, esse trabalho será dividido em seis seções inclusive essa introdução. A seção 1 apresentará de forma sucinta o sistema de metas para a inflação assim como dará um breve panorama da experiência brasileira com esse sistema. Na seção 2 será feita uma dedução algébrica do modelo básico pelo qual se analisam os mecanismos de transmissão da política monetária, ou seja, deduzirá de forma sucinta o modelo IS-LM-Curva de Phillips. Na terceira seção é feita uma apresentação sucinta das metodologias do VAR e do Filtro HP. Algumas funções de impulso resposta do VAR estimado serão analisadas e comentadas na seção 4. E, por fim, na última seção são apresentadas as principais conclusões. Os resultados completos do VAR estimado são mostrados nos anexos.

1 O SISTEMA DE INFLAÇÃO

O país pioneiro na adoção do regime de metas para a inflação, doravante SMI, foi a Nova Zelândia em 1990, seguido por Canadá em 1991 e Reino Unido em 1992. Hoje mais de 20 países conduzem sua política monetária baseados nesse sistema. O SMI significa basicamente que o governo de um país, por meio de uma autoridade competente (um banco central), se compromete a conduzir sua política monetária de forma a alcançar uma determinada meta para a taxa de inflação.

Em termos teóricos, o SMI surgiu como uma síntese do debate “regras versus discricionalidade” iniciado com as discussões sobre a Curva de Phillips na década de 1960. Tal debate girava em torno da questão da possibilidade ou impossibilidade do governo realizar um ajuste fino da economia, isto é, buscar taxas ótimas de produto e inflação. E tal debate abordava também a questão da real necessidade de se ter tais atitudes, ou seja, a economia precisava realmente da intervenção governamental para alcançar os níveis ótimos desejados? Segundo os críticos do intervencionismo governamental, a economia é auto-regulada salvo perturbações transitórias originadas notadamente por políticas econômicas equivocadas. A imposição de regras claras e simples às políticas econômicas seria a melhor atitude frente à complexidade de uma economia real.

A credibilidade que os agentes depositam na autoridade monetária é a idéia básica que permeia o SMI. Se os agentes confiarem que o Banco Central perseguirá a meta de inflação estipulada e, além disso, acreditarem que o Banco Central tem condições de buscar e alcançar essa meta, eles (os agentes) passariam a utilizar a meta de inflação anunciada como parâmetro para reajustes de preços, contratos, salários, etc. A manutenção da inflação dentro da meta pelo Banco Central traria a este mais credibilidade perante os agentes e estes utilizariam com mais confiança a meta estipulada gerando, com isso, um círculo virtuoso de inflação estável com um mínimo de intervenções efetivas do Banco Central na economia.

Segundo MISHKIN (2000, p. 1), o SMI é baseado em cinco aspectos fundamentais:

1. O anúncio público de uma meta numérica para a inflação no médio prazo;
2. Um compromisso institucional para a estabilidade de preços como meta principal da política monetária, para que outros objetivos sejam subordinados a este;
3. Uma estratégia de informação inclusiva em que muitas variáveis, e não apenas os agregados monetários ou a taxa de câmbio, são usados para decidir o conjunto de instrumentos de política;
4. Maior transparência da estratégia de política monetária através da comunicação com o público e os mercados sobre os planos, objetivos e decisões das autoridades monetárias; e
5. O aumento da responsabilização do banco central para atingir os seus objetivos de inflação.

Os aspectos um e dois assinalados por Mishkin são a essência do SMI. O aspecto três apresenta a natureza técnica do SMI. Isto é, a autoridade monetária leva em consideração várias variáveis econômicas na sua tomada de decisão e não apenas variáveis isoladas como a taxa de câmbio os agregados monetários. Esse fato permite maior flexibilidade ao SMI comparado a outros regimes de gestão da política monetária.¹ O aspecto quatro ressalta que a busca e a manutenção da credibilidade da autoridade monetária perante o público passa por uma transparência dos procedimentos de política monetária por meio de publicação de relatórios da política monetária em todo em seu conjunto, isto é, relatórios abrangendo o comportamento do banco central frente à atividade econômica, agregados monetários, câmbio, etc. O aspecto cinco, por fim, pode ser entendido no sentido de que o Banco Central necessita de autonomia política ou independência operacional para buscar a meta de inflação. Essa autonomia não diz respeito, porém, a definição da própria meta de inflação a ser buscada. Ou segundo BERNANKE & MISHKIN (1997): “independência instrumental parece ser a forma de independência que maximiza a responsabilização do banco

¹ Para saber sobre os outros sistemas de controle da política monetária ver MISHKIN & SAVASTANO (2000) e MENDONÇA (2002).

central e minimiza a interferência política oportunista, deixando ao mesmo tempo a meta final da política a ser determinada pelo processo democrático.”

O funcionamento do SMI pode ser visualizado de forma simples por meio do modelo proposto por DEBELLE (1999), também reproduzido por SALOMÃO (2003):

$$(1) \quad y_t = y^* + \alpha_1(y_{t-1} - y_{t-1}^*) - \alpha_2(i_{t-1} - i^*) + \eta_t$$

$$(2) \quad \pi_t = \pi_{t-1} + \beta_1(y_{t-1} - y_{t-1}^*) + \varepsilon_t$$

$$(3) \quad L = E_t \sum \delta^t [(1 - \lambda)(\pi_t - \pi^*) + \lambda(y_t - y^*)]$$

Onde y é o produto, o asterisco sobrescrito sobre y indica produto de pleno emprego, π indica a taxa de inflação e o asterisco sobre π indica a metas de inflação, L é uma função de perda social, t são índices de tempo e α , β e λ são parâmetros.

A equação (1) é uma curva IS simplificada na qual o produto depende do seu hiato anterior e também do hiato entre a taxa de juros efetiva no período anterior e a taxa de equilíbrio. A equação (2) é uma Curva de Phillips simplificada na qual a taxa de inflação depende de seu valor defasado e também do hiato do produto no período anterior. A equação (3), por fim, representa uma função de perda social que o banco central busca minimizar na qual o parâmetro λ indica a preferência social ou a preferência do banco central entre oscilações do produto e da inflação. Um valor alto para λ indica uma preferência elevada pelo controle da inflação em detrimento do produto, um valor baixo indica uma atenção maior em relação ao produto.

Resolvendo o sistema de equações anterior para a taxa de juros chega-se a seguinte equação:

$$(4) \quad i = i^* + \sigma_1(\pi_t - \pi^*) + \sigma_2(y_t - y^*)$$

Onde σ depende dos parâmetros do modelo, especialmente de λ .

A equação (4) é a função de reação do Banco Central conhecida também como Regra de Taylor por conta do estudo realizado por TAYLOR (1993) da política monetária do

Banco Central americano. O mecanismo da regra de Taylor é fácil de ser compreendido, de acordo com SILVA (2001, p. 12), o banco central produz previsões sobre a trajetória futura da inflação e compara estas previsões com uma meta específica de inflação. Quando a previsão indicar que a inflação ficará acima da meta, o banco responde elevando (a taxa de juros nominal, quando a previsão se situar abaixo da meta o banco responde diminuindo a taxa de juros nominal. Este regime de política monetária remove o incentivo da autoridade monetária em explorar o *trade-off* inflação-desemprego da Curva de Phillips, ou seja, ele reduz o viés inflacionário da autoridade monetária (DEZORDI et al, 2009). É importante deixar claro que apesar de o SMI ser um regime flexível, no sentido de poder ser utilizado tanto do controle da inflação quanto na atenuação da volatilidade do produto, esse sistema ainda carrega implícita em si a idéia de neutralidade da moeda no longo prazo (DEBELLE & STEVENS, 1995) e (DEBELLE, 1999).

1.1 O SISTEMA DE METAS PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL

O SMI foi implantado no Brasil no dia 22 de junho de 1999 por meio do decreto n. 3.088 de 21 de junho de 1999. O SMI foi implantado em substituição ao regime de câmbio fixo² prevalecente no país desde 1994. O índice no qual se baseou o SMI brasileiro foi o IPCA divulgado pelo IBGE. As metas para a inflação seriam anuais e seriam estipuladas para dois anos e meio pelo Conselho Monetário Nacional (CMN)³ e o responsável pelo cumprimento das metas seria o Banco Central do Brasil utilizando-se principalmente da taxa SELIC para a consecução desse fim, além de outros instrumentos correlatos como depósitos compulsórios do setor bancário, políticas de empréstimos inter-bancários, etc.

O CMN definiu as metas de 8%, 6% e 4% ao ano para a inflação dos anos de 1999, 2000 e 2001 com bandas de tolerância de 2 % para mais ou para menos. As inflações

² Na verdade o câmbio podia flutuar dentro de bandas estreitas que eram desvalorizadas de tempos em tempos para acomodar os efeitos das inflações doméstica e externa.

³ O CMN era e é composto pelo ministro da fazenda, pelo ministro do planejamento e pelo presidente do banco central.

desses anos foram respectivamente de 8,94%, 5,97% e 7,67%. Como pode ser visto nos anos de 1999 e 2000 as metas foram atingidas e em 2001 a inflação ultrapassou a banda superior em 1,67 pontos percentuais. Nos anos de 2002 e 2003 a inflação também ficou acima da banda superior de tolerância. Esses anos tiveram inflação de 12,53% e 9,3% respectivamente para as metas de 3,5% com tolerância de 2 pontos em 2002 e 5,5 % em 2003 com tolerância de 2,5 pontos. De 2004 a 2008 todas as metas foram cumpridas: em 2004 e 2005 a inflação foi, respectivamente de 7,6% e 5,69% para as metas de 5,5% e 4,5% respectivamente, ambas com tolerância de 2,5 pontos; em 2006, 2007 e 2008 a inflação foi, respectivamente, de 3,14%, 4,46% e 5,9% para as mesmas metas de 4,5% com 2 pontos percentuais de tolerância.

2 A ALGEBRA DO MODELO IS-LM-CURVA DE PHILLIPS⁴

Entende-se por mecanismos de transmissão da política monetária os meios pelos quais a manipulação de variáveis-chave pela autoridade monetária a leva a atingir seus objetivos de política. Os objetivos mais comuns da política monetária são estabilizar o produto no seu nível de pleno emprego assim como estabilizar a taxa de inflação no nível socialmente desejado. A variável chave mais comum a disposição das autoridades monetárias é a taxa nominal de juros de curto prazo. Portanto, mecanismos de transmissão de política monetária são os meios pelos quais as variações da taxa nominal de juros afetam as variáveis-objetivo da política, isto é, o produto e a inflação.

Geralmente os mecanismos de transmissão da política monetária são explicitados por meio de um modelo IS-LM-PC.⁵ A curva IS é derivada como segue.

$$(1) \quad C = C[Y - T(Y)] = C[Y(1 - T_Y)] \text{ pois } T_Y = 0 < \partial T / \partial Y < 1 \quad \partial C / \partial [Y(1 - T_Y)] > 0$$

$$(2) \quad I = I(i - \pi^e) \quad \partial I / \partial (i - \pi^e) > 0$$

$$(3) \quad G = G$$

$$(4) \quad D = G - T(Y)$$

$$(5) \quad X = X(\varepsilon, Y^*) \quad \partial X / \partial \varepsilon = X_\varepsilon > 0; \partial X / \partial Y^* = X_x > 0$$

$$(6) \quad Z = Z(\varepsilon, Y) \quad \partial Z / \partial \varepsilon = Z_\varepsilon < 0; \partial Z / \partial Y = Z_y > 0$$

$$(7) \quad \varepsilon = EP^* / P$$

$$(8) \quad Y = C + I + G + X - Z$$

A equação (1) é o dispêndio das famílias em bens de consumo não duráveis (C) como função da renda disponível ($Y - T$), sendo T a arrecadação de impostos do governo em função da demanda agregada (Y). A equação (2) representa o investimento (I) em função da taxa nominal de juros (i) descontada da inflação

⁴ Seção baseada nas notas de aula de teoria macroeconômica ministradas pelo Prof. Fernando de Holanda Barbosa da Fundação Getulio Vargas no Rio de Janeiro.

⁵ PC de *Phillips Curve*.

esperada π^e . O investimento (I) comporta tanto os gastos das famílias em bens duráveis e construções residenciais quanto o investimento das firmas em construções e aquisição de máquinas e equipamentos.⁶ Na equação (3) G são os gastos do governo. A relação (4) é a definição de déficit público. Em (5), X agrega as exportações de bens e serviços em função da taxa real de câmbio (ε) e da demanda externa (Y^*). A variável Z na equação (6) representa a importação de bens e serviços em função da taxa real de câmbio (ε) e da renda agregada (Y). A equação (7) é a definição de taxa real de câmbio. A letra E representa a taxa de câmbio nominal, isto é, o preço da moeda estrangeira em termos da moeda nacional. A letra P^* indica o nível de preços externo e P o interno. A equação (8) é a definição da demanda agregada (Y).

Com relação à definição de taxa de câmbio real, esta pode ainda ser apresentada de uma forma alternativa, mais favorável aos nossos propósitos:

$$\frac{\varepsilon_t}{\varepsilon_{t-1}} = \frac{E_t (1 + \pi_t^*) P_{t-1}^*}{E_{t-1} (1 + \pi_t) P_{t-1}}, \text{ fazendo } \varepsilon_{t-1} = P_{t-1}^* = P_{t-1} = 1 \text{ e } (1 + \theta_t) = E_t/E_{t-1}, \text{ temos:}$$

$$\varepsilon_t = (1 + \theta_t) \frac{(1 + \pi_t^*)}{(1 + \pi_t)}, \text{ e para valores suficientemente pequenos de } \theta, \pi^* \text{ e } \pi :$$

$$(7. a) \quad \varepsilon \approx 2 + \theta + \pi^* - \pi$$

Sendo θ a variação percentual da taxa de câmbio nominal, π^* a taxa de inflação externa e π a taxa de inflação interna.

