

METAS INFLACIONÁRIAS: UM ESTUDO EMPÍRICO PARA O BRASIL

Edilean Kleber da Silva*
Sinézio Fernandes Maia**

Resumo: Este trabalho procura avaliar empiricamente a experiência brasileira com a política de metas de inflação no período de julho de 1999 a julho de 2003. Através de modelos autoregressivos para dois períodos distintos, busca-se examinar as mudanças nos efeitos de choques de política monetária, na persistência dos preços e na reação da política monetária, bem como a reação do Banco Central à choques nas expectativas inflacionárias dos agentes econômicos. Os resultados foram: i) no período pós-metas, os choques na Selic afetaram significativamente o produto e os preços, contrariamente ao primeiro período; ii) entretanto, a persistência do nível de preços reduziu substancialmente depois da adoção de políticas de metas; iii) a taxa Selic reagiu mais significativamente aos choques dos preços e da taxa de câmbio no período pós-metas; iv) o Banco Central reagiu fortemente a desvios inesperados das expectativas inflacionárias da meta de inflação.

Palavras-chave: Política Monetária. Metas de inflação. Séries Temporais.

Classificação JEL: E52 - C32

Abstract: This work evaluates the Brazilian experience with the politics of inflation goals in the period from July 1999 to July 2003. Through autoregressive models for two different periods to examine the changes in the effects of monetary shocks policies in the persistence of the prices and in the reaction of monetary policies, as well as the reaction of the Central Bank to shocks in the economic agents' inflationary expectations. The results were: i) in the period of goals, the shocks in Selic affected the product significantly and prices, contrary to the first period; ii) however, the persistence of the level of prices reduced substantially after the adoption of politics of goals; iii) the Selic rate reacted more significantly to the shocks of the prices and of the exchange rate in the period of goals; iv) the Central Bank reacted strongly to unexpected deviations of the inflationary expectations of the inflation goal.

* Doutorando do PPGE/UFRGS e mestre em Economia pela UFPB. edilean@zipmail.com.

** Doutor em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco, professor do Programa de Mestrado em Economia da Universidade Federal da Paraíba – UFPB. sinezio@ccsa.ufpb.br.

Keywords: Monetary Politics. Target Inflation. Time Series.

JEL Codes: E52 - C32

1 INTRODUÇÃO

Desde o início da década de 1990, vários países têm implementado o regime de metas inflacionárias com o objetivo primordial de manter a taxa de inflação baixa e estável.⁶ No Brasil, essa estratégia foi adotada pelo Banco Central em julho de 1999, seis meses após a transição de um regime de bandas cambiais para um sistema de taxa de câmbio flutuante. Com o *overshooting* cambial e o crescimento das expectativas inflacionárias, a intenção do governo foi implementar um regime de política monetária comprometido institucionalmente com a manutenção da estabilidade dos preços, capaz de proporcionar uma nova âncora nominal para a inflação, apto a responder aos choques que afetassem a economia e/ou gerassem pressões inflacionárias, e mais transparente e responsável.

O objetivo deste trabalho é avaliar empiricamente a experiência brasileira com o regime de metas inflacionárias no período de julho de 1999 a julho de 2003. Busca-se especificamente estimar modelos auto-regressivos vetoriais (VAR) para os períodos pré e pós-metas, no intuito de examinar: a) as mudanças nos efeitos reais e nominais dos choques de política monetária, na persistência dos preços e na reação da política monetária aos choques macroeconômicos; b) a resposta do Banco Central a um aumento inesperado nas expectativas inflacionárias, bem como os efeitos dos choques na meta para a taxa Selic sobre estas expectativas.

⁶ De acordo com Mishkin e Schmidt-Hebbel (2001), os países que adotaram o regime de metas de inflação até o final de 1999 foram Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, República Checa, Finlândia, Israel, Coreia do Sul, Reino Unido, México, Nova Zelândia, Peru, Polônia, África do Sul, Espanha, Suécia e Tailândia.

Na literatura econômica nacional, dois trabalhos que avaliaram o regime de metas de inflação podem ser destacados: Silva e Portugal (2001) constataram que o regime de metas inflacionárias pode ser considerado como um caso de construção de credibilidade da política monetária e tem se tornado um importante mecanismo para a manutenção da estabilidade dos preços no Plano Real; Minella *et al* (2003) verificaram que essa estratégia de política reduziu a inflação e o grau de persistência inflacionária e funcionou como importante coordenadora das expectativas inflacionárias.

Este estudo representa uma contribuição à literatura existente, na medida em que busca apresentar novas evidências empíricas sobre o regime de metas de inflação no Brasil.

Para a consecução dos objetivos delineados, o trabalho está dividido em quatro seções, além desta introdução. A seção 2 discorre sobre o arcabouço teórico da estratégia de metas inflacionárias. A seção 3 disserta sobre o *background* da política econômica (em específico, da política monetária) no período pré e pós-metas de inflação. A seção 4 traz uma análise empírica dos primeiros quatro anos de metas inflacionárias. Por fim, a última seção apresenta as conclusões do trabalho.

2 MODELO TEÓRICO

De acordo com Mishkin (1999, 2000), o regime de metas inflacionárias é caracterizado por cinco elementos básicos: i) a divulgação ao público de metas para a taxa de inflação no médio prazo; ii) um compromisso institucional com a estabilidade dos preços como o objetivo primário da política monetária; iii) a utilização de várias variáveis e não apenas dos agregados monetários e da taxa de câmbio, no processo de decisão de ajuste dos instrumentos de política monetária; iv) um aumento da transparência da política monetária resultante de uma maior comunicação com o público em relação aos

objetivos do Banco Central e; v) aumento da responsabilidade do Banco Central para encontrar as metas de inflação delineadas.

O regime de metas inflacionárias pode ser formalmente entendido através do modelo estrutural expresso por Svensson (1996, 1998). Suponha o seguinte modelo:

$$\pi_{t+1} = \pi_t + \alpha_1 y_t + e_{t+1} \quad (2.2.1)$$

$$y_{t+1} = \beta_1 y_t - \beta_2 (i_t - \pi_t) + \eta_{t+1}. \quad (2.2.2)$$

Onde $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ é a taxa de inflação, p_t é o logaritmo do nível de preços, y_t é o logaritmo do *gap* do produto (isto é, a diferença entre o produto efetivo e o produto potencial ou natural), i_t é a taxa de juros (considerada como o instrumento de política monetária) e e_t e η_t são choques i.i.d. Assume-se que α_1 e β_2 são positivos e β_1 é menor do que 1. O produto natural é normalizado para zero. De acordo com este modelo, a taxa de juros afeta o produto depois de um período e a taxa de inflação depois de dois períodos.

No regime de metas inflacionárias, o Banco Central conduz a política monetária delimitando π^* como sendo a sua meta para a inflação. Dessa forma, o objetivo do Banco Central é escolher uma seqüência para a taxa de juros $\{i_t\}_{t=t}^{\infty}$ de forma a minimizar:

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} L(\pi_{\tau}) = E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} \frac{1}{2} (\pi_{\tau} - \pi^*)^2. \quad (2.2.3)$$

Em que E_t denota as expectativas condicionais dado o conjunto de informação disponível no período t , $L(\pi_{\tau})$ é a função perda e δ é um fator de desconto no intervalo $0 < \delta < 1$. Visto que a taxa de juros só afeta a inflação com dois períodos de defasagem, o problema de otimização pode ser interpretado como o Banco Central delimitando a taxa de juros no período corrente, de modo a ajustar a meta de inflação

Metas inflacionárias: um estudo empírico para o Brasil
 para o período $t+2$. Dessa maneira, a taxa de juros ótima no período t é encontrada através da solução do problema:

$$\min_{i_t} E_t \delta^2 L(\pi_{t+2}). \quad (2.2.4)$$

A condição de primeira ordem é dada por:

$$\pi_{t+2|t} = \pi^*. \quad (2.2.5)$$

Em que $E_t \pi_{t+2} = \pi_{t+2|t}$. Neste caso, a taxa de juros é ajustada no período t , de modo que a previsão para a inflação dois períodos a frente seja igual a sua meta. A previsão de inflação pode ser considerada como uma meta intermediária explícita e a função perda na expressão (2.2.3) trocada por uma função perda de metas para a inflação prevista, de modo que o problema de otimização é expresso por:

$$\min_{i_t} L^i(\pi_{t+2|t}). \quad (2.2.6)$$

Neste caso, a condição de primeira ordem é a mesma expressa em (2.2.5) e a taxa de juros ótima é igual a encontrada no problema (2.2.3).

