

OS EFEITOS DOS CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A ATIVIDADE ECONÔMICA E OS PREÇOS NO BRASIL

Kátia Harumi Omoto

Doutoranda em Economia da Indústria e da Tecnologia pelo IE-UFRJ

Maria Helena Ambrósio Dias

Professora Titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM).

Joilson Dias

Professor Titular do Departamento de Economia da Universidade Estadual de Maringá (UEM).

Área temática: Área 3 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças
Classificação JEL: E52

Resumo

O presente estudo tem como objetivo central analisar os efeitos dos choques de política monetária sobre o nível de atividade econômica e sobre os preços (inflação) no Brasil para o período de janeiro de 1998 a dezembro de 2007, utilizando uma nova metodologia, embasado no modelo de ROMER & ROMER (2004), que é relativamente livre de movimentos endógenos e antecipados. A política monetária brasileira tem sido voltada para o combate à inflação. No entanto, um choque restritivo de política monetária tem afetado fortemente o nível de produção industrial e com efeito muito pequeno sobre o nível de preços. O estudo também verificou que existe uma diferença de efeitos sobre os preços livres e sobre os preços monitorados. Enquanto que os preços livres respondem negativamente a um choque de política monetária, os preços administrados não respondem, pelo menos até o décimo sétimo mês, a um choque monetário. Estes preços parecem flutuar por outros motivos e não em razão da política monetária.

Palavras-chave: política monetária, choques, modelos ADL, taxa de juros.

Abstract

The objective of this research is to analyze the effects of monetary policy shocks on the level of economic activity and on the prices (inflation) in Brazil, from 1998 to 2007. This is based on the methodology proposed by ROMER & ROMER (2004). The innovation is the relative freedom of results from endogenous and anticipated movements. The Brazilian monetary policy has emphasized inflation control. However, a restrictive shock of monetary policy has been affecting the level of industrial production strongly and with small effect on the level of prices. The study also verified a difference of effects existing between free prices responses and controlled prices. While free prices answer negatively to a shock of monetary policy, the administered prices don't answer immediately, until the seventeenth month, to a monetary shock. These prices seem to float for other reasons rather than monetary policy intervention.

Keywords: monetary policy, shocks, ADL models, interest rate.

1. Introdução

A mudança de um ambiente de inflação crônica para um ambiente de inflação em patamares menores, promovida pelo Plano Real em meados dos anos de 1990, ofereceu as condições mínimas para a atuação da política monetária no Brasil. Diante deste novo contexto, foram retomadas as discussões sobre política monetária e seus efeitos sobre as variáveis macroeconômicas.

O presente estudo tem como objetivo analisar os efeitos dos choques de política monetária sobre o nível de atividade econômica e sobre a inflação no Brasil, utilizando uma nova metodologia, que é livre de movimentos endógenos e antecipados. Os movimentos endógenos ocorrem quando as variáveis sofrem mudanças não por causa de uma ação política, mas devido a outros fatores. A taxa de juros, por exemplo, pode aumentar não em função de uma ação política, mas em função de um aumento na demanda por investimentos. Já os movimentos antecipados ocorrem quando o Banco Central decide aumentar a taxa de juros, por exemplo, no mês de outubro, porque já prevê uma pressão inflacionária no mês de dezembro, e dessa forma, o Banco Central toma uma decisão antes que a inflação aumente.

É importante salientar que os choques de política monetária representam o componente aleatório, não sistemático das ações das autoridades monetárias (McCallum, 1999). O Banco Central atua de acordo com uma regra de *feedback*, ou função de reação. No entanto, nem todas as variações promovidas pelo Banco Central são designadas como reações ao estado da economia. Neste caso, as variações que não representam a regra de *feedback* são denominadas choques de política monetária.

De acordo com Christiano et. al (1998) os choques de política apresentam três interpretações econômicas. A primeira é que os choques refletem as mudanças das preferências do Banco Central, representando as preferências sociais, que pode modificar a política em razão da mudança no peso relativo dado ao desemprego e à inflação. A segunda interpretação é a de que a política monetária pode ter efeitos ampliados devido às expectativas dos agentes. Por exemplo, os agentes, esperando um aumento na taxa de juros podem reduzir tanto a produção quanto a demanda em um nível muito maior do que o projetado pelas autoridades monetárias. E, a terceira interpretação é que os choques refletem fatores técnicos do Banco Central, visto que as informações preliminares disponíveis para a definição e execução da política monetária apresentam alguma medida de erro.

De acordo com Bernanke & Mihov (1998), medir os impactos da política monetária de forma eficiente é essencial para os *policymakers* elaborarem suas políticas de maneira mais precisa. Por exemplo, definir qual o melhor instrumento de política a ser utilizado e se a meta intermediária está sendo um bom indicador de política. Além disso, compreender os impactos de políticas orienta a escolha entre teorias macroeconômicas alternativas para encaminhar o planejamento econômico. Assim, dada a importância do tema é justificável utilizar uma nova metodologia para estimar os efeitos dos choques monetários na economia brasileira.

A hipótese básica deste estudo é que a execução da política monetária do Banco Central do Brasil, apesar de estar conseguindo estabilizar os preços da economia, tem trazido efeitos negativos sobre a produção. Para verificar se esta hipótese é verdadeira recorre-se à análise empírica do modelo de Romer & Romer (2004), aplicada para o Brasil no período de janeiro de 1998 a dezembro de 2007.

Para contextualizar o problema, na seção 2 são apresentadas algumas das principais evidências empíricas no âmbito internacional e no Brasil. Na seção 3 é apresentado o modelo teórico do presente estudo. Na seção 5 são discutidos os resultados para a economia brasileira. Por fim, na seção 6 são apresentadas as conclusões do estudo.

2. Evidências empíricas

2.1 Evidências Empíricas no Âmbito Internacional

A maior parte dos estudos na literatura internacional sobre os efeitos dos choques de política monetária se refere à economia dos Estados Unidos. Existem duas metodologias, dentre outras¹, que

¹ Entre as outras metodologias menos utilizadas estão os modelos que se baseiam em dados microeconômicos, como por exemplo, Guiso et al (2000) apud Janeiro (2004). Os defensores desta corrente argumentam que os diferentes agentes num país podem ter reações diferentes ao mesmo choque de política monetária. Outra estratégia é a utilização de modelos embasados na teoria da calibração.

são amplamente utilizadas para medir um choque de política monetária: i) a abordagem narrativa que identifica os choques de política através da análise de documentos do Banco Central; e ii) os modelos VAR² que são fundamentados na elaboração de suposições suficientes para estimar a regra de *feedback* do Banco Central. Uma das suposições mais utilizadas nos modelos VAR é a de recursividade, na qual o choque político é considerado ortogonal às variáveis da regra de *feedback* (Christiano et al., 1998).

Tradicionalmente, as mudanças na política monetária são identificadas através das mudanças no estoque de moeda. No entanto, esta medida não tem sido adequada porque a taxa de crescimento dos agregados monetários depende de uma variedade de influências não políticas (Bernanke & Mihov, 1998). Um exemplo de influência não política são os movimentos nos agregados monetários decorrentes da demanda por moeda e não da oferta de moeda. Assim, muitos autores como Strongin (1995) têm suprimido esta variável do modelo. Outros autores, como Christiano et al (1996), Christiano et al (1998) e Sims (1991) têm considerado a moeda no modelo, mas apenas para verificar como esta responde a choques monetários.

A variável que vem sendo mais utilizada para medir os choques de política monetária é a taxa básica de juros. A explicação remonta sobre o fato de que os Bancos Centrais, mesmo que de forma implícita, quando realizam suas políticas, levam em consideração a evolução e o nível desta variável. Em alguns períodos, dependendo do tipo de política adotada, os Bancos Centrais fixam metas para a taxa básica de juros como forma de afetar a atividade econômica e os preços do país.

Em conjunto com a taxa básica de juros diversos autores como Strongin (1995), Christiano et al (1996), Christiano et al (1998), Bernanke & Mihov (1998) e Uhlig (2005) têm utilizado o nível de reservas como medida de política. A explicação para isto reside no fato de que os Bancos Centrais, em muitas ocasiões, modificam os níveis de reservas com o objetivo de afetar a atividade econômica. Além disso, outras variáveis incluídas nas aplicações empíricas são aquelas relacionadas aos canais de transmissão de política monetária, como a variação cambial ou alguma medida de crédito. Smets (1997), por exemplo, enfatiza o papel da taxa de câmbio em seu modelo.

2.1.1 Choques de política monetária: abordagem narrativa

O trabalho pioneiro na abordagem narrativa é o de Friedman & Schwartz (1963). Neste estudo, os autores identificam, através da análise de documentos, os diversos períodos de choques de política monetária na economia dos Estados Unidos entre 1867 e 1960. Para os autores, os choques são identificados como aqueles movimentos não usuais, dado o desenvolvimento econômico, ou seja, são aqueles movimentos que não teriam ocorrido em outros períodos ou em outras circunstâncias, dado o padrão da atividade real.

Após vários anos, Romer & Romer (1989) estenderam o estudo dos choques de política monetária dos Estados Unidos para o período pós Segunda Guerra Mundial, buscando identificar algumas falhas no trabalho de Friedman & Schwartz (1963). A principal falha encontrada pelos autores foi a utilização de uma definição muito ampla do que se constitui um choque de política, excluindo alguns aparentes choques negativos de política e computando como choques alguns fatores não monetários. Assim, para minimizar estas falhas, Romer & Romer (1989) identificam os choques monetários como os períodos em que o Banco Central tenta exercer uma influência restritiva na economia no sentido de reduzir a inflação. Outros trabalhos que utilizam a abordagem narrativa estão Ahmad (2004) e Angelopoulou (2006).

