

## THE EFFECTS OF MONETARY POLICY ON BRAZILIAN PRODUCT: EMPIRICAL EVIDENCE USING SIGNS RESTRICTIONS

### OS EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE O PRODUTO NO BRASIL: EVIDÊNCIA EMPÍRICA USANDO RESTRIÇÃO DE SINAIS

Jocildo Fernandes Bezerra<sup>a</sup>

Igor Ézio Maciel Silva<sup>b</sup>

Ricardo Chaves Lima<sup>c</sup>

<sup>a</sup>Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco (UFPE).

<sup>b</sup>Estudante do Doutorado do Programa de Pós-Graduação em Economia da UFPE.

<sup>c</sup>Professor do Departamento de Economia da UFPE.

*Artigo recebido em 17/06/2013 e aprovado em 29/09/2014.*

**RESUMO:** O presente trabalho tem por objetivo examinar os efeitos dos choques da política monetária sobre o Produto Interno Bruto (PIB) e sobre a produção industrial, usando, respectivamente, dados de periodicidades trimestral e mensal, cobrindo o período de 1995 a 2010. O método empregado foi o de Vetores Autorregressivos (VAR), tal como proposto por Uhlig (2005), que consiste em permitir que as dinâmicas do PIB e do produto industrial se ajustem livremente às restrições dos sinais das funções de impulso-resposta das demais variáveis do modelo. Os resultados obtidos revelam que choques na taxa de juros da política monetária produzem efeitos mais expressivos quando comparados com estudos anteriores. A decomposição histórica da variância mostra que os choques mantêm o PIB abaixo de sua tendência no período de 1996 a 2002, enquanto no caso do produto industrial, esse padrão ocorre em todo o período estudado.

**PALAVRAS-CHAVE:** Vetores Autorregressivos; choques de política monetária; identificação.

**CLASSIFICAÇÃO JEL:** E52; C51.

**ABSTRACT:** This study aims to examine the effects of monetary policy shocks on quarterly GDP and monthly industrial production in Brazil, from 1995 to 2010. The method employed was Vectors Autoregression (VAR), as proposed by Uhlig (2005), which allows the dynamics of GDP and industrial production to freely adjust to the remaining variables' sign restrictions. The results show that shocks to the monetary policy variable produce effects of greater intensity when compared to previous studies. The historical variance decomposition shows that shocks have kept GDP below its trend during the period 1996-2002, whereas in the case of industrial product, this pattern occurs throughout the entire studying period.

**KEYWORDS:** Vector Autoregression; monetary policy shocks; identification.

## 1. INTRODUÇÃO

A execução da política monetária no Brasil durante o período pós-Plano Real compreende duas fases. Na primeira, de 1995 a 1999, os principais instrumentos da política eram as reservas não emprestadas (*non-borrowed reserves*) e as taxas do Banco Central (BACEN)<sup>3</sup>. Na época, a Selic apenas servia como referência para as operações de mercado aberto em um ambiente de taxa de câmbio fixa. Na segunda fase, de 1999 aos dias atuais, o regime de câmbio passou a ser flutuante e a Selic tornou-se o principal instrumento<sup>4</sup> de política monetária (Sales e Pianto, 2007).

Segundo Walsh (2010), um longo período de estabilidade do regime de política monetária, traduzido na constância dos procedimentos operacionais, é importante por facilitar a identificação das chamadas variáveis da política. No caso do Brasil, 13 anos de regime de metas de inflação aliados a uma disponibilidade já considerável de informações sobre a economia, vêm viabilizando o emprego de modernas técnicas de análise e uma compreensão mais sofisticada dos efeitos da política monetária.

O objetivo do presente estudo é analisar os efeitos da política monetária sobre o produto no Brasil, utilizando o método de Vetores Autorregressivos (VAR) e impondo restrições de sinais sobre as funções impulso-resposta por um período limitado de tempo. Esse método é também denominado de identificação agnóstica (Uhlig, 2005).

O trabalho relaciona-se a um vasto e diversificado corpo de literatura produzida no exterior e no Brasil e o faz de várias formas: pelo uso do VAR, vincula-se aos trabalhos seminais de Sims (1972, 1980, 1986), Bernanke e Blinder (1992); e, aqui no Brasil, aos de Minella (2001), Loporini (2008), Sales e Pianto (2007), Catão e Pagan (2009), Teles (2006), Céspedes *et al.* (2008). Por enfatizar a restrição de sinais, tem a ver com Faust (1998), Canova e De Nicoló (2002), Canova e Pina (1999)<sup>5</sup> e, na medida em que essa restrição de sinais é por tempo limitado, vincula-se aos trabalhos de Uhlig (1998, 2005). Por outro lado está em linha com Mendonça *et al.* (2008), o primeiro estudo do gênero elaborado para o Brasil.

A importância deste trabalho traduz-se nas várias diferenças que apresenta em relação ao de Mendonça *et al.* (2008), as quais, em certo sentido, o tornam complementar àquele e contribuem para ampliar a compreensão sobre o fenômeno em causa, qual seja, uma maior extensão do intervalo de tempo, abrangendo o período de

1995/2010<sup>6</sup>, assim como a introdução do produto industrial, das reservas não emprestadas e das reservas totais, além do índice de preços das *commodities*. Com esse procedimento, o trabalho inclui-se, ainda, em um corpo de literatura representado por Eichenbaum (1992), Strongin (1995), Christiano e Eichenbaum (1992a, 1992b), Leeper e Gordon (1992), Gordon e Leeper (1994), Christiano *et al.* (1996, 1997, 1999). Como último diferencial, estima-se a decomposição histórica da variância a qual permite visualizar os efeitos da política monetária em diversos intervalos do período total considerado (Kim, 1999; Canova, 2007).

O trabalho está dividido em cinco partes, incluindo esta Introdução. Na segunda parte apresenta-se uma breve revisão da literatura sobre o processo de identificação de um modelo VAR. Na terceira parte aborda-se a metodologia. Na quarta parte apresentam-se os resultados e, na quinta, as conclusões.

## 2. BREVE REVISÃO DA LITERATURA SOBRE O PROCESSO DE IDENTIFICAÇÃO

Nesta seção faz-se uma breve apresentação da literatura que trata sobre o processo de identificação de um modelo VAR, destacando as abordagens tradicionais, as críticas a que estão sujeitas, e as modernas versões sobre o assunto.

Seja um modelo VAR, na forma estrutural, dado por:

$$AY_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ para } 1 \leq t \leq T \quad (1)$$

Onde  $t = 1, \dots, T$ ,  $\varepsilon_t \sim N(0, I)$ ,  $\Sigma = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I$  e  $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$  para  $\forall s \neq t$ .