Os resultados acima apresentados são válidos quando o Banco Central delimita metas inflacionárias estritas, onde apenas a taxa de inflação é considerada na função perda. Todavia, este regime de política monetária pode envolver objetivos adicionais, tais como, a estabilização do produto ou emprego. Seguindo Svensson (1996), considera-se que o Banco Central delimita uma meta de longo prazo para a inflação (π^*), mas não uma meta de longo prazo para o produto diferente do produto natural, pois considera que a política monetária não afeta a produção no longo prazo. No entanto, define-se como meta

de curto prazo para a política monetária a estabilização da taxa de inflação em torno de sua meta de longo prazo, assim como a estabilização do produto em torno de sua taxa natural. Neste caso, o objetivo do Banco Central é escolher uma seqüência para a taxa de juros $\{i_t\}_{\tau=t}^{\infty}$ de forma a minimizar:

$$E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} L(\pi_{\tau}, y_{\tau}) = E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \delta^{\tau-t} \frac{1}{2} [(\pi_{\tau} - \pi^*)^2 + \lambda y_{\tau}^2]. \quad (2.2.7)$$

Onde $\lambda > 0$. A condição de primeira para o problema expresso em (2.2.7) é dada por:

$$\pi_{t+2|t} - \pi^* = -\frac{\lambda}{\delta \alpha_1 k} y_{t+1|t}. \quad (2.2.8)$$

Neste caso, a previsão da inflação dois períodos a frente será igual a sua meta de longo prazo se a previsão para o produto um período a frente for igual a sua taxa natural. Observa-se ainda que, quando a previsão de inflação para dois períodos a frente está acima de sua meta, a previsão do produto um período a frente está abaixo do nível natural do produto em decorrência da elevação da taxa de juros pelo Banco Central. A agressividade pela qual o Banco Central reduz $y_{t+1|t}$, através de um aumento da taxa de juros, depende diretamente do ganho em reduzir a inflação por unidade de perda do produto (α_1) e inversamente do peso relativo dado ao produto na função perda do Banco Central (λ).

A previsão do produto um período a frente e a previsão da inflação dois períodos a frente podem ser expressos como:

$$y_{t+1|t} = \beta_1 y_t - \beta_2 (i_t - \pi_t) \quad (2.2.9)$$

$$\pi_{t+2|t} = \pi_t + \alpha_1 (1 + \beta_1) y_t - \alpha_1 \beta_2 (i_t - \pi_t). \quad (2.2.10)$$

A partir dessas equações, pode-se derivar a função de reação ótima do Banco Central que tem a seguinte forma:

$$\begin{aligned}
 i_t &= \pi_t + \frac{\delta\alpha_1 k}{\beta_2 \lambda} (\pi_{t+2t} - \pi^*) + \frac{\beta_1}{\beta_2} y_t \\
 &= \pi_t + \bar{b}_1 (\pi_t - \pi^*) + \bar{b}_2 y_t.
 \end{aligned}
 \tag{2.2.11}$$

De acordo com a equação (2.2.11), a taxa de juros é crescente com o desvio da previsão de inflação em relação a meta inflacionária e com o produto. Neste caso, a taxa de juros depende da inflação corrente porque esta variável, em conjunto com o produto, prevê a inflação dois períodos a frente.

3 DE METAS CAMBIAIS ÀS METAS INFLACIONÁRIAS

3.1 A estabilização dos preços com base em metas cambiais: jul/94 a dez/98

Em julho de 1994, o Plano Real foi instituído com a principal finalidade de por fim ao problema das altas taxas de inflação vigentes desde o início da década de 80. A implementação deste programa foi dividida em três etapas. A primeira etapa consistiu em um ajuste fiscal propiciado pela aprovação do Fundo Social de Emergência (FSE). O esforço fiscal estabelecido permitiu uma redução das necessidades de financiamento do setor público (conceito primário) como proporção do PIB de -2,18%, em 1993, para -5,21%, em 1994. Na segunda etapa, coordenou-se um processo de desindexação para por fim a inércia inflacionária. Em março de 1994, introduziu-se na economia brasileira uma nova unidade de conta, a Unidade Real de Valor (URV), na qual preços e salários foram convertidos. A terceira etapa foi estabelecida

em 1º de julho de 1994, onde a URV tornou-se a nova moeda denominada de Real.

As pressões do lado da demanda foram contidas por elevações nas taxas de juros, exigência de um depósito compulsório de 100% sobre novas captações e limite sobre a base monetária de R\$ 9,5 bilhões até o final de março de 1995 (BAER, 1996). O conjunto destas medidas resultou em uma significativa queda da taxa de inflação. Entre 1994 e 1998, a inflação anual, medida pelo IGP-DI, diminuiu de 1093,85% para 1,71%.

Para reduzir a inflação, o Plano Real adotou uma estratégia de metas cambiais, ancorando os preços internos à inflação externa. Inicialmente, fixou-se o preço de venda do real em um dólar, enquanto que o preço de compra foi determinado pelas forças de mercado.⁷ Esta medida somou-se a uma política monetária contracionista, induzindo a um influxo de capitais externos e, conseqüentemente, a uma apreciação cambial. No mês de dezembro de 1994, o preço médio de venda de 1 dólar foi cotado em 0,85 reais, enquanto que a taxa de juros Selic acumulada atingiu um patamar de 53,25% ao ano.

No primeiro trimestre de 1995, o aumento do déficit comercial e a redução das reservas internacionais em posse do Banco Central – decorrente da saída de capitais de curto prazo em virtude da crise do México – levaram à adoção formal de um regime de bandas cambiais no mês de março e a um aumento da taxa de juros Selic no mês de abril.⁸ Entre julho de 1995 e dezembro de 1998, a taxa de câmbio foi conduzida com base em uma meta de desvalorização de 7,5% ao ano. As implicações desta nova política foram a entrada de capitais de curto prazo, pois a diferença entre taxa de juros interna e externa era superior a desvalorização cambial, e a ancoragem do nível de preços

⁷ Como o valor do real estava fixado em relação ao dólar, a inflação interna foi ancorada diretamente à inflação dos Estados Unidos.

⁸ Entre dezembro de 1994 e março de 1995, o déficit comercial elevou-se de US\$ 809,8 milhões para US\$922,7 milhões e as reservas internacionais reduziram-se de US\$ 38.806 milhões para US\$ 33.742 milhões.

devido aos preços competitivos dos produtos importados (FACHADA, 2001).

No que diz respeito à política fiscal, apesar de se ter verificado um ajustamento inicial propiciado pelo FSE, as condições capazes de criar um equilíbrio sustentável nas contas públicas, incluindo as reformas tributária e previdenciária, não foram verificadas. Além do insucesso na aprovação de tais reformas, o crescimento dos gastos do governo⁹ elevou as necessidades de financiamento do setor público (NFSP) como proporção do PIB, ao mesmo tempo em que a elevada taxa de juros Selic contribuiu positivamente para aumentar a dívida do setor público.¹⁰ O desequilíbrio fiscal adicionou-se ao déficit em transações correntes e contribuiu para o crescimento da vulnerabilidade do país aos choques externos (BOGDANSKI *et al*, 2001).

No segundo semestre de 1997, o Brasil foi atingido pelo primeiro choque externo resultante da crise asiática. Entre os meses de julho e novembro desse ano, a perda de confiança dos investidores externos no país, refletida pelo aumento do prêmio de risco soberano, implicou em um afluxo de capitais estrangeiros e em queda no nível das reservas internacionais. Para reverter a perda de reservas e manter a política de bandas cambiais, o Banco Central elevou a taxa de juros Selic no mês de novembro (BOGDANSKI *et al.*, 2001). Ao lado desta apertada política monetária, o governo implementou o programa fiscal denominado de “Pacote 51” com o objetivo de reduzir os gastos e elevar os impostos em R\$20 bilhões. Os efeitos deste programa puderam ser observados através de um aumento do superávit primário

⁹ De acordo com Pinheiro, Giambiagi e Gostkorzewicz (1999), o aumento dos gastos do governo, entre 1994 e 1998, deu-se em virtude do crescimento do número de aposentados, aumento significativo do valor real do salário mínimo em 1995, aumento do gasto com programas e atividades do governo federal e piora da situação fiscal dos Estados.

¹⁰ Entre 1994 e 1998, a participação dos títulos públicos indexados a taxa de juros Selic na dívida interna do governo central como proporção do PIB aumentou de 1,8% para 24,8% (GIAMBIAGI, 2002) .

do setor público como proporção do PIB de 0,87%, em 1997, para – 0,01%, em 1998.

Um segundo choque externo, decorrente da moratória russa, em agosto de 1998, afetou mais fortemente o país. O aumento do prêmio de risco e a redução no nível de reservas internacionais levaram o Banco Central a novamente elevar a taxa de juros Selic no mês de setembro. Concomitantemente, o governo assinou um pacote de suporte financeiro com o Fundo Monetário Internacional (FMI) no valor de US\$41,5 bilhões para o biênio 1999/2000, dos quais dois terços deste valor estariam disponíveis para no primeiro ano do acordo. Apesar de tais medidas, a crise de confiança não foi contornada (FACHADA, 2001).

3.2 A mudança no regime cambial e a busca por uma nova âncora: jan/99 a jun/99

Em janeiro de 1999, o Banco Central percebeu a sua incapacidade em manter a política cambial vigente e adotou um regime de taxa de câmbio flutuante. A taxa de câmbio real/dólar, que, em dezembro de 1998, era cotada a R\$1,21/dólar, elevou-se para R\$1,91/dólar, em fevereiro de 1999. A desvalorização cambial foi transmitida rapidamente para os níveis de preços em razão do encarecimento dos produtos importados. Entre os meses de dezembro de 1998 e fevereiro de 1999, a taxa de inflação medida pelo IGP-DI elevou-se de 0,98% para 4,4% ao mês.