Substituindo as funções de (1) a (7) na definição (8) chega-se a curva IS:

$$(9) \quad Y = C[Y(1 - T')] + I(i - \pi^e) + D + T(Y) + X(2 + \theta + \pi^* - \pi, Y^*) - Z(2 + \theta + \pi^* - \pi, Y)$$

Se a economia estiver a pleno emprego, a IS tem a seguinte caracterização:

⁶ A demanda por bens duráveis das famílias também é, teoricamente, função da renda disponível (Y-T), assim como o investimento das firmas em construções, máquinas e equipamentos é função da demanda agregada Y. Mas faremos o investimento (I) ser função apenas da taxa real de juros ($i - \pi^e$) para facilitar nossas derivações algébricas posteriores.

$$(9.a) \bar{Y} = C[\bar{Y}(1 - T_Y)] + I(\bar{i} - \bar{\pi}^e) + \bar{D} + T(\bar{Y}) + X(2 + \theta_0 + \pi_0^* - \bar{\pi}, Y_0^*) - Z(2 + \theta_0 + \pi_0^* - \bar{\pi}, \bar{Y})$$

A curva IS pode ser escrita em função dos desvios das variáveis que a compõe de seus valores de pleno emprego, subtraindo (9.a) de (9):

$$(10) Y - \bar{Y} = C[Y(1 - T_Y)] - C[\bar{Y}(1 - T_Y)] + I(i - \pi^e) - I(\bar{i} - \bar{\pi}^e) + D - \bar{D} + T(Y) - T(\bar{Y}) + X(2 + \theta + \pi^* - \pi, Y^*) - X(2 + \theta_0 + \pi_0^* - \bar{\pi}, Y_0^*) - Z(2 + \theta + \pi^* - \pi, Y) - Z(2 + \theta_0 + \pi_0^* - \bar{\pi}, \bar{Y})$$

Sabendo que as expansões de Taylor de primeira ordem, do tipo $f(x, y) = f(x_0, y_0) + f_x(x - x_0) + f_y(y - y_0)$, das funções consumo, investimento, tributação, exportações e importações em torno do ponto de pleno emprego são dadas, respectivamente, por:

- a) $C[Y(1 - T_Y)] = C[\bar{Y}(1 - T_Y)] + C'[(Y - \bar{Y})(1 - T_Y)]$
- b) $I(i - \pi^e) = I(\bar{i} - \bar{\pi}^e) + I'[(i - \bar{i}) - (\pi^e - \bar{\pi}^e)]$
- c) $T(Y) = T(\bar{Y}) + T'(Y - \bar{Y})$
- d) $X(2 + \theta + \pi^* - \pi, Y^*) = X(2 + \theta_0 + \pi_0^* - \bar{\pi}, Y_0^*) + X_\varepsilon [(\theta - \theta_0) + (\pi^* - \pi_0^*) - (\pi - \bar{\pi})] + X_x(Y^* - Y_0^*)$
- e) $Z(2 + \theta + \pi^* - \pi, Y) = Z(2 + \bar{\theta} + \pi_0^* - \bar{\pi}, \bar{Y}) + Z_\varepsilon [(\theta - \theta_0) + (\pi^* - \pi_0^*) - (\pi - \bar{\pi})] + Z_Y(Y - \bar{Y})$

As derivadas C' , I' , T' , X_ε , X_x , Z_ε e Z_Y são avaliadas do ponto de pleno emprego. Então ao substituírmos essas expressões na curva IS (10), temos:

$$Y - \bar{Y} = C'[(Y - \bar{Y})(1 - T_Y)] + I'[(i - \bar{i}) - (\pi^e - \bar{\pi}^e)] + D - \bar{D} + T'(Y - \bar{Y}) + X_\varepsilon [(\theta - \theta_0) + (\pi^* - \pi_0^*) - (\pi - \bar{\pi})] + X_x(Y^* - Y_0^*) - Z_\varepsilon [(\theta - \theta_0) + (\pi^* - \pi_0^*) - (\pi - \bar{\pi})] - Z_Y(Y - \bar{Y})$$

Resolvendo para $Y - \bar{Y}$ e fazendo $\pi = \pi^e$ e mais algumas manipulações algébricas:

$$\begin{aligned}
Y - \bar{Y} &= [C'(1 - T_Y) + T' - Z_Y](Y - \bar{Y}) + (i - \bar{i})I' + (X_\varepsilon + Z_\varepsilon - I')(\pi - \bar{\pi}) + (D - \bar{D}) + \\
&+ (X_\varepsilon - Z_\varepsilon)[(\theta - \theta_0) + (\pi^* - \pi_0^*)] + X_x(Y^* - Y_0^*) \Leftrightarrow \\
(11) \quad Y - \bar{Y} &= \frac{(i - \bar{i})I' + (X_\varepsilon + Z_\varepsilon - I')(\pi^e - \bar{\pi}^e) + (D - \bar{D}) + (X_\varepsilon - Z_\varepsilon)[(\theta - \theta_0) + (\pi^* - \pi_0^*)] + X_x(Y^* - Y_0^*)}{[1 - C'(1 - T_Y) - T' + Z_Y]}
\end{aligned}$$

Em (11) tem-se finalmente a curva IS definida para os desvios do pleno emprego, é necessário ainda nós determinarmos o sinal esperado dos multiplicadores. De início sabemos que $[1 - C'(1 - T_Y) - T' + Z_Y]$, o denominador de todos os multiplicadores, é maior que zero, pois todos seus componentes são frações. Como (I') , a sensibilidade do investimento em relação à taxa de juros, é negativo, então o multiplicador de $(i - \bar{i})$, o desvio da taxa de juros nominal de seu valor de pleno emprego, é negativo. Em relação à $(\pi^e - \bar{\pi}^e)$, o desvio da taxa de inflação esperada de seu valor de pleno emprego, na soma $(X_\varepsilon + Z_\varepsilon - I')$ a sensibilidade (X_ε) das exportações à taxa de câmbio real é positiva, a sensibilidade (Z_ε) das importações em relação à taxa de câmbio real é negativa e (I') também é negativo, logo a soma corrigida é $(X_\varepsilon - Z_\varepsilon + I')$. Se $X_\varepsilon + I' > Z_\varepsilon$, então o multiplicador de $(\pi^e - \bar{\pi}^e)$ é positivo, ou, alternativamente, se valer a condição de Marshall-Lerner, ou seja, $|X_\varepsilon| > |Z_\varepsilon|$, então o multiplicador de $(\pi - \bar{\pi})$ é certamente positivo.

Como $[1 - C'(1 - T_Y) - T' + Z_Y] > 0$, o multiplicador de $(D - \bar{D})$, os desvios do déficit público do seu valor de pleno emprego, é positivo. No que se refere $[(\theta - \theta_0) + (\pi^* - \pi_0^*)]$, os desvios da taxa de variação percentual do câmbio nominal e da inflação estrangeira de seus valores iniciais ao ponto de pleno emprego, o sinal esperado de seu multiplicador é o positivo, pois $(X_\varepsilon - Z_\varepsilon) > 0$, dado que a sensibilidade (Z_ε) das importações em relação à taxa de câmbio real é negativa. O parâmetro (X_ε) é positivo, então o multiplicador de $(Y^* - Y_0^*)$, o desvio da demanda externa de seu valor inicial ao ponto de pleno emprego doméstico, é positivo.

Nomeando de α os multiplicadores da curva IS e já lhes atribuindo os sinais esperados, temos:

$$(12) Y - \bar{Y} = -\alpha_1(i - \bar{i}) + \alpha_2(\pi^e - \bar{\pi}^e) + \alpha_3(D - \bar{D}) + \alpha_4[(\theta - \theta_0) + (\pi^* - \pi_0^*)] + \alpha_5(Y^* - Y_0^*)$$

Ou seja, o desvio do produto de seu nível de pleno emprego em (12) é relacionado negativamente aos desvios da taxa nominal de juros, e positivamente aos desvios da taxa doméstica de inflação, do déficit público, da variação percentual da taxa nominal de câmbio, da taxa de inflação externa e da demanda externa.

Definida a curva IS, nos faltam ainda as curvas LM e a Curva de Phillips para a formalização dos mecanismos de transmissão da política monetária. A curva LM tradicional coloca a demanda real de moeda (M/P) em função da taxa nominal de juros e da renda real (Y), $M/P = L(Y, i)$, com a oferta de moeda nominal (M) exógena e controlada pelas autoridades monetárias. Modernamente, ou desde sempre, não se sabe ao certo, a hipótese de controlabilidade da oferta de moeda nominal tem sido rejeitada. A idéia de que a política monetária se faz sentir por seus efeitos sobre a estrutura de taxas de juros do mercado aberto ⁷, parece ser a dominante e a mais condizente com a realidade. Dessa forma os bancos centrais tem se preocupado em fixar a taxa nominal de juros a curto prazo como meta intermediária de política monetária ⁸ tendo o produto e a taxa de inflação como metas finais. Por isso é comum substituir a curva LM por alguma função de reação dos bancos centrais, uma curva “MP”. A função de reação típica se deve a TAYLOR (1993) resultante de suas observações do comportamento do *Federal Reserve*. A regra de Taylor, assim conhecida, tem a seguinte especificação básica:

$$(13) \quad i_t = \lambda_0 + \lambda_1(\pi - \bar{\pi}) + (1 - \lambda_1)(y - \bar{y})$$

Sendo i_t a taxa de juros nominal, λ_0 uma constante, λ_1 o peso dado pela autoridade monetária ao controle da inflação, $(1 - \lambda_1)$ é o peso dado à estabilização do

⁷BERNANKE & BLINDER (1992), BERNANKE; FRIEDMAN & KUTTNER (1996), GERTLER & WATSON (1997, p.92), BERNANKE & MIHOV (1998), citados por GONTIJO (2009, p. 291).

⁸ Segundo KEYNES (1982, p. 162) citado por MENDONÇA (2007, p. 61): “A autoridade monetária controla, com facilidade, a taxa de juros a curto prazo, não só pelo fato de não ser difícil criar a convicção de que sua política não mudará sensivelmente em um futuro próximo, como também em virtude de a possível perda ser pequena, quando comparada com o rendimento corrente (a não ser que este chegue a ponto de ser quase nulo.”

produto, π é a taxa de inflação doméstica, y é o produto e t é um índice de tempo. Deste modo, a curva LM torna-se uma reta horizontal no plano juros-produto.

$$(14) \quad i = \bar{i} \quad (\text{Curva LM})$$

Em relação à Curva de Phillips, a especificação prática dessa função é aquela que relaciona a inflação corrente com a inflação esperada mais o desvio do produto em relação ao seu nível de pleno emprego:

$$(15) \quad \pi_t = \pi_{t+1}^e + \beta(Y - \bar{Y}), \quad \beta' > 0$$

Uma especificação alternativa da relação (15) seria a sugerida por GOMES & AIDAR (2004) citados por MISSIO et al (2006, p. 116) em que seria acrescida a chamada inflação importada. A inflação importada é uma típica inflação de oferta, diferente da inflação gerada por hiatos positivos do produto, que é uma inflação de demanda. A inflação externa seria importada, isto é, acrescida a inflação doméstica, por meio de variações da taxa de câmbio nominal, a Curva de Phillips fica então:

$$(16) \quad \pi_t = \pi_{t+1}^e + \beta_1(Y - \bar{Y}) + \beta_2\Delta E, \text{ sendo } \Delta E \text{ a variação do câmbio nominal.}$$

Com todas as relações definidas temos agora subsídios para entender o modo pelo qual a manipulação da taxa nominal de juros afeta a taxa de inflação e o produto. O mecanismo primário de transmissão da política monetária é via hiato do produto. Dado que o hiato do produto (o desvio do produto de seu nível de pleno emprego) é, via curva IS, negativamente relacionado à taxa de juros, uma elevação da mesma reduz o hiato do produto. Como a inflação é, via Curva de Phillips, positivamente relacionada ao hiato do produto, uma queda deste⁹ reduz a taxa de inflação, como no esquema abaixo:

⁹ Se o produto efetivo estiver acima do potencial, a diferença entre o produto efetivo e o potencial reduz-se tendendo a fechar o hiato. Se o produto efetivo já estiver abaixo do potencial, o hiato tende a aumentar em módulo, mas como o hiato do produto é definido como $(Y - \bar{Y})$, isto é, produto efetivo menos o potencial, o hiato diminui em termos numéricos (um número negativo cada vez maior).

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow (Y - \bar{Y}) \rightarrow \downarrow \pi$$

Entretanto existe ainda mais um mecanismo pelo qual a taxa de juros afeta a taxa de inflação, o qual é a taxa nominal de câmbio. A taxa nominal de câmbio (E) é função, entre outras coisas como o saldo em transações correntes, do diferencial entre a taxa de juros nominal interna i e a externa i^* . A taxa de câmbio (E) é negativamente relacionada a esse diferencial, pois quanto mais alta a taxa de juros interna em relação a externa maior é a entrada de capitais externos no país e menor é sua taxa de câmbio nominal, isto é, $\partial E / \partial (i - i^*) < 0$. Assim a elevação da taxa nominal de juros afeta a taxa de inflação de duas formas, uma é via hiato do produto e a outra é via taxa nominal de câmbio. Vale lembrar também que o hiato do produto é duplamente afetado com uma elevação da taxa de juros. Uma primeira influência é sobre os investimentos, esses diminuem, e a segunda influência é sobre as exportações líquidas (NX), que diminuem também. Esses efeitos são resumidos no esquema abaixo:

$$\uparrow i \rightarrow \downarrow E \rightarrow \begin{array}{c} \downarrow I \\ \downarrow NX \end{array} \rightarrow \downarrow (Y - \bar{Y}) \rightarrow \downarrow \pi$$

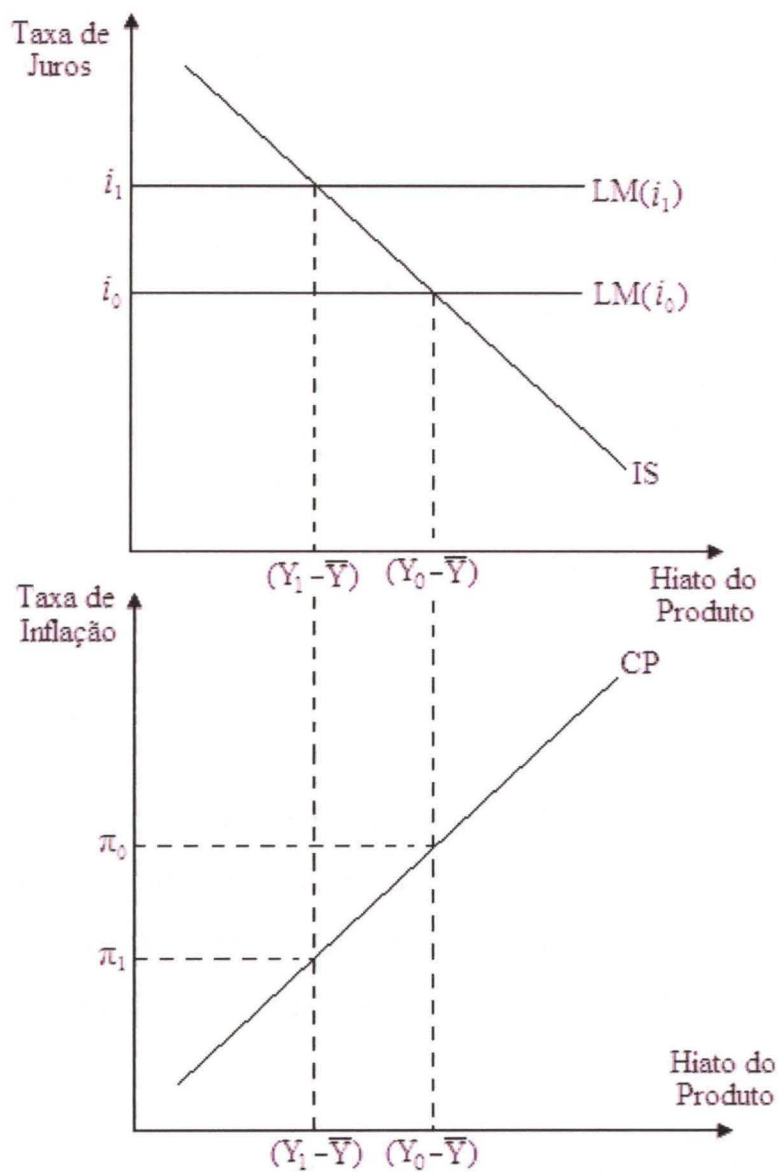
Vários exercícios dessa natureza podem ser feitos para averiguar os efeitos de choques das variáveis exógenas, taxa nominal de juros (i), inflação esperada (π^e), déficit público (D), inflação externa (π^*) e demanda externa (Y^*), sobre as variáveis endógenas do modelo, isto é, o hiato do produto ($Y - \bar{Y}$), a taxa de inflação (π) e a taxa de câmbio nominal (E).