Assumindo que  $A$  é invertível, a equação (1) pode ser apresentada em sua forma reduzida como a seguir:

$$Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 Y_{t-2} + \dots + B_i Y_{t-i} + u_t \text{ para } 1 \leq t \leq T \quad (2)$$

<sup>6</sup> Com efeito, Mendonça, Medrano e Sachsida (2008) retardam o início das séries temporais, para julho de 1999, sob o argumento de que algumas das mudanças adotadas na economia brasileira no período imediatamente anterior foram de curta duração precarizando, assim, o uso dos instrumentos econométricos. No entanto, observando-se o trecho daquele trabalho que trata do assunto (p. 3), nota-se que a variável com maior instabilidade é a taxa de câmbio. Isso foi contornado neste trabalho substituindo-a com o uso do índice de preços das *commodities*.

<sup>3</sup> Taxas de desconto (TBC) e de Assistência (TBAN).

<sup>4</sup> Sem esquecer que, em alguns momentos, o BACEN tem usado as reservas e o crédito.

<sup>5</sup> A restrição de sinais aplicada por esses autores incide sobre a correlação cruzada (*cross-correlation*) entre variáveis (Uhlig, 2005).

Onde  $Y_t$  é um vetor  $m \times 1$  de variáveis observadas no tempo  $t = 1, \dots, T$ ,  $B$  é uma matriz de coeficientes de dimensão  $m \times m$  e  $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$ , onde  $\Sigma_u = E(u_t u_t')$ . A relação entre os modelos nas formas estrutural e reduzida pode ser estabelecida de acordo com as seguintes igualdades:

$$B = A^{-1} A_i \quad (3)$$

$$u_t = A^{-1} \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\Sigma_u = A^{-1} E(\varepsilon_t \varepsilon_t') (A^{-1})' = A^{-1} (A^{-1})' \quad (5)$$

A propriedade dos resíduos da equação (1) traduz a independência dos choques estruturais, o que representa uma hipótese atrativa na literatura sobre os modelos de Vetores Autorregressivos. Caso os choques não sejam independentes, deverá subsistir alguma relação causal entre eles, circunstância em que não é possível isolar o efeito de uma dada inovação sobre as variáveis do modelo VAR.

Observe-se que, enquanto os elementos da matriz  $B$  podem ser estimados a partir da equação (2), a identificação dos elementos de  $A$  e  $\Sigma$  deve ser submetida a restrições. Ou seja, o modelo representado pela equação (2) é identificável a partir da equação (1) se a equação (4) tiver pelo menos uma solução. Para isso, é necessário que sejam impostas  $n(n-1)/2$  restrições na relação entre os resíduos das regressões e os choques estruturais (Enders, 2004; Canova, 2007; Walsh, 2010).

Com relação à imposição de restrições, destacam-se duas abordagens. A primeira atribui valor zero a determinados elementos da matriz  $A$ , com o objetivo de indicar se os choques da política monetária sobre o produto, e vice-versa, são contemporâneos ou se ocorrem com defasagem. Nesse último caso, o objetivo é examinar as defasagens com que as informações influenciam a formulação da política. Essa linha de pesquisa foi adotada, entre outros, por Sims (1972, 1988), Bernanke (1986), Walsh (1987), Bernanke e Blinder (1992), Gordon e Leeper (1994), Bernanke e Mihov (1998).

A segunda abordagem impõe restrições aos impactos de curto e de longo prazo que os choques exercem sobre as variáveis no modelo VAR. Assim, Blanchard e Quah (1989), estudando os efeitos dinâmicos das inovações na oferta e na demanda agregadas, impõem a condição de que os choques da demanda sejam transitórios, enquanto os da oferta sejam permanentes. Blanchard e Watson (1986), examinando os ciclos econômicos nos Estados Unidos, chegaram à conclusão de que estes não são todos iguais e, mais ainda, que os grandes choques são dominantes na natureza das flutuações econômicas. Hutchison e Walsh (1992) adotam o procedimento de decompor os choques internos e externos sobre o PIB do Japão, também usando restrições sobre a dinâmica de longo prazo.

As duas abordagens de identificação descritas acima são criticadas por autores que usam instrumentos de análise mais modernos, sobretudo, na linha dos modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (*Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE*)<sup>7</sup>. Cooley e LeRoy (1985) criticam a decomposição de Choleski alegando que as estruturas recursivas contemporâneas dificilmente são obtidas em modelos de equilíbrio geral. Faust e Leeper (1997) argumentam contra a imposição de restrições que classificam os choques como de curto e longo prazo, por privilegiarem modelos com pouco apelo teórico e excluírem outros que apresentam dinâmicas de curto prazo perfeitamente razoáveis. Cooley e Dwyer (1998) afirmam que os processos de identificação do tipo Blanchard e Quah (1989) separam, de forma incompleta, as inovações permanentes e transitórias. Por outro lado, Rudebush (1998), *apud* Canova e De Nicoló (2002), argumenta que choques estruturais recuperados através de um modelo VAR padrão não são tão relacionados a percepções de mercado quanto os choques da política monetária.

Canova e Pina (2005) alegam que modelos do tipo DSGE quase nunca geram restrições que atribuam valor zero aos elementos da matriz que relaciona as inovações do modelo VAR, em forma reduzida, aos choques estruturais. Isto, segundo os autores, pode levar a substanciais erros de especificação do comportamento dos agentes econômicos. Canova (2007) mostra vários exemplos de erros desse tipo.

Recentemente, surgiu uma nova abordagem de identificação que estabelece um vínculo mais forte entre os Vetores Autorregressivos e os modelos DSGE. Faust (1998), Canova e De Nicoló (2002) e Uhlig (2005) apontam a identificação por meio de restrições de sinais, ao invés de restrições do tipo com imposição de zeros. Essa forma é considerada pelos autores como mais adequada para recuperar as inovações estruturais. Ou seja, a restrição de sinais é considerada mais apropriada para evidenciar o conteúdo comportamental dos resultados de um modelo VAR, já que permite um enunciado mais claro e direto sobre as restrições impostas.

Com base em soluções de modelos DSGE, conclui-se, por exemplo, que uma política monetária restritiva (elevação da taxa de juros) contrai os encaixes reais, instantaneamente, e induz uma queda na taxa de inflação. Daí, movimentos conjuntos (contemporâneos ou defasados) de encaixes reais, inflação e taxa nominal de juros podem ser usados como meio de identificação de choques monetários. Uma vantagem, então, da nova proposta, é que as restrições podem ser antecipadas de forma explícita, evitando a circularidade entre inferência e identificação tão característica dos tratamentos tradicionais (Canova, 2007; Cochrane, 1994).