Com o fracasso da estratégia de metas cambiais, o Banco Central percebeu que um novo regime de política monetária era necessário para ancorar tanto a inflação corrente como também a trajetória das expectativas inflacionárias dos agentes econômicos. A opção para adotar uma política monetária totalmente discricionária foi rejeitada em razão da instabilidade das expectativas. De acordo com Bogdanski *et al* (2001), o regime de metas inflacionárias foi escolhido como a nova forma de condução da política monetária brasileira, pois

representava um forte compromisso com a estabilidade dos preços, era capaz de oferecer uma indicação de trajetória futura da economia e apto para ancorar as expectativas dos agentes econômicos.

Em março de 1999, uma nova equipe foi instituída para o Banco Central com o objetivo de diminuir a inflação e as expectativas inflacionárias, reduzir o nervosismo no mercado financeiro e implementar o regime de metas inflacionárias. Em sua reunião no mês de março, o Comitê de Política Monetária (Copom) reiterou o compromisso com o controle da inflação. Nesta reunião, o Comitê tomou as seguintes decisões: i) eliminar a estrutura de bandas para a taxa de juros (TBC e TBAN);¹¹ ii) gerir a política monetária através de definição de uma meta para a taxa Selic e de seu eventual viés e;¹² iii) elevar a meta para a taxa Selic de 39% ao ano para 45% ao ano com viés de baixa. Este aumento da taxa Selic foi necessário não apenas para reduzir as expectativas inflacionárias e a alta volatilidade da taxa de câmbio¹³, como também para acalmar o mercado financeiro (FACHADA, 2001).

Simultaneamente ao aumento da taxa de juros, o Banco Central elevou a alíquota dos depósitos compulsórios sobre recursos a prazo de 20% para 30%, no intuito de reduzir a liquidez do sistema bancário. Para aumentar o influxo de capitais externos e diminuir a taxa de câmbio, a medida tomada pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) consistiu em reduzir o imposto sobre operações financeiras (IOF) de 2% para 0,5% e isentar os Fundos de Renda Fixa-Capital Estrangeiro (FRF-CE) da cobrança de imposto de renda até o mês de junho. O

¹¹ TBC (taxa de juros básica) e TBAN (taxa de desconto).

¹² A definição de um viés permite ao presidente do Banco Central alterar a meta para taxa Selic em qualquer momento sem a necessidade de uma reunião extraordinária do Copom.

¹³ De acordo com o Copom, dada as expectativas de trajetória ascendente para a inflação, o nível da taxa Selic de 39% ao ano (vigente na data da 33ª reunião) apresentava-se baixa. A volatilidade cambial também exigia uma atuação do Banco Central (Ata da 33ª Reunião do Copom).

resultado destas medidas foi observado através da redução da taxa de câmbio de R\$1,91/dólar, em fevereiro, para R\$1,68/dólar, em maio.

Em relação à política fiscal, várias medidas foram tomadas, no primeiro trimestre de 1999, para garantir que a meta de superávit primário (de 3,1% do PIB), acordada com o FMI no final de 1998, fosse alcançada. Estas medidas incluíram aumentos de 2% para 3% da contribuição para fins social (COFINS) e a sua extensão às instituições financeiras, de 8% para 12% da contribuição sobre lucros líquidos (CSLL) e de 0,38% do IOF sobre depósitos em fundos de investimento e operações de crédito. No mês de março, a extensão da contribuição provisória sobre transações financeiras (CPMF) foi aprovada pelo Congresso Nacional. O esforço fiscal teve como consequência um aumento do superávit primário do setor público como proporção do PIB de -0,65%, em novembro de 1998, para 1,63%, em junho de 1999.

O efeito conjunto do aumento da taxa Selic, da apreciação cambial e do ajustamento fiscal foi uma redução da inflação corrente e esperada. Entre os meses de março e maio, a taxa de inflação medida pelo Índice de Preços no Atacado (IPA-OG), no qual os produtos *tradable* têm um maior peso, reduziram-se de 2,84% ao mês para -0,85% ao mês, enquanto que a inflação para o consumidor, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), teve uma queda de 0,8 pontos percentuais. Em relação às expectativas inflacionárias, observou-se que naquele mesmo período, a mediana das previsões do mercado para a variação do IPCA diminuiu de 13% ao ano para 7,7% ao ano (FACHADA, 2001). Este conjunto de constatações levou o Banco Central a reduzir a meta para a taxa Selic de 45% ao ano, no início de março, para 21% ao ano.

3.3 O regime de metas inflacionárias: aspectos institucionais e características

O regime de metas inflacionárias foi formalmente implementado no Brasil em 1º de julho de 1999 por meio do decreto nº 3.088. Neste decreto, os seguintes pontos foram destacados: i) a estratégia de política monetária brasileira será a de metas inflacionárias; ii) as metas serão apresentadas por variações anuais de um índice de preços amplamente divulgado, a ser escolhido pelo CMN após proposta do Ministro da Fazenda; iii) as metas e os intervalos de tolerância serão fixados pelo CMN, mediante a proposta do Ministro da Fazenda; iv) o Banco Central executará as políticas necessárias à consecução das metas de inflação; v) caso a meta de inflação não seja cumprida, o presidente do Banco Central deverá divulgar publicamente as razões do descumprimento por meio de carta aberta ao Ministro da Fazenda; vi) o Banco Central deverá divulgar, até o último dia útil de cada trimestre, o Relatório de Inflação, mostrando o desempenho do regime de metas inflacionárias, os resultados de decisões anteriores da política monetária e uma avaliação da inflação esperada.

Em 30 de junho de 1999, o Banco Central tornou público, através da resolução nº 2.615, a escolha do CMN em relação ao índice de preços e as metas de inflação para o triênio 1999-2001. O índice de preços selecionado foi o IPCA calculado pelo IBGE. As metas foram delimitadas em 8% para 1999, 6% para 2000 e 4% para 2001, com um intervalo de tolerância de $\pm 2\%$ para cada ano. Nos dias 28 de junho de 2000 e de 2001, o CMN delimitou as metas de inflação de 3,5% para 2002 e de 3,25% para 2003, com um intervalo de tolerância de $\pm 2\%$. Em junho de 2002, o CMN elevou a meta de 2003 para 4%, com um intervalo de tolerância de $\pm 2,5\%$. Para o ano de 2004, a meta estabelecida foi de 3,75% com o mesmo intervalo de tolerância da de 2003.

Com base nos aspectos institucionais acima descritos, três características do regime de metas inflacionárias no Brasil podem ser enfatizadas. A primeira delas diz respeito à delimitação de metas “multi-anuais” declinantes para a taxa de inflação. As justificativas

para delimitação dessas metas foram: determinar uma âncora para a inflação e proporcionar um realinhamento gradual dos preços relativos após a depreciação cambial de janeiro de 1999.

A segunda característica relaciona-se a definição de um intervalo de tolerância (inicialmente de $\pm 2\%$) em torno da meta central. Esta determinação fez-se necessária não apenas pelo fato do Banco Central possuir um controle incompleto sobre a taxa de inflação, mas também por utilizar como meta uma taxa de inflação cheia, em que os preços administrados pelo governo e os preços de produtos sensíveis a choques de oferta (os alimentos) estão fortemente presentes, e não possuir cláusulas de escape caso a meta não seja cumprida. Destaca-se que a escolha pelo CMN de uma taxa de inflação cheia, ao invés de uma mensuração de núcleo da inflação, decorreu da inexistência desta última variável na época da implementação do novo regime.

Por fim, a terceira característica do regime de metas inflacionárias no Brasil é a transparência e responsabilidade com que a política monetária é gerida pelo Banco Central. Isto só é possível em razão de quatro fatores: i) a publicação trimestral do Relatório de Inflação, avaliando o desempenho do regime de metas inflacionárias e elaborando projeções para a inflação futura; ii) a divulgação das Atas das Reuniões mensais do Copom, explicando as decisões de política monetária que foram tomadas; iii) a explanação, nos Relatórios de Inflação e nos Textos para Discussão do Banco Central, dos modelos econométricos utilizados pela autoridade monetária para a previsão da inflação e análise do mecanismo de transmissão da política monetária; iv) não havendo o cumprimento da meta, a divulgação pública de carta aberta do presidente do Banco Central ao Ministro da Fazenda, descrevendo detalhadamente as razões para o descumprimento, as providências a serem tomadas para o retorno às metas estabelecidas e o período de tempo esperado para que as providências gerem os efeitos esperados.

4 ANÁLISE EMPÍRICA DE METAS INFLACIONÁRIAS NO BRASIL

O regime de metas inflacionárias tem obtido êxito no Brasil? Nos primeiros dois anos deste regime, o Banco Central manteve a inflação dentro do intervalo de tolerância. Em 1999 e 2000, a taxa de inflação medida pelo IPCA foi de 8,9% e 6% para as metas de 8% e 6%, respectivamente. Nos anos de 2001 e 2002, a combinação de choques externos (crise argentina, ataque terrorista de 11 de setembro e desaceleração da economia mundial) e choques domésticos (crise energética e a crise de confiança acerca da política econômica do novo governo) tiveram um significativo impacto sobre a taxa de câmbio e, conseqüentemente, sobre a inflação. Em 2001, a inflação ultrapassou em 1,7% o intervalo superior da meta inflacionária delimitada em 6%, enquanto que, em 2002, a inflação esteve 7% acima do limite superior de 5,5%. Embora a inflação não tenha sido mantida sob metas, não se pode afirmar, a princípio, que este período caracterizou o insucesso do regime de metas inflacionárias.

