**OS EFEITOS DA POLITICA MONETÁRIA SOBRE O PRODUTO NO BRASIL: EVIDENCIA EMPÍRICA USANDO RESTRIÇÃO DE SINAIS**

Área 3 - Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

Jocildo Fernandes Bezerra

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco e do PIMES/UFPE.

Doutor em Economia pela Universidade de São Paulo

End.: Av. dos Economistas, s/n, Centro de Ciências Sociais Aplicadas / UFPE - Cidade Universitária - Recife-PE, CEP: 50740-590

Tel: (81) 21268378

E-mail:jocildo.bezerra@gmail.com

Igor Ézio Maciel Silva

Doutorando em Economia pelo Programa de Pós-Graduação – PIMES da UFPE.

End.: R. D. José Lopes, 186, AP. 101, Boa Viagem, Recife-PE. CEP: 51021-370

Tel: (81) 9641-9374.

E-mail: igormacielsilva@gmail.com

Ricardo Chaves Lima

Professor do Departamento de Economia da Universidade Federal de Pernambuco e do PIMES/UFPE

Doutor pela Universidade do Tennessee, EUA.

End.: Av. dos Economistas, s/n, Centro de Ciências Sociais Aplicadas / UFPE - Cidade Universitária - Recife-PE, CEP: 50740-590

Tel: (81) 8888-0522

E-mail:chaveslima@gmail.com

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

RESUMO

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, num Vetor Autoregressivo (VAR), se ajuste, livremente, ante a restrição aos sinais das funções impulso resposta das demais variáveis. Os resultados obtidos revelam que choques na variável de política, a Selic, produzem efeitos mais expressivos do que os encontrados em trabalhos anteriores. A decomposição histórica da variância mostra que tais efeitos mantêm o PIB global abaixo de sua tendência no período 1996/2002 e o produto industrial em todo o período 1996/2010.

Classificação JEL: E52; C51

Palavras Chaves: Vetores Autorregressivos; Choques de Politica Monetária; Identificação

ABSTRACT

This study uses data from quarterly GDP and monthly industrial production in Brazil, between 1995 and 2010, to analyze the effects of monetary policy, using the method proposed by Uhlig (2005), which is to allow the dynamics of GDP, in a vector autoregression (VAR), to adjust freely to a restriction on signs of impulse response functions of others variables. The results show that shocks in the policy variable, the Selic, produce more significant effects than those found in previous works. The historical decomposition of variance shows that these effects keep global GDP below its trend in the period 1996/2002 and industrial product throughout the period 1996/2010.

JEL classification: E52; C51

Keywords**:** Vector autoregression; Monetary policy shocks; Identification.

**OS EFEITOS DA POLITICA MONETÁRIA SOBRE O PRODUTO NO BRASIL: EVIDENCIA EMPÍRICA COM RESTRIÇÃO DE SINAIS**

**INTRODUÇÃO.**

No pós plano real, a política monetária no Brasil compreende duas fases: na primeira, 1995/99, os principais instrumentos eram as reservas não emprestadas (non-borrowed reserves) e as taxas do Banco Central (BACEN),[[1]](#footnote-1) sem qualquer apelo à Selic, para esse fim, que apenas servia como referencia para as operações de mercado aberto, num ambiente de taxa de câmbio fixa. Na segunda fase, 1999 aos dias atuais, o regime de cambio é flutuante e a Selic é o principal instrumento da política monetária[[2]](#footnote-2). (Sales e Pianto, 2007).

O longo período de estabilidade do regime de política monetária, que se traduz na constância dos procedimentos operacionais, é, sobretudo, importante por facilitar a identificação das chamadas variáveis de política (Walsh, 2010). A isso, se junta, no caso atual do Brasil, a existência de séries temporais cobrindo um período já longo o suficiente para permitir o emprego das modernas técnicas de análise. Esse conjunto de facilidades tem estimulado o aparecimento de vários trabalhos analisando os efeitos da política monetária sobre algumas variáveis chaves da economia brasileira, principalmente sobre o produto. (Minella, 2001; Minella e Sobrinho, 2009; Luporine, 2008; Mendonça e Medrano, 2008; Sales e Pianto, 2007; Catão e Pagan, 2009; Teles, 2006; Céspedes et al. 2008).