<sup>7</sup> Ver Canova (2007).

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1. A BASE DE DADOS

O presente estudo utilizou informações de periodicidades mensal e trimestral, que são detalhadas no Apêndice. Nos casos em que se aplicam, as séries empregadas no modelo empírico foram dessazonalizadas pelo método X11<sup>8</sup>, e todas as variáveis nominais foram deflacionadas pelo IGP-DI. Considerando que os resultados deste trabalho foram obtidos com o emprego de método Bayesiano, não foi necessária a realização de testes de raiz unitária<sup>9</sup>.

#### 3.2. SELEÇÃO E JUSTIFICATIVA DAS VARIÁVEIS

A Tabela 1 mostra as variáveis utilizadas em Uhlig (2005), em Mendonça *et al.* (2008) e neste trabalho. A estratégia empírica do presente estudo compreende um modelo VAR incluindo PIB, reservas<sup>10</sup>, preços domésticos e preços de *commodities*, tal como Uhlig (2005); e outro VAR incluindo a produção industrial mensal, em lugar do PIB trimestral, mantendo as demais variáveis.

A variável preço de *commodities*, não incluída em Mendonça *et al.* (2008), é justificada por Luporini (2008) a título de teste de robustez de estimativas. Da mesma forma, Kim (1999) afirma que, com a inclusão dessa variável nas funções de reação da política monetária, pesquisadores têm resolvido problemas de inconsistência de preços (*price puzzle*) quando usam as inovações da taxa de juros e dos agregados monetários para identificar choques da política monetária.

Segundo Leeper, Sims e Zha (1996), variáveis como preços de *commodities*, que são determinadas continuamente em leilões de mercados internacionais, são, por isso, observáveis com elevada frequência. Assim, essas variáveis muito provavelmente influenciam as autoridades monetárias em suas decisões de políticas. Fung (2002) usa o índice de preços de *commodities* para capturar as mudanças induzidas por pressões inflacionárias exógenas, as quais o Banco Central pode reagir quando implementando a política monetária.

<sup>8</sup> O método X11 é uma adaptação do método do bureau do senso dos Estados Unidos (Estima, 2010).

<sup>9</sup> Ver Canova (2007).

<sup>10</sup> Utilizando dados trimestrais, em vista da periodicidade do índice encadeado do PIB-IBGE.

**Tabela 1 – Variáveis usadas em diferentes trabalhos**

Uhlig (2005) <sup>*</sup>	Mendonça e Medrano (2008)	Presente Trabalho
PIB	PIB	PIB/Prod. Industrial
Deflator Implícito	IPCA	IPCA
Preços de <i>commodities</i>	Câmbio	Preços de <i>commodities</i>
Reservas Totais	Crédito	Reservas Totais
Reservas não emprestadas	Swap	Reservas não emprestadas
Taxa de juros dos Fundos Federais	Selic	Selic

Nota: (\*) Uhlig (2005) segue Bernanke e Mihov (1998).

Fonte: Elaboração própria.

O uso dos diversos tipos de reservas bancárias, em estudos de política monetária através de modelo VAR, é muito frequente conforme se depreende de Leeper, Sims e Zha (1996), Eichenbaum (1992), Strongin (1995), Christiano *et al.* (1999) e Dabla-Norris e Floerkemeier (2006). O índice da produção industrial também está presente em estudos dessa natureza, como em Friedman e Kuttner (1993), Walsh e Wilcox (1995) e Fung (2002). Uhlig (2005), por sua vez, interpola o PIB com a produção industrial. Normalmente o índice de produção industrial é considerado como *proxy* adequada do PIB e oferece a vantagem de ser frequentemente disponível na periodicidade mensal, como é o caso do Brasil. No presente trabalho, as variáveis utilizadas foram especificadas como na Tabela 2.

**Tabela 2 – Especificação das variáveis**

Modelo VAR com dados trimestrais (1995:1 a 2010:4)	
Variáveis	Descrição
<i>lpibe</i>	Logaritmo do índice encadeado do PIB real trimestral
<i>lipca</i>	Logaritmo do índice de preços ao consumidor amplo
<i>lpci</i>	Logaritmo do índice de preços de <i>commodities</i>
<i>selic</i>	Taxa de juros Selic
<i>lnr</i>	Logaritmo das reservas não emprestadas
<i>lrb</i>	Logaritmo das reservas totais
Modelo VAR com dados mensais (1995:1 a 2010:12)	
Variáveis	Descrição
<i>lind</i>	Logaritmo do índice real do produto industrial
<i>lipca</i>	Logaritmo do índice de preços ao consumidor amplo
<i>lpci</i>	Logaritmo do índice de preços de <i>commodities</i>
<i>selic</i>	Taxa de juros Selic
<i>lnr</i>	Logaritmo das reservas não emprestadas
<i>lrb</i>	Logaritmo das reservas totais

Fonte: Elaboração própria.

Como fica claro, a partir das variáveis listadas na Tabela 2, os dois modelos VAR aqui estimados seguem a especificação adotada em Uhlig (2005). A diferença principal entre os dois é a substituição do PIB, no primeiro modelo, pelo produto industrial. Embora Uhlig (2005) tenha interpolado o PIB com o produto industrial, para os Estados Unidos, ele não usou as duas séries separadamente como neste trabalho. Além disso, o autor utiliza apenas dados de periodicidade mensal, enquanto no presente trabalho foram usados dados mensais e trimestrais.

Segundo Uhlig (2005), modelos do tipo VAR são especificados em logaritmos dos níveis das variáveis, o que é importante para não perder informações sobre as propriedades de longo prazo dos dados (Canova, 2007). Por outro lado, não foram incluídos nas estimativas os componentes determinísticos, como constante e tendência, valendo, portanto, as limitações e benefícios citados por aquele autor<sup>11</sup>.

A determinação do número de defasagens do modelo foi obtida pelos testes AIC (Akaike information criterion), SBC (Schwarz Bayesian criterion) e HQ (Hannan-Quinn criterion). Foram estabelecidas duas defasagens para os dados mensais e uma para os dados trimestrais.

### 3.3. ESTRATÉGIA EMPÍRICA

Segundo Uhlig (2005), utiliza-se uma matriz  $P$  que é uma decomposição de Cholesky da matriz tal que  $PP' = \Sigma$ . Isto implica que, dada uma matriz ortogonal  $D$ ,  $A-1 = PD$  satisfaz a equação (5)<sup>12</sup>. Ao contrário de  $P$ , geralmente  $PD$  não é recursiva. Qualquer vetor impulso  $a$ , representando uma coluna da matriz  $A-1$ , pode ser escrito como:

$$a = P\alpha \quad (6)$$

Onde  $\alpha$  é uma coluna de  $D$  na posição correspondente. Este exercício de isolar o vetor impulso  $a$  é importante porque o método de restrição de sinais se concentra em identificar somente a inovação correspondente ao choque de política monetária, o que equivale a selecionar apenas uma coluna da matriz de coeficientes que representam os efeitos contemporâneos da equação (1).