Nesta seção, procurar-se-á avaliar empiricamente a experiência brasileira com o regime de metas inflacionárias, considerando outros fatores e não apenas a simples comparação da inflação em relação a sua meta. Em específico, estimar-se-á modelos auto-regressivos vetoriais (VAR) para os períodos pré e pós-metas, no intuito de responder aos seguintes questionamentos: i) houve mudanças significativas nos efeitos reais e nominais dos choques de política monetária?; ii) a persistência do nível de preços foi reduzida?; iii) a reação da política monetária a choques macroeconômicos modificou-se?; iv) os efeitos dos choques de política monetária têm conduzido a uma convergência das expectativas inflacionárias para meta de inflação?

4.1 A metodologia VAR

Tem sido freqüente a utilização dos modelos VAR para o estudo empírico do regime de metas inflacionárias.¹⁴ Dois fatores justificam tal constatação: i) a abordagem VAR apresenta um simples caminho no estudo de dinâmica macroeconômica em razão de não necessitar de uma completa especificação da estrutura da economia, outrora exigida em modelos de equações simultâneas; ii) não obstante a sua simplicidade, a técnica VAR é bastante apropriada para fazer previsões. Afora essas vantagens, os modelos VAR permitem analisar as inter-relações estatísticas dinâmicas entre as variáveis macroeconômicas e suas inovações (ou choques). No presente estudo, essas inter-relações se dão entre choques de política monetária e seus efeitos sobre o produto, preços e taxa de câmbio, bem como entre choques nestas variáveis e seus efeitos sobre o instrumento de política monetária e o nível de preços.

Para uma explanação formal da metodologia VAR, assumiu-se primeiramente que a economia pode ser descrita por um modelo dinâmico estocástico linear, que tem a seguinte representação:

$$Y_t = \Gamma_0 Y_t + \Gamma_1 Y_{t-1} + \dots + \Gamma_k Y_{t-k} + \varepsilon_t. \quad (4.1.1)$$

Onde: Y_t é um vetor $p \times 1$ das variáveis macroeconômicas de interesse¹⁵ no tempo t ; Γ_i , $i = 0, 1, \dots, k$, são matrizes $p \times p$ dos coeficientes relacionados às variáveis no tempo $t-i$ e; ε_t é um vetor $p \times 1$ de choques primitivos estruturais interpretáveis economicamente. As hipóteses acerca de ε_t são: i) média zero; ii) variância constante; e iii) ausência de autocorrelação.

O modelo VAR estrutural expresso na equação (4.1.1) não pode ser estimado diretamente por mínimos quadrado ordinários

¹⁴ Como exemplos, ver Mishkin e Posen (1997), Silva e Portugal (2001), Neumann e von Hagen (2002), Minella et al (2003).

¹⁵ Incluindo variáveis macroeconômicas (nonpolicy) e variáveis indicadoras da postura da política monetária.

(MQO) por causa do viés de equações simultâneas. Para contornar este problema, transformou-se o modelo VAR na sua forma padrão (ou reduzida), que é expressa por:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_k Y_{t-k} + v_t. \quad (4.1.2)$$

Em que: $A_i = (I - \Gamma_0)^{-1} \Gamma_i$ ($i = 1, 2, \dots, p$) e $v_t = (I - \Gamma_0)^{-1} \varepsilon_t$ é um vetor $p \times 1$ de termos de erros que possuem média zero e variância constante e são individualmente não-correlacionados. Como v_t é uma combinação de ε_t , ele não possui uma interpretação econômica direta. Visto que o lado direito do sistema (4.1.2) contém apenas variáveis predeterminadas e os termos de erros são assumidos serialmente não-correlacionados e com variância constante, pode-se estimar cada equação deste sistema por MQO (ENDERS, 1995).

Para se recuperar todas as informações do sistema primitivo (4.1.1), através da estimação do VAR padrão (4.1.2), é necessário impor algumas restrições sobre os coeficientes deste primeiro sistema de forma a torná-lo identificado. Sims (1980) propôs tornar o sistema primitivo identificado impondo restrições sobre a matriz de impactos contemporâneos $(I - \Gamma_0)$, de forma a torná-la uma matriz triangular inferior. No caso de um sistema com p equações, impõem-se $(p^2 - p)/2$ restrições para torná-lo identificado. Com a imposição de restrições sobre a matriz de impactos contemporâneos, pode-se ainda obter os valores dos choques primitivos estruturais (vetor ε_t), através dos resíduos estimados no vetor v_t . A decomposição dos resíduos desta forma é denominada de decomposição de choleski.

De acordo com Enders (1995), apesar da decomposição de choleski resultar em um sistema identificado, a ordenação implícita por tal decomposição pode ser inconsistente com a teoria econômica. Sims (1986) e Bernanke (1986) desenvolveram um procedimento que permite impor mais de $(p^2 - p)/2$ restrições no modelo estrutural, tornando-o sobre-identificado. O propósito desta restrição de sobre-

identificação é deixar o sistema mais consistente com o conhecimento teórico *a priori*.

No emprego da metodologia VAR, um ponto que merece destaque é a especificação das variáveis incluídas no sistema. Sims (1980) e Doan (1992) recomendam que não se diferenciem as variáveis não estacionárias incluídas no modelo VAR, argumentando-se que o objetivo da estimação deste modelo é determinar as inter-relações entre as variáveis e não os parâmetros estimados. Sims, Stock e Watson (1990), Bernanke e Mihov (1996) e Hendry (1996) enfatizam que a especificação do VAR com as variáveis em níveis produz estimativas consistentes se há ou não relação de co-integração, enquanto que a especificação em diferença é inconsistente se as variáveis forem co-integradas. Uma outra alternativa que surge ao se constatar que as variáveis não estacionárias são co-integradas é estimar um modelo VAR co-integrado. Esta especificação é a mais adequada quando comparada às anteriores, em razão de apresentar estimadores mais eficientes. Entretanto, é necessário atentar a dois problemas. Primeiro, como ressaltado por Ramaswamy e Sloek (1997), a especificação de um modelo VAR co-integrado nem sempre garante os melhores resultados, principalmente quando não se conhece *ex-ante* a verdadeira relação de co-integração entre as variáveis ou não se pode dar uma interpretação econômica a esta relação. Segundo, os valores críticos dos testes de co-integração, seguindo a metodologia de Johansen-Juselius, não são apropriados quando a amostra é pequena e/ou são utilizadas variáveis exógenas (JUSELIUS, 2003).

Depois de especificado e identificado o modelo VAR, pode-se analisar as inter-relações dinâmicas entre as variáveis, através da função de impulso-resposta. A idéia desta função é capturar as respostas dinâmicas das variáveis no vetor Y_t aos choques estruturais primitivos no vetor ε_t . Assumindo a propriedade de invertibilidade dos modelos Box-Jenkins, o VAR padrão expresso em (4.1.2) pode ser representado por um vetor de médias móveis (VMA) da seguinte maneira:

$$\begin{aligned}
 Y_t &= [A(L)]^{-1} v_t \\
 &= (I + \Psi_1 L + \Psi_2 L^2 + \dots) v_t.
 \end{aligned}
 \tag{4.1.3}$$

Como $v_t = (I - \Gamma_0)^{-1} \varepsilon_t$, tem-se que:

$$Y_t = (I + \Psi_1 L + \Psi_2 L^2 + \dots) P \varepsilon_t.
 \tag{4.1.4}$$

Onde $P = (I - \Gamma_0)^{-1}$. A impulso-resposta na defasagem s é dada por $\Psi_s P$. O elemento da i -ésima linha e j -ésima coluna de $\Psi_s P$ mensura o efeito de um choque em $\varepsilon_{j,t}$ sobre $y_{i,t+s}$, mantendo-se todos os outros choques constantes.

4.2 O modelo empírico

Para verificar as mudanças nos efeitos reais e nominais dos choques de política monetária, na persistência dos preços e na reação da taxa de juros Selic a choques macroeconômicos decorrentes da implementação do regime de metas inflacionárias, estimaram-se modelos VAR com dados mensais para os períodos pré-metas (1995:1-1999:6) e pós-metas de inflação (1999:7-2003:7). Em ambas as amostras, a especificação do VAR incluiu as variáveis: i) produto (y_t): tomou-se como *proxy* o índice da produção industrial, ajustado sazonalmente, com o mês-base em agosto de 1994; ii) nível de preços (p_t): expresso pelo IPCA com o mês-base em agosto de 1994; iii) taxa nominal de juros (i_t): mensurada pela taxa de juros Selic-overnight e considerada como o instrumento de política monetária; iv) taxa de câmbio nominal (e_t): mensurada pela cotação média da taxa de câmbio comercial real/dólar (R\$/US\$). Os dados foram coletados junto ao IPEA, IBGE e Banco Central do Brasil. Na especificação dos modelos VAR, todas as séries de dados foram transformadas em logaritmos naturais com exceção da taxa Selic.