Graficamente o modelo IS-LM-CP pode ser representado como na figura 1.¹⁰ Aumentos da inflação esperada, do déficit público, da inflação externa, da taxa nominal de câmbio deslocam a curva IS para a direita até IS' , o que, dada a taxa nominal de juros, elevam o hiato do produto. Aumentos da taxa de inflação esperada e, dada nossa definição de Curva de Phillips, da taxa de câmbio nominal, deslocam a

¹⁰ Figura adaptada de GONTIJO (2007, p. 37).

Curva de Phillips de CP para CP'. Variações da taxa de juros nominal pela autoridade monetária deslocam vis-à-vis a curva ou reta da LM.

FIGURA 1: REPRESENTAÇÃO GRÁFICA DO MODELO IS-LM-PC



3 VETORES AUTO-REGRESSIVOS E FILTRO DE HODRICK E PRESCOTT

Um dos grandes problemas do VAR apontado pelos críticos, como RUNKLE (1987), refere-se ao fato de que os resultados dessa metodologia muitas vezes são obtidos por meio de estimações não convencionais, mais notadamente estimações que mesclam variáveis não-estacionárias, com estacionárias ou variáveis estacionárias sem relações de cointegração. O autor que sugeriu a metodologia VAR, SIMS (1980), e outros autores se defendem dessa crítica como será mostrado adiante.

Será sugerida nesse trabalho a aplicação do Filtro de Hodrick e Prescott (Filtro HP) às séries a serem incluídas no VAR. O Filtro HP é um instrumento típico dos estudos sobre a Teoria dos Ciclos Reais de Negócios e foi construído com base na idéia de que as séries econômicas podem ser decompostas em dois componentes, um “permanente” ou de baixa variância e outro cíclico de variância mais alta. O filtro HP é um método de extração do componente cíclico das séries econômicas.

Dessa forma, o modelo VAR a ser proposto nesse trabalho será estimado tomando o componente cíclico das variáveis que compõe o modelo. Uma das vantagens de se utilizar as variáveis filtradas é que o componente cíclico obtido do filtro HP é estacionário quando as variáveis filtradas são integradas até ordem (4),¹¹ outra é que todas as variáveis incluídas no VAR, além de estacionárias, estariam em nível. No restante dessa seção será exposta sucintamente a metodologia VAR e, em seguida, a do filtro HP.

3.1 VETORES AUTO-REGRESSIVOS: UMA BREVE EXPOSIÇÃO ALGÉBRICA

Os modelos de vetores auto-regressivos (VAR) têm sido largamente utilizados como instrumentos de análise de política econômica e para previsões. A metodologia (VAR) foi proposta por SIMS (1980) como uma alternativa aos modelos estruturais de equações simultâneas, muito populares até a década de 1980. A crítica de SIMS se dirigia principalmente ao fato de que nos modelos de equações simultâneas

¹¹ Séries com ordem de integração (4) são raras em economia, creio que praticamente inexistentes.

tradicionais há elevado grau de arbitrariedade na escolha de variáveis exógenas, endógenas ou predeterminadas (endógenas defasadas) a serem incluídas no modelo.

A definição de tais variáveis, a definição das restrições do modelo, é importante para a identificação do modelo, isto é, para a possibilidade de se deduzir as equações originais a partir da forma reduzida do modelo.¹² De acordo com SIMS (1980) citado por GUJARATI (2000, p. 752) se há de fato uma verdadeira simultaneidade entre um conjunto de variáveis, então todas elas devem ser tratadas em pé de igualdade. Não deve haver distinções apriorísticas entre variáveis endógenas e exógenas. Essa é a idéia básica de um modelo VAR.

Vamos começar estudando um VAR bivariado (de duas variáveis) de ordem 1 (de uma defasagem para cada variável), isto é, um VAR(p) (de ordem p) com p=1. Este exemplo é baseado em ENDERS (2004) e em BUENO (2008). Consideremos o seguinte sistema de equações:

$$(17) \quad \begin{aligned} y_t &= b_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \sigma_y \mu_{y_t} \\ z_t &= b_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \sigma_z \mu_{z_t} \end{aligned}$$

Com y_t e z_t estacionários, μ_{y_t} e μ_{z_t} são ruídos brancos de média zero e variância 1 e a covariância entre μ_{y_t} e μ_{z_t} é zero.

Nesse sistema, as variáveis y e z são influenciadas mutuamente, tanto contemporaneamente quanto por seus valores passados. Entretanto esse modelo não pode ser estimado do modo como está exposto em (17), pois as variáveis y e z são correlacionadas com os erros μ_{y_t} e μ_{z_t} . Para ser estimado, o modelo (17) deve ser transformado como segue.

¹² Para uma exposição didática sobre sistemas de equações simultâneas ver GUJARATI (2000), capítulos 18, 19 e 20.

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_y & 0 \\ 0 & \sigma_z \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{yt} \\ \mu_{zt} \end{bmatrix}$$

$$\equiv A \quad \equiv X_t \quad \equiv B_0 \quad \equiv B_1 \quad \equiv B_2 \quad \equiv \mu_t$$

$$\Rightarrow AX_t = B_0 + B_1X_{t-1} + B_2\mu_t$$

Em que as variáveis contemporâneas em t foram isoladas do lado esquerdo de (17), e X é em vetor (n x 1) de variáveis endógenas. Da regressão do vetor X_t sobre suas defasagens vem o nome “Vetor Auto-Regressivo”. A forma reduzida desse modelo é então:

$$(17.1) \quad X_t = A^{-1}B_0 + A^{-1}B_1X_{t-1} + A^{-1}B_2\mu_t$$

Fazendo $A^{-1}B_0 = \Gamma_0$, $A^{-1}B_1 = \Gamma_1$ e $A^{-1}B_2\mu_t = \xi_t$, incluindo n variáveis endógenas, p defasagens, um vetor Z (g x 1) de variáveis exógenas e uma matriz G (n x g) de coeficientes o modelo generalizado é expresso como:

$$(18) \quad X_t = \Gamma_0 + \sum_{i=1}^p \Gamma_i X_{t-i} + GZ_t + \xi_t$$

Na especificação do modelo dada em (18), não há problemas em se estimar o VAR. Isso porque os erros transformados ξ_t não são correlacionados com os regressores e nem são autocorrelacionados, embora os erros ainda sejam contemporaneamente correlacionados. É essa correlação contemporânea de erros que permitirá a recuperação das equações originais do modelo (17) a partir dos resultados da regressão (18). A recuperação das equações originais é necessária, segundo BUENO (2008, p.164), pois somente por meio de modelos estruturais é possível designar políticas econômicas cujos resultados estarão em conformidade com o esperado pelos agentes econômicos. A crítica de Lucas se aplica inteiramente a forma reduzida (18), mas não ao modelo estrutural em (17).

Entretanto o modelo VAR não permite a identificação de todos os parâmetros da forma estrutural a menos que se imponham restrições sobre o mesmo. Isso porque

no sistema restrito dado em (18) é possível a obtenção de seis parâmetros na equação da média, mais a $\text{Var}(\xi_1)$, a $\text{Var}(\xi_2)$ e a $\text{Cov}(\xi_1, \xi_2)$, há, portanto, nove parâmetros obtidos diretamente de (18). No sistema primitivo dado em (17), porém, há dez parâmetros a serem calculados, ou seja, os oito coeficientes estruturais mais as variâncias de cada um dos choques (σ_y^2, σ_z^2) .

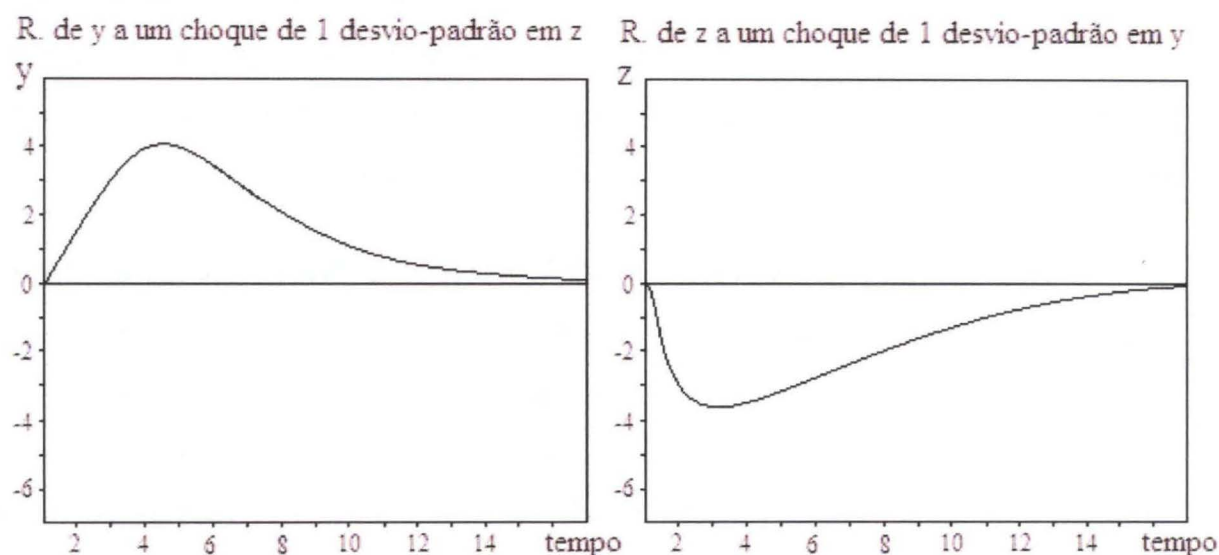
Para dar uma solução ao problema da identificação SIMS (1980) sugere um sistema recursivo, isto é, a definição de uma cadeia causal entre as variáveis de forma que alguns coeficientes em (17) sejam zero. Por exemplo, se a cadeia causal em (17) for de y para z , então o coeficiente a_{12} de z_t é zero, e (17) fica com apenas nove parâmetros a serem calculados. Com a restrição de que $z_t = 0$ o sistema (17) é identificável a partir de (18). A restrição imposta em (17) indica que y não é contemporaneamente afetado z , embora z seja contemporaneamente afetado por y . A metodologia proposta por SIMS pode ser generalizada para um VAR com n variáveis endógenas. Trata-se de uma maneira triangular de decompor os resíduos chamada de Decomposição de Choleski. Para um VAR de n variáveis endógenas, também chamado de SVAR (*Structural Vector Autoregressive*), a matriz A em (17.1) tem a seguinte configuração:

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ a_{n1} & a_{n2} & a_{n3} & a_{n4} & \cdots & 1 \end{bmatrix}$$

Por meio da decomposição de Choleski é possível decompor a variância de cada variável do modelo, de forma a se calcular quanto da sua variância, da variável em questão, se deve à variância das outras variáveis do modelo. Também, com base em Choleski, é possível construir as chamadas Funções de Resposta ao Impulso (FRI). A FRI refere-se à resposta de uma das variáveis do modelo, por exemplo, z em (17), a

um choque de um desvio-padrão em outra variável do modelo, y em (17), ou a um choque em si mesma. Essa resposta é medida em termos de magnitude (a variação em z causada pelo choque em y) e em termos de tempo (o tempo necessário para z retornar a sua média ou valor “normal”). Em termos gráficos as funções de resposta ao impulso (FRI's) para y e z são como o mostrado nos exemplos hipotéticos da figura 2.

FIGURA 2: FRI's HIPOTÉTICAS PARA y E z .



É importante ressaltar que na solução de SIMS, por meio da decomposição de Choleski, a definição da ordenação das variáveis no modelo é arbitrária, ainda que baseada em argumentos da teoria econômica. Para cada ordenação das variáveis, há um modelo estimado diferente.

Outra questão importante relativa ao VAR refere-se à determinação da defasagem ou da ordem (p) adequada. Se tivermos um VAR de (n) equações com (p) valores defasados de cada variável, temos de estimar ao todo $(n + pn^2)$ parâmetros. A estimação de muitos parâmetros, ao menos que a amostra seja suficientemente grande, consome muito graus de liberdade e torna o poder dos testes estatísticos deficiente. As

defasagens, na maioria das vezes, são determinadas com base nos critérios de informação de Akaike (AIC), de Schwartz (SIC) e de Hannan-Quinn (HQIC).¹³

Outra exigência teórica do VAR é que todas as (n) variáveis envolvidas no modelo sejam estacionárias. Se não forem, tais variáveis devem ser transformadas adequadamente como, por exemplo, aplicado a primeira diferença. Exceção é feita ao caso de variáveis cointegradas, as quais podem ser estimadas em nível associadas a um mecanismo corretor de erros.¹⁴ Entretanto se o modelo comportar uma mescla de variáveis estacionárias com não estacionárias o modelo deveria ser, rigorosamente falando, ser estimado com variáveis transformadas. Muitas vezes, porém, os resultados obtidos com as variáveis transformadas são insatisfatórios.