<sup>11</sup> Segundo Uhlig (2005, p. 392), "[t]his may result in a slight misspecification, but makes for more robust results because of the interdependencies in the specification of the prior between these terms and the roots in the autoregressive coefficients".

<sup>12</sup> Se  $A-1 = PD$ , então  $A-1(A-1)' = PD(PD)'$ . Usando propriedades de matrizes ortogonais,  $A-1(A-1)' = PD(DP)' = PP'$ , pois  $DD' = Imxm$

Conhecido o vetor  $a$ , calcula-se a Função Impulso-Resposta através da seguinte fórmula:

$$r_a(k) = \sum_i^m \alpha_i r_i(k) \quad (8)$$

Onde  $r_i(k) \in R^m$  é o vetor de resposta no horizonte  $k$  ao  $i$ -ésimo choque em uma decomposição de Cholesky de  $\Sigma_u$ . O próximo passo é definir o choque de política monetária.

De acordo com Uhlig (2005), esse choque é de tal natureza que não causa aumento nos preços ou nas reservas livres, nem causa um declínio na taxa de juros da política monetária (taxa Selic) durante um determinado período de tempo  $K$ . Neste trabalho,  $K$  representa seis meses para os dados mensais e dois trimestres para os dados trimestrais.

Observe-se, no entanto, que a definição do choque não é suficiente para a sua identificação, pois existe um conjunto  $\mathcal{A}(B, \Sigma, K)$  formado por todos os vetores de impulso de política monetária, que pode ser vazio ou conter muitos elementos. Isto acontece porque os vetores de impulso estão sujeitos a restrições de desigualdade. Por esse motivo não é possível uma identificação exata.

Diante disso, Uhlig (2005) impõe uma distribuição a priori sobre  $\mathcal{A}(B, \Sigma, K)$  sendo essa informação, a priori, constituída por  $\mathbb{B}$  e  $\mathbb{L}$  impondo-se uma distribuição Normal-Wishart a essas estimativas de parâmetros. Feito isto, o processo operacional de seleção dos vetores impulso é feito da seguinte forma:

- (I) Geram-se  $N1$  matrizes  $a$  a partir de  $\mathbb{B}$  e  $\mathbb{L}$ ;
- (II) Para cada matriz realizam-se  $N2$  tentativas de retiradas de vetores de impulso, examinando se as restrições de sinais são satisfeitas. Se forem satisfeitas, mantém-se o vetor de impulso; caso contrário, este é descartado e passa-se a uma nova retirada.

Por fim, calculam-se as respostas aos impulsos e as margens de erro (*error bands*) usando-se os vetores selecionados e mantidos (*keptdraws*). Uhlig (2005) sugere  $N1 = N2 = 200$ , o que implica um total de 40.000 tentativas. O *software* utilizado para produzir os resultados no presente trabalho foi o RATS 8.1.

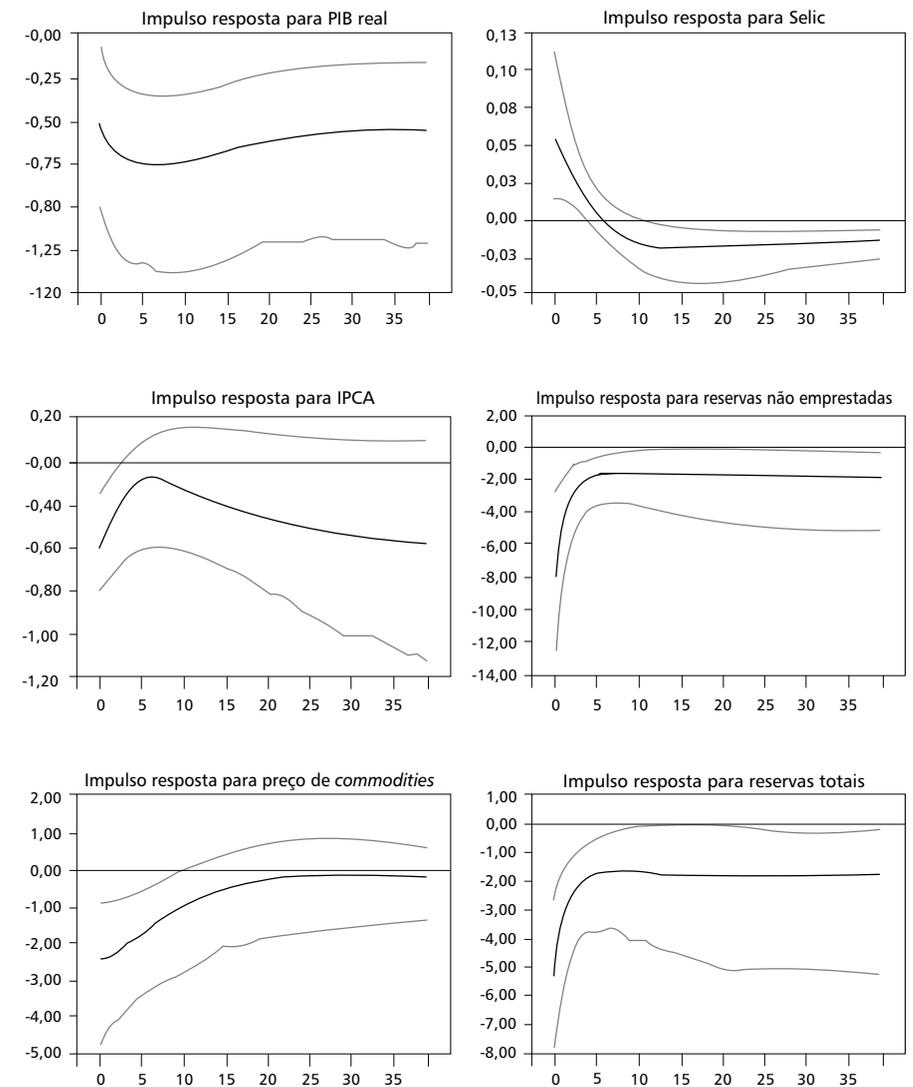
#### 4. RESULTADOS

Nesta seção expõem-se os resultados do modelo empírico, iniciando-se com a utilização dos dados trimestrais, caso em que a variável sobre a qual não se impõe restrição de sinal é o PIB. O Gráfico 1 mostra as funções impulso-resposta para a “restrição pura de sinal” com  $K = 6$ , em que se impuseram as seguintes restrições em face de um choque contracionista de política monetária: não podem ser positivas as respostas do nível de preços doméstico, do índice de preços de *commodities* e das reservas não emprestadas; enquanto a taxa Selic não pode ser negativa nos primeiros seis trimestres após o choque. Observa-se o seguinte, no Gráfico 1.