Excetuando-se Minella e Sobrinho (2009), esses autores geralmente usam a técnica de Vetores Autorregressivos (VAR) com algumas diferenças, entre eles, na metodologia de identificação das variáveis de política monetária. O processo de identificação, nas estimativas de modelos VAR, tem sido objeto de extensa discussão na literatura (Cochrane, 1994; Leeper, Sims, Zha, 1996), sobretudo porque somente através desse meio pode-se introduzir o componente de análise econômica nos resultados (Canova, 2007) [[3]](#footnote-3).

Neste estudo, segue-se a técnica de identificação na linha de Faust (1998), Canova e De Nicoló (2002), e Uhlig (2005), apud Canova (2007), também usada para o Brasil por Mendonça et al (2008). Destaque-se, no entanto, duas diferenças entre o presente trabalho e aquele dos dois últimos autores: a primeira diz respeito às categorias de variáveis empregadas no VAR[[4]](#footnote-4); a segunda é a estimativa da variância histórica, importante segundo Kim (1999) e Canova (2007), porque permite analisar os choques da política monetária em períodos específicos.

O presente trabalho está dividido em seis partes incluindo esta introdução. Na segunda parte, apresenta-se uma breve revisão da literatura tratando sobre o processo de identificação; na terceira parte, apresentam-se os dados; na quarta parte, apresenta-se a estratégia empírica, incluindo a especificação das variáveis e justificativa de suas inclusões; na quinta parte, os resultados e, finalmente, na sexta parte, as conclusões.

1. **BREVE REVISÃO DA LITERATURA SOBRE O PROCESSO DE IDENTIFICAÇÃO.**

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

Seja um VAR, na forma reduzida, dado por:

(1)

Seja uma classe de modelos econômicos cuja solução é da seguinte forma:

(2)

; (3)

e são vetores n x 1; são matrizes n x n de coeficientes; e são matrizes de variância covariância dos choques da forma reduzida e da forma estrutural.

Observe-se que enquanto os elementos de podem ser estimados de (1), os elementos de e Σ, para serem identificados, devem ser submetidos a restrições, ou seja, a dinâmica do modelo em resposta aos choques em (2) é identificável do VAR em (1) se a equação (3) tiver pelo menos uma solução. Isso requer que sejam impostas n(n-1)/2 restrições na matriz que liga os choques da forma reduzida e os choques estruturais. (Enders, 2004; Canova, 2007, Walsh, 2010).

No que concerne à imposição de restrições, destacam-se duas abordagens: a primeira delas, atribui valor zero a determinados elementos da Matriz A0, para indicar se os choques da política monetária afetam o produto contemporaneamente ou com defasagens ou, ao contrário, se os choques do produto afetam, ou não, contemporaneamente, a política monetária. Neste último caso, tentando traduzir as defasagens com que as informações influenciam a formulação da política. Essa linha de pesquisa foi adotada por, entre outros, 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 efeitos de curto ou longo prazo que os choques exercem sobre as variáveis do VAR. Assim, Blanchrd e Quah (1989) estudando os efeitos dinâmicos das inovações na oferta e na demanda agregada impõem a condição de que os choques desta última sejam transitórios enquanto os da oferta são permanentes. Blanchard e Watson (1986), estudando os ciclos econômicos nos Estados Unidos chegam à conclusão de que 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[[5]](#footnote-5) por autores que usam instrumentos de análise mais modernos, sobretudo na linha dos modelos dinâmicos estocásticos de equilíbrio geral (DSGE, sigla em inglês). LeRoy (1985) critica a decomposição de Choleski alegando que estruturas recursivas contemporâneas raramente são obtidas dos modelos de equilíbrio geral; Faust e Leeper (1997) argumentam contra 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 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 Nicoló, 2002,argúi que choques estruturais recuperados através de um VAR padrão não são relacionados a percepções de mercado quanto aos choques da política monetária

Finalmente, Canova e Pina (2005) alegam que modelos do tipo DSGE quase nunca geram restrições que atribuam valor zero aos elementos da matriz que liga as inovações do VAR em forma reduzida aos choques estruturais, conforme usam os métodos tradicionais de identificação, o que, nesses mesmos modelos, 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 tipo imposição de zeros - como forma mais qualificada de recuperar as inovações estruturais, ou seja, de evidenciar o conteúdo comportamental dos resultados de um 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 juro) 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 juro 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).