Uma das críticas a abordagem narrativa é que ela não distingue claramente os componentes endógenos e exógenos da mudança política. Entretanto, Romer & Romer (2004), por meio desta metodologia, apresentam uma nova medida de política monetária que é livre de movimentos endógenos e antecipados. Estudo este que será apresentado em seção posterior dado que este modelo é a formulação básica para o presente estudo.

² De acordo com Kuttner & Mosser (2002) os modelos VAR são os mais utilizados para se evitar o problema de simultaneidade porque estes objetivam expurgar das mudanças na taxa de juros a resposta sistemática da atividade econômica, focalizando na resposta a choques de política exógena.

2.1.2 Choques de política monetária: modelos VAR

A maioria dos estudos sobre os choques de política monetária utiliza os VARs como metodologia de análise. Basicamente, os modelos VAR são sistemas de equações em que cada variável é explicada pelo valor defasado desta variável e pelos valores defasados das outras variáveis consideradas no modelo, permitindo que as relações entre elas sejam puramente estatísticas (Johnston & Dinardo, 1997).

A análise dos resultados dos efeitos dos choques de política monetária é freqüentemente elaborada a partir das funções impulso resposta derivadas da estimação dos modelos VAR. As funções impulso resposta ou inovações descrevem o efeito de um choque em uma variável endógena sobre todas as variáveis do modelo, incluindo ela mesma (Janeiro, 2004).

De acordo com Stock & Watson (2001) existem três variedades de modelos VAR: o modelo reduzido (VAR irrestrito), o modelo recursivo e o modelo estrutural (os dois métodos também são chamados de VAR restritos). O modelo reduzido expressa cada variável como uma função linear de seus valores passados, dos valores passados de todas as outras variáveis consideradas no modelo e um termo de erro não correlacionado serialmente (Stock & Watson, 2001).

Entretanto, os erros do modelo reduzido podem ser correlacionados contemporaneamente. Neste caso, para solucionar este problema, tem-se recorrido aos modelos recursivos que são construídos de forma que os termos de erros de cada equação sejam não correlacionados com os erros da equação precedente. De acordo com Stock & Watson (2001), isto pode ser feito incluindo alguns valores contemporâneos como regressores. Outra solução para o problema é transformar as inovações ε para produzir um novo conjunto de inovações ortogonais (Johnston & Dinardo, 1997). Esta solução é a mais amplamente utilizada e é denominada decomposição de Choleski. Na aplicação deste método a ordenação do VAR pode alterar o resultado, pois a variável que ocupa a primeira posição tem efeitos contemporâneos sobre as outras variáveis do sistema, enquanto que a variável que ocupa a última posição não exerce efeitos contemporaneamente às outras variáveis, sendo influenciada por todas as outras variáveis (Janeiro, 2004).

O método VAR estrutural é uma tentativa de suprimir o problema da falta de fundamentação teórica através de restrições de longo prazo, permitindo verificar se os dados são consistentes com uma ou outra classe de modelos teóricos (Janeiro, 2004). Os VARs estruturais utilizam a teoria econômica para isolar a ligação contemporânea entre as variáveis e requer uma suposição de identificação que permite que as correlações possam ser interpretadas.

Nos estudos dos efeitos dos choques de política monetária, alguns autores têm utilizado modelos recursivos e outros têm utilizado modelos estruturais, não havendo consenso entre eles sobre qual é a melhor metodologia. Christiano et. al (1998) defendem a utilização do modelo recursivo, pois com a suposição de recursividade, as variáveis do conjunto das informações do *Federal Reserve* no tempo t não respondem à realização da política monetária no tempo t . Os autores criticam a utilização de um modelo estrutural porque neste método, um conjunto muito amplo de relações econômicas deve ser identificado, tornando as suposições envolvidas controversas. Por outro lado, os que defendem os modelos estruturais acreditam que é necessário fazer suposições suficientes sobre o funcionamento da economia para avaliar os efeitos dos choques monetários porque a suposição de recursividade não é uma restrição suficiente.

Entre os autores que utilizam os modelos VAR recursivos estão: Sims (1992), Strongin (1995), Christiano et al (1996), Christiano et al (1998), Bhuiyan (2004), Janeiro (2004) dentre outros.

Já os modelos VAR estruturais, foram utilizados por autores como Bernanke & Blinder (1992), Leeper et al (1996), Smets (1997), Cushman & Zha (1997), Bernanke & Mihov (1998), Boivin (2001), Uhlig (2005) entre outros.

A maioria destes trabalhos utiliza alguma variante de taxa de juros como medida de política. No entanto, as mudanças na taxa de juros não são exógenas e neste caso, utilizar tão somente esta variável como medida de política pode levar a resultados não consistentes e não eficientes.

A inclusão de algum indicador de reservas tem sido feita para capturar mais informações sobre o procedimento operacional do *Federal Reserve* (Bernanke & Mihov, 1998). Porém, a utilização de algum nível de reservas também não é eficiente para acabar com o problema de endogeneidade. Muitas

vezes, o *Federal Reserve* modifica o nível de reservas da economia como forma de responder às variações na produção e nos preços.

Os resultados da maioria dos diferentes VAR mostraram, basicamente, que a produção e os preços diminuem após um choque monetário restritivo e que a produção responde com defasagens menores do que os preços³. Estes resultados são consistentes pela teoria econômica. No entanto, não há um consenso quanto a magnitude e em qual defasagem a política monetária afeta estas variáveis.

Além disso, alguns trabalhos apresentaram o problema de *price puzzle*, ou seja, os preços aumentaram após um choque restritivo. Para solucionar este problema, muitos autores têm acrescentado alguma medida de preço de *commodity*, já que eles acreditam que o *price puzzle* ocorre devido a choques de oferta. Mas o confronto entre as dificuldades de se avaliar os choques políticos e os estudos empíricos oferece a indicação de que os *puzzles* podem ser provenientes dos movimentos endógenos das taxas de juros e das reservas, fazendo com que as aplicações empíricas apresentem problemas em seus resultados.

Portanto, são necessárias mais pesquisas e aplicações empíricas de novos modelos para melhor medir os choques de política monetária, considerando os movimentos endógenos da taxa de juros e do nível de reservas. Neste contexto, Romer & Romer (2004) sugerem uma nova medida de política considerando os movimentos endógenos da taxa de fundos federais (taxa básica de juros), o qual será objeto de estudo de seção subsequente.

2.2 Evidências empíricas: o caso brasileiro

A presente seção tem como objetivo realizar uma breve revisão dos trabalhos empíricos que se preocupam com o estudo dos efeitos dos choques de política monetária no Brasil, buscando verificar, principalmente, as variáveis utilizadas nos diferentes trabalhos, bem como os seus principais resultados. Entre os principais trabalhos sobre os efeitos dos choques monetários estão: Matsumoto (2000), Carneiro & Wu (2000), Fernandes & Toro (2002), Minella (2001), Arquete & Jayme Júnior (2003), Figueiredo & Maia (2003), Ferreira (2004), Céspedes et al (2005), Silva & Maia (2005); dentre outros.

O estudo de Matsumoto (2000) teve como objetivo comparar os efeitos reais dos choques monetários sobre a economia brasileira e sobre a economia argentina no período entre o primeiro trimestre de 1981 ao segundo trimestre de 1998. Para isto, o autor utilizou um VAR recursivo, considerando as seguintes variáveis: a primeira diferença da variação do PIB real, a segunda diferença da taxa aproximada de inflação e a primeira diferença da taxa de juros do mercado monetário. Foram incluídos também, um termo de intercepto e variáveis *dummies* que representam os principais choques externos ocorridos na economia brasileira. As simulações das funções impulso resposta com oito defasagens para o Brasil mostraram que o PIB cai, no máximo, 0,24 pontos e este efeito ocorre cerca de três trimestres após o choque de redução na quantidade ofertada de moeda. Quanto aos preços, o autor verifica a presença de *price puzzle* cujo efeito máximo de 1,2 pontos ocorre em 6 meses e, a partir de então os preços passam a cair e a contração máxima de 0,5 pontos ocorre cerca de cinco meses após o choque. O autor salienta que estes resultados para os preços devem ser analisados com cautela.

Carneiro & Wu (2000) examinam os efeitos sobre as variáveis reais da política monetária no Brasil em termos de combate à inflação, buscando compará-los aos resultados verificados na Alemanha, na Bélgica, nos Estados Unidos e na Inglaterra. Os autores utilizam um modelo VAR, considerando as seguintes variáveis: desemprego, taxa de inflação, primeira diferença da taxa de câmbio, e a taxa de juros de curto prazo de um título do governo. Como resultado, verificam que o Brasil é o país que apresenta a maior taxa de sacrifício dentre os países considerados na análise, ou seja, o aumento na taxa de juros para controlar a inflação provoca profundos e longos aumentos na taxa de desemprego.

³ A produção responde com menores defasagens do que os preços porque num prazo muito curto de tempo os preços e os salários apresentam rigidezes.

Minella (2001) examina os efeitos da política monetária para três períodos distintos: inflação crescente de forma moderada (1975 a 1985), inflação elevada (1985 a 1994) e inflação baixa (1994 a 2000), por meio de um modelo *VAR* recursivo que inclui as seguintes variáveis: o índice da produção industrial ajustada sazonalmente, o índice de preços IGP-DI, a taxa de juros SELIC e o agregado monetário M1. Para o último período, os autores incluem a variável *spread* EMBI para avaliar os efeitos das crises externas.