Dessa forma, SIMS (1980) e SIMS, STOCK & WATSON (1990), admitem trabalhar com todas as variáveis em nível, mesmo que essas sejam uma mescla de variáveis estacionárias e não estacionárias. Esses autores argumentam que a metodologia VAR é interessada principalmente nas inter-relações entre as variáveis, portanto o modo correto de especificar o VAR seria com todas as variáveis em nível. Essa questão é a mais controversa em relação à metodologia VAR. A justificativa teórica dos autores para esse fato segue de, citando BUENO (2008, p. 173):

Seja um modelo multivariado com variáveis não estacionárias, então inferências sobre hipóteses conjuntas só poderão ser feitas se o modelo puder ser representado de tal forma que os coeficientes a serem testados possam multiplicar variáveis estacionárias. Como consequência, algumas hipóteses podem ser testadas convencionalmente, outras não, tanto pelo teste F quanto pelo χ^2 .

3.2 O FILTRO DE HODRICK E PRESCOTT

O filtro HP foi proposto por HODRICK & PRESCOTT (1981) como ferramenta para separar tendências, ciclos e movimentos irregulares de séries econômicas. O filtro HP filtra as séries de forma a separar frequências inferiores a 32

¹³ IC de *Information Criterion*.

¹⁴ O VAR com correção de erros também é chamado Vetor de Correção de Erros Médios, ou de VECM (*Vector Error Correction Medium*).

trimestres (8 anos) das frequências mais baixas situadas além de 32 trimestres. Dessa forma o filtro HP busca extrair a tendência de uma série econômica, tendência essa que é considerada estocástica, porém com variações suaves ao longo do tempo e “não correlacionadas com o ciclo”, por meio da minimização com respeito à tendência (\bar{y}_t) da seguinte expressão:

$$(19) \quad \text{Min}(\bar{y}_t) \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y}_t)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(\bar{y}_{t+1} - \bar{y}_t) - (\bar{y}_t - \bar{y}_{t-1})]^2$$

sujeito a $c_t = y_t - \bar{y}_t$

Na expressão (19) (y_t) é a série econômica em questão, (\bar{y}_t) é o componente de tendência da série, (c_t) é o componente cíclico e (λ) é o parâmetro que regula o grau de suavidade da tendência extraída. O primeiro termo de (19) é a soma dos desvios da série em relação a sua tendência é, portanto, uma medida de ajuste. Já o segundo termo, a soma dos quadrados das segundas diferenças da tendência refere-se ao grau de suavidade da tendência. Pode-se interpretar o parâmetro (λ) como representando um *trade-off* entre o ajuste da tendência em relação à série original e o grau de suavidade da tendência. Quanto maior for (λ), mais suave será a tendência extraída sendo que quando ($\lambda \rightarrow \infty$) a tendência torna-se uma reta. Por outro lado, quanto menor (λ) mais “parecida” com a série original será a série filtrada, ou quando ($\lambda \rightarrow 0 \Rightarrow \bar{y}_t = y_t$).

Por definição o parâmetro (λ), a solução do problema (19), nada mais é do que a razão entre a variância do componente de tendência e a variância do componente cíclico da série, isto é, ($\lambda = \sigma_{\bar{y}}^2 / \sigma_c^2$), assumindo que (\bar{y}_t) e (c) são variáveis normais, identicamente distribuídas e sem correlação.¹⁵ Por meio de investigações empíricas HODRICK & PRESCOTT (1981) sugerem uma valor de 5% para ($\sigma_{\bar{y}}$) e de 1/8% para (σ_c) para dados trimestrais, o que resulta num (λ) de 1600, pois $\lambda = (5/(1/8))^2 = 1600$. Entretanto o filtro HP pode ser aplicado com qualquer valor do parâmetro (λ), embora 1600 seja o valor mais utilizado para séries trimestrais, na

¹⁵ É claro que essas variáveis não atendem todos esses requisitos.

prática esse valor é definido pelo próprio pesquisador. ¹⁶ As maiores divergências em relação ao filtro HP estão relacionadas à sua aplicação em dados de periodicidade anual (ANGELIS, 2004). Uma das vantagens do filtro HP é que este produz séries, de componente cíclico, estacionárias quando a série a ser filtrada é integrada até a ordem quatro (BAXTER & KING, 1995).

¹⁶ Os valores padrões são, além de 1.600 para dados trimestrais, 100 para anuais, 14.400 para mensais e 12.960.000 para diários.

4 APLICAÇÃO DO VAR E AS FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA

De acordo com a nossa exposição na primeira seção, o desvio do produto de seu nível de pleno emprego é relacionado negativamente aos desvios da taxa nominal de juros, e positivamente aos desvios da taxa doméstica de inflação, do déficit público, da variação percentual da taxa nominal de câmbio, da taxa de inflação externa e da demanda externa, como explicitado na equação (12) que convenientemente é reproduzida aqui:

$$(12) Y - \bar{Y} = -\alpha_1(i - \bar{i}) + \alpha_2(\pi^e - \bar{\pi}^e) + \alpha_3(D - \bar{D}) + \alpha_4[(\theta - \theta_0) + (\pi^* - \pi_0^*)] + \alpha_5(Y^* - Y_0^*)$$

Assim como o desvio da inflação de seu valor esperado é função positiva do hiato do produto e da variação da taxa de câmbio nominal, como mostrado na equação (16), também reproduzida aqui:

$$(16) \pi_t = \pi_{t+1}^e + \beta_1(Y - \bar{Y}) + \beta_2\Delta E$$

Portanto, uma política econômica que tenha como objetivo o controle da taxa de inflação e a estabilização do produto tem como principais instrumentos a política fiscal, por meio do déficit público (D) de uma lado e a política monetária de outro, por meio da taxa nominal de juros (i).

É abundante a literatura que se propõe a analisar a política monetária brasileira no pós 1999. Dentre alguns trabalhos que se utilizam de vetores-autoregressivos para fazer essa análise se pode destacar as dissertações de mestrado como a de SILVA (2001), a de FERREIRA (2004) e a de DEZORDI (2004), além do texto para discussão de MINELLA et al (2003), o artigo de MENDONÇA (2005) e o capítulo de livro de DEZORDI et al (2009), entre outros bons trabalhos.

Nosso modelo econométrico se concentrará na política monetária brasileira entre 1999 e meados de 2009. E de conhecimento geral que a partir de 1999 a política monetária brasileira passou a ser gerida por meio do chamado Sistema de Metas para a

Inflação, sistema no qual o banco central direciona a política monetária com o objetivo de cumprir uma meta de inflação estipulada pelo Conselho Monetário Nacional. O principal instrumento de política monetária é a taxa nominal de juros a curto prazo, portanto, para fins práticos, a política fiscal é considerada variável dada, não direcionada necessariamente aos fins da política monetária. Dessa forma, a política monetária ou o Banco Central, seu executor, reage às mudanças da política fiscal da mesma forma como reage às mudanças das outras variáveis nas equações (12) e (16).

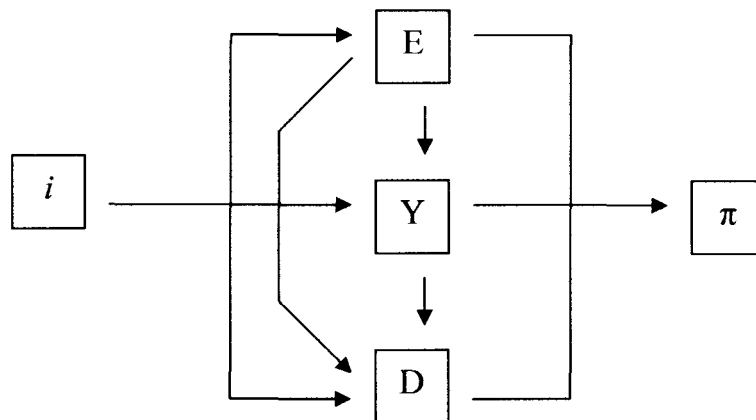
O modelo VAR a ser proposto a seguir analisará os efeitos dos desvios da taxa nominal de juros, do produto, do déficit público e da taxa nominal de câmbio sobre os desvios da inflação em relação à sua tendência. Portanto o modelo a ser estimado não será uma representação fiel dos modelos representados por (12) e (16), dado que não incluirá nenhum indicador da demanda e inflação externa. Os desvios das variáveis do modelo em relação as suas tendências serão obtidos mediante aplicação do Filtro HP. Como tal filtro produz componentes cíclicos estacionários pela sua própria definição, então não é necessária a aplicação de testes de estacionariedade sobre essas variáveis. Assim como o modelo VAR pode ser estimado sem a presença de constantes, pois os componentes cíclicos extraídos das séries têm média zero. De curso, o modelo VAR a ser estimado será o seguinte:

$$\begin{aligned}
 hi_t &= \sum_{j=1}^p \alpha_{1j} hi_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} hE_{t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{1j} hY_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{1j} hD_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{1j} h\pi_{t-j} \\
 hE_t &= \sum_{j=1}^p \alpha_{2j} hi_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{2j} hE_{t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{2j} hY_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{2j} hD_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{2j} h\pi_{t-j} \\
 (20) \quad hY_t &= \sum_{j=1}^p \alpha_{3j} hi_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{3j} hE_{t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{3j} hY_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{3j} hD_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{3j} h\pi_{t-j} \\
 hD_t &= \sum_{j=1}^p \alpha_{4j} hi_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{4j} hE_{t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{4j} hY_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{4j} hD_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{4j} h\pi_{t-j} \\
 h\pi_t &= \sum_{j=1}^p \alpha_{5j} hi_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_{5j} hE_{t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_{5j} hY_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{5j} hD_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{5j} h\pi_{t-j}
 \end{aligned}$$

Onde h precedendo as variáveis indica que as mesmas foram filtradas pelo filtro HP.

Observando o modelo (20) e lembrando que a ordem como as equações são dispostas são de suma importância no método VAR notamos que a ordem de causalidade implícita entre as variáveis (*a lá* decomposição de Choleski) vai dos juros para o câmbio, produto e déficit público e destes para a taxa de inflação. Também há a transmissão das variações da taxa de câmbio para a dívida pública, pois uma parte desta, pequena nos últimos anos, é indexada a variações do câmbio nominal. Esquemáticamente, essa ordem de causalidade é mostrada na figura 3:

FIGURA 3: ORDEM DE CAUSALIDADE IMPLÍCITA NO VAR



4.1 SOBRE OS DADOS UTILIZADOS E PERÍODO EM ESTUDO

O indicador de inflação a ser utilizado será o IPCA mensal (% a. m.) calculado pelo IBGE. O indicador de produto será a série mensal do PIB elaborada pelo Banco Central do Brasil (BCB), série código 4380 do banco de dados dessa instituição. Essa série foi deflacionada pelo IPCA (dessazonalizado) com base=1 em agosto de 2009 e dessazonalizada pelo método ARIMA-X12. A variável representante do déficit público será a necessidade de financiamento do setor público nominal (NFSP) mensal incluindo o efeito da desvalorização cambial sobre o estoque de dívida pública (série 6013 do BCB). A série de NFSP foi deflacionada pelo IPCA (dessazonalizado) com base=1 em agosto de 2009 e dessazonalizado pelo método ARIMA-X12.¹⁷ A taxa nominal de câmbio utilizada será a média mensal do preço do Real (R\$) em termos de

¹⁷ A dessazonalização das séries foi feita por meio do comando Análise X-12-ARIMA do software econométrico Gretl, disponível para Download livre no link <http://gretl.sourceforge.net>.

dólares norte-americanos (US\$) para compra, série 3695 do BCB. E a taxa nominal de juros será a taxa Selic over-night acumulada no mês anualizada (% a.a.), série 4189 do BCB.

O período que o modelo irá considerar é o relativo ao de vigência do Sistema de Metas de Inflação no Brasil, que se iniciou em junho de 1999 e vigora até o presente momento. Entretanto, no que diz respeito às séries utilizadas essas serão consideradas três meses antes do período compreendido pelo modelo, isto é, março de 1999. Isso é necessário porque o filtro HP é viesado nas pontas. Autores, como BAXTER & KING (1995), sugerem que se descartem as três observações de cada extremidade das séries filtradas ou, então, que se amplie a amostra a ser filtrada pegando valores anteriores ao período de análise e usando métodos univariados como o ARIMA para expandir as séries. O procedimento adotado nesse trabalho será excluir os dados referentes aos meses de junho, julho e agosto das séries filtradas.

4.2 RESULTADOS

Antes de se estimar o modelo VAR propriamente dito é necessário determinar o número de defasagens ou a ordem do VAR. Como dito na segunda seção, a escolha das defasagens é feita recorrendo-se aos critérios de informação de Akaike, Schwartz e Hannan-Quinn, quanto menor o valor dado por esses critérios melhor a defasagem. Esse exercício feito por meio do software Gretl é mostrado na tabela 1.