3. OS DADOS.

Este trabalho utiliza informações de periodicidades mensal e trimestral, a seguir especificadas quanto aos tipos e às respectivas fontes, destacando-se, desde logo, que, nos casos em que se aplicam, os dados foram dessanonalizados pelo método X11. E todas as variáveis nominais foram deflacionadas pelo IGP-DI.

**Informações de Periodicidade Mensal.**

Produção física industrial - IBGE

Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA) – IBGE

Índice geral de preços de Commodities - (jan. 2002 = 100) - - - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) - GAC12\_COMMO12

Reservas bancárias (média nos dias úteis do mês) - u.m.c. (mil) - BCB DEPEC

Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.) - Banco Central do Brasil, Boletim, Seção mercado financeiro e de capitais (BCB Boletim/M. Finan.)

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

A taxa de juros over-selic foi obtida no Boletim do Banco Central do Brasil, na secção Mercado Financeiro e de Capitais.

* 1. **Informações de Periodicidade Trimestral**

Índice encadeado do PIB - preços de mercado (média 1995 = 100) - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema de Contas Nacionais Trimestrais Referência 2000 (IBGE/SCN 2000 Trim.) - SCN4\_PIBPMAS4

IPCA - geral - índice (dez. 1993 = 100) - - - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC)- PRECOS12\_IPCA12

Índice geral de preços de Commodities - (jan. 2002 = 100) - - - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) - GAC12\_COMMO12

Reservas bancárias (média nos dias úteis do mês) - u.m.c. (mil) - BCB DEPEC

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

Taxa de juros - Over / Selic - (% a.m.) - Banco Central do Brasil, Boletim, Seção mercado financeiro e de capitais (BCB Boletim/M. Finan.) - BM12\_TJOVER12

1. A ESTRATÉGIA EMPÍRICA.

3.1. **A restrição Pura de Sinal de Uhlig**

Seguindo Uhlig (2005), o objetivo aqui é identificar apenas o choque de política monetária abandonando-se os (n -1) choques estruturais restantes. Isso significa identificar uma única coluna *a* ϵ Rm da matriz A0, na equação (3). Observe-se que a coluna j de A0 representa o impacto imediato (vetor de impulso), sobre todas as variáveis, do choque estrutural εj. Para caracterizar todos os possíveis vetores de impulso, usa-se o fato de que quaisquer duas decomposições e Ã0Ã0’ satisfazem Ã0 = A0Q para alguma matriz Q ortogonal e onde Σ é uma decompisição de Choleski.

O problema de determinar um choque específico equivale a identificar um vetor de tamanho unitário α usando a seguinte expressão: *a* = Ã-1α (4).

A questão central da abordagem de identificação é impor restrições de desigualdades sobre o vetor *a*. Embora isso não identifique, unicamente, o vetor, fornece intervalos de possíveis respostas consistentes com as restrições de desigualdades.

Conhecido o vetor de impulso *a*, as funções de impulso-resposta , no horizonte k, são dadas pela equação (5) que permite identificar o vetor impulso correspondente ao choque de política monetária.

(5)

O vetor impulso da política monetária, como proposto por Uhlig (2005), é tal que ra(k) é não positivo para o nível de preço e não negativo para a taxa de juro no intervalo k = 0 a K. Sendo *A(B,Σ,K)* o conjunto de todos os vetores impulsos de política monetária, não é possível obter uma identificação exata[[6]](#footnote-6) e, portanto, é preciso completar, ou impondo “prior”, ou minimizando uma função critério que penalize violações das restrições de sinais.

Para a estimativa do conjunto *A,* sejam e os estimadores MLE de B e Σ. Avalia-se uma resposta do tipo Choleski de ri(k) para k no intervalo de 0 a K, variando apenas o vetor impulso *a*. Sorteia-se *ã*, de uma distribuição normal, alterando os sinais que violam as restrições de desigualdade. Seja  *=* *ã* e normalize-se sua dimensão para a unidade através da operação*\*= /|| ||*. Examine se satisfaz as restrições para o vetor impulso da política monetária em todos os intervalos relevantes. Em caso afirmativo, *ã* é guardado; se não atende, é descartado. Depois de computar todos os conjuntos de funções impulso-resposta correspondentes a cada vetor unitário, checam-se as condições de desigualdades para examinar se são satisfeitas. Guardam-se, somente, os vetores impulsos que satisfazem às restrições. Efetuam-se 50.000 mil sorteios para *ã* e plotam-se a mediana e os intervalos de confiança para 95% e 5%, para as funções impulso resposta associadas aos que satisfazem as restrições*.* De acordo com Mendonça et al (2008), essas operações resultam na restrição pura de sinal sugerida por Uhlig (2005).