Os resultados para a terceira subamostra, 1994 a 2000, indicam que os choques monetários apresentam efeitos estatisticamente significantes sobre o produto, que se torna negativo no segundo mês e a máxima redução ocorre entre o terceiro e o sétimo mês. Em termos quantitativos, um choque de um ponto percentual na taxa SELIC (% a.a.) faz a produção reduzir, aproximadamente, 0,25%. Quanto aos efeitos sobre os preços, os resultados são inconclusivos tanto para o IPCA quanto para o IGP-DI. Incluindo a variável *spread* EMBI para avaliar os efeitos das crises externas o autor conclui que existe um temporário declínio nos preços.

Arquete & Jayme Jr (2003) realizam uma análise *VAR* estrutural da política monetária brasileira e o seu impacto sobre a inflação e o produto no período entre julho de 1994 e dezembro de 2002 em que as variáveis consideradas no modelo são: o hiato do produto, a taxa de inflação, a taxa de juros SELIC, as taxas nominal e real de câmbio, as reservas internacionais, a utilização da capacidade industrial dessazonalizada e taxa de desemprego aberto dessazonalizado. Como principais resultados, os autores verificam que o Banco Central do Brasil não responde imediatamente aos choques de inflação, ou seja, as intervenções ocorrem de forma gradativa. As restrições externas são importantes para a “política doméstica”. As elevações na taxa de juros SELIC provocam uma queda substancial na utilização da capacidade instalada e o efeito persiste por aproximadamente quinze meses. O efeito máximo sobre a produção ocorre em quatro meses. Os resultados indicam que a elevação de 1 p.p. na taxa de juros reduz a utilização da capacidade instalada em 0,78 p.p.. Quanto aos preços, um choque de taxa de juros provoca um aumento no IPCA de 0,51 p.p. no quarto mês, o que pode indicar uma má especificação do modelo.

Com o objetivo de verificar a resposta do emprego e do desemprego aos choques monetários, Figueiredo & Maia (2003) estimam dois modelos *VAR* recursivos para o período entre agosto de 1994 a dezembro de 2002. Como resultados, os autores verificam que os preços aumentam após o choque monetário e o máximo efeito ocorre em dois meses. O índice de emprego apresenta uma queda acentuada e estabiliza no final de dez meses. Já o desemprego, apresenta um acentuado aumento e estabiliza no final de dezessete meses.

Com o objetivo de avaliar o desempenho do regime de metas de inflação no Brasil e os seus efeitos sobre o produto, Ferreira (2004) utiliza um modelo *VAR* recursivo para o período compreendido entre agosto de 1994 a dezembro de 2003. Como resultados, o autor verifica que o Banco Central vem utilizando a taxa de juros como um importante instrumento de política monetária. Outra constatação é a presença de inércia inflacionária dado que um choque de inflação na própria inflação faz com que somente depois de decorridos dois anos esta variável volte a sua trajetória usual. De acordo com o autor, isto caracteriza um desafio ao regime de metas inflacionárias porque a política monetária precisa ser mais agressiva para conseguir afetar os preços.

Além disso, o autor verifica que as alterações nas taxas de juros com o objetivo de conter pressões inflacionárias podem provocar efeitos opostos ao objetivado. Uma explicação apresentada pelo autor para este resultado é que o custo de capital de empréstimo faz parte dos custos das empresas. Desse modo, o aumento da taxa de juros, eleva o custo de produção e os empresários, para defenderem as suas taxas de lucros, aumentam os seus preços. Outra explicação dada pelo autor é de que os juros são elevados em momentos de inflação elevada, e por isto a elevação dos juros não consegue eliminar por completo essa pressão. Além destes resultados, o autor verifica que a taxa de inflação mostra-se bastante sensível às oscilações da taxa de câmbio, a inflação responde de forma errática e não significativa às variações no resultado nominal do governo e a política monetária afeta negativamente a utilização da capacidade instalada.

Céspedes et al (2005) aplica um modelo *VAR* estrutural para verificar os efeitos da política monetária para o período entre 1996 a 2004, considerando as seguintes variáveis: as taxas de juros

SELIC fixada pelo Banco Central, a taxa de câmbio nominal, o índice de preços IPCA, a taxa de juros de longo prazo, o índice da produção industrial, as reservas estrangeiras e o agregado monetário M1. Como resultados, os autores verificam que um choque de política monetária provoca uma redução na produção e nos preços e que a resposta da produção é mais rápida do que a dos preços.

Silva & Maia (2005) estimam os efeitos de um choque de política monetária no Brasil no período de 1994 a 2002, através de um modelo VAR recursivo. Os autores consideram as seguintes variáveis no modelo: o índice de produção industrial, o IPCA, o índice da taxa de câmbio real efetiva, a taxa de juros SELIC e o índice do agregado monetário M1. Como resultado, os autores verificam que um choque restritivo provoca uma queda no produto no segundo mês, uma elevação no terceiro mês e uma queda no quarto mês, sendo que, a partir do sétimo mês estes efeitos são nulos. Quanto à inflação, os resultados indicam que os choques monetários têm provocado somente reduções temporárias nesta variável. Além disso, os choques têm provocado efeitos negativos significativos sobre a taxa de câmbio no segundo e no terceiro meses, indicando que as valorizações cambiais induzem à queda na taxa de inflação.

Esta breve revisão empírica indica que os efeitos dos choques de política monetária sobre o produto no Brasil, se comparado com os resultados obtidos para a economia dos Estados Unidos, ocorrem com defasagens muito menores. Quanto aos efeitos sobre os preços, alguns dos trabalhos tiveram a presença do fenômeno *price puzzle* em seus resultados o que poderia indicar um problema na especificação destes modelos. Ao contrário da literatura internacional, os autores não têm acrescentado os preços de *commodities* mundiais para corrigir os choques de oferta⁴.

Entretanto, a análise da evolução da política monetária no Brasil apresentou indícios de que é possível que um aumento de preços após um choque de política não seja um resultado falho, mas uma característica da economia brasileira. A convivência com elevadas taxas de inflação fez com que fossem criados, ao longo do tempo, diversos mecanismos de indexação de preços, provocando a inércia inflacionária⁵. Mesmo após a estabilização de preços, diversos contratos ainda são corrigidos levando em consideração a inflação passada, como é o caso dos reajustes nas tarifas telefônicas.

Para testar esta afirmação, o próximo capítulo tem como objetivo verificar os efeitos dos choques de política monetária no Brasil, utilizando a nova medida de choque político baseado em Romer & Romer (2004).

3. O modelo Teórico

A derivação da nova medida dos choques de política monetária de Romer & Romer (2004) apresenta dois caminhos. O primeiro é derivar uma série das intenções do *Federal Reserve* para a taxa de fundos federais. E o segundo é controlar esta série para as previsões do *Federal Reserve* e, assim, construir uma medida de intenções de política monetária que não é impulsionada pelas informações sobre o desenvolvimento econômico futuro.

A variável taxa de fundos federais foi escolhida por Romer & Romer (2004) para servir como instrumento de análise das intenções do *Federal Reserve*, pois durante um longo período de tempo, o *Federal Reserve* tem explicitamente tido como meta a taxa de fundos federais, implicando que as mudanças nesta variável são um bom indicador de intenções políticas. Além disso, a taxa de juros é uma variável que tende a ser mais consistente no tempo do que outras variáveis, não sendo tão influenciada por fatores regulatórios.

Para derivar as mudanças nas intenções da taxa de fundos federais, Romer & Romer (2004) utilizam duas fontes de dados. Uma fonte é o conjunto de atas dos encontros do *Federal Open Market Committee* (FOMC). A outra fonte de dados é mais quantitativa e obtida dos memorandos do *Federal Reserve* que mostra as intenções da taxa de fundos federais. A explicação para combinar as evidências narrativas com as evidências quantitativas é porque algumas das mudanças nas intenções da taxa de fundos federais ocorrem logo após o encontro do FOMC, embasadas em novas informações. Se não houvesse estas mudanças nas intenções da taxa de fundos federais após o encontro do FOMC, os

⁴ Não existe uma explicação na literatura para que os pesquisadores brasileiros não incluam a variável preços de *commodities* em seus modelos.

⁵ A inflação inercial é o processo automático de realimentação dos preços.

autores poderiam utilizar os dados sobre as mudanças nas metas da taxa de fundos federais. Assim, Romer & Romer (2004) utilizam a série de mudanças nas intenções da taxa de fundos federais, ao invés da taxa de fundos federais, pois esta escolha permite eliminar muitas das relações endógenas entre a taxa de juros e a atividade econômica.

Periodicamente os membros do FOMC se reúnem para discutir a política monetária e fixam metas para a taxa de fundos federais, com base na situação econômica existente tanto no período corrente quanto nas previsões para os meses seguintes. Se no período atual existe uma previsão de que nos próximos meses haverá um aquecimento da economia e que terá como consequência uma pressão sobre os preços, os membros do FOMC, em posse desta informação, reagem ao movimento futuro da economia, aumentando hoje a taxa de fundos federais. Neste caso, as mudanças nas intenções da taxa de fundos federais nada mais são do que respostas da política monetária à atividade econômica, representando assim as mudanças endógenas na taxa de fundos federais.

O segundo caminho utilizado por Romer & Romer (2004) para derivar a nova medida de choque político foi remover desta série de mudanças nas intenções da taxa de fundos federais as informações do *Federal Reserve* sobre os desenvolvimentos futuros da economia. Para isto, os autores utilizaram as previsões da inflação, as previsões do crescimento real da produção e as previsões da taxa de desemprego como uma medida das informações do *Federal Reserve* sobre os desenvolvimentos futuros da economia. Assim, com estas informações é possível obter uma medida de intenções de política monetária que é livre de movimentos endógenos e antecipados.