TABELA 1: SELEÇÃO DE DEFASAGENS DO MODELO VAR

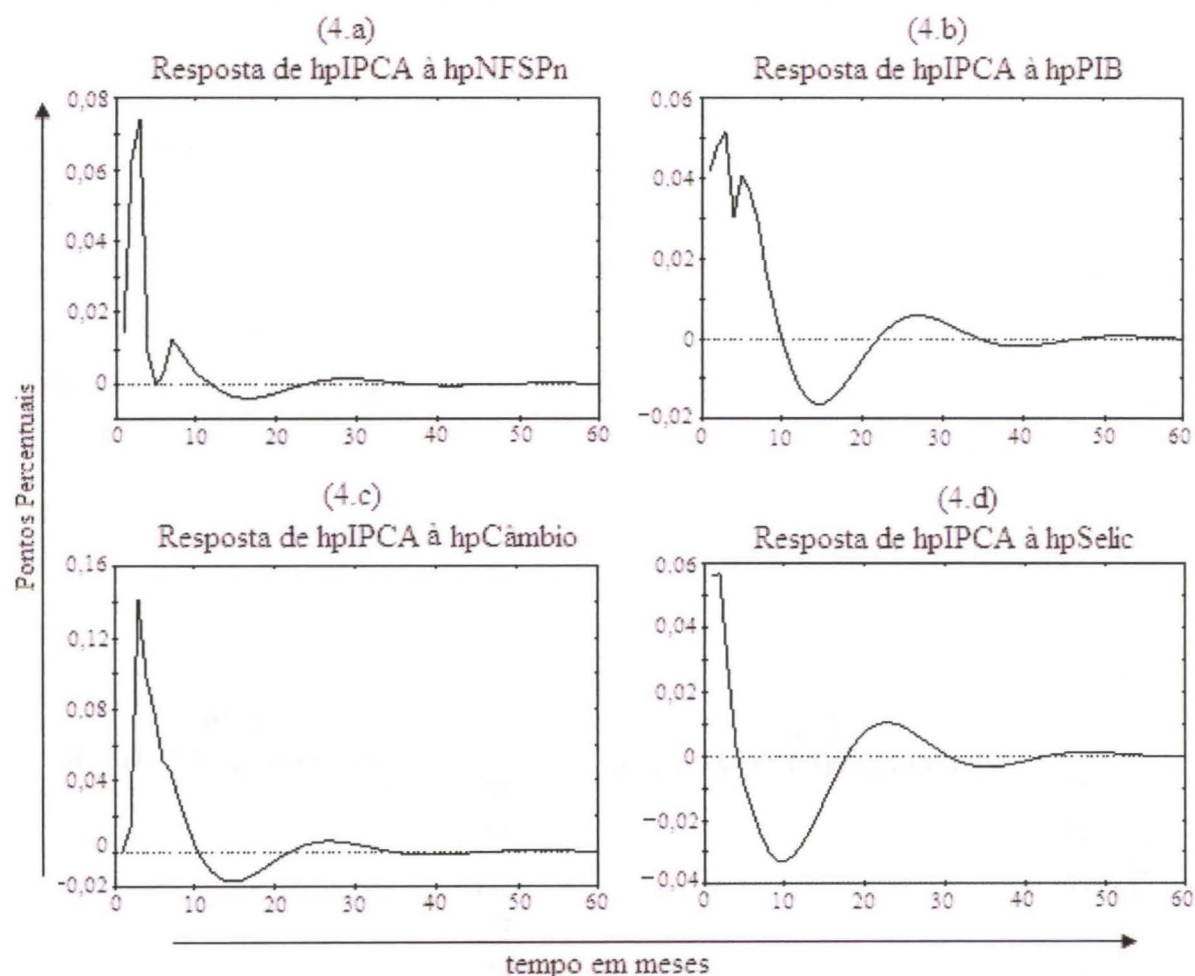
Defasagens	Log.L	p(LR)	AIC	BIC	HQC
1	-2285,68449	-	39,839388	40,432834	40,080293
2	-2193,08975	0,00000	38,673961	39,860854*	39,155772*
3	-2172,83334	0,02581	38,755747	40,536086	39,478463
4	-2130,03899	0,00000	38,448948*	40,822733	39,412569
5	-2114,56914	0,19102	38,613261	41,580492	39,817787
6	-2099,07383	0,18933	38,777135	42,337812	40,222566

Nota: Os asteriscos sobrescritos indicam os melhores (isto é, minimizados) valores dos respectivos critérios de informação: AIC = critério de Akaike, BIC = critério Bayesiano de Schwartz, e HQC = critério de Hannan-Quinn.

Pela tabela 1, os critérios de Schwartz (BIC) e de Hannan-Quinn (HQC) indicam uma defasagem de dois períodos. O critério de Akaike (AIC) sugere uma defasagem de 4 períodos. Segundo BUENO (2008, p. 168), o critério de Akaike superestima assintoticamente a ordem do VAR, portanto a defasagem empregada em nosso modelo será de dois períodos.

A seguir analisaremos algumas funções de impulso-resposta (FRI) obtidas do modelo estimado no software Gretl. Os resultados completos das regressões são mostrados nos anexos.

FIGURA 4: FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA PARA O hpIPCA



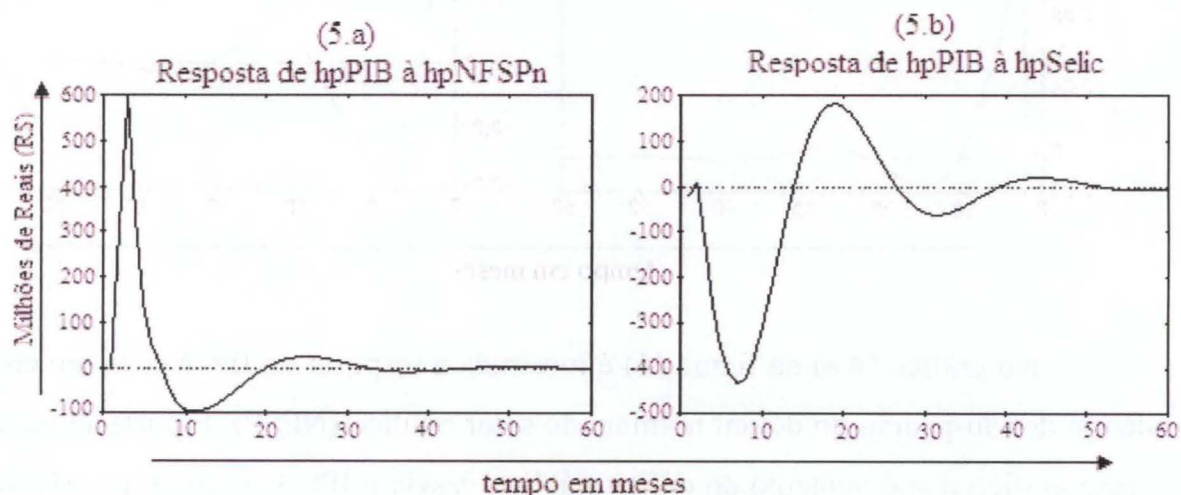
No gráfico (4.a) da figura (4) é mostrada a resposta do IPCA ante um choque de um desvio-padrão no déficit nominal do setor público (NFSP). É possível observar nesse gráfico que o aumento do déficit público desvia o IPCA de sua trajetória inicial

em aproximadamente 0,075 pontos percentuais até o terceiro mês após o choque, depois disso o IPCA retorna a sua trajetória inicial em mais ou menos 35 meses. No que se refere ao gráfico (4.b), a resposta do IPCA a um choque no PIB, o IPCA se eleva cerca de 0,052 pontos percentuais no terceiro mês após o choque para, a partir daí, convergir de forma oscilante para sua trajetória original em cerca de 50 meses.

Na resposta do IPCA ao câmbio, no gráfico (4.c), o mesmo se eleva em aproximadamente 0,14 pontos percentuais após o terceiro mês após o choque no câmbio, para depois disso convergir para sua trajetória original em cerca de 45 meses. E, enfim, no gráfico (4.d), o IPCA se eleva em cerca de 0,057 pontos percentuais frente a um choque de um desvio-padrão na Selic e converge em aproximadamente 55 meses.

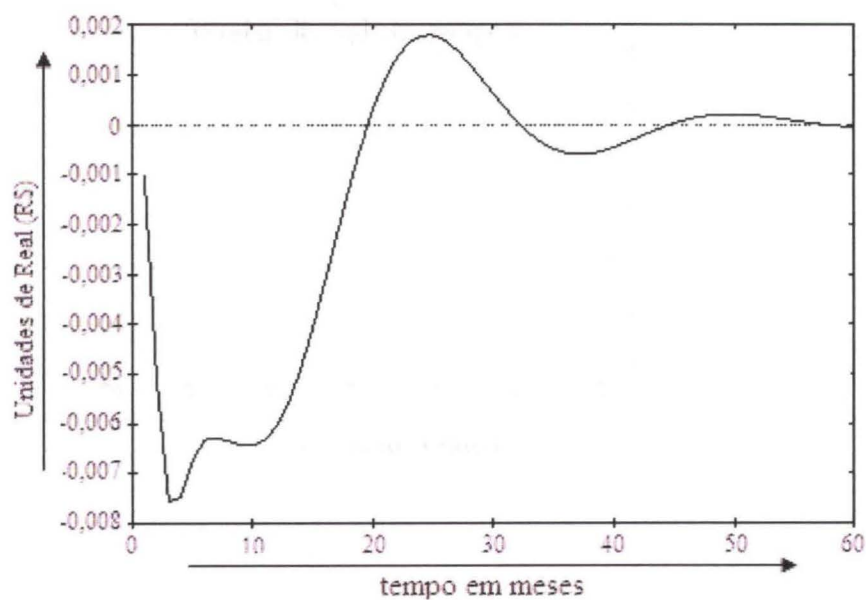
Observando as respostas do IPCA na figura 4 aos choques em suas variáveis determinantes nota-se, em primeiro lugar, o tempo relativamente longo para essa variável retornar a sua trajetória inicial tempo esse superior a 3 anos. Em segundo lugar, é possível observar que o IPCA é muito sensível a choques na taxa de câmbio nominal e que os desvios do produto têm um efeito mais prolongado sobre o IPCA que o déficit nominal do setor público. É de se esperar que o déficit público afete mais a inflação pelo canal das expectativas, ao passo que o hiato do produto a afetaria via pressões de demanda.

FIGURA 5: FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA PARA O hpPIB



No Gráfico (5.a) da figura 5, temos a resposta do PIB a um choque de um desvio-padrão no déficit nominal do setor público. O PIB desvia-se em cerca de R\$ 600 milhões da sua trajetória no terceiro mês após o choque para convergir, em seguida, à sua trajetória original no prazo de 45 meses aproximadamente. Já no gráfico (5.b), a resposta do PIB à Selic, o PIB se reduz em mais ou menos R\$ 400 milhões após 7 meses do choque positivo na Selic para então retornar de forma oscilante a sua trajetória inicial em cerca de 60 meses. Na análise das funções de impulso-resposta da figura 5, observamos que choques no déficit nominal do governo afetam o produto em tempo mais curto (3 meses) quando comparados à Selic que tem sua potência máxima sobre o produto em cerca de 7 meses.

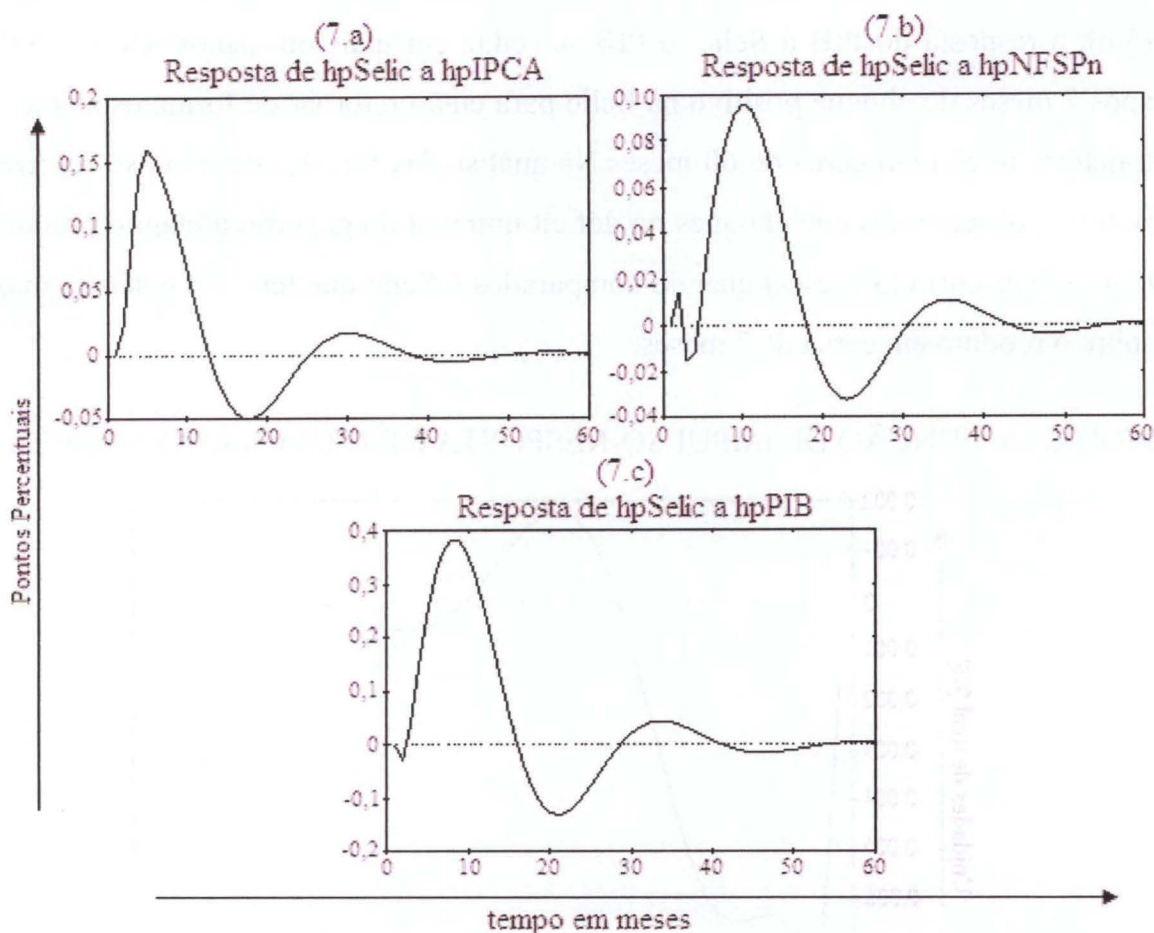
FIGURA 6: FUNÇÃO DE IMPULSO-RESPOSTA DE $hpCâmbio$ PARA $hpSelic$



Na função de resposta ao impulso apresentada na figura 6, é mostrado que a taxa de câmbio nominal reduz-se em cerca de 7,5 milésimos de Real após 3 meses de um choque de um desvio-padrão na taxa Selic. O retorno da taxa de câmbio a sua trajetória pré-choque ocorre em aproximadamente 60 meses. Observa-se, dessa forma, que a taxa selic tem um impacto forte e relativamente duradouro sobre a taxa de câmbio nominal. O que já era esperado devido aos movimentos de capitais gerados pelos diferenciais internacionais de taxas de juros e mesmo previsto no modelo

estrutural de previsão do Banco Central de Brasil elaborado por BOGDANSKI, TOMBINI & WERLANG (2000).