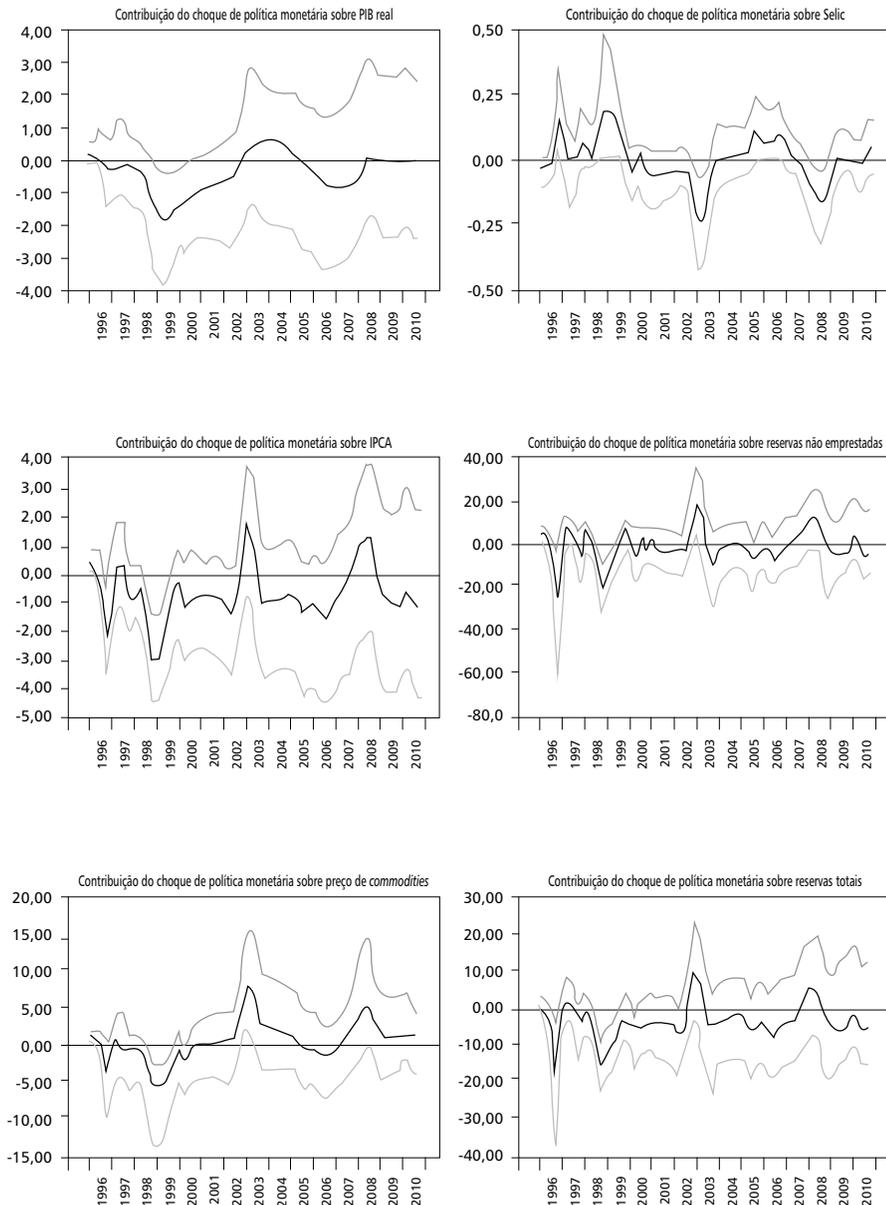
- A Selic declina continuamente após o choque, mantendo-se positiva até, aproximadamente, o sétimo trimestre, após o que se torna negativa e levemente declinante até o 14º trimestre, mostrando, a partir daí, grande persistência;
- A função impulso-resposta do PIB situa-se entre -0,20% e -1,0%, com um limite inferior equivalente a cinco vezes o encontrado por Uhlig (2005) e a dez vezes o encontrado por Mendonça *et al.* (2008). Ademais, o PIB sofre um declínio de 0,6% em cinco trimestres, mostrando, a partir daí, grande persistência sem qualquer tendência de se tornar positivo;
- A taxa de variação do IPCA torna-se menos negativa entre 0 e 5 trimestres, declinando, a partir de então, mostrando persistência a partir do 23º trimestre;
- O índice de preços de *commodities* mostra uma leve tendência ascendente, alcançando um platô de 0,5% a partir do 15º trimestre;
- Os dois tipos de reservas, após ligeira redução nos valores negativos das suas respectivas taxas de crescimento, até o 5º trimestre, apresentam persistência a uma taxa de aproximadamente -2,0% por 40 trimestres.

O Gráfico 2 mostra a decomposição histórica da variância, com bandas de um desvio padrão, permitindo examinar eventuais diferenças temporais dos efeitos da política monetária sobre as variáveis em estudo, já que as funções impulso-resposta, apresentadas anteriormente, só fornecem informação sobre os efeitos globais da política monetária. Pode-se observar que os choques da política monetária contracionista perduraram no período 1996/1999, conduzindo a taxa de crescimento do PIB para baixo de sua tendência até 2002. Daí até 2010 os efeitos foram nulos, excetuando-se apenas o ano de 2008, no qual aparece, claramente, o efeito da política monetária expansionista então implementada.

**Gráfico 1 – Impulso-resposta a um choque contracionista de política monetária (PIB trimestral)**



Fonte: Elaboração própria.

**Gráfico 2 – Decomposição histórica, com restrição pura de sinal**

Fonte: Elaboração própria.

Coerentemente, o índice de preços internos (IPCA) manteve-se abaixo da tendência por quase todo o período, excetuando-se os anos de 2003 e 2008.

As reservas seguem o comportamento invertido da taxa Selic, enquanto o índice de preços de *commodities* parece ter exercido importante influência sobre o IPCA. Ou seja, há indícios de que a política monetária contou com a ajuda dos preços das *commodities* para manter o IPCA abaixo de sua tendência no período 1996/2002.