A explicação para remover da série das mudanças nas intenções da taxa de fundos federais as previsões sobre os desenvolvimentos futuros da economia é para suprimir os movimentos antecipados da política. O *Federal Reserve* modifica a meta da taxa de fundos federais em razão dos movimentos futuros da economia, ou seja, se a expectativa é de que nos próximos meses haja uma pressão sobre os preços em razão de um superaquecimento na economia devido as compras do final de ano, o *Federal Reserve* tende a aumentar a taxa de juros antecipadamente, por exemplo, em outubro, com o objetivo de afetar a economia em dezembro. Assim, removendo da série das mudanças nas intenções da taxa de fundos federais as previsões sobre os desenvolvimentos futuros da economia, a série resultante é livre de movimentos endógenos e antecipados.

Os autores destacam que este procedimento não representa uma função de reação do Banco Central, mas tem a finalidade de expurgar das séries da taxa de fundos federais os movimentos que correspondem às informações sobre os desenvolvimentos futuros para que seja possível captar os verdadeiros efeitos dos choques de política monetária sobre a produção e a inflação. Como os dados correspondentes às intenções da taxa de fundos federais e às previsões do *Greenbook*⁶ são correspondentes aos encontros do FOMC, a quantidade de observações é dada pelo número de encontros do FOMC. A especificação da equação a ser estimada para obter a medida de choque monetário é a seguinte:

$$\begin{aligned} \Delta ff_m = & \alpha + \beta ff_b_m + \sum_{i=-1}^2 \gamma_i \Delta \tilde{y}_{mi} + \sum_{i=-1}^2 \lambda_i (\Delta \tilde{y}_{mi} - \Delta \tilde{y}_{m-1,i}) + \sum_{i=-1}^2 \varphi_i \tilde{\pi}_{mi} + \\ & + \sum_{i=-1}^2 \theta_i (\tilde{\pi}_{mi} - \tilde{\pi}_{m-1,i}) + \rho \tilde{u}_{m0} + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (3)$$

Onde Δff_m é a mudança na direção da taxa de fundos federais no encontro do FOMC (m); ff_b_m é o nível de intenção da taxa de fundos federais antes de qualquer mudança associado com o encontro m , que é incluído para captar qualquer mudança de comportamento do FOMC; $\tilde{\pi}$ é a previsão da inflação; $\Delta \tilde{y}$ é a previsão da taxa de crescimento real; \tilde{u} é a previsão da taxa de desemprego, e; i indica o horizonte da previsão, assumindo que -1 é previsão do trimestre anterior, 0 é do trimestre corrente, e 1 e 2 são do primeiro e do segundo trimestres. A previsão para o trimestre anterior é oferecida pelos dados atuais ao invés de previsões.

⁶ O *Greenbook* é uma publicação do *Federal Reserve* que apresenta as previsões da economia dos Estados Unidos e é produzido antes de cada encontro do FOMC.

Os autores incluem as previsões para os próximos encontros e a mudança nas previsões porque é plausível que tanto o nível quanto as mudanças nas previsões são importantes determinantes do comportamento do *Federal Reserve*.

Na equação (2.1) não foram incluídos todos os horizontes de previsão da taxa desemprego em razão da Lei de Okun⁷. A maior atenção foi dada à previsão do crescimento do produto porque esta variável tem um papel mais importante nas decisões do FOMC (Romer & Romer, 2004).

O resultado estimado da equação (3) para o período de 1969 a 1996 para a economia dos Estados Unidos indica que o FOMC tende a se comportar de forma contra cíclica. A soma dos coeficientes da previsão do crescimento real foi de 0,04 a soma dos coeficientes da mudança no crescimento real é de 0,24, resultados que se mostraram estatisticamente significantes. Esta estimativa indica que um aumento na previsão do crescimento real em um ponto percentual eleva a taxa de fundos federais em 28 pontos base $((0,04+0,24)\times 100)$. Além disso, a significância do coeficiente negativo das previsões do desemprego confirma a tendência contra cíclica do FOMC.

A regressão aponta que a magnitude dos efeitos estimados para a inflação é pequena. A soma dos coeficientes da previsão de inflação é 0,04. A soma dos coeficientes das mudanças na previsão da inflação é de 0,03. Este resultado indica que um aumento na previsão da inflação em um ponto percentual eleva a taxa de fundos federais em sete pontos base $((0,03+0,04)\times 100)$.

O R^2 da regressão foi de 0,28, o que sugere que uma fração substancial das ações do *Federal Reserve* tem ocorrido em resposta as suas previsões do crescimento futuro e da inflação.

Como o foco da equação (3) é elaborar uma série de choques de política monetária proveniente das previsões do Banco Central para o futuro, os autores não se preocupam com a significância das estimativas. Em especial, os autores não se preocupam em normalizar os resíduos da estimativa da equação (3) porque é exatamente o comportamento desta variável que corresponde aos choques de política monetária.

A nova medida de choques monetários é construída a partir dos resíduos da equação (3). Devido ao fato de que os dados da equação (3) correspondem aos encontros do FOMC, os resíduos também correspondem aos encontros do FOMC e, dessa forma, a série deve ser convertida em dados mensais. Para isto, atribuiu-se para cada choque o mês em que ocorreu o encontro do FOMC. Nos meses em que não houve nenhum encontro o choque é igual a zero.

Para verificar os efeitos dos choques de política monetária na produção, Romer & Romer (2004) estimaram a seguinte equação:

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{k=1}^{11} a_k D_{kt} + \sum_{i=1}^{24} b_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{36} c_j S_{t-j} + e_t \quad (4)$$

Onde y é o logaritmo da produção industrial; S é a medida dos choques de política monetária; e D são *dummies* mensais. Na equação (4) foram incluídas 24 defasagens do crescimento da produção para controlar para a dinâmica normal da produção e foram incluídas 36 defasagens da série de choques para capturar os efeitos diretos dos choques no crescimento da produção. Além disso, os autores acrescentaram *dummies* mensais na equação para controlar para as sazonalidades.

Os autores entendem que é mais apropriado verificar os efeitos de política por meio dos gráficos do tipo impulso resposta, pois estes oferecem uma melhor explanação dos resultados obtidos. Para visualizar os resultados, os autores examinaram a resposta do nível do logaritmo da produção a uma realização da variável política em pontos base. Como a série dos choques é medida em pontos percentuais, a resposta estimada do logaritmo da produção após um mês é c_1 , que é o coeficiente da primeira defasagem de S . A resposta após dois meses é de $c_1 + (c_2 + b_1 c_1)$, a resposta em três meses é $c_1 + (c_2 + b_1 c_1) + (c_3 + b_2 c_2)$ e assim por diante.

Romer & Romer (2004) verificaram que o impacto cumulativo é positivo para os primeiros quatro meses, e então declina até o mês 22 para aproximadamente $-4,3\%$, onde permanece praticamente no mesmo nível até o mês 27, quando volta a se elevar. Isto significa que um choque de política monetária irá reduzir a produção em aproximadamente 4% em 22 meses e que este impacto se

⁷ A Lei do Okun estabelece a relação entre a taxa de crescimento econômico e o desemprego.

enfraquece gradualmente com o tempo. A inclusão de 48 defasagens para a medida de política não modificou muito os resultados encontrados.

Para verificar os impactos sobre a inflação, os autores consideraram um número de defasagens maior do que no caso da produção porque em diversos estudos empíricos os impactos sobre os preços ocorrem por um horizonte maior de tempo. Assim, considerando 48 defasagens no tempo para o choque de política e 24 defasagens para os preços, foi estimada a seguinte equação:

$$\Delta p_t = a_0 + \sum_{k=1}^{11} a_k D_{kt} + \sum_{i=1}^{24} b_i \Delta p_{t-i} + \sum_{j=1}^{48} c_j S_{t-j} + e_t \quad (5)$$

Onde p é o logaritmo do índice de preços para bens finais. A análise gráfica dos resultados desta equação indica que o impacto estimado para a inflação é praticamente zero para os primeiros 22 meses após o choque. Dois anos após o choque os preços passam a reduzir substancialmente e após 30 meses o impacto estimado é de aproximadamente $-5,9\%$ em relação ao período inicial.

Assim, os resultados obtidos nas estimativas de Romer & Romer (2004) são consistentes com a teoria. Contrações na política monetária diminuem tanto a produção quanto a inflação. Ambos os efeitos ocorrem com defasagens no tempo, com a produção se movendo antes da inflação. Quantitativamente, o resultado sugere que os efeitos da produção ocorrem em defasagens curtas enquanto que os efeitos na inflação ocorrem em defasagens maiores. Os resultados indicam que os impactos dos choques monetários sobre a produção e a inflação são mais elevados do que se acreditava.

4. Resultados para o Brasil

4.1 Método empírico: Modelo Autoregressivo de Defasagem Distribuída (ADL)

O modelo de Romer & Romer (2004), como já apresentado, é composto por três equações. Na primeira equação (2.1) a mudança nas intenções de política monetária, ou seja, as mudanças na meta da taxa de juros depende de quatro defasagens das previsões da produção e da taxa de inflação, da primeira diferença de cada uma destas defasagens e do nível de emprego. Esta equação pode ser caracterizada como um Modelo de Defasagem Distribuída porque inclui, além dos valores correntes, os valores defasados das variáveis explicativas. Um modelo com mais de duas defasagens pode ser representado como:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Este tipo de equação mostra que o efeito de um aumento na variável x se distribui ao longo do tempo e os coeficientes β_i são chamados de multiplicadores de impacto. Apesar de o modelo incluir um número de defasagens infinito, normalmente os modelos são construídos com um número finito de períodos (Greene, 1997). O efeito total sobre a variável y é dado pela soma dos efeitos em cada um dos períodos:

$$\beta = \sum_{i=0}^{\infty} \beta_i \quad (7)$$

Onde β é o multiplicador de impacto de longo prazo. Este tipo de equação pode ser estimado através do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), desde que os regressores sejam estacionários (JOHNSTON & Dinardo, 1997). A significância estatística da soma dos β_i pode ser obtida por meio do teste de *Wald*. Um problema comum nos Modelos de Defasagem Distribuída é a presença de autocorrelação que normalmente é resolvida por meio de métodos econométricos apropriados.