Estimou-se ainda um modelo VAR para o período pós-metas de inflação, com especificação diferente da apresentada acima, no intuito de constatar dois fatos. O primeiro diz respeito à reação da meta da taxa Selic (ou meta Selic) aos desvios inesperados das expectativas inflacionárias em relação à meta de inflação. O segundo refere-se a resposta do desvio das expectativas inflacionárias da meta de inflação aos choques na meta Selic. Além dos logaritmos do produto e da taxa de câmbio, essa especificação do VAR incluiu duas outras variáveis: a meta Selic (mi_t) e o desvio das expectativas inflacionárias em relação à meta de inflação ($desv_t$). A variável mi_t consiste da meta anual para a taxa Selic decidida nos encontros mensais do Copom. Seguindo a metodologia utilizada por Minella *et al* (2003), a variável $desv_t$ foi obtida através da seguinte expressão:

$$desv_t = \frac{(12-j)}{12} (E_j \pi_T - \pi_T^*) + \frac{j}{12} (E_j \pi_{T+1} - \pi_{T+1}^*). \quad (4.2.1)$$

Onde: j é um índice do mês¹⁶, $E_j \pi_T$ é a expectativa inflacionária no mês j para o ano T , $E_j \pi_{T+1}$ é a expectativa inflacionária no mês j para o ano $T+1$, π_T^* é meta de inflação para o ano T e π_{T+1}^* é a meta de inflação para o ano $T+1$. As expectativas inflacionárias para o IPCA foram obtidas nos Relatórios de Inflação do Banco Central.¹⁷ Esses dados foram interpolados para uma frequência mensal, visto que só estão disponíveis ao público em base trimestral. Como se pode observar, a variável $desv_t$ é uma média ponderada dos desvios das expectativas inflacionárias do ano corrente e do ano seguinte em relação às metas de inflação, onde os pesos têm

¹⁶ Por exemplo, no mês de janeiro, tem-se $j=1$, no mês de fevereiro, tem-se $j=2$ e assim sucessivamente.

¹⁷ De acordo com Minella *et al* (2003), é importante incluir as próprias previsões de inflação do Banco Central, pois são elas que embasam as decisões sobre a meta para a taxa Selic que são tomadas pelo Copom.

uma relação inversamente proporcional aos meses remanescente no ano.

Além das variáveis acima descritas, quatro *dummies* foram inseridas nos modelos VAR. Para o período pré-metas, incluíram-se duas variáveis *dummies* de impulso (D1=1 para t=1997:11, 0 caso contrário e D2=1 para t=1998:9, 0 caso contrário) que retrataram as crises da Ásia e da Rússia, bem como uma *dummy* de deslocamento (D3 = 1 para t = 1999:1, ... , 1999:6, 0 caso contrário) que refletiu os seis meses de taxa de câmbio flutuante neste período. Nos dois modelos VAR para o período pós-metas, colocou-se uma variável *dummy* de impulso (D4 = 1 para t = 2002:10, 0 caso contrário) em razão da crise de confiança que atingiu a economia brasileira no último trimestre de 2002. Em razão do pequeno tamanho das amostras, da utilização de variáveis dummies e dos propósitos empíricos deste trabalho (que não estão relacionados à análise de co-integração), os três modelos foram estimados com todas as variáveis em nível. Conforme observado na seção anterior, a estimação sob esta especificação é consistente na presença ou não de relações de longo prazo (co-integração).

Para a estimação dos choques estruturais primitivos, assumiu-se a estrutura de identificação recursiva proposta por Sims (1980), ou seja, a matriz de impactos contemporâneos é triangular inferior. Com relação à primeira especificação do VAR, a ordenação das variáveis imposta foi: produto, preços, taxa de câmbio e taxa de juros. De acordo com esta ordenação, tem-se que: i) o produto, o nível de preços e a taxa de câmbio não são afetados contemporaneamente pela taxa de juros Selic; ii) a política monetária reage contemporaneamente às mudanças no produto, nos preços e na taxa de câmbio. A resposta defasada do produto e do nível de preços à política monetária e a reação contemporânea da taxa de juros aos choques nestas variáveis são amplamente consistentes com o modelo teórico apresentado na segunda seção. A suposição de que a política monetária reage contemporaneamente à taxa de câmbio é consistente com a hipótese

de que, em uma pequena economia aberta e volátil externamente, os choques cambiais têm fortes efeitos sobre a inflação.¹⁸ Para a segunda especificação, a ordenação assumida foi: produto, desvio das expectativas inflacionárias da meta de inflação, taxa de câmbio e meta Selic. Nesse caso, destaca-se que as variações inesperadas da meta Selic afetam, com um período de defasagem, o desvio das expectativas inflacionárias da meta de inflação, enquanto que os choques, nesta última variável, são seguidos por uma resposta contemporânea da meta Selic.

Após a especificação e identificação dos modelos VAR, o passo seguinte foi determinar o comprimento das defasagens de cada sistema. Em razão da pequena quantidade de observações, o número máximo de defasagens consideradas foi igual a seis. Para escolha da defasagem ótima, consideraram-se os critérios de informações multivariados Akaike (AIC), Schwarz (SBC) e Hannan-Quinn (HQ), assim como os testes Ljung-Box (LB) multivariado para autocorrelação dos resíduos, LM para heterocedasticidade condicional auto-regressiva (ARCH) nos resíduos e a normalidade dos resíduos e a estatística Jarque-Bera (JB) univariada para normalidade dos resíduos.

Na comparação dos modelos, optou-se por aquele que apresentou os menores valores dos critérios AIC, SBC e HQ, bem como os resíduos demonstraram ser bem comportados, ou seja, não correlacionados serialmente, homocedásticos e normalmente distribuídos. No caso do período pré-metas, o VAR(3) foi selecionado em razão dos resíduos terem se apresentados mais bem comportados. Em relação ao período pós-metas, optou-se por uma defasagem para o VAR com a primeira especificação em razão dos critérios SBC e HQ e dos resíduos serem não-correlacionados, homocedásticos e normalmente distribuídos. Para o VAR com a segunda especificação, a defasagem selecionada foi $k = 2$.

¹⁸ Considerou-se também uma especificação permitindo que a política monetária afetasse contemporaneamente a taxa de câmbio. Todavia, como os resultados foram semelhantes, tal especificação foi descartada.

4.3 Resultados

4.3.1 *Efeitos reais e nominais dos choques de política monetária*

Para examinar as alterações nos efeitos reais e nominais da política monetária, avaliaram-se as respostas do produto, nível de preços e taxa de câmbio a um choque da taxa de juros Selic nos períodos pré e pós-metas. Além de fornecer informações sobre o mecanismo de transmissão monetário em cada período, esse estudo permite averiguar se a política monetária tornou-se mais efetiva sob o regime de metas de inflação.

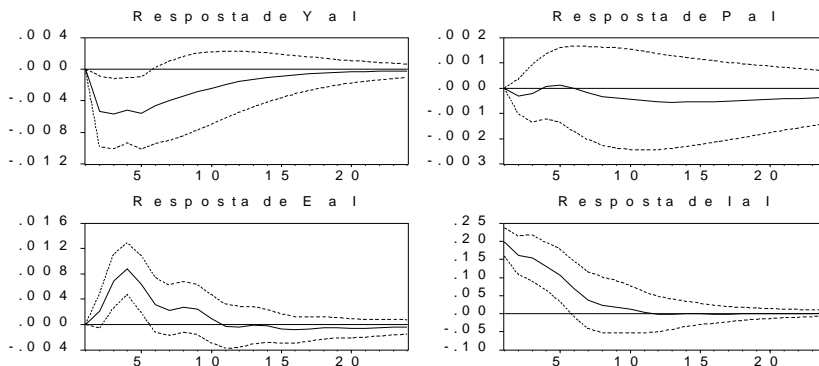
O GRAF. 1 apresenta os efeitos de um choque de política monetária, considerado como um aumento inesperado de um desvio-padrão na taxa Selic, no período pré-metas. As linhas tracejadas correspondem ao intervalo de confiança de 95% das funções de impulso-resposta. A reação do produto foi negativa e estatisticamente significativa nos primeiros cinco meses, alcançando um pico no terceiro mês após o choque. O nível de preços apresentou uma queda nos três primeiros meses e do sexto mês em diante, mas estes resultados não foram considerados significativos. No caso da taxa de câmbio, verificou-se um *puzzle* cambial, isto é, um aumento inesperado da taxa Selic foi seguido por uma depreciação cambial. Este *puzzle* pode ser explicado pelo regime de câmbio fixo, adotado na maior parte do período pré-metas. Como a política monetária era conduzida para manter a taxa de câmbio constante, os aumentos significativos da taxa Selic foram verificados em períodos em que havia forte expectativa de depreciação cambial. Se o governo permitisse a flutuação da taxa de câmbio (como fez em janeiro de 1999), uma elevação da taxa Selic seria acompanhada de uma depreciação cambial.