**Seleção das Variáveis e justificativas.**

A tabela 1mostra as variáveis usadas por Uhlig (2005), Mendonça et al (2008) e por este trabalho. O experimento realizado aqui compreende um VAR principal, assim chamado por sua aproximação com as variáveis usadas por Uhlig (2005), incluindo PIB, reservas[[7]](#footnote-7) preços domésticos e preços de commodities, e outro VAR incluindo a produção industrial mensal, em lugar do PIB trimestral.

Considerem-se variáveis não incluídas em Mendonça et al (2008), a exemplo do índice de preços de commodities. Este é justificado por Luporine (2008) a título de teste de robustez de estimativas; Kim (1999) diz que com a inclusão dessa variável nas funções de reação da política monetária pesquisadores têm resolvido problemas de inconsistência de preços (price puzzle) tanto quando usam as inovações da taxa de juro, quanto dos agregados monetários, para identificar choques da política monetária.

TABELA 1

VARIÁVEIS USADAS EM DIFERENTES TRABALHOS

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
| Uhlig (2005)[[8]](#footnote-8) | Mendonça e Medrano (2008) | Este Trabalho  (VAR principal) |
| PIB | PIB | PIB/ Prod. Industrial |
| Deflator Implícito | IPCA | IPCA |
| Preços de commodities | Cambio | Preços de commodities |
| Reservas Totais | crédito | Reservas Totais |
| Reservas não emprestadas | Swap | Reservas não emprestadas |
| Taxa de juro dos Fundos Federais | Selic | Selic |

Fontes: Uhlig (2005) e Mendonça e Medrano (2008).

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

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 et al (1996), Eichenbaum (1992), Strongin (1995), Christiano et al (1999) e Noris e Floerkemeier (2006).

O índice da produção industrial também está presente em estudos dessa natureza desde Friedman e Kuttner (1993), passando por Walsh e Wilcox (1995) e também em Fung (2002). Uhlig (2005), por seu lado, 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 freqüentemente disponível na periodicidade mensal, como é o caso do Brasil.

Feitas essas considerações, passa-se à especificação das variáveis deste trabalho conforme é mostrado a seguir:

**10. VAR – período – 1995:1 a 2010:4**

* Logaritmo do índice encadeado do PIB real trimestral - lpibe
* Logaritmo do índice de preços ao consumidor amplo – lipca
* Logaritmo do índice de preços de commodities – lcpi
* Taxa de juro Selic
* Logaritmo das reservas não emprestadas – lnr
* Logaritmo das reservas totais – lrb

**20. VAR – período – 1995:1 a 2010:12**

* Logaritmo do índice real do produto industrial – lind
* Logaritmo do índice de preços ao consumidor amplo – lipca
* Logaritmo do índice de preços de commodities – lcpi
* Taxa de juro Selic
* Logaritmo das reservas não emprestadas – lnr
* Logaritmo das reservas totais – lrb

Como fica claro das variáveis listadas acima, os dois VAR(s) aqui estimados seguem de perto a especificação adotada em Uhlig (2005), a diferença principal sendo a presença do produto industrial, no segundo VAR, em substituição ao PIB. 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. Outro lembrete, Uhlig (2005) utiliza apenas dados de periodicidade mensal, enquanto aqui as periodicidades são mensal e trimestral.

Seguindo, ainda, aquele autor, os VAR(s) 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).

Os números de defasagens foram determinados pelos testes AIC, SW e HQ. Foram estabelecidas duas defasagens para os dados mensais e uma para dos dados trimestrais.

1. RESULTADOS.

Neste item expõem-se os resultados seguindo o método descrito anteriormente, iniciando-se com a utilização dos dados trimestrais, caso em que a variável sobre a qual não se impões 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 as seguintes restrições foram impostas: As respostas do nível de preços doméstico, do índice de preços de commodities e das reservas não emprestadas não podem ser positivas enquanto a taxa Selic não pode ser negativa nos primeiros seis trimestres após o choque. Observa-se o seguinte, no gráfico 1.