FIGURA 7: FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA PARA hpSelic



Observando a figura 7, é possível constatar que as respostas da taxa Selic em relação aos choques no IPCA e no produto são bens mais fortes que as suas mesmas respostas para os choques no déficit nominal do setor público. Também se pode constatar que a resposta da autoridade monetária aos choques nessas variáveis é gradual, porém mais rápida para o IPCA. A resposta da autoridade monetária tem seu máximo em 5 meses para o IPCA, 10 meses para o produto e o déficit nominal do governo e 8 meses para a taxa de câmbio nominal. Nas funções de impulso-resposta da figura 7, fica clara o comprometimento da autoridade monetária brasileira com uma regra “tipo Taylor” para a condução da política monetária. Fato confirmado por

ROCHA & CURADO (2009) num estudo com dados em painel de países que adotam o sistema de metas para a inflação.

PRINCIPAIS CONCLUSÕES

O objetivo principal desse trabalho foi fazer uma breve análise dos mecanismos de transmissão da política monetária brasileira em relação à taxa de inflação desde a implantação do sistema de metas para a inflação. Análise, essa, feita em termos quantitativos por meio de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR). As variáveis incluídas no VAR foram filtradas pelo filtro HP, de forma que os resultados obtidos no modelo econométrico refletissem as relações entre os componentes cíclicos ou desvios dessas variáveis em relação às suas tendências estocásticas.

Os resultados obtidos do modelo VAR mostram que a política monetária brasileira afeta a taxa de inflação principalmente por dois canais: o hiato do produto e a taxa nominal de câmbio. No que se refere ao curtíssimo prazo, coisa de três a seis meses, a taxa de câmbio é um canal mais poderoso de transmissão da política monetária do que o hiato do produto. Isso pelo fato de que a taxa de câmbio responde mais rápido a alterações na política monetária. Entretanto para períodos superiores a sete meses o hiato do produto é o canal mais importante pelo qual a política monetária afeta a taxa de inflação, assim como o hiato do produto é um dos principais determinantes da taxa de inflação brasileira em prazos mais longos de 12 a 40 meses .

Outro fato importante apontado pelos resultados do modelo é a persistência da taxa de inflação (o IPCA) em relação aos choques nas principais variáveis que a determinam. O IPCA demora mais de 30 meses na maioria dos casos para retornar à sua trajetória pré-choque. Por fim, há que se ressaltar que o comportamento da autoridade monetária brasileira segue, como já esperado, um padrão ditado por uma função de reação *a la* Taylor. As autoridades monetárias reagem prontamente a choques no hiato do produto e na taxa de inflação, embora o façam de forma gradual evitando movimentos bruscos da taxa Selic.

REFERÊNCIAS

- ANGELIS, C. T. (2004). **Um estudo sobre os filtros Hodrick-Prescott e Baxter-King**. Dissertação (Mestrado em Economia) – Programa de Pós-graduação em Economia, UFSC, Florianópolis.
- BAXTER, M.; KING, R. G. **Mensuring Business Cycles, Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series**, Working Paper Series n. 5022, NBER, Cambridge.
- BERNANKE, B; MISHKIN, F. (1997) Inflation Targeting: a New Framework for Monetary Policy? **Journal of Economic Perspectives**, V. 11, n. 2, Spring, 1997.
- BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. (2000). Implementing inflation target in Brazil. **Working Paper**, Brasília: Banco Central do Brasil, n.1.
- BUENO, R. L. S. (2008). **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning.
- DEZORDI, L. L. (2004). **Condução da política monetária brasileira no regime de metas de inflação: uma abordagem teórica**. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-graduação em Economia, UFPR, Curitiba.
- DEZORDI, L.; BITTENCOURT, M. V. L.; Curado, M.; D'AGOSTINI, L.. Regime de metas de inflação para a condução da política monetária brasileira: uma aplicação do modelo VAR. In: José Luís Oreiro, Luiz Fernando de Paula, Rogério Sobreira. (Org.). **Política monetária, bancos centrais e metas de inflação**. Rio de Janeiro: Editora da FGV, 2009, v.1 , p.121-147.
- ENDERS, W. (2004). **Applied Econometric Time Series**. 2 ed. New York: Wiley.
- DEBELLE, G. (1999). Inflation targeting and output stabilization. In: Seminar on Inflation Targeting in Brazil, 1999, Rio de Janeiro. **Research Discussion Papers**. Sidney: Reserve Bank of Australia, 1999.
- DEBELLE, G; STEVENS, G. (1995). Monetary Policy Goals for Inflation of Australia. In Haldane, A. G. (ed.), Targeting inflation. **Bank of England**, 1995.
- FERREIRA, A. B. (2004). **Metas para a Inflação e Vulnerabilidade Externa: um Estudo do Brasil**. Dissertação (Mestrado em Economia) – CEDEPLAR, UFMG, Belo Horizonte.
- GONTIJO, C. (2007). **Os mecanismos de transmissão da política monetária: uma abordagem teórica**. Texto para Discussão n. 321. CEDEPLAR, UFMG, Belo Horizonte.

GONTIJO, C. (2009). Notas Críticas sobre a Macroeconomia Novo-Keynesiana. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 29, n. 2, p. 285-301.

GUJARATI, D. (2000). **Econometria Básica**. 3 ed. São Paulo: Pearson Makron Books.

HODRICK, R. J.; PRESCOTT, E. C. (1981). **Post-war US business cycles: an empirical investigation**. Discussion Paper n. 451. Northwestern University, Chigago.

MENDONÇA, H. F. (2001). Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Revista Economia e Sociedade**, Campinas, v. 10, n. 1, p. 65-81.

MENDONÇA, H. F. (2002). Metas para a Taxa de Câmbio, Agregados Monetários e Inflação. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 1(85), janeiro-março/2002.

MENDONÇA, H. F. (2005). Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica. In: XXXII Encontro Nacional de Economia, 2005, Natal. **Anais ANPEC**. Belo Horizonte.

MINELLA, A.; FREITAS, P. S.; GOLDFAJN, I.; MUINHOS, M. K.(2003). **Inflation Targeting in Brazil**. Banco Central do Brasil. Working Paper Series. n. 77.

MISSIO, F. et al. (2006). Metas de inflação e o modelo estrutural de previsão: uma análise a partir do caso brasileiro. **Revista Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 14, n. 2, p. 102-124.

MISHKIN, F. (2000). Inflation targeting in emerging market countries. **NBER Working Paper**, Cambridge, n. 7618.

MISHKIN, F.; SAVASTANO, M. (2000). Monetary policy strategies for Latin America. **NBER Working Paper**, Cambridge, n. 7617.

ROCHA, M ; CURADO, M. L. (2009). Adoção do Regime de Metas de Inflação e as Funções de Reação dos Bancos Centrais. **Análise Econômica** (UFRGS), v. 27, p. 249-272, 2009.

RUNKLE, D. E. (1987). Vector autoregressions and reality. **Journal of Business and Economic Statistics**, v. 5, n. 4, p. 437-442.

SALOMÃO, M. (2003). As âncoras nominais e o combate à inflação. **Revista FAE**, Curitiba, v.6, n.1, p.1-14, jan./abr. 2003.

SILVA, M. E. A. (2001). **Metas de inflação: uma análise da experiência brasileira**. Dissertação (Mestrado em Economia) - Programa de Pós-Graduação em Economia, UFRGS, Porto Alegre.

SIMS, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v. 48 (jan). p. 1-48.

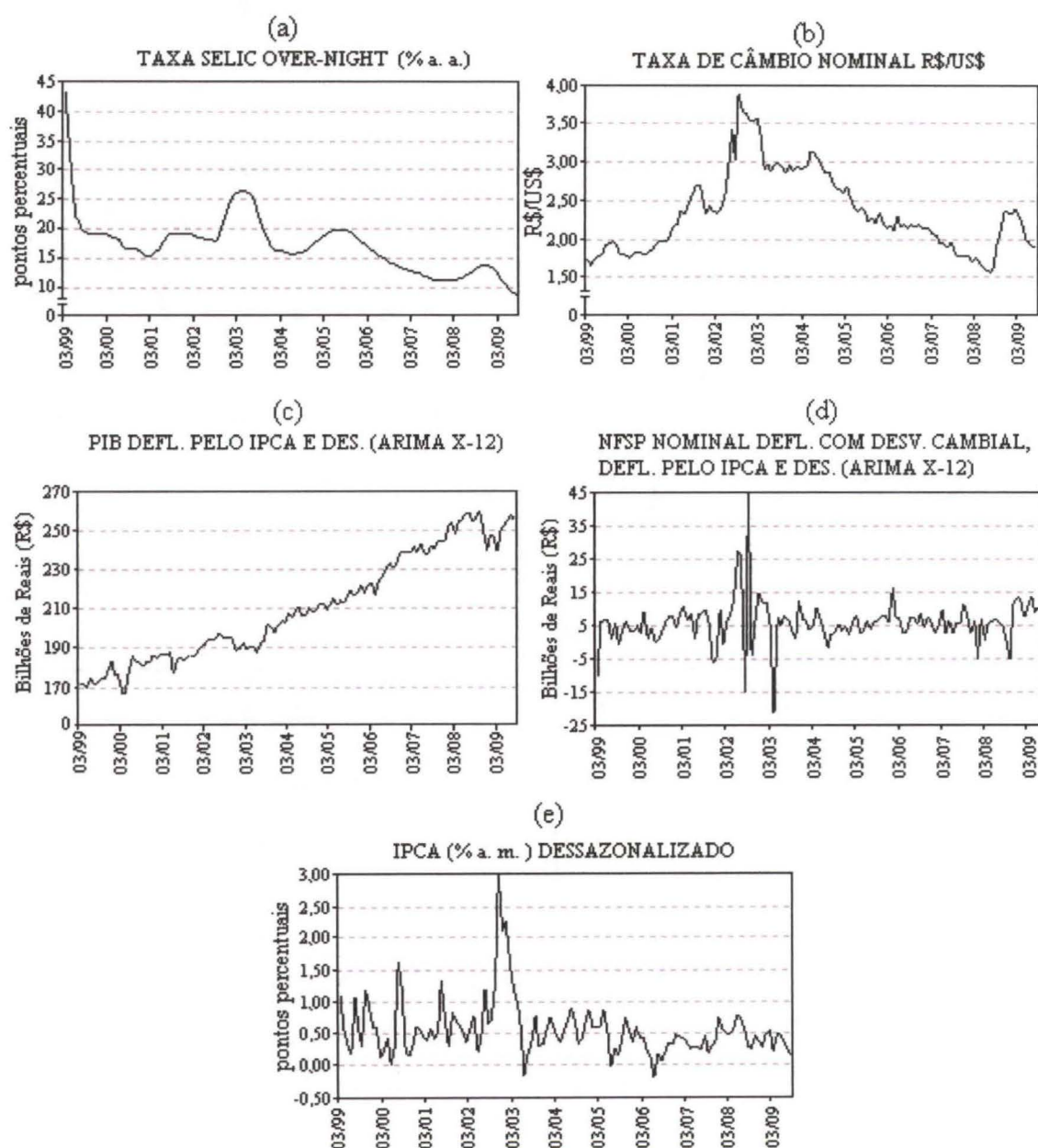
SIMS, C. A.; STOCK, J.; WATSON, M. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, p. 113-144.

TAYLOR, J. B. (1993). **Discretion versus policy rules in practice**. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39, p. 195-214.

ANEXOS

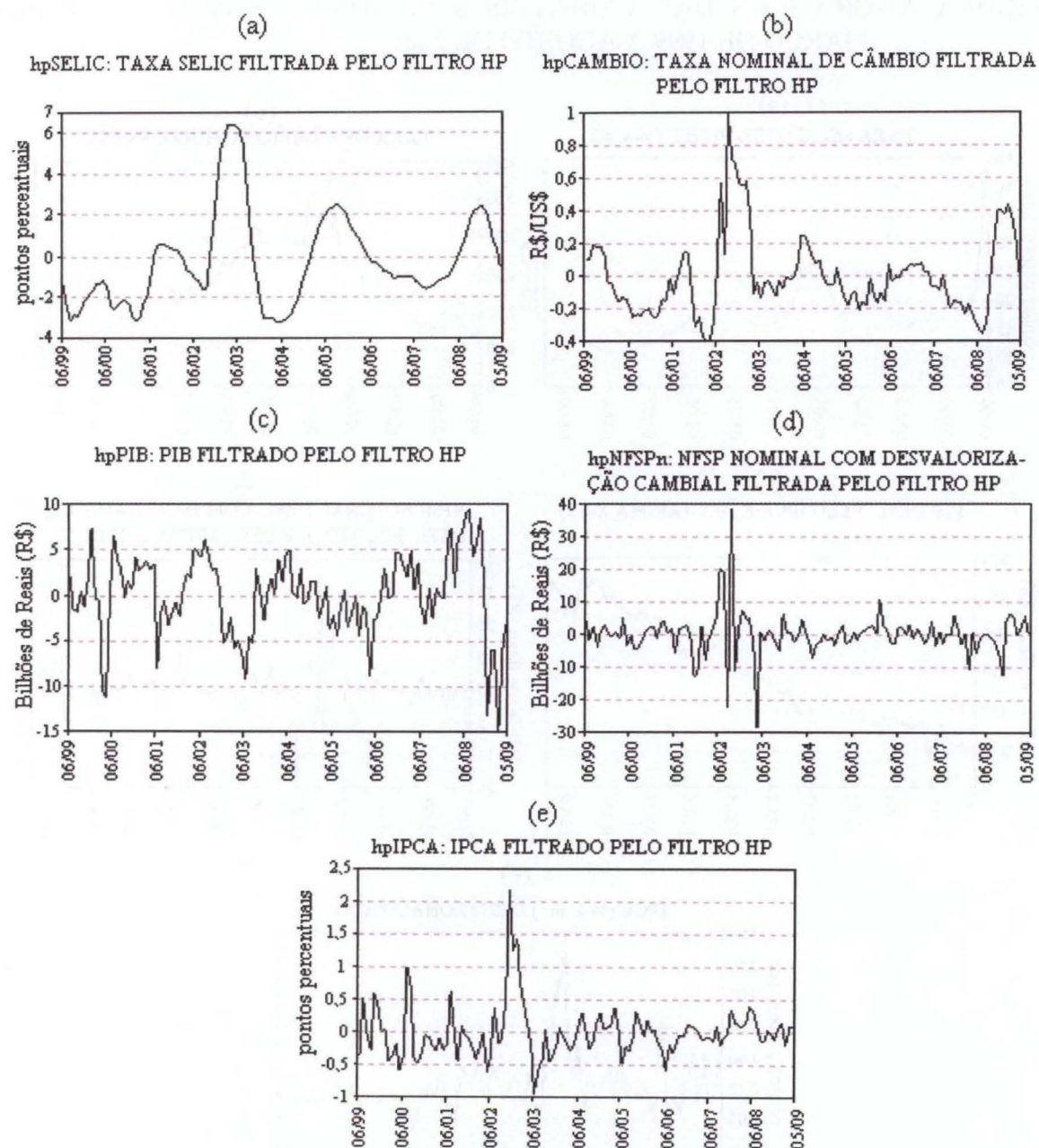
A1 GRÁFICOS DAS VÁRIÁVEIS SELECIONADAS PARA O MODELO

FIGURA A1-GRÁFICOS DAS VARIÁVEIS SELECIONADAS PARA O MODELO – MARÇO DE 1999 A AGOSTO DE 2009:



NOTA: Taxa SELIC over-night (série nº 4189 do Banco Central), taxa de câmbio nominal R\$/US\$ (série nº 3695), PIB mensal (série nº 4380) deflacionado pelo IPCA e dessazonalizado pelo método ARIMA X-12, NFSP nominal com desvalorização cambial (nº 6013) deflacionado pelo IPCA e dessazonalizado pelo método ARIMA X-12, e IPCA (IBGE) em porcentagem ao mês dessazonalizado pela própria fonte.