No entanto, para estimar a equação (3), não é necessário se preocupar nem com a duração das defasagens e nem com a significância dos resultados obtidos porque, como destacado anteriormente, esta equação representa a magnitude em que Banco Central altera a taxa de juros dadas as suas previsões sobre o futuro. Ou seja, não se está interessado em saber quanto a produção, a inflação e o emprego afetam a mudança na taxa de juros, porque já é assumido que o Banco Central considera estas variáveis quando executa a política monetária. O maior interesse na estimativa da equação (2.1) são os

seus resíduos porque eles representam o quanto que o Banco Central não antecipou quando executou a política.

As equações (4) e (5) podem ser classificadas como um Modelo Autoregressivo de Defasagem Distribuída (*ADL*), porque na equação (4) a primeira diferença do logaritmo da produção industrial depende dos valores defasados dos choques de política monetária, dos valores defasados da primeira diferença do logaritmo da produção, além de incluir *dummies* mensais para corrigir para a sazonalidade. Na equação (5) a primeira diferença do logaritmo do índice de preços depende dos valores defasados dos choques de política monetária, dos valores defasados da primeira diferença do logaritmo do índice de preços, além das *dummies* incluídas para corrigir para a sazonalidade.

Nos Modelos de Defasagem Distribuída a variável dependente é explicada pelos seus valores defasados e pelos valores correntes ou defasados das variáveis explicativas (JONHSTON E Dinardo, 1997). Um modelo *ADL* simples é dado por:

$$y_t = M + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Este *ADL* é representado como *ADL*(1,1) porque tanto a variável dependente quanto as variáveis explicativas apresentam apenas uma defasagem de ordem um. O termo de erro (ε) desta equação deve ser por hipótese um ruído branco. Nesta equação, y responde às variações na variável x com defasagens no tempo, em que em cada defasagem da variável y oferece uma resposta àquela variação inicial de x . O efeito de longo prazo desta variação inicial é obtido através da soma dos coeficientes das diversas defasagens de x , ou seja, o efeito de longo prazo é igual a $(\beta_0 + \beta_1)/(1 - \alpha_1)$, desde que a condição de estabilidade $|\alpha_1| < 1$ seja satisfeita. Se x permanecer ao longo do período constante e igual a \bar{x} , dada a condição de estabilidade, o valor de y tenderá para um valor constante de \bar{y} (Jonhston & Dinardo, 1997), ou seja:

$$\bar{y} = \frac{m}{1 - \alpha_1} + \frac{\beta_0 + \beta_1}{1 - \alpha_1} \bar{x} \quad (9)$$

$$\bar{y} = a + \gamma \bar{x} \quad (10)$$

Os modelos *ADL* podem ser estimados através de uma reparametrização da equação (4.4). Esta reparametrização pode ser realizada de várias formas, na qual uma maneira simples de fazer isto é substituindo na equação (4.4) y_t por $y_{t-1} + \Delta y_t$ e x_t por $x_{t-1} + \Delta x_t$, ou seja:

$$\begin{aligned} y_{t-1} + \Delta y_t &= m + \alpha_1 y_{t-1} + \beta_0 (x_{t-1} + \Delta x_t) + \beta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= m + \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1) y_{t-1} + (\beta_0 + \beta_1) x_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (11)$$

As equações (2.3) e (2.4) são semelhantes à reparametrização de um Modelo de Defasagem Distribuída que não inclui o valor atual da variável x :

$$\Delta y_t = m - (1 - \alpha_1) y_{t-1} + \beta_0 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Incluindo infinitas defasagens, a equação (4.8) se torna:

$$\Delta y_t = m - \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \alpha_1) y_{t-i} + \sum_{j=0}^{\infty} \beta_0 x_{t-j} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Os parâmetros da equação (4.9) podem ser estimados pelo método de MQO e testados por meio do teste t e do teste de *Wald*. Em seguida, os resultados podem ser analisados através dos testes econométricos usualmente aplicados. Caso seja detectada a presença de autocorrelação – problema muito comum quando se trabalha com variáveis defasadas – um caminho para corrigi-lo é estimar a equação (4.9) através do método *Prais-Winsten*⁸. Este método também é conhecido como Mínimos Quadrados Generalizados Factíveis Completos (MQGF) e estima os parâmetros de um modelo de regressão linear em que os resíduos são serialmente correlacionados. Assume-se que os resíduos apresentam um processo autoregressivo de primeira ordem.

⁸Os detalhes deste método é apresentado em: S. J. Prais and C. B. Winsten, *Trend estimators and serial correlation*, Cowles Commission Discussion Paper no. 383, 1954.

4.2 Apresentação dos dados

4.2.1 Dados Utilizados para a equação de choques de política monetária

Os dados das séries de intenções do Banco Central foram obtidos das atas das reuniões do COPOM, o qual estipula em cada reunião a meta de taxa de juros SELIC a ser perseguida em cada período.

A série de dados do PIB do período t-1 foi obtida por meio da tabela 4190 do Banco Central e corrigida pelo IGP-DI. A série de dados do IPCA foi obtida por meio da tabela 433 do Banco Central e acumulada anualizada. A série de dados do câmbio (preço de venda) foi obtida no Banco Central e se refere à tabela 3696. As expectativas do PIB dos preços foram obtidas das tabelas das expectativas de mercado do Banco Central.

Os dados coletados compreendem o período janeiro de 2000 (reunião do dia 19/01 do COPOM) até dezembro de 2007 (reunião do dia 5/12) e estão dispostos de acordo com a data da reunião do COPOM. A escolha por este intervalo de dados é devido à disponibilidade de informações, já que não há dados para o período anterior a janeiro de 2000. Os dados das séries do período t-1 (a previsão para o período anterior) se referem aos valores correntes das variáveis naquele período. Já os dados para as previsões em t e em t+1 foram obtidos um dia antes da reunião do COPOM.

A explicação para a inclusão da taxa de câmbio e a exclusão da taxa de desemprego no modelo é que as Atas do COPOM expressam significativa importância à taxa de câmbio na determinação da meta da taxa de juros e reduzida importância para a taxa de desemprego e, assim, a inclusão da última variável poderia comprometer os resultados. Em termos empíricos, a inclusão da taxa de desemprego se mostrou estatisticamente não significativa.

4.2.2 Dados utilizados para as equações dos efeitos dos choques de política monetária

Inicialmente, é necessário destacar que para estimar as equações (4) e (5) foi utilizado uma série maior de observações, compreendendo o período de janeiro de 1998 a dezembro de 2007. Neste caso, seguindo a metodologia de Romer & Romer (2004), os valores dos choques para o período anterior a fevereiro de 2000 foram considerados iguais a zero. Apesar do aumento no tamanho da amostra, não é possível estimar as equações (4) e (5) com o elevado número de defasagens que foram considerados no modelo de Romer & Romer (2004). No entanto, isto não representa uma grande perda, porque as evidências empíricas para o Brasil, como discutidas na seção 2, apontam para o fato de que a política monetária no país tem efeitos mais rápidos e menos duradouros do que nos Estados Unidos.

Em razão dos preços monitorados terem afetado substancialmente a inflação nos anos de 2001 e 2002 é interessante verificar separadamente os efeitos da política monetária sobre os preços livres e sobre os preços administrados (monitorados por contratos).

Para verificar os efeitos da política monetária sobre a produção utilizou-se o logaritmo da produção industrial geral disponível no IPEADATA. Para verificar os efeitos da política monetária sobre os preços utilizou-se os dados do IPCA e os dados dos preços livres e monitorados (tabelas 433, 4449 e 11428 do Banco Central). As séries de preços foram transformadas em números índices com base em fevereiro de 1999 e, em seguida, transformadas em logaritmo. As séries de dados são apresentadas em anexo (Figuras A1 e A2).

4.3 Análise dos resultados

No estudo de séries temporais as séries devem ser estacionárias para que as inferências sejam consistentes. Uma das formas de verificar a estacionariedade de uma série é a aplicação dos testes de raiz unitária, na qual a série será não-estacionária se possuir, pelo menos, uma raiz unitária.

Para identificar a presença de raiz unitária nas séries foram realizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP). Os resultados destes testes são apresentados na Tabela 1. Por meio destes testes observa-se que as séries utilizadas são estacionárias.