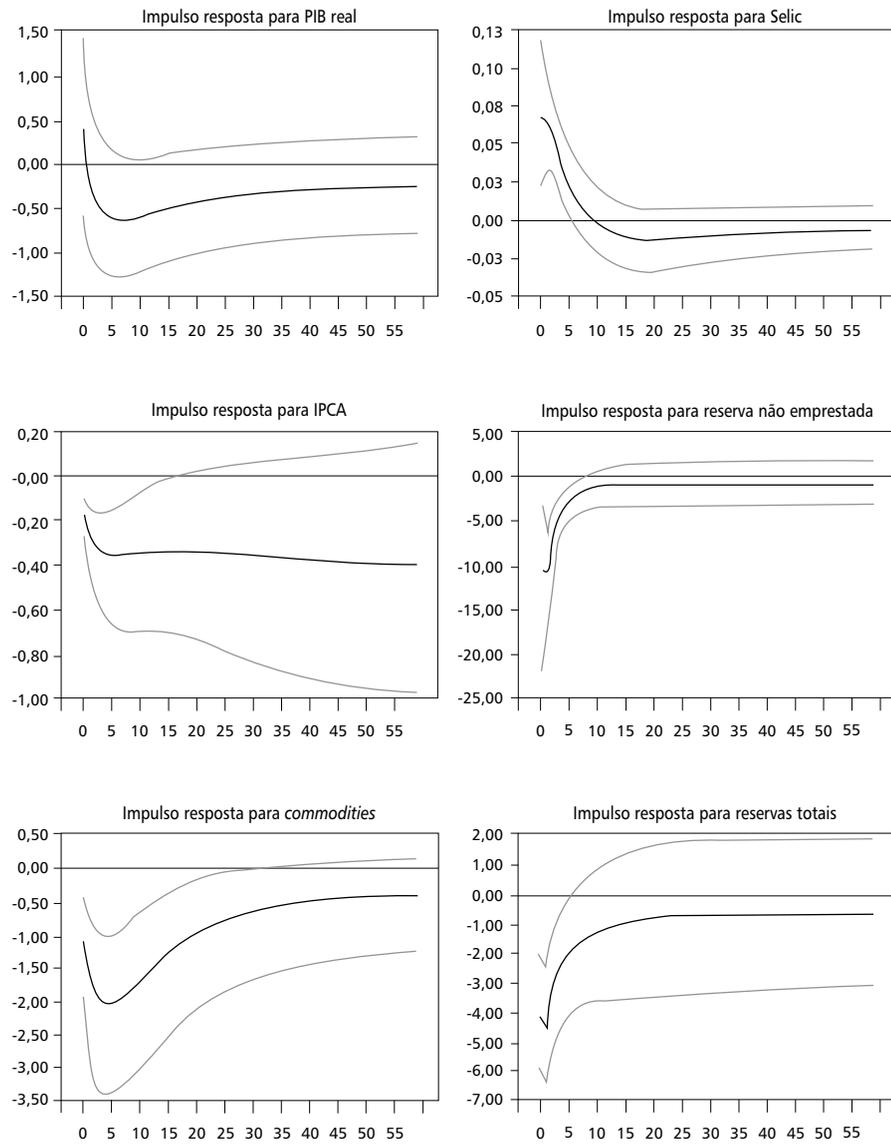
O Gráfico 3 apresenta os resultados de um VAR que usa o produto industrial, ao invés do PIB trimestral, sendo todas as demais variáveis iguais às do modelo anterior. Observam-se as seguintes ocorrências:

- A banda superior do intervalo de confiança da função impulso-resposta do PIB aproxima-se da mediana, mas a banda inferior ainda é cinco vezes o valor encontrado por Uhlig (2005). O PIB mantém-se abaixo da mediana, atingindo uma taxa mínima de crescimento de -0,5% no 5º mês, elevando-se suavemente, depois disso, e mantendo-se persistentemente negativo a partir do 10º mês;
- A taxa Selic mantém-se positiva até o 6º mês, daí torna-se negativa e apresenta uma leve tendência de reversão a partir do 22º mês;
- O IPCA reage imediatamente ao choque da Selic, declinando até o 4º mês e mantendo persistência durante 60 meses;
- O índice de preços de *commodities* também mostra declínio mais intenso do que o IPCA até o 6º mês, revertendo a tendência até o 24º mês, a partir de quando mostra forte persistência;
- As reservas, de ambos os tipos, mostram o mesmo comportamento que no VAR anterior.

A decomposição histórica da variância apresentada no Gráfico 4 mostra que a política monetária contribuiu para manter o produto industrial abaixo de sua tendência no período 1997/2010, sendo que esse fenômeno ocorre com mais intensidade a partir de 2003. O mesmo acontece com o IPCA, com exceção dos anos 2003 e 2008.

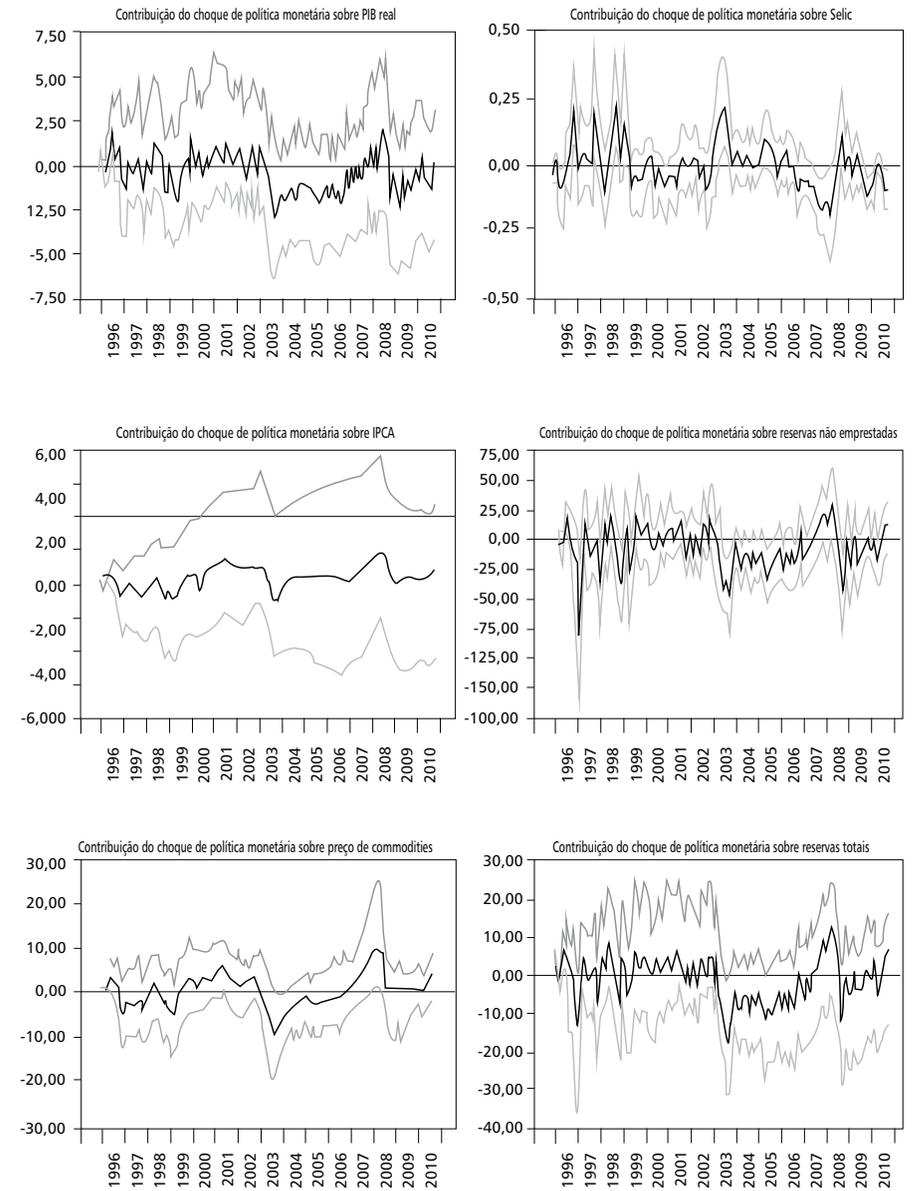
As reservas, de ambos os tipos, situam-se mais fortemente abaixo da tendência no período 2003/2010.