A2 GRÁFICOS DAS VARIÁVEIS DO MODELO (FILTRO HP)

FIGURA A2 - GRÁFICOS DAS VARIÁVEIS DO MODELO FILTRADAS PELO FILTRO HP ($\lambda=1600$) – JUNHO DE 1999 A MAIO DE 2009

A3 ESTIMATIVAS DE MÍNIMOS QUADRADOS DO SISTEMA VAR

A3.1 ESTIMATIVAS DE MÍNIMOS QUADRADOS DO SISTEMA VAR DE 2º ORDEM RELATIVO ÀS 120 OBSERVAÇÕES DO PERÍODO COMPREENDIDO ENTRE JUNHO DE 1999 E MAIO DE 2009.

- Log da verossimilhança = -2282,945
- Determinante da matriz de covariâncias = 2,3021602e+010
- Teste de Portmanteau: LB(30) = 712,26, gl = 700 (p-valor = 0,3656)

Os asteriscos indicam a significância dos testes t e F (** = 1%, * = 5% e * = 10%)

TABELA A1: EQUAÇÃO PARA hpSELIC

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	Razão-t	P-valor	
hpSelic_1	1,62756	0,0585144	27,8148	<0,00001	***
hpSelic_2	-0,691796	0,0576782	-11,9941	<0,00001	***
hpCambio_1	0,268086	0,321044	0,8350	0,40550	
hpCambio_2	0,00838523	0,345977	0,0242	0,98071	
hpPIB_1	-9,53105e-06	9,24075e-06	-1,0314	0,30461	
hpPIB_2	2,75026e-05	8,87467e-06	3,0990	0,00247	***
hpNFSPn_1	3,02367e-06	6,52707e-06	0,4633	0,64410	
hpNFSPn_2	-9,12819e-06	4,95328e-06	-1,8429	0,06804	*
hpIPCA_1	0,0842417	0,0984056	0,8561	0,39382	
hpIPCA_2	0,190712	0,097766	1,9507	0,05364	*

Média variável dependente	-0,244235	Desvio-Padrão variável dependente	2,275550
Soma resíduos quadrados	11,51629	Erro Padrão da regressão	0,323564
R-quadrado	0,981525	R-quadrado ajustado	0,980014
F(10, 110)	584,4097	P-valor(F)	1,94e-90
Correlação de Primeira Ordem (rô)	-0,021192	Durbin-Watson	1,853506

Testes-F com zero restrições:	Graus de Liberdade	Valor F	P-valor	
Todas as defasagens de hpSelic	F(2, 110) =	1945,8	0,0000	***
Todas as defasagens de hpCambio	F(2, 110) =	1,539	0,2192	
Todas as defasagens de hpPIB	F(2, 110) =	4,8498	0,0096	***
Todas as defasagens de hpNFSPn	F(2, 110) =	1,8125	0,1681	
Todas as defasagens de hpIPCA	F(2, 110) =	3,0287	0,0524	*
Todas as variáveis, defasagem 2	F(5, 110) =	41,062	0,0000	***

TABELA A2: EQUAÇÃO PARA hpCÂMBIO

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	
hpSelic_1	-0,000532053	0,0241351	-0,0220	0,98245	
hpSelic_2	0,00290672	0,0237902	0,1222	0,90298	
hpCambio_1	0,82455	0,132419	6,2268	<0,00001	***
hpCambio_2	0,080646	0,142703	0,5651	0,57314	
hpPIB_1	-3,58407e-07	3,81148e-06	-0,0940	0,92525	

hpPIB_2	9,48228e-06	3,66049e-06	2,5904	0,01088 **
hpNFSPn_1	-2,2415e-06	2,69219e-06	-0,8326	0,40688
hpNFSPn_2	3,196e-06	2,04305e-06	1,5643	0,12061
hpIPCA_1	-0,0815291	0,0405889	-2,0087	0,04702 **
hpIPCA_2	0,0128458	0,0403251	0,3186	0,75067

Média variável dependente	-0,000746	Desvio-Padrão variável dependente	0,242063
Soma resíduos quadrados	1,959235	Erro Padrão da regressão	0,133459
R-quadrado	0,719017	R-quadrado ajustado	0,696028
F(10, 110)	28,14832	P-valor(F)	5,95e-26
Correlação de Primeira Ordem (rô)	-0,065951	Durbin-Watson	2,124697

Testes-F com zero restrições:	Graus de Liberdade	Valor F	P-valor	
Todas as defasagens de hpSelic	F(2, 110) =	0,072519	0,9301	
Todas as defasagens de hpCambio	F(2, 110) =	94,948000	0,0000	***
Todas as defasagens de hpPIB	F(2, 110) =	3,967200	0,0217	**
Todas as defasagens de hpNFSPn	F(2, 110) =	1,580900	0,2104	
Todas as defasagens de hpIPCA	F(2, 110) =	2,059100	0,1325	
Todas as variáveis, defasagem 2	F(5, 110) =	1,980900	0,0870	*

TABELA A3: EQUAÇÃO PARA hpPIB

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor	
hpSelic_1	-51,7931	614,599	-0,0843	0,93299	
hpSelic_2	-323,553	605,816	-0,5341	0,59436	
hpCambio_1	-3793,74	3372,04	-1,1251	0,26301	
hpCambio_2	-1600,15	3633,93	-0,4403	0,66056	
hpPIB_1	0,446501	0,097059	4,6003	0,00001 ***	
hpPIB_2	-0,0171632	0,0932141	-0,1841	0,85425	
hpNFSPn_1	0,0688247	0,0685563	1,0039	0,31762	
hpNFSPn_2	0,0826407	0,0520262	1,5884	0,11506	
hpIPCA_1	841,892	1033,59	0,8145	0,41710	
hpIPCA_2	-400,678	1026,87	-0,3902	0,69715	

Média variável dependente	20,55258	Desvio-Padrão variável dependente	4436,393
Soma resíduos quadrados	1,27e+09	Erro Padrão da regressão	3398,512
R-quadrado	0,457557	R-quadrado ajustado	0,413176
F(10, 110)	9,278636	P-valor(F)	5,33e-11
Correlação de Primeira Ordem (rô)	0,021302	Durbin-Watson	1,954286

Testes-F com zero restrições:	Graus de Liberdade	Valor F	P-valor	
Todas as defasagens de hpSelic	F(2, 110) =	2,69	0,0723	*
Todas as defasagens de hpCambio	F(2, 110) =	4,8789	0,0093	***
Todas as defasagens de hpPIB	F(2, 110) =	12,475	0,0000	***
Todas as defasagens de hpNFSPn	F(2, 110) =	1,7525	0,1781	
Todas as defasagens de hpIPCA	F(2, 110) =	0,34391	0,7098	
Todas as variáveis, defasagem 2	F(5, 110) =	0,64559	0,6654	

TABELA A4: EQUAÇÃO PARA hpNFSPn

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
hpSelic_1	-904,55	1200,16	-0,7537	0,45265
hpSelic_2	668,911	1183,01	0,5654	0,57293
hpCambio_1	-8694,45	6584,78	-1,3204	0,18945
hpCambio_2	9139,49	7096,18	1,2879	0,20047
hpPIB_1	-0,171857	0,189533	-0,9067	0,36652
hpPIB_2	0,255942	0,182024	1,4061	0,16252
hpNFSPn_1	-0,0198773	0,133874	-0,1485	0,88224
hpNFSPn_2	0,0797673	0,101594	0,7852	0,43405
hpIPCA_1	-2455,95	2018,35	-1,2168	0,22628
hpIPCA_2	1654,13	2005,24	0,8249	0,41121

Média variável dependente	0,144917	Desvio-Padrão variável dependente	6712,258
Soma resíduos quadrados	4,84e+09	Erro Padrão da regressão	6636,471
R-quadrado	0,096386	R-quadrado ajustado	0,022454
F(10, 110)	1,173344	P-valor(F)	0,316495
Correlação de Primeira Ordem (rô)	0,006372	Durbin-Watson	1,982629

Testes-F com zero restrições:	Graus de Liberdade	Valor F	P-valor
Todas as defasagens de hpSelic	F(2, 110) =	0,46844	0,6272
Todas as defasagens de hpCambio	F(2, 110) =	0,91025	0,4054
Todas as defasagens de hpPIB	F(2, 110) =	1,0477	0,3542
Todas as defasagens de hpNFSPn	F(2, 110) =	0,32023	0,7267
Todas as defasagens de hpIPCA	F(2, 110) =	0,85867	0,4265
Todas as variáveis, defasagem 2	F(5, 110) =	1,1948	0,3165

TABELA A5: EQUAÇÃO PARA hpIPCA

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	razão-t	p-valor
hpSelic_1	0,131132	0,0514114	2,5506	0,01213 **
hpSelic_2	-0,124406	0,0506767	-2,4549	0,01566 **
hpCambio_1	-0,3621	0,282073	-1,2837	0,20194
hpCambio_2	1,03217	0,303979	3,3955	0,00095 ***
hpPIB_1	1,30793e-05	8,11902e-06	1,6110	0,11006
hpPIB_2	1,37153e-05	7,79739e-06	1,7590	0,08136 *
hpNFSPn_1	1,29665e-05	5,73476e-06	2,2610	0,02572 **
hpNFSPn_2	1,06546e-05	4,35201e-06	2,4482	0,01594 **
hpIPCA_1	0,339304	0,0864603	3,9244	0,00015 ***
hpIPCA_2	-0,240771	0,0858983	-2,8030	0,00599 ***

Média variável dependente	0,001386	Desvio-Padrão variável dependente	0,402897
Soma resíduos quadrados	8,890083	Erro Padrão da regressão	0,284287
R-quadrado	0,539779	R-quadrado ajustado	0,502125
F(10, 110)	12,90156	P-valor(F)	1,19e-14
Correlação de Primeira Ordem (rô)	0,075722	Durbin-Watson	1,832035

Testes-F com zero restrições:	Graus de Liberdade	Valor F	P-valor	
Todas as defasagens de hpSelic	F(2, 110) =	3,253	0,0424	**
Todas as defasagens de hpCambio	F(2, 110) =	11,688	0,0000	***
Todas as defasagens de hpPIB	F(2, 110) =	4,9265	0,0089	***
Todas as defasagens de hpNFSPn	F(2, 110) =	5,508	0,0053	***
Todas as defasagens de hpIPCA	F(2, 110) =	9,1768	0,0002	***
Todas as variáveis, defasagem 2	F(5, 110) =	7,1744	0,0000	***

Para o sistema como um todo:

- Hipótese nula: a maior defasagem é 1
- Hipótese alternativa: a maior defasagem é 2
- Teste de razão de verossimilhança: Qui-quadrado(25) = 175,204 (p-valor = 0,0000)

Comparação dos critérios de informação:

- Ordem de defasagem 2: AIC = 38,8824, BIC = 40,0439, HQC = 39,3541
- Ordem de defasagem 1: AIC = 39,9258, BIC = 40,5065, HQC = 40,1616