TABELA 1 – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

ADF				
Variável	T	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
Mudança na taxa SELIC*	-5,9693	-3,5064	-2,8947	-2,5842
Taxa SELIC (% a.a.)*	-2,6598	-3,5064	-2,8947	-2,5842
PIB Acumulado 12 meses (var. %)*	-2,3372	-3,5064	-2,8947	-2,5842
Expectativa do PIB em t*	-5,2613	-3,5064	-2,8947	-2,5842
Expectativa do PIB em t+1*	-5,3986	-3,5064	-2,8947	-2,5842
IPCA acumulado 12 meses (var. %)*	-3,4402	-3,5064	-2,8947	-2,5842
Expectativa do IPCA em t*	-4,6646	-3,5064	-2,8947	-2,5842
Expectativa do IPCA em t+1*	-4,7677	-3,5064	-2,8947	-2,5842
Taxa de Câmbio*	-3,9790	-3,5064	-2,8947	-2,5842
Resíduos da equação 1 (choques)	-4,3584	-3,4880	-2,8865	-2,5799
Ln produção industrial*	-5,9811	-3,5064	-2,8947	-2,5842
Ln IPCA	-3,8481	-3,4880	-2,8865	-2,5799
Ln Preços Livres	-4,1837	-3,4880	-2,8865	-2,5799
Ln Preços Monitorados	-3,8596	-3,4880	-2,8865	-2,5799
PP				
Variável	T	Valores Críticos		
		1%	5%	10%
Mudança na taxa SELIC*	-14,813	-3,5047	-2,8939	-2,5838
Taxa SELIC (% a.a.)*	-4,9079	-3,5047	-2,8939	-2,5838
PIB Acumulado 12 meses (var. %)*	-15,768	-3,5047	-2,8939	-2,5838
Expectativa do PIB em t*	-9,4212	-3,5047	-2,8939	-2,5838
Expectativa do PIB em t+1*	-5,3986	-3,5047	-2,8939	-2,5838
IPCA acumulado 12 meses (var. %)*	-4,0457	-3,5047	-2,8939	-2,5838
Expectativa do IPCA em t*	-7,7575	-3,5047	-2,8939	-2,5838
Expectativa do IPCA em t+1*	-7,1395	-3,5047	-2,8939	-2,5838
Taxa de Câmbio*	-6,0057	-3,5047	-2,8939	-2,5838
Resíduos da equação 1 (choques)	-7,7312	-3,4861	-2,8857	-2,5795
Ln produção industrial	-3,1444	-3,4861	-2,8857	-2,5795
Ln IPCA	-5,0510	-3,4861	-2,8857	-2,5795
Ln Preços Livres	-4,5135	-3,4861	-2,8857	-2,5795
Ln Preços Monitorados	-7,5024	-3,4861	-2,8857	-2,5795

Fonte: resultados da pesquisa

*primeira diferença

A estimativa da equação (3) para o Brasil é apresentada em anexo na Figura A3. Pode-se verificar que individualmente alguns dos coeficientes não apresentam significância estatística. No entanto, o teste *F* aponta que, conjuntamente, os coeficientes são significantes.

O resultado estimado da equação (3) para o Brasil pode ser representado como:

$$\Delta \tilde{f}_m = -4,85 - 0,03 \tilde{f}b_m + 0,64 \Delta \tilde{y}_{mi} - 0,39 (\Delta \tilde{y}_{mi} - \Delta \tilde{y}_{m-1,i}) + 0,23 \tilde{\pi}_{mi} + 0,24 (\tilde{\pi}_{mi} - \tilde{\pi}_{m-1,i}) + 0,73 camb \quad (14)$$

A soma dos coeficientes das previsões do crescimento real é de 0,64 e a soma dos coeficientes das mudanças no crescimento real é de -0,39. O teste de *Wald* indica que a soma dos coeficientes da produção se mostram estatisticamente significantes, mas a soma dos coeficientes da diferença da produção não apresenta significância estatística. Estes resultados sugerem que um aumento na previsão da produção em um ponto percentual aumenta a taxa de juros em 24,67 pontos base. Isto significa que o Banco Central tende a agir de maneira anti cíclica, aumentando a taxa de juros quando há expectativas de aumento na produção real e diminuindo a taxa de juros quando há expectativas de uma queda na produção.

A soma dos coeficientes da previsão de inflação é de 0,23 e se mostrou estatisticamente significativa. Já a soma dos coeficientes das mudanças na previsão da inflação é de 0,24 e o teste de *Wald* indicou insignificância estatística. O resultado indica que um aumento na previsão da inflação

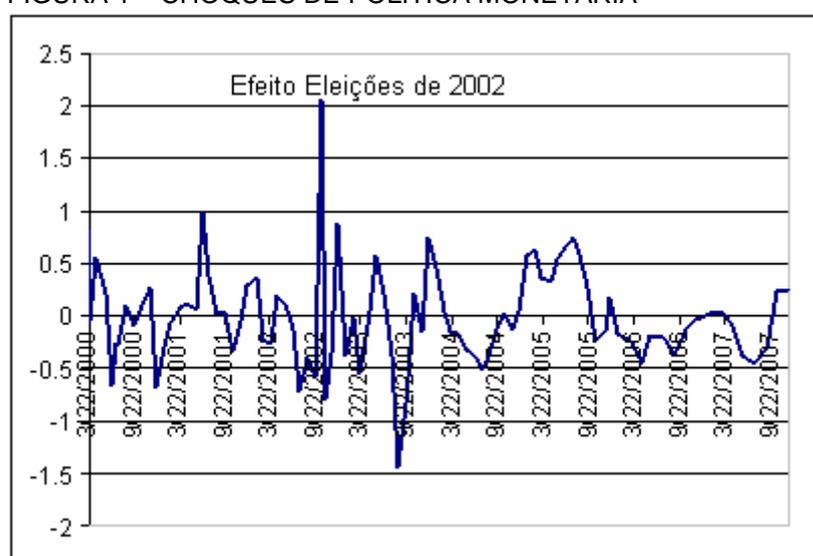
em um ponto percentual aumenta a taxa de juros em 47,96 pontos base. Ou seja, o Banco Central tende a agir de forma contra cíclica.

O R^2 da regressão é de 0,60 e sugere que uma fração substancial das ações do Banco Central do Brasil tem ocorrido em resposta às previsões do crescimento futuro e da inflação. Como destacado, a significância dos coeficientes não é o foco desta equação, mas os seus resíduos são de extrema importância para este estudo porque representam os choques de política monetária.

A Figura 1 indica que a série de choques apresenta significativas flutuações. Pode-se perceber que os meses em que o Banco Central do Brasil aumentou significativamente a taxa de juros correspondem aos picos da série de choques de política monetária. O período de maior pico corresponde a outubro de 2002 em que a economia brasileira estava enfrentando problemas em razão das eleições presidenciais.

Além disso, este pico vem acompanhado de uma redução brusca no choque, o que significa que após um choque positivo (aumento na taxa de juros) de taxa de juros, o Banco Central tende a efetuar um choque negativo de taxa de juros (redução na taxa de juros).

FIGURA 1 – CHOQUES DE POLÍTICA MONETÁRIA



Fonte: resultados da pesquisa.

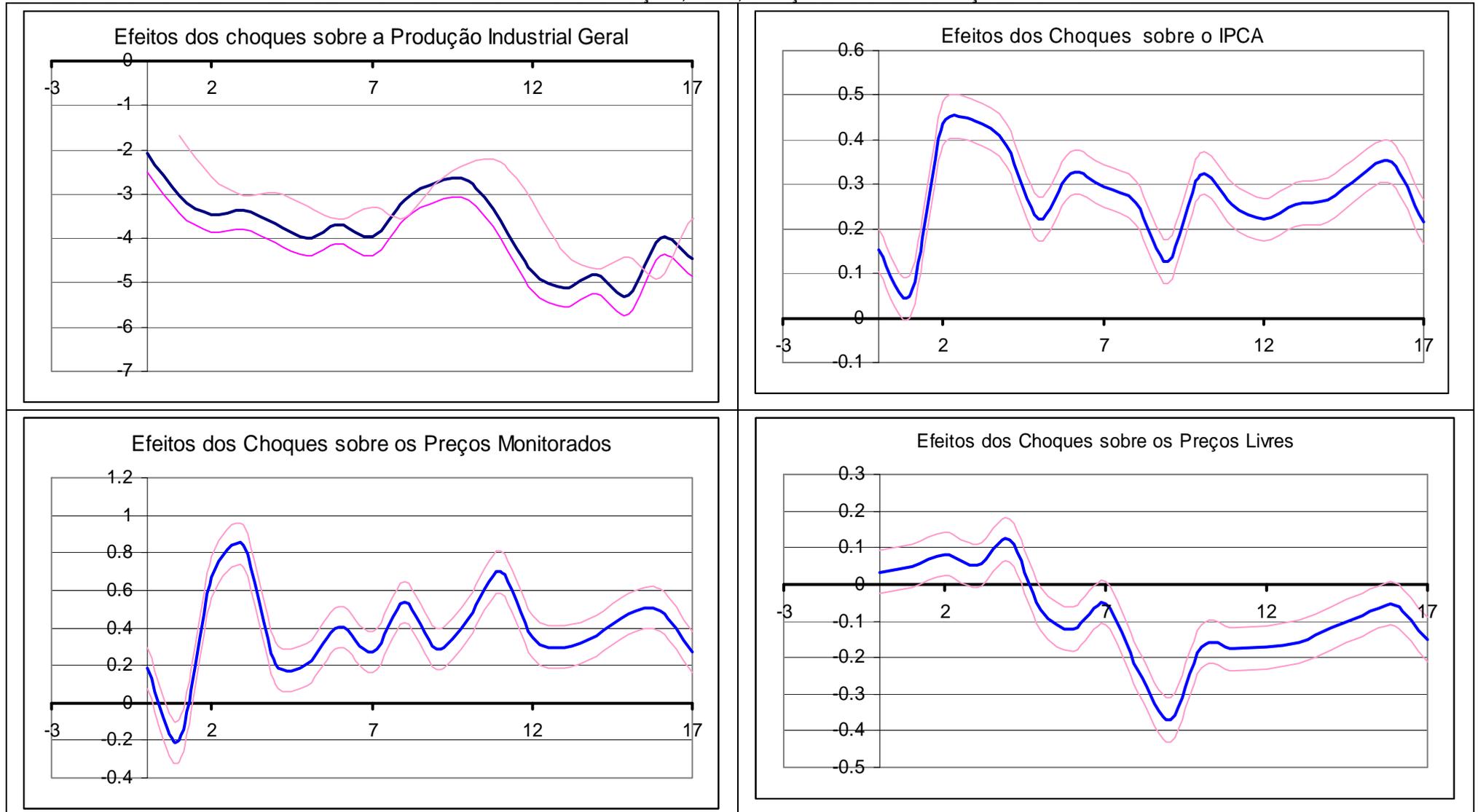
A Figura 1 também indica que os choques de política monetária foram de pequena amplitude após o ano de 2005 porque a conjuntura internacional se manteve menos instável para o Brasil e, uma outra causa também pode ser que o Banco Central passou a antecipar a política monetária de forma mais eficiente.