No período pós-metas inflacionárias, um choque positivo na taxa Selic afetou negativamente não apenas o produto e o nível de

preços, como também a taxa de câmbio (ver GRAF. 2). A queda do produto foi estatisticamente significativa nos primeiros quatro meses após o choque. Em relação ao nível de preços, observou-se um *price-puzzle* que foi corrigido a partir do quarto mês. Do quinto mês em diante, o nível de preços reagiu negativamente ao choque de política monetária, alcançando um pico no vigésimo primeiro mês. Com respeito à taxa de câmbio, a reação negativa a um choque da taxa Selic refletiu as mudanças no mecanismo de transmissão da política monetária decorrente da adoção de um regime de taxa de câmbio flutuante. O efeito máximo sobre a taxa de câmbio ocorreu no décimo mês após o choque.

Gráfico 1 - Resposta do produto, preços e taxa de câmbio a choques na taxa selic no período pré-metas de inflação

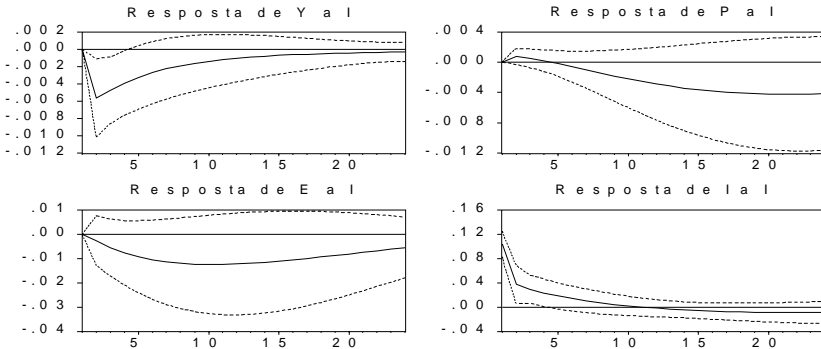
Resposta a uma inovação de um desvio-padrão



Fonte: Calculados através do pacote econométrico E-views 4.0

Gráfico 2 - Resposta do produto, preços e taxa de câmbio a choques na taxa selic no período pós-metas de inflação

Resposta a uma inovação de um desvio-padrão



Fonte: Calculados através do pacote econométrico E-views 4.0

Na comparação dos efeitos dos choques de política monetária, três resultados foram observados: i) os choques na taxa Selic foram maiores e mais persistentes no período pré-metas; ii) no período pós-metas, os choques de política monetária afetaram mais fortemente o produto, apenas no segundo mês; iii) a queda dos preços em resposta a um aumento inesperado da taxa Selic foi mais elevada no período pós-metas. O conjunto dessas constatações indica que a política monetária aumentou a sua efetividade sobre os preços com a implementação do regime de metas inflacionárias.

4.3.2 Persistência dos preços

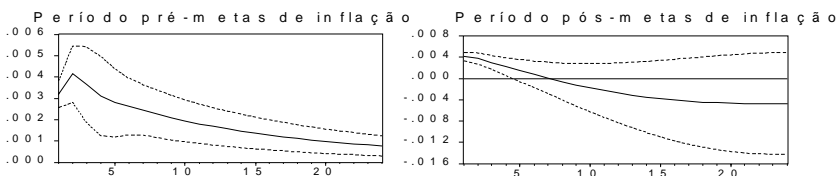
Corbo, Landerretche e Schmidt-Hebbel (2000) constataram que a persistência inflacionária tem declinado fortemente entre os países que adotaram metas de inflação na década de 90, sugerindo que essa estratégia de política reforça as expectativas *forward-looking* sobre a inflação, diminuindo assim o peso da inflação passada. A justificativa teórica para tal constatação é a de que a delimitação de uma meta de inflação oficial diminui a participação das firmas

backward-looking e/ou as firmas dão menos importância à inflação passada quando ajustam os seus preços.

Neste trabalho, verificou-se se o nível de preços tornou menos *backward-looking* no período pós-metas de inflação, acessando as mudanças na sua persistência. Para isto, analisou-se a resposta dos preços aos seus próprios choques estruturais (ver GRAF. 3). No caso do período pré-metas, observou-se que a resposta do nível de preços a um aumento inesperado de um desvio-padrão em si próprio foi positiva e estatisticamente diferente de zero durante os 24 meses após o choque.

Gráfico 3 - Resposta dos preços a choques nos preços

Resposta a uma inovação de um desvio-padrão



Fonte: Calculados através do pacote econométrico E-views 4.0

Para o período pós-metas, o efeito positivo desse choque diminuiu em relação ao período anterior, além de ser considerado estatisticamente significativo apenas nos primeiros quatro meses. Essa queda na persistência do nível de preços sugere que o regime de metas inflacionárias tem reduzido o componente *backward-looking* no ajustamento dos preços, tornando assim a inflação mais ancorada. Isto implica em um menor custo em termos de perda do produto (ou de emprego) para se restringir pressões inflacionárias.

4.3.3 *Reação da política monetária a choques macroeconômicos*

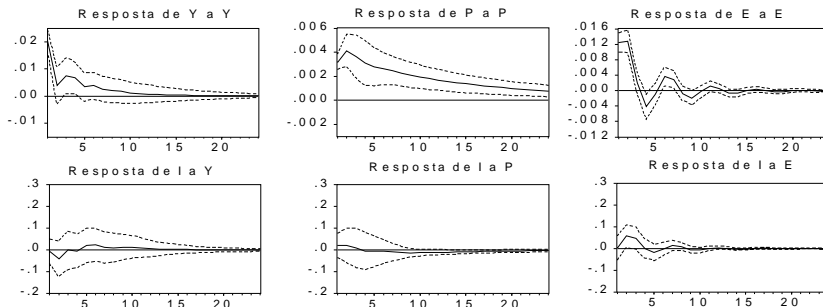
Como observado no segundo capítulo, uma das vantagens do regime de metas inflacionárias em relação à estratégia de metas cambiais é que a política monetária torna-se capaz de responder aos choques que afetam a economia e/ou gerem pressões inflacionárias. Para verificar se a reação da política monetária frente a choques macroeconômicos foi alterada com a mudança para o regime metas de inflação, analisaram-se as respostas da taxa Selic a elevações inesperadas no produto, preços e taxa de câmbio (ver GRAF. 4 e 5).

Considerando um choque de um desvio-padrão no produto, a resposta da taxa Selic foi negativa nos primeiros quatro meses em ambos os períodos, mas estatisticamente significativa apenas no período pós-metas. Este resultado é oposto ao predito teoricamente e mostra que a política monetária não tem reagido para a estabilização do produto.

A mudança mais interessante deu-se na forma de resposta da política monetária a um choque no nível de preços. No período pré-metas, um aumento inesperado dos preços foi seguido por uma elevação da taxa Selic nos primeiros três meses após o choque. Todavia, este resultado deve ser visto com certo cuidado, pois não foi considerado estatisticamente diferente de zero. Para o período pós-metas, apesar do choque dos preços ter sido menor e menos persistente (como foi constatado na subseção anterior), a resposta positiva da taxa Selic foi mais elevada e estatisticamente significativa. Isto sugere que o regime de metas inflacionárias no Brasil tem sido seguido por um crescimento expressivo da aversão da política monetária aos choques dos preços.

Gráfico 4 - Resposta da taxa Selic a choques no produto, preços e taxa de câmbio no período pré-metas de inflação

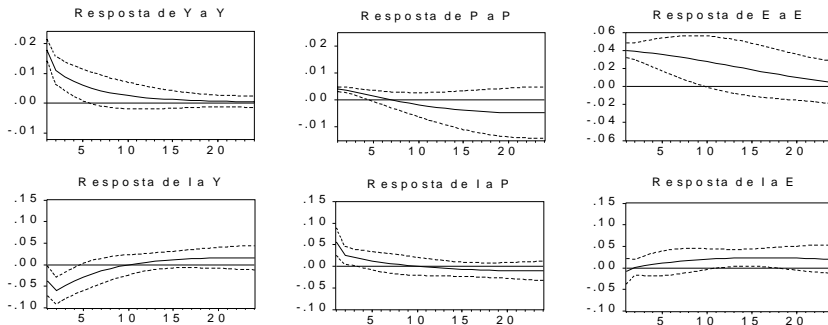
Resposta a uma inovação de um desvio-padrão



Fonte: Calculados através do pacote econométrico E-views 4.0

Gráfico 5 - Resposta da taxa Selic a choques no produto, preços e taxa de câmbio no período pós-metas de inflação

Resposta a uma inovação de um desvio-padrão



Fonte: Calculados através do pacote econométrico E-views 4.0

Com relação aos efeitos de um aumento inesperado na taxa de câmbio, o GRAF. 4 mostra que, para o período pré-metas, a reação da taxa Selic foi positiva nos primeiros três meses posteriores ao choque. No período pós-metas, a resposta da taxa de câmbio a choques em si mesma mais do que triplicou, refletindo a adoção de um regime de câmbio flutuante e, principalmente, os fortes choques externos que

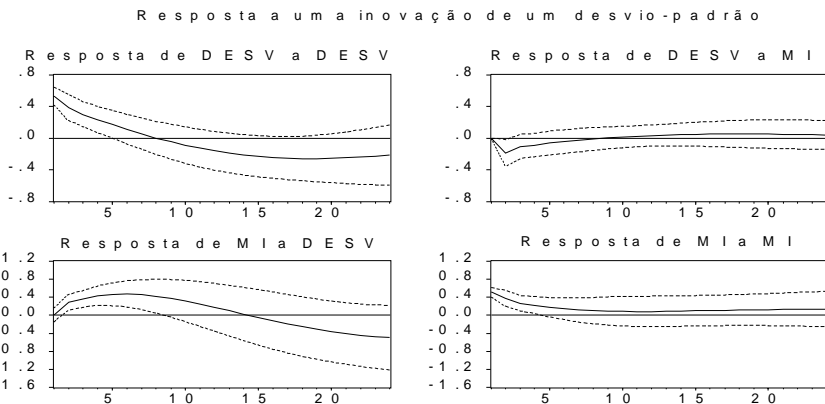
atingiram a economia brasileira neste período. Diante disto, a resposta da Selic a choques cambiais tornou-se mais elevada nos vinte e quatro meses subseqüentes (ver GRAF. 5).