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 140 trimestre, mostrando, a partir daí, grande persistência.
2. A função impulso resposta do PIB se situa 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, de não apresentar qualquer probabilidade de ser positivo, o PIB sofre um declínio de 0.6% em cinco trimestres, mostrando, a partir daí, grande persistência sem qualquer tendência de se tornar positivo.
3. 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 230 trimestre.
4. O índice de preços de commodities mostra uma leve tendência ascendente, alcançando um platô de 0,5% a partir do 150 trimestre.
5. Os dois tipos de reservas, após ligeira redução no valor negativo das taxas de crescimento, aos 5 trimestres, apresentam persistência a uma taxa negativa de aproximadamente 2,0% por 40 trimestres.

GRÁFICO 1

IMPULSO RESPOSTA A UM CHOQUE CONTRACIONISTA DE POLÍTICA MONETÁRIA (PIB TRIMESTRAL)



Fonte: Elaboração dos autores

O gráfico 2 mostra a decomposição histórica da variância, com bandas de um desvio padrão, permitindo examinar eventuais diferenças, ao longo do tempo, dos efeitos da política monetária sobre as variáveis em estudo, já que as funções impulso resposta, apresentadas antes, 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 ao ano de 2008 onde aparece, claramente, o efeito da política monetária expansionista então implementada.

GRAFICO 2

DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA, COM RESTRIÇÃO PURA DE SINAL



Fonte: Elaboração dos autores.

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

As reservas seguem o comportamento invertido da taxa Selic, enquanto, observando-se

O índice de preços de commodities parece que este exerceu importante influencia 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, sendo todas as demais variáveis iguais às do modelo anterior. Observam-se as seguintes ocorrências:

1. 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 quinto mês, elevando-se suavemente, depois disso, e mantendo-se persistentemente negativo a partir do 100 mês.
2. A taxa Selic mante-se positiva até o 60 mês, daí torna-se negativa e apresenta uma leve tendência de reversão a partir do 220 mês.
3. O IPCA reage imeditamente ao choque da Selic, declinando até o 40 mês e mantendo persistência durante 60 meses.
4. O índice de preços de commodities também mostra declínio, mais intenso do que o IPCA, até 60 mês, revertendo a tendência até o 240 mês, a partir de quando mostra forte persistência.
5. As reservas, de ambos os tipos, mostram o mesmo comportamento que no VAR anterior.

GRÁFICO 3

IMPULSO RESPOSTA A UM CHOQUE CONTRACIONISTA DE POLÍTICA MONETÁRIA (PRODUTO INDUSTRIAL)



Fonte: Elaboração dos Autores

A decomposição histórica mostra que a política monetária contribuiu para manter o produto industrial abaixo de sua tendência no período 1997/2010, porém, com mais intensidade a partir de 2003, o mesmo acontecendo 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 4

DECOMPOSIÇÃO HISTÓRICA, COM RESTRIÇÃO PURA DE SINAL



Fonte: Elaboração dos autores.

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, num Vetor Autoregressivo (VAR), se ajuste, livremente, ante a restrição aos sinais das funções impulso resposta das demais variáveis.

1. É possível concluir, entre outros pontos, que em resposta a um choque de política monetária restritiva o PIB trimestral cai até 0.60% ao longo de cinco meses após o choque na taxa Selic.
2. 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 dez vezes o encontrado por Mendonça et al (2008). Ademais, de não apresentar qualquer probabilidade de ser positivo, o PIB sofre um declínio de 0.6% em cinco trimestres, mostrando, a partir daí, grande persistência sem qualquer tendência de se tornar positivo.
3. 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).
4. 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 230 trimestre.
5. O índice de preços de commodities mostra uma leve tendência ascendente, alcançando um platô de 0,5% a partir do 150 trimestre.
6. Os dois tipos de reservas, após ligeira redução no valor negativo das taxas de crescimento, aos 5 trimestres, apresentam persistência a uma taxa negativa de aproximadamente 2,0% por 40 trimestres.
7. Quando se usa o produto industrial, o IPCA e o índice de preços de commodities declinam imediatamente após uma choque na selic, sendo que o ultimo declina mais fortemente nos primeiros cinco meses.
8. 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.