**Gráfico 3– Impulso-resposta a um choque contracionista de política monetária (produto industrial)**



Fonte: Elaboração própria.

**Gráfico 4 – Decomposição histórica, com restrição pura de sinal**



Fonte: Elaboração própria.

## 5. CONCLUSÕES

Este trabalho utilizou dados do PIB trimestral e da produção industrial mensal do Brasil, no período 1995 a 2010, para estudar os efeitos da política monetária, usando o método proposto por Uhlig (2005), que consiste em permitir que a dinâmica do PIB, em um Vetor Autorregressivo (VAR), ajuste-se livremente ante a restrição aos sinais das funções impulso-resposta das demais variáveis. Assim, é possível concluir que:

- (a) Em resposta a um choque de política monetária restritiva, o PIB trimestral cai até 0,60% ao longo de cinco trimestres após o choque na taxa Selic;
- (b) A função impulso-resposta do PIB trimestral se situa entre -0,20% e -1,0%, com um limite inferior equivalente a cinco vezes o encontrado por Uhlig (2005) e a 10 vezes o encontrado por Mendonça *et al.* (2008). Ademais, o PIB não apresenta qualquer probabilidade de ser positivo e sofre um declínio de 0,6% em cinco trimestres, mostrando, a partir daí, grande persistência sem qualquer tendência de se tornar positivo;
- (c) A função impulso-resposta do PIB industrial se situa entre -0,00% e -1,0%, com um limite inferior equivalente a cinco vezes o encontrado por Uhlig (2005);
- (d) A taxa de variação do IPCA torna-se menos negativa entre 0 e 5 trimestres, declinando a partir de então e mostrando persistência a partir do 23º trimestre;
- (e) O índice de preços de *commodities* mostra uma leve tendência ascendente, alcançando um platô de 0,5% a partir do 15º trimestre;
- (f) Os dois tipos de reservas, após ligeira redução no valor negativo das taxas de crescimento, no 5º trimestre, apresentam persistência a uma taxa negativa de aproximadamente 2,0% por 40 trimestres;
- (g) Quando se usa o produto industrial, o IPCA e o índice de preços de *commodities* declinam imediatamente após um choque na Selic, sendo que o último declina mais fortemente nos primeiros cinco meses;
- (h) A decomposição histórica da variância mantém o PIB trimestral abaixo de sua tendência entre 1996 e 2002. O produto industrial é mantido nessa posição (abaixo da tendência) durante todo o intervalo 1996/2010.

## 6. REFERÊNCIAS

- BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, n. 25, p. 49-99, 1986.
- BERNANKE, B. S.; BLINDER, A. S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *The American Economic Review*, v. 82, n. 4, p. 901-921, 1992.
- BERNANKE, B. S.; MIOV, I. Measuring monetary policy. *Quarterly Journal of Economics*, v. 113, n. 3, p. 869-902, 1998.
- BLANCHARD, O. J.; QUAH, D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *The American Economic Review*, v. 79, n. 4, p. 655-673, 1989.
- BLANCHARD, O. J.; WATSON, M. "Are all business cycles alike?" In: GORDON, R. J. (Ed.) *The American Business Cycle*. Chicago: University of Chicago Press, 1986, p. 123-160.
- CANOVA, F. *Methods for applied macroeconomic research*. New Jersey: Princeton University Press, 2007.
- CANOVA, F.; PINA, J. Monetary policy misspecification in VAR models. *CEPR Discussion Paper*, n. 2333, 1999.
- CANOVA, F.; DE NICOLÓ, G. Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7. *Journal of Monetary Economics*, n. 49, p. 1131-1159, 2002.
- CANOVA, F.; PINA, J. "What VARs tell us about DSGE models?" In: DIEBOLT, C.; KYRTSOU, C. (Eds.) *New trends in macroeconomics*. Berlin: Springer, 2005, p. 89-124.
- CATÃO, L. A. V.; PAGAN, A. The credit channel and monetary transmission in Brazil and Chile: a structured VAR approach. *Working Paper Series*, NCEP, n. 53, 2009.
- CÉSPEDES, B.; LIMA, E.; MAKI, 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, n. 2, p. 123-160, abr./jun. 2008.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M. Liquidity effects and the monetary transmission mechanism. *American Economic Review*, v. 82, n. 2, p. 346-353, 1992a.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M. "Identification and the liquidity effect of a monetary policy shock". In: CUKIERMAN, A.; HERCOWITZ, Z.; LEIDERMAN, L. (Eds.) *Political economy, growth and business cycles*. Cambridge, MA: MIT Press, 1992b.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds. *Review of Economics and Statistics*, v. 78, p. 16-34, 1996.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Sticky price and limited participation models of money: a comparison. *European Economic Review*, v. 41, n. 6, p. 1201-1249, 1997.
- CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. "Monetary policy shocks: what have learned and to what end?". In: TAYLOR, J.; WOODFORD, M. (Eds.) *Handbook of Macroeconomics*. Vol. IA. Amsterdam: Elsevier, 1999, p. 65-148.
- COCHRANE, J. H. What do the VARs mean? Measuring the output effects of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, n. 41, p. 277-300, 1998.