Esta série de choques é utilizada para estimar os efeitos sobre a produção e os preços no Brasil. Na equação dos efeitos dos choques de política monetária sobre a produção foram consideradas 12 defasagens no crescimento da produção e 18 defasagens na nova medida de choque monetário porque não era possível analisar um período tão extenso como no estudo de Romer & Romer (2004) devido à carência de dados, ou seja:

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{k=1}^{11} a_k D_{kt} + \sum_{i=1}^{12} b_i \Delta y_{t-i} + \sum_{j=1}^{18} c_j S_{t-j} + e_t \quad (15)$$

Do mesmo modo, a equação de choques de política sobre a inflação também teve que ser modificada e passou a ter 12 defasagens na inflação e 18 defasagens na medida de política:

FIGURA 4.3 EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE A PRODUÇÃO, IPCA, PREÇOS LIVRES E PREÇOS MONITORADOS



Fonte: resultados da pesquisa

$$\Delta p_t = a_0 + \sum_{k=1}^{11} a_k D_{kt} + \sum_{i=1}^{12} b_i \Delta p_{t-i} + \sum_{j=1}^{18} c_j S_{t-j} + e_t \quad (16)$$

As estimativas da equação (15) indicam que os coeficientes da variável choque de política monetária são estatisticamente não significantes, enquanto que a maioria dos demais coeficientes são estatisticamente insignificantes. A estimação da equação (16) para o IPCA, para os preços livres e para os preços monitorados indica que praticamente todos os coeficientes são estatisticamente não significantes, mas apresentam resultados um pouco melhores do que a produção.

No entanto, como destacado anteriormente, é mais apropriado analisar os efeitos dos choques de política monetária por meio dos gráficos de tipo impulso resposta. As respostas da produção e dos preços (IPCA, preços livre e preços monitorados) à realização da política monetária em 100 pontos base são apresentadas na Figura 2. A resposta do logaritmo da produção a um choque de política monetária de 100 pontos bases indica que uma política monetária contracionista tende a reduzir o nível de produção de forma imediata e o efeito negativo tende a permanecer infinitamente. Estas respostas da produção ao choque monetário foram todas estatisticamente significantes.

Mas, para verificar se o efeito, realmente, tende a permanecer por um período infinito de tempo seria necessário um maior número de observações. Todavia, em razão da carência de dados não é possível ampliar o número de observações.

Comparando estes efeitos sobre a produção com os demais estudos que tratam dos efeitos dos choques monetários sobre a economia brasileira, verifica-se que os efeitos obtidos por meio do modelo de Romer & Romer (2004) são mais fortes e mais duradouros do que as medidas convencionais.

Já a resposta do logaritmo dos preços medidos pelo IPCA a um choque de política monetária de 100 pontos bases (Figura 2) apresentou *price puzzle* do mesmo modo que uma quantidade significativa dos estudos dos efeitos dos choques de política monetária no Brasil. Com relação aos preços livres, verifica-se que um choque de política monetária contracionista inicialmente leva a um aumento nos preços que perdura até o quinto mês e a partir de então diminui até alcançar o nível mínimo no nono mês quando começa a aumentar retornando ao nível inicial. Quanto aos preços monitorados, verifica-se que este apresenta uma pequena queda no primeiro mês e a partir de então aumenta, permanecendo acima do nível inicial por vários períodos.

Este resultado não é o esperado pela teoria econômica. No entanto, no caso específico brasileiro, pode ser que este resultado não seja tão estranho devido a existência de inércia inflacionária no país.

A inércia inflacionária pode estar fazendo com que a política monetária tenha efeitos reduzidos sobre os preços, porque quando a autoridade monetária eleva a taxa de juros para afetar os preços, nos períodos seguintes, os contratos ainda estão sendo corrigidos pela inflação passada. Isto faz com que os efeitos sobre os preços monitorados demorem muito para cair e retornam à trajetória inicial. Devido à carência de dados não é possível verificar por quanto tempo os preços monitorados ficam além da trajetória inicial.

Além disso, pode ser que os preços monitorados não respondam negativamente aos choques restritivos de política monetária porque estes flutuam por outras razões (tempo de fixação dos contratos, poder de monopólio e etc.) e a taxa de juros apresenta pouca influência sobre estes.

Assim, os choques de política monetária não vem se mostrando altamente eficientes para combater a inflação, porque nos anos em que o país não conseguiu alcançar as metas inflacionárias, os preços que mais aumentaram foram os preços administrados. Então, o aumento da taxa de juros para patamares elevados tem provocado muito mais um efeito negativo sobre a produção do que uma redução na inflação (observe a diferença na amplitude de efeitos na Figura 2).

Os resultados apontam para o fato de que a produção tende a ser muito mais sensível a uma mudança na taxa de juros do que os preços no Brasil. Assim, a aplicação do modelo de Romer & Romer (2004) para o caso do Brasil indicaram que a política monetária contracionista tende muito mais a reduzir a produção do que reduzir o nível de preços. Isto é preocupante porque a condução da política tem sido norteada praticamente sem levar em consideração os efeitos sobre o nível de desemprego.

5. Considerações Finais

O objetivo do presente estudo foi analisar os efeitos dos choques de política monetária sobre a produção e os preços no Brasil no período entre janeiro de 1998 a dezembro de 2007.

A aplicação do modelo de Romer & Romer (2005) para a economia brasileira indicou que um choque de política monetária tem um efeito negativo sobre a produção em uma magnitude maior do que as medidas convencionais. Além disso, os resultados indicaram que os preços aumentam após um choque restritivo de política monetária, o que contraria a teoria econômica. Além da inércia inflacionária, pode ser que os preços aumentam após um choque restritivo de política porque a taxa de juros representa um componente de custos para as empresas e a partir do momento que ocorre um aumento nas taxas de juros, as empresas são “obrigadas” a aumentar seus preços para manter a margem de lucros.

Os resultados não são definitivos e mais pesquisas devem ser realizadas para determinar os efeitos dos choques de política monetária. Por exemplo, na equação (3) pode ser incluído algum componente de política fiscal porque atualmente discute-se muito sobre dominância fiscal, e assim, as mudanças no superávit primário pode afetar as decisões sobre as mudanças nas taxas de juros. Assim, os resultados devem ser vistos com cautela.

6. Referências bibliográficas

- AHMAD, Y.S. *The transmission mechanism of monetary policy*. Georgetown, 2004, 215 f. Dissertation (Doctor of Philosophy in Economics) – Faculty of the Graduate School of Arts and Sciences of Georgetown University.
- ANGELOPOULOU, E. *The narrative approach for the identification of monetary policy shocks in a small open economy*. Athens University of Economic and Business. 2006.
- ARQUETE, L. C. dos R. ; JAYME JÚNIOR, F. G. Política monetária, preços e produto no Brasil (1994- 2002): uma aplicação de vetores auto-regressivos. Anais do XXXI Encontro Nacional de Economia 2003. Disponível em <<http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/B45.pdf> > Acesso em: 15 jun. 2005.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Atas do Copom. Março de 1998 a Janeiro de 2005. Disponível em< <http://www.bcb.gov.br>> Acesso em: 2 e 3 set. 2005.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Carta Aberta ao Ministro de Estado da Fazenda. 16 jan. 2002. Disponível em< <http://www.bcb.gov.br>> Acesso em: 4 set. 2005.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Carta Aberta ao Ministro de Estado da Fazenda. 21 jan. 2003. Disponível em< <http://www.bcb.gov.br>> Acesso em: 4 set. 2005.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Carta Aberta ao Ministro de Estado da Fazenda. 19 fev. 2004. Disponível em< <http://www.bcb.gov.br>> Acesso em: 4 set. 2005.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. Séries Temporais. Disponível em <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>> Acesso em: 12 jan. 2008.
- BERNANKE, B. S.; MIHOV, I. Measuring monetary policy. *The Quarterly Journal of Economics*, p. 869-902, August 1998.
- BERNANKE, B.; BLINDER, A. S. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *The American Economic Review*, vol. 82, n. 4, p. 901-921, sep 1992.
- BHUIYAN, R. *Real and nominal effects of monetary policy shocks*. Canadá, 2004. 67 f. Tese (Masters of Arts) Department of Economics, University of Saskatchewan Saskatoon.
- BOIVIN, J. The Fed’s conduct of monetary policy: has it changed and does it matter? Columbia University. October 2001. Disponível em <<http://www2.gsb.columbia.edu/faculty/JBoivin/mypapers/fcmp1001.pdf>> Acesso em: 20 abr. 2005.
- BRITTO, P. A. P. de. A condução da política monetária e o regime de metas de inflação. CNI Nota técnica 5, Brasília, março de 2005.
- CARNEIRO D. D., WU T. Y. H. Reputação, preferências do Banco Central e efeitos reais dos choques monetários. *Carta Econômica Galanto*. Rio de Janeiro, n. 12, out 2000.