Referências:

Canova, Fabio;De Nicoló, Gianni (2002). "Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7". Journal of Monetary Economics, nº 49, pp. 1131-1159.

Catão, Luis A. V.; Pagan, Adrian (2009). "The Credit Channel and Monetary Transmission in Brazil and Chile: A Structured VAR Approach". Working Paper Series, nº 53, NCER, março.

Céspedes, Brisne; Lima, Elcyon; Maka, Alexis. (2008). "Monetary Policy, Inflation and the Level of Economic Activity in Brazil After the Real Plan: Stylized Facts from SVAR models". Revista Brasileira de Economia, vol. 62, nº 2, pp. 123-160, abril-junho.

Christiano, Lawrence; Eichenbaum, Martin; Evans, Charles (1999). “Monetary Policy Shocks: What Have Learned and to What End?”. In John Taylor e Michael Woodford (eds.), Handbook of Macroconomics, Volume IA. Elsevier: 65-148.

Cochrane, John H. (1994). "Shocks". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, nº 41, pp. 295-364.

Cochrane, John H. (1998). "What do the VARs mean? Measuring the output effects of monetary policy". Journal of Monetary Economics, nº 41, pp. 277-300.

Faust, Jon (1998). "The robustness of identified VAR conclusions about money". International Finance Discussion Papers, nº 610, Board of Governors of the Federal Reserve System, abril.

Figueiredo, Luiz Fernando; Fachada, Pedro; Goldenstein, Sérgio (2002). “Monetary Policy in Brazil: Remarks on the Inflation Targeting Regime, Public Debt Management and Open Maerket Operations”. Working Paper Series, Banco Central do Brasil, nº 37, março.

Friedman, Milton (1968). "The Role of Monetary Policy". The American Economic Review, vol. 58, nº 1, pp. 1-17.

Kim, Soyoung (1999). "Do monetary policy shocks matter in the G-7 countries? Using common identifying assumptions about monetary policy across countries". Journal of International Economics, nº 48, pp. 387-412.

Leeper, Eric M.; Sims, Christopher A.; Zha, Tao (1996). "What Does Monetary Policy Do?". Brookings Papers on Economic Activity, Economic Studies Program, The Brookings Institution, vol. 27(2), pp. 1-78.

Luporini, Viviane (2008)."The Monetary Transmission Mechanism in Brazil: Evidence from a VAR Analysis". Est. Econ., vol. 38, nº 1, pp. 7-30, janeiro-março.

Mendonça, Mario Jorge C.; Medrano, Luis Alberto; Sachsida, Adolfo (2008)."The Effects of Monetary Policy in Brazil: results from agnostic identification". In xxx Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria, Salvador, Anais do xxx Encontro da Sociedade Brasileira de Econometria.

Minella, André (2001). “Monetary Policy and Inflation in Brazil (1975-2000): A VAR Estimation”. Working Paper Series, Banco Central do Brasil, nº 33, novembro.

Minella, André; Souza-Sobrinho, Nelson F. (2009). "Monetary Channels in Brazil through the Lens of a Semi-Structural Model". Working Paper Series, nº 181, Banco Central do Brasil, abril.

Stock, James H.;Watson, Mark W. (2001). “Vector Autoregressions”. Journal of Economic Perspectives, Vol. 15, Nº 4, pp. 101-115.

1. De desconto (TBC) e de Assistência (TBAN). [↑](#footnote-ref-1)
2. Sem esquecer que, em alguns momentos, o BACEN tem usado as reservas e o crédito. [↑](#footnote-ref-2)
3. Segundo Canova (2007, p.110), “identification .. is the process of transforming the information content of a reduced form dinamics into behavioral ones” [↑](#footnote-ref-3)
4. Será explicado no item sobre a estratégia empírica, sub-item especificação das variáveis [↑](#footnote-ref-4)
5. Com informações de Canova (2007). [↑](#footnote-ref-5)
6. Ver Uhlig (2005, p. 388) [↑](#footnote-ref-6)
7. Utilizando dados trimestrais, em vista da periodicidade do índice encadeado do PIB calculado pelo IBGE. [↑](#footnote-ref-7)
8. Uhlig segue Bernanke e Mihov (1998a,b) [↑](#footnote-ref-8)