- COOLEY, T.; LEROY, S. A theoretical macroeconomics: a critique. *Journal of Monetary Economics*, v. 16, p. 283-308, 1985.
- COOLEY, T.; DWYER, M. Business cycle analysis without much theory: A look at structural VARs. *Journal of Econometrics*, v. 83, p. 57-88, 1998.
- DABLA-NORRIS, E.; FLOERKEMEIER, H. Transmission mechanisms of monetary policy in Armenia: evidence from VAR analysis. *IMF Working Paper*, WP/06/248, 2006.
- EICHENBAUM, M. Comments on "Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy" by Christopher Sims. *European Economic Review*, v. 36, n. 5, p. 1001-1011, 1992.
- ENDERS, W. *Applied econometric time series*. New Jersey: John Wiley & Sons, 2004.
- FAUST, J. The robustness of identified VAR conclusions about money. *International Finance Discussion Papers*, Board of Governors of the Federal Reserve System, n. 610, 1998.
- FAUST, J.; LEEPER, E. Do long run restrictions really identify something? *Journal of Business and Economic Statistics*, v. 15, p. 345-353, 1997.
- FRIEDMAN, M.; KUTNER, K. M. Money, income, prices and interest rates. *American Economic Review*, v. 82, n. 3, p. 472-492, 1993.
- FUNG, B. S. C. A VAR analysis of the effects of monetary policy in East Asia. *BIS Working Papers*, n. 119, 2002.
- GORDON, D. B.; LEEPER, E. M. The dynamic impacts of monetary policy: An exercise in tentative identification. *Journal of Political Economy*, v. 102, n. 6, p. 1228-1247, 1994.
- HUTCHISON, M. M.; WALSH, C. E. Empirical evidence on the insulation properties of fixed and flexible exchange rates: The Japanese experience. *Journal of International Economics*, v. 32, n. 3/4, p. 241-263, 1992.
- 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*, n. 48, p. 387-412, 1999.
- LEEPEP, E. M.; GORDON, D. B. In search of the liquidity effect. *Journal of Monetary Economics*, v. 29, n. 3, p. 341-369, 1992.
- LEEPEP, E. M.; SIMS, C. A.; ZHA, T. What does monetary policy do? *Brookings Papers on Economic Activity*, v. 27, n. 2, p. 1-78, 1996.
- LUPORINI, V. The monetary transmission mechanism in Brazil: evidence from a VAR analysis. *Estudos Econômicos*, v. 38, n. 1, p. 7-30, 2008.
- MENDONÇA, M. J. C.; MEDRANO, L. A.; SACHSIDA, A. The effects of monetary policy in Brazil: results from agnostic identification. In: *Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria*, 30, Salvador, 2008.
- MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): A VAR estimation. *Working Paper Series*, Banco Central do Brasil, n. 33, nov. 2001.
- RUDEBUSH, G. Do measures of monetary policy in VAR make sense? *International Economic Review*, n. 39, p. 903-932, 1998.

- SALES, A. S.; PIANTO, T. M. Identification of monetary policy shocks in the Brazilian market for bank reserves. *Working Papers Series*, Banco Central do Brasil, n. 154, 2007.
- SIMS, C. Discrete approximations to continuous time distributed lags in econometrics. *Econometrica*, v. 71, p. 545-63, 1972.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, v. 48, p. 1-48, 1980.
- SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review Winter*, Minneapolis Federal Reserve Bank, p. 2-16, 1986.
- SIMS, C. Bayesian skepticism on unit root in econometrics. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, p. 463-74, 1988.
- STRONGIN, S. The identification of monetary policy disturbances: explaining the liquidity puzzle. *Journal of Monetary Economics*, v. 33, n. 3, p. 463-497, 1995.
- TELES, V. K.; MIRANDA, C. M. Política monetária e ciclos regionais no Brasil: uma investigação das condições para uma área monetária ótima. *Estudos Econômicos*, v. 36, n. 2, p. 263-291, 2006.
- UHLIG, H. The robustness of identified VAR conclusions about money. A comment. *Carnegie Rochester Series in Public Economics*, n. 49, p. 245-263, 1998.
- UHLIG, H. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, v. 52, p. 381-419, 2005.
- WALSH, C. E. Monetary targeting and inflation, 1976-1984. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of San Francisco, p. 5-15, Winter, 1987.
- WALSH, C. E.; WILCOX, J. A. "Bank credit and economic Activity". In: PEEK, J.; ROSENGREN, E. (Eds.) *Is bank lending Important for the transmission of monetary policy?* Federal Reserve Bank of Boston Conference Series, n. 39. Boston: Federal Reserve Bank of Boston, 1995, p. 83-112.
- WALSH, C. E. *Monetary theory and policy*. Cambridge, MA: The MIT Press, 2010.

# APÊNDICE

## APÊNDICE A1: DESCRIÇÃO E FONTE DOS DADOS

### INFORMAÇÕES DE PERIODICIDADE MENSAL.

- i. Produção física industrial – IBGE;
- ii. Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) – IBGE;
- iii. Índice geral de preços de *commodities* (jan. 2002 = 100) – IPEA;
- iv. Reservas bancárias (média nos dias úteis do mês) – u.m.c. (mil) – BCB-DE-PEC;
- v. Taxa de juros – Over/Selic – (% a.m.) – BCB Boletim/Mercado Financeiro;
- vi. Assistência financeira de liquidez – Fatores condicionantes da base monetária (média nos dias úteis do mês) – u.m.c. (mil) até 2000, e Redesconto do Banco Central (média nos dias úteis do mês) – u.m.c. (mil) a partir de 2000.

### INFORMAÇÕES DE PERIODICIDADE TRIMESTRAL

- i. Índice encadeado do PIB – preços de mercado (média 1995 = 100) – Referência 2000 – IBGE/SCN 2000;
- ii. IPCA geral, índice (dez. 1993 = 100) – IBGE/SNIPC;
- iii. Índice geral de preços de *commodities* (jan. 2002 = 100) – IPEA;
- iv. Reservas bancárias (média nos dias úteis do mês) – u.m.c. (mil) – BCB-DE-PEC;
- v. Assistência financeira de liquidez – Fatores condicionantes da base monetária (média nos dias úteis do mês) – u.m.c. (mil) até 2000, e Redesconto do Banco Central (média nos dias úteis do mês) – u.m.c. (mil) a partir de 2000;
- vi. Taxa de juros – Over/Selic – (% a.m.) – BCB Boletim/Mercado Financeiro.