A4 GRÁFICOS DAS FUNÇÕES DE RESPOSTA AO IMPULSO

A2.1 FUNÇÕES DE RESPOSTA AO IMPULSO PARA hpSELIC, hpCÂMBIO, hpPIB, hpNFSPn e hpIPCA

FIGURA A3: FUNÇÕES DE IMPULSO RESPOSTA PARA hpSELIC

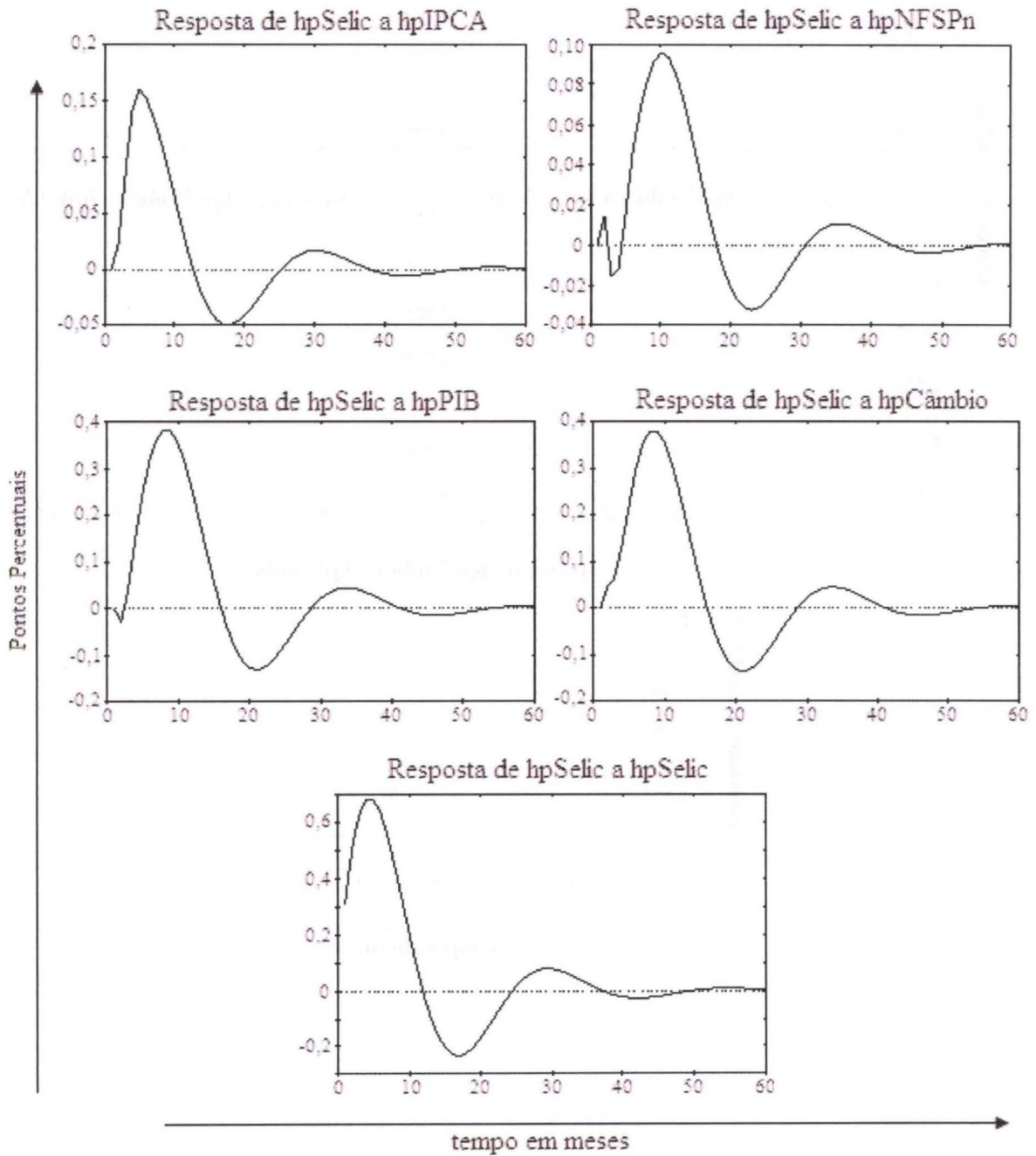


FIGURA A4: FUNÇÕES DE IMPULSO RESPOSTA PARA hpCÂMBIO

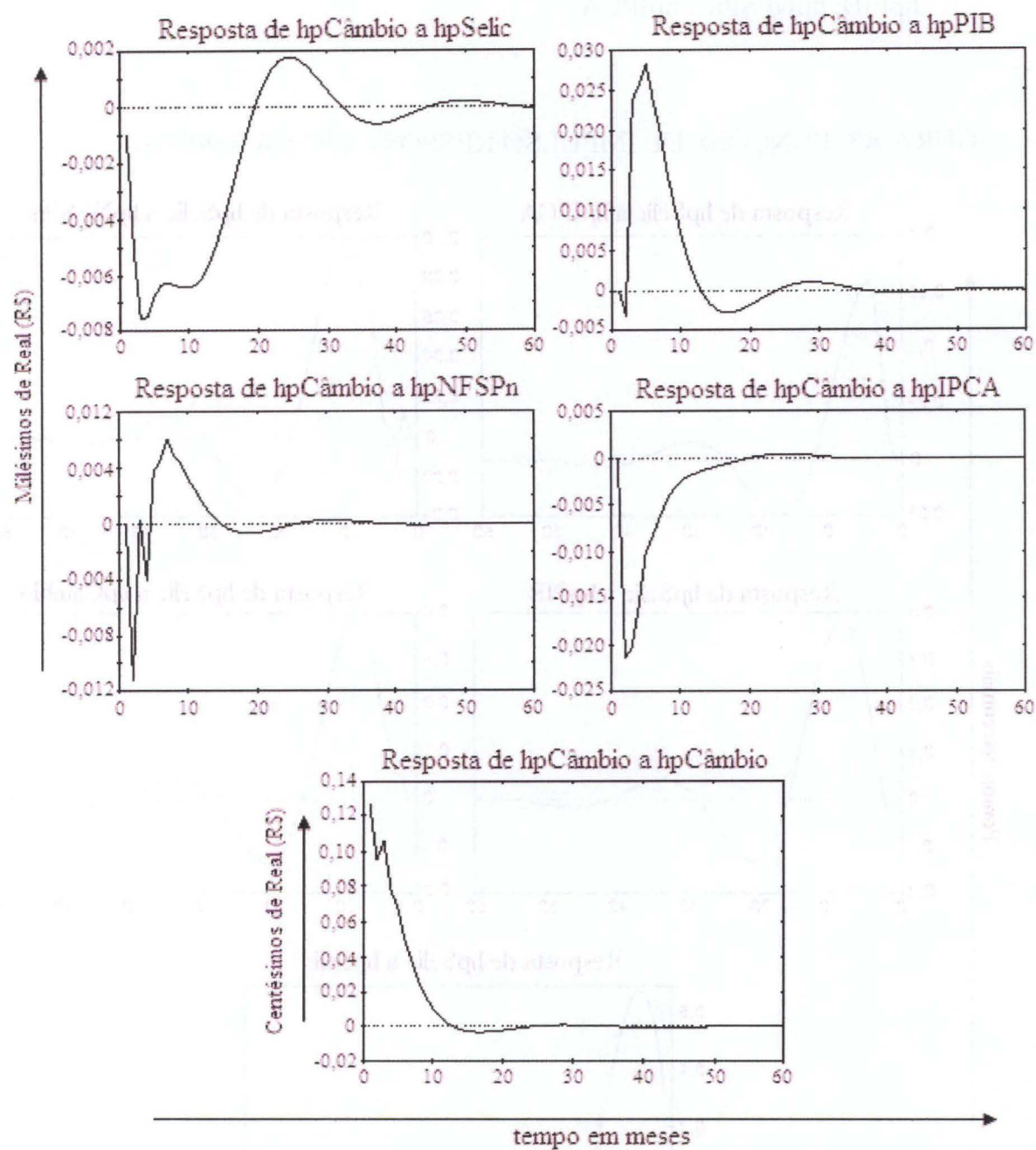


FIGURA A5: FUNÇÕES DE IMPULSO RESPOSTA PARA hpPIB

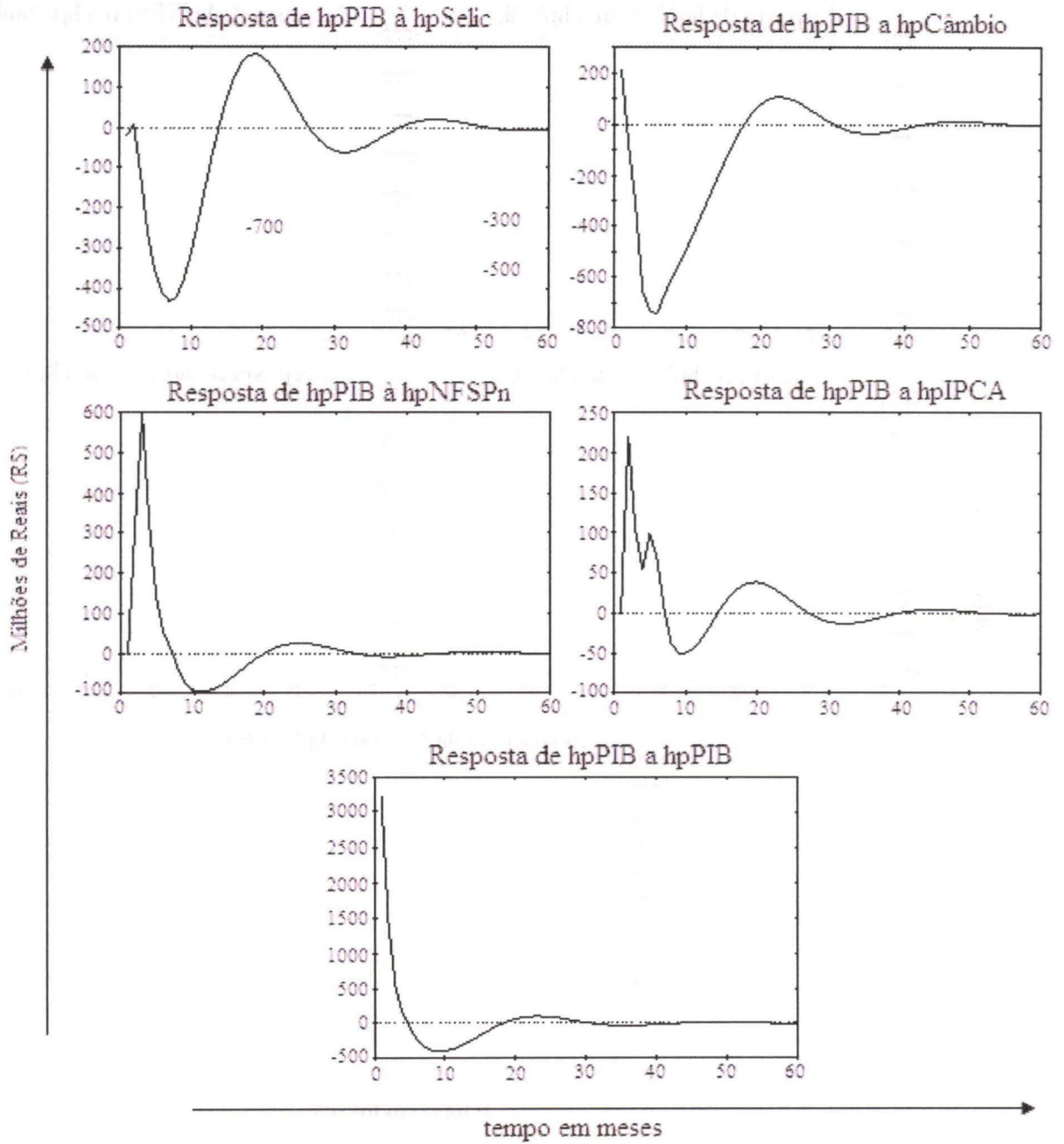


FIGURA A6: FUNÇÕES DE IMPULSO RESPOSTA PARA hpNFSPn

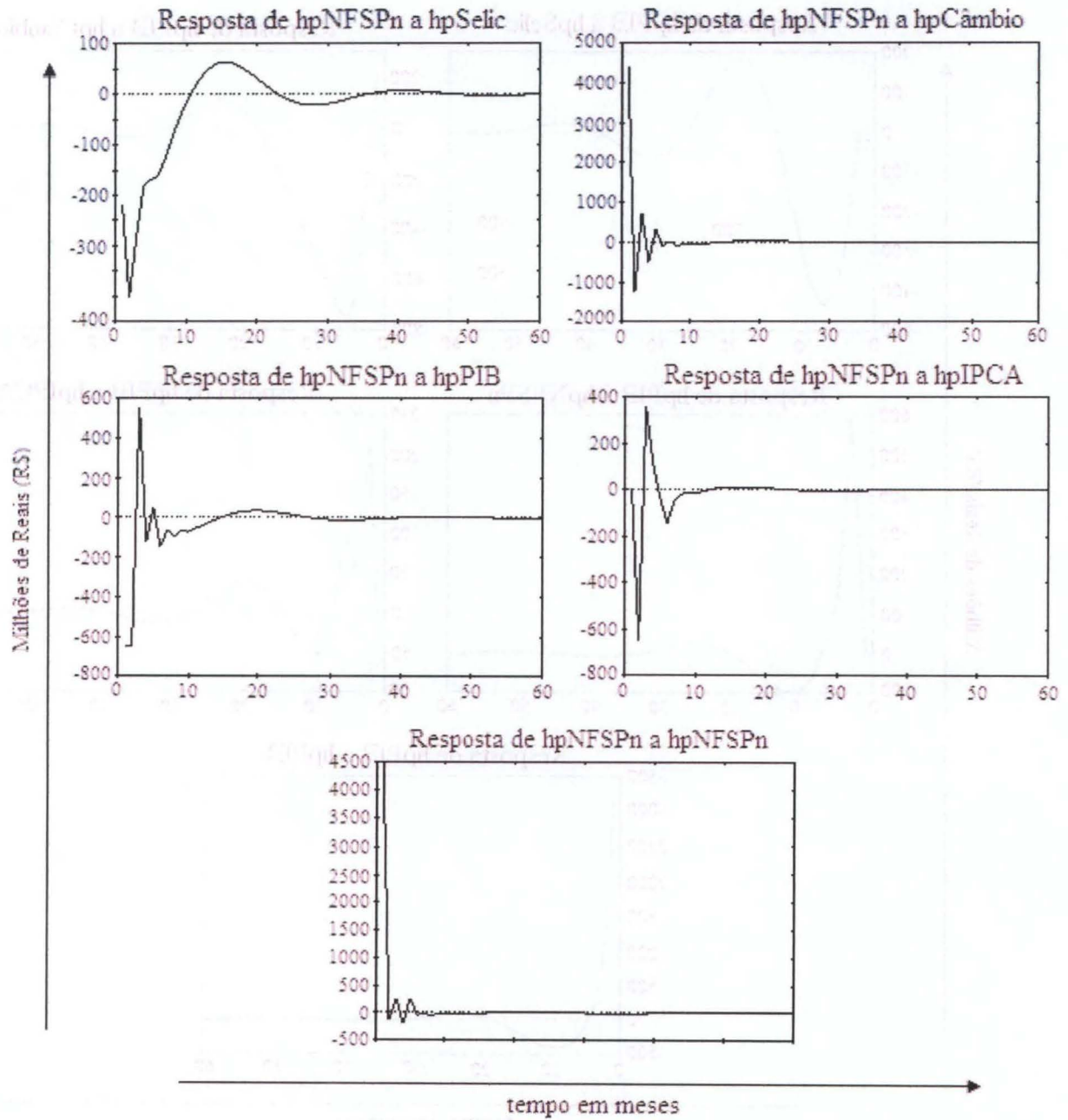


FIGURA A7: FUNÇÕES DE IMPULSO RESPOSTA PARA hpIPCA