- CARNEIRO, D. D. *Inflation targeting in Brazil: what difference does a year make?* Texto para Discussão n. 429. Departamento de Economia PUC-Rio, ago. 2000, p. 1-23.
- CÉSPEDES, B. J. V. et al. Monetary policy, inflation and the level of economic activity in Brazil after the real plan: stylized facts from SVAR models. IPEA Texto para Discussão n. 1101, Rio de Janeiro, Junho 2005.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. *Monetary policy shocks: what have we learned and to what end?* NBER Working Papers, n. 6400, p. 1-72, 1998.
- CHRISTIANO, L. J.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. The effects of monetary policy shocks: evidence from the flow of funds. *The Review of Economics and Statistics*, vol. 78, n. 1, p. 16-34, 1996.
- 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.
- FERNANDES, M.; TORO J. *O mecanismo monetário de transmissão na economia brasileira pós-Plano Real*. Ensaios Econômicos EPGE, n. 443. Rio de Janeiro:EPGE/FGV, 2002.
- FERREIRA, A. B. *Metas para a inflação e vulnerabilidade externa: um estudo do Brasil*. Belo Horizonte, 2004. 163 f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Minas Gerais.
- FIGUEIREDO E. A. de.; MAIA S. F. Efeitos da política monetária sobre os níveis de emprego no Brasil pós-Plano Real: análise exploratória utilizando metodologia de séries temporais. VIII Encontro Nacional da Associação de Estudos do Trabalho. PROLAM FEA USP, 2003.
- FONSECA, M. W. *Impactos diferenciados da política monetária: um estudo para o Brasil*. Maringá, 2002. 170 folhas. Dissertação (Mestrado em Teoria Econômica) – Programa de Pós Graduação em Economia, Universidade Estadual de Maringá.
- FRIEDMAN, M.; SCHWARTZ, A. J. *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. Princeton: Princeton University Press, 1963.
- IPEADATA <<http://www.ipeadata.gov.br>> Acesso em: 10, 11, 12 jan. 2008.
- JANEIRO, E. I. C. *Transmissão monetária: resultados da aplicação de modelos VAR a Portugal e Alemanha*. Lisboa, 2004. 107 p. Tese (Mestrado em Economia Monetária e Financeira) - Instituto Superior de Economia e Gestão, Universidade Técnica de Lisboa.
- JOHNSTON, J.; DiNARDO J. *Econometric Methods*. 4 ed. McGraw-Hill, 1997.
- KUTTNER, K. N.; MOSSER, P. C. *The monetary transmission mechanism: some answers and further questions*. FRBNY Economic Policy Review, p. 15-26, May 2002.
- MATSUMOTO, K. *Efeitos reais da transmissão de política monetária: comparação empírica entre Brasil e Argentina*. Rio de Janeiro, 2000. 70 p. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas.
- McCALLUM, B. T. *Analysis of the monetary transmission mechanism: methodological issues*. NBER Working Paper n. 7395, October 1999.
- MELTZER, A. H. Monetary, credit and (other) transmission processes: a monetarist perspective. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n. 4, p. 49-72, Fall 1995.
- MINELLA, A. *Monetary policy and inflation in Brazil (1975 – 2000): a VAR estimation*. BCB Working Paper Series n. 33, Brasília, nov 2001, p. 1-34.
- MOREIRA, A. R. B.; FIORENCIO, A.; LIMA, E. C. R. *Os impactos das políticas monetária e cambial no Brasil pós-Plano Real*. IPEA. Texto para discussão n. 579, Rio de Janeiro, agosto de 1998, p. 1-25.
- ROMER, C. D.; ROMER, D. H. A new measure of monetary shocks: derivation and implications. *The American Economic Review*, vol. 94, n. 4, set. 2004.
- ROMER, C.; ROMER, D. *Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz*. NBER Working Paper n. 2966, p. 1-45, May 1989.
- SALGADO, M. J. S.; GARCIA, M. G. P.; MEDEIROS, M. C. *Monetary policy during Brazil's Real Plan: estimating the central bank's reaction function*. Texto para Discussão n. 444. Departamento de Economia PUC-Rio, ago. 2001, p. 1-21.
- SILVA, E. K. da; MAIA, S. F. Política monetária no Brasil (1994-2002): uma análise utilizando vetores auto regressivos. p. 1-18, [2004]. Disponível em

<[http://www.dce.sebrae.com.br/bte/bte.nsf/0/17470e185e05fa3f03256ff2004216e8/\\$FILE/NT000A6FAA.pdf](http://www.dce.sebrae.com.br/bte/bte.nsf/0/17470e185e05fa3f03256ff2004216e8/$FILE/NT000A6FAA.pdf)> Acesso em: 01 ago. 2005.

SIMS, C. A. Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review*, vol. 10, n. 1, Winter 1986. Disponível em <<http://research.mpls.frb.fed.us/research/qr/qr1011.pdf>> Acesso em: 12 jul. 2005.

SIMS, C. A. Interpreting the macroeconomic time series facts: the effects of monetary policy. *European Economic Review*, North Holland, n. 36, p. 975 - 1011, 1992.

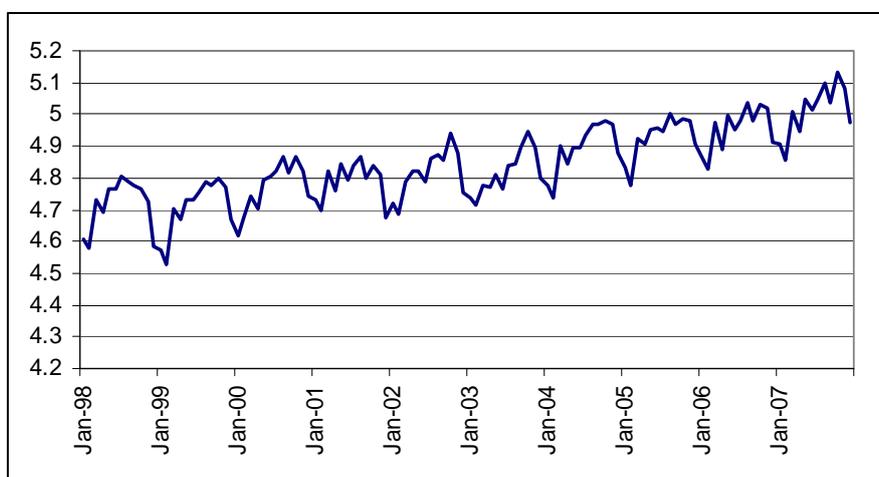
STOCK, J. H.; WATSON, M. W. Vector Autoregressions. March 2001.

TAYLOR, J. B. The monetary transmission mechanism: an empirical framework. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 9, n. 4, p. 11-26, Fall 1995.

UHLIG, H. What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics*, n. 52, p. 381-419, 2005.

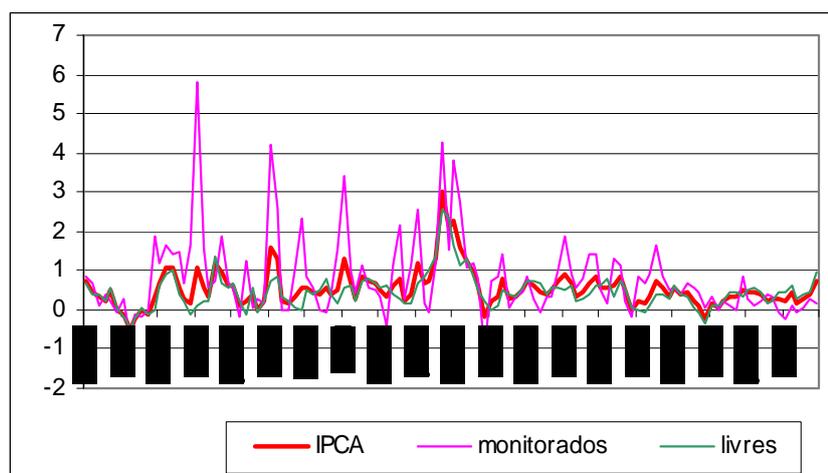
ANEXO

FIGURA A1 – SÉRIE DE DADOS DO LN DA PRODUÇÃO INDUSTRIAL
JAN-98 A DEZ-07



Fonte: IPEADATA

FIGURA A2 – SÉRIE DE DADOS DO IPCA, PREÇOS MONITORADOS
E LIVRES JAN-98 A DEZ-07



Fonte: Banco Central do Brasil.

FIGURA A3 – ESTIMATIVA DA EQUAÇÃO 3

Dependent Variable: DTARG

Method: Least Squares

Date: 11/27/07 Time: 09:44

Sample(adjusted): 3 91

Included observations: 89 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-4.853753	1.539863	-3.152067	0.0023
OLDTARG	-0.025791	0.043099	-0.598408	0.5514
PRODM	-0.061970	0.031004	-1.998751	0.0493
PROD0	0.190626	0.142560	1.337156	0.1853
PROD1	0.509482	0.350979	1.451601	0.1508
DPRODM	0.029349	0.021430	1.369550	0.1750
DPROD0	0.027324	0.144339	0.189306	0.8504
DPROD1	-0.448079	0.431157	-1.039248	0.3021
INFM	-0.131797	0.076723	-1.717828	0.0900
INF0	-0.087781	0.118104	-0.743251	0.4597
INF1	0.454011	0.167323	2.713382	0.0083
DINFM	0.354443	0.111952	3.166034	0.0022
DINF0	0.058057	0.155428	0.373532	0.7098
DINF1	-0.169970	0.214486	-0.792452	0.4306
CAMBM	0.727536	0.129813	5.604476	0.0000
R-squared	0.597673	Mean dependent var	-0.087079	
Adjusted R-squared	0.521557	S.D. dependent var	0.749148	
S.E. of regression	0.518183	Akaike info criterion	1.675530	
Sum squared resid	19.86999	Schwarz criterion	2.094963	
Log likelihood	-59.56107	F-statistic	7.852138	
Durbin-Watson stat	1.603743	Prob(F-statistic)	0.000000	

Fonte: resultados da pesquisa