4.4.4 *Desvios das expectativas inflacionárias e meta para a taxa Selic*

De acordo com o modelo teórico apresentado na segunda seção, a função de reação ótima do Banco Central em um regime de metas inflacionárias determina que a taxa de juros de política monetária responde positivamente aos desvios das expectativas inflacionárias em relação à meta de inflação. No Brasil, as metas da inflação são delimitadas para o fim do ano corrente e dos dois anos seguintes. Deste modo, a meta para a taxa Selic é definida pelo Copom com o objetivo de reduzir os desvios das expectativas inflacionárias em relação às metas de inflação.

Nesta seção, verificou-se como o Banco Central tem reagido aos desvios das expectativas inflacionárias em relação às metas de inflação ($desv_t$), bem como os efeitos de variações inesperadas na meta para a taxa Selic (mi_t) sobre tais desvios. No primeiro caso, considerou-se o efeito de um aumento inesperado de um desvio-padrão na variável $desv_t$ sobre mi_t . Com base no GRAF. 6, constatou-se primeiramente uma persistência significativa do choque em $desv_t$ nos primeiros quatro meses. Isto indica que, havendo uma elevação não esperada das expectativas inflacionárias em relação a meta de inflação no mês corrente, este desvio tende a permanecer na economia durante um quadrimestre, sendo posteriormente considerado zero. A resposta do Banco Central ao choque em $desv_t$ foi caracterizada por um aumento estatisticamente significativo da meta para a taxa Selic nos primeiros oito meses, alcançando um pico no sexto mês posterior ao choque. Este resultado mostra que a política monetária sob metas de inflação tem reagido fortemente aos aumentos inesperados da inflação esperada.

Gráfico 6 - Funções de impulso-resposta para o período pós-metas de inflação



Fonte: Calculados através do pacote econométrico E-views 4.0

No segundo caso, tratou-se de examinar quais foram os efeitos de um choque na meta Selic sobre o desvio das expectativas inflacionárias da meta de inflação. A idéia dessa análise foi constatar como as expectativas inflacionárias têm reagido a um aumento não esperado pelos agentes econômicos na meta Selic. De acordo com o GRAF. 6, observou-se que um choque positivo em mi_t afetou negativamente $desv_t$ durante os cinco meses subsequentes ao choque, com um efeito máximo ocorrendo no segundo mês. Combinando esse resultado com o observado na seção 4.4.1, pode-se afirmar que os choques da política monetária sob metas de inflação têm afetado negativamente os preços correntes, bem como conduzido uma convergência das expectativas inflacionárias em direção a meta de inflação.

5 CONCLUSÃO

Neste trabalho, buscou-se avaliar empiricamente os primeiros quatro anos do regime de metas de inflação no Brasil. Especificamente: i) examinar as mudanças nos efeitos dos choques de política monetária, na persistência dos preços e na reação da política monetária aos choques macroeconômicos e; ii) avaliar a resposta do Banco Central a um aumento inesperado nas expectativas inflacionárias, bem como os efeitos dos choques na meta da taxa Selic sobre estas expectativas.

Com base em estimações de modelos VAR para os períodos pré e pós-metas inflacionárias, os resultados da avaliação empírica apontaram para importantes ganhos com a implementação deste regime. Os choques de política monetária foram considerados como um aumento inesperado de um desvio-padrão na taxa de juros Selic. No período pré-metas, observou-se que um choque de política monetária, considerado como um aumento inesperado de um desvio-padrão na taxa de juros Selic, foi seguido por reduções no produto e no nível de preços e por uma desvalorização cambial. Já para o período pós-metas, embora o choque na taxa Selic tenha sido menor e menos persistente, ele afetou mais fortemente o produto no segundo mês e o nível de preços nos vinte quatros meses seguintes. Em relação a taxa de câmbio, o *puzzle*, verificado anteriormente, foi corrigido no período pós-metas. Desta forma, concluiu-se que a implementação de metas de inflação resultou principalmente em um aumento dos efeitos da política monetária sobre o nível dos preços.

A persistência do nível de preços foi acessada através da resposta desta variável a choques em si própria. Os resultados encontrados mostraram que os aumentos inesperados dos preços foram menores e menos persistentes no período pós-metas. A queda da persistência dos preços e, conseqüentemente, da persistência inflacionária sugeriu que o regime de metas reforçou as expectativas

forward-looking sobre a inflação, diminuindo assim o peso da inflação passada.

No intuito de verificar se a reação da política monetária frente a choques macroeconômicos foi alterada com a mudança para o regime metas de inflação, analisaram-se as respostas da taxa Selic a aumentos inesperados no produto, preços e taxa de câmbio. A resposta da taxa Selic a um choque positivo no produto foi negativa nos primeiros quatro meses em ambos os períodos, mas estatisticamente significativa apenas no período pós-metas. No período pré-metas, um choque positivo nos preços foi seguido por um aumento não significativo da taxa Selic. Para o período pós-metas, embora o choque dos preços tenha sido menor e menos persistente, a reação positiva da taxa Selic foi mais elevada e estatisticamente significativa. Este resultado mostrou que houve um crescimento da aversão da política monetária aos aumentos inesperados dos preços no período de metas de inflação. Observou-se também que a reação da política monetária aos choques cambiais aumentou no período pós-metas.

Por fim, estimou-se um modelo VAR para o período pós-metas para verificar a resposta do Banco Central a um aumento inesperado das expectativas inflacionárias em relação à meta de inflação, bem como os efeitos dos choques na meta da taxa Selic sobre estas expectativas. As variáveis incluídas no modelo foram: produto, desvio das expectativas inflacionárias da meta de inflação, taxa de câmbio e a meta para a taxa Selic. Dois resultados foram encontrados. Primeiro, a resposta do Banco Central a um desvio inesperado das expectativas inflacionárias da meta de inflação foi caracterizada por um aumento estatisticamente significativo da meta Selic nos primeiros oito meses, alcançando um pico no sexto mês posterior ao choque. Segundo, uma elevação inesperada na meta Selic afetou negativamente o desvio das expectativas inflacionárias da meta de inflação durante os cinco meses subsequentes ao choque, com um efeito máximo ocorrendo no segundo mês. Desta forma, conclui-se que os choques da política monetária sob metas de inflação têm afetado negativamente os preços

Metas inflacionárias: um estudo empírico para o Brasil
correntes e conduzido a uma convergência das expectativas
inflacionárias em direção à meta de inflação.

6 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BAER, W. **A economia brasileira**. São Paulo: Nobel, 1996.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de Inflação**. Vários números. Disponível em: < <http://www.bacen.gov.br> >. Acesso em: 15 de junho de 2003.

_____. **Atas das Reuniões do Comitê de Política Monetária**. Vários números. Disponível em: < <http://www.bacen.gov.br> >. Acesso em: 21 de junho de 2003.

BERNANKE, B. Alternative explanations of money-income correlation. **Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 25, 1986.

BERNANKE, B.; MIHOV, I. **Measuring monetary policy**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1995. (Working Paper, 5145).

BOGDANSKI, J. et al. **Inflation targeting in Brazil**: shocks, backward-looking prices, and IMF conditionality. Brasília: Banco Central do Brasil, 2001. (Trabalhos para Discussão, 24).

CORBO, V.; LANDERRETICHE, O.; SCHMIDT-HEBBEL, K. Does inflation targeting make a difference. In: LOAYZA, N.; SOTO, R. **Ten years of inflation targeting**: design, performance, challenges. Santiago: Central Bank of Chile, 2001.

Edilean Kleber da Silva e Sinézio Fernandes Maia

DEBELLE, G. et al. **Inflation targeting as a framework for monetary policy**. Washington, D.C.: International Monetary Fund, 1998. (Economic Issues, 15).

DOAN, T. **RATS user's manual**. Evanston: Estima, 1992

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons Inc, 1995.

FACHADA, P. **Inflation targeting in Brazil**: reviewing two years of monetary policy 1999/00. Brasília: Banco Central do Brasil, 2001. (Trabalhos para Discussão, 25).

GIAMBIAGI, F. **Do déficit de metas às metas de déficit**: a política fiscal do governo Fernando Henrique Cardoso – 1995/2002. Rio de Janeiro: BNDES, 2002. (Texto para Discussão, 93).

HENDRY, D. F. **Dynamic Econometrics**. Oxford: Oxford University Press, 1996.

JUSELIUS, K. **The cointegrated VAR model**: econometric methodology and macroeconomic applications, 2003. Mimeografado.

MINELLA, A. et al. **Inflation targeting in Brazil**: construction credibility under exchange rate volatility. Brasília: Banco Central do Brasil, 2003. (Trabalhos para Discussão, 77).

MISHKIN, F. S. **International experiences with different monetary policy regimes**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1999. (Working Paper, 7044).

_____. **Inflation targeting in emerging market countries.** Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2000. (Working Paper, 7618).

MISHKIN, F. S.; POSEN, A. S. **Inflation targeting:** lessons from four countries. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1997. (Working Paper, 6126).

MISHKIN, F. S.; SCHMIDT-HEBBEL, K. **One decade of inflation targeting in the world:** what do we know and what do we need to know? Cambridge: National Bureau of Economic Research, 2001. (Working Paper, 8397).

NEUMANN, M. J. M.; von HAGEN, J. Does inflation targeting matter? **Review of Federal Reserve Bank of ST. Louis**, v. 84, n. 4, p. 127-148, 2002.

PINHEIRO, A. C.; GIAMBIAGI, F; GOSTKORZEWICZ, J. O desempenho macroeconômico do Brasil nos Anos 90. In: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. **A economia brasileira nos anos 90.** Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

RAMASWAMY, R.; SLOEK, T. **The real effects of monetary policy in the European Union: what are the differences?** Washington, D.C.: International Monetary Fund, 1997. (Working Paper, 160).

SILVA, M. E. A. da; PORTUGAL, M. S. **Inflation target in Brazil:** an empirical evaluation. Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2001 (Texto para Discussão, 10).

SIMS, C. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v.48, n. 1, p.1-48, 1980.

_____. Are forecasting models usable for policy analysis? **Quarterly Review of Federal Reserve Bank of Minneapolis**, v. 10, n. 1, p. 2-16, 1986.

SIMS, C.; STOCK, J. H.; WATSON, M. Inference in linear time-series models with some unit roots, **Econometrica**, v. 58, n. 1, p. 113-144, 1990.

SVENSSON, L. E.O. **Inflation forecast targeting**: implementing and monitoring inflation targets. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1996. (Working Paper, 5797).

_____. **Inflation targeting as a monetary policy rule**. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1998. (Working Paper, 6790).

ANEXOS

Tabela 1 - Escolha da defasagem do modelo VAR para o período pré-metas de inflação

Variáveis endógenas: y_t , p_t , e_t , i_t . Variáveis exógenas: Constante, D1, D2, D3. Amostra: 1995:1 – 1999:6						Critérios de informação			
						Lag	AIC	SC	HQ
						1	-17.90	-16.66	-17.43
						2	-19.36	-17.49	-18.66
						3	-19.76	-17.27	-18.82
						4	-20.33	-17.21	-19.15
						5	-21.90	-18.16	-20.49
						6	-22.89*	-18.52*	-21.24*

VAR (6)		Teste de especificação dos resíduos				
		Equações				Sistema
		y_t	p_t	e_t	i_t	
JB		0.003	0.002	0.001	0.009	-
LM(6)		0.531	0.385	0.980	0.829	-
LB(6)		-	-	-	-	-
LB(12)		-	-	-	-	0.000

VAR (5)		Teste de especificação dos resíduos				
		Equações				Sistema
		y_t	p_t	e_t	i_t	
JB		0.020	0.012	0.006	0.024	-
LM (5)		0.726	0.543	0.775	0.959	-
LB(6)		-	-	-	-	0.000
LB(12)		-	-	-	-	0.000

VAR (4)		Teste de especificação dos resíduos				
		Equações				Sistema
		y_t	p_t	e_t	i_t	
JB		0.010	0.022	0.009	0.058	-
LM (4)		0.562	0.747	0.294	0.537	-
LB(6)		-	-	-	-	0.000
LB(12)		-	-	-	-	0.000

VAR (3)		Teste de especificação dos resíduos				
		Equações				Sistema
		y_t	p_t	e_t	i_t	
JB		0.681	0.071	0.484	0.236	-
LM (3)		0.629	0.410	0.209	0.786	-
LB(6)		-	-	-	-	0.000
LB(12)		-	-	-	-	0.106

VAR (2)		Teste de especificação dos resíduos				
		Equações				Sistema
		y_t	p_t	e_t	i_t	
JB		0.021	0.445	0.690	0.193	-
LM (2)		0.388	0.351	0.009	0.988	-
LB(6)		-	-	-	-	0.000
LB(12)		-	-	-	-	0.343

VAR (1)		Teste de especificação dos resíduos				
		Equações				Sistema
		y_t	p_t	e_t	i_t	
JB		0.801	0.232	0.000	0.000	-
LM (1)		0.006	0.680	0.514	0.007	-
LB(6)		-	-	-	-	0.026
LB(12)		-	-	-	-	0.918

Fonte:

Calculados através do pacote econométrico E-views 4.0

Nota: Os valores dos testes de especificação referem-se aos p-values.

Tabela 2 - Escolha da defasagem do modelo VAR para o período pós-metas de inflação

ríáveis endógenas: y_t, p_t, e_t, i_t . ríáveis exógenas: Constante, D4. mostra: 1999:7 – 2003:7					Crítérios de informação			
					Lag	AIC	SC	HQ
					1	-18.20	-17.27*	-17.85*
					2	-18.29*	-16.75	-17.70
					3	-18.14	-15.98	-17.32
					4	-17.85	-15.07	-16.80
					5	-18.04	-14.64	-16.75
6	-17.91	-13.90	-16.39					

.R (6)	Teste de especificação dos resíduos				Sistema
	Equações				
	y_t	p_t	e_t	i_t	
	0.005	0.006	0.001	0.007	-
I (6)	0.623	0.896	0.999	0.689	-
(6)	-	-	-	-	-
(12)	-	-	-	-	0.000

VAR (5)	Teste de especificação dos resíduos				Sistema
	Equações				
	y_t	p_t	e_t	i_t	
JB	0.015	0.015	0.003	0.010	-
LM (5)	0.457	0.877	0.781	0.968	-
LB(6)	-	-	-	-	0.000
LB(12)	-	-	-	-	0.003

.R (4)	Teste de especificação dos resíduos				Sistema
	Equações				
	y_t	p_t	e_t	i_t	
	0.072	0.063	0.021	0.031	-
I (4)	0.322	0.856	0.450	0.982	-
(6)	-	-	-	-	0.000
(12)	-	-	-	-	0.075

VAR (3)	Teste de especificação dos resíduos				Sistema
	Equações				
	y_t	p_t	e_t	i_t	
JB	0.169	0.106	0.060	0.083	-
LM (3)	0.544	0.964	0.317	0.939	-
LB(6)	-	-	-	-	0.019
LB(12)	-	-	-	-	0.346

.R (2)	Teste de especificação dos resíduos				Sistema
	Equações				
	y_t	p_t	e_t	i_t	
	0.256	0.296	0.199	0.105	-
I (2)	0.495	0.924	0.005	0.547	-
(6)	-	-	-	-	0.129
(12)	-	-	-	-	0.626

VAR (1)	Teste de especificação dos resíduos				Sistema
	Equações				
	y_t	p_t	e_t	i_t	
JB	0.480	0.286	0.436	0.258	-
LM (1)	0.905	0.047	0.241	0.564	-
LB(6)	-	-	-	-	0.188
LB(12)	-	-	-	-	0.764

Fo

nte: Calculados através do pacote econométrico E-views 4.0

Nota: Os valores dos testes de especificação referem-se aos p-values.

Tabela 3 - Escolha da defasagem do modelo VAR para o período pós-metas de inflação

riáveis endógenas: y_t , $desv_t$, e_t , mi_t . riáveis exógenas: Constante, d4. mostra: 1999:7 – 2003:7						Critérios de informação			
						Lag	AIC	SC	HQ
						1	-5.11	-4.12*	-4.75
						2	-5.14	-3.48	-4.53
						3	-5.19	-2.88	-4.34
						4	-5.78	-2.80	-4.68
						5	-6.32	-2.68	-4.98
6	-6.75*	-2.44	-5.17*						

.R (6)		Teste de especificação dos resíduos				
		Equações				Sistema
		y_t	$desv_t$	e_t	mi_t	
		0.007	0.003	0.002	0.002	-
I(6)		0.428	0.406	0.134	0.280	-
(6)		-	-	-	-	-
(12)		-	-	-	-	0.000

VAR (5)		Teste de especificação dos resíduos				
		Equações				Sistema
		y_t	$desv_t$	e_t	mi_t	
JB		0.032	0.009	0.008	0.008	-
LM (5)		0.947	0.052	0.651	0.384	-
LB(6)		-	-	-	-	0.000
LB(12)		-	-	-	-	0.001

.R (4)		Teste de especificação dos resíduos				
		Equações				Sistema
		y_t	$desv_t$	e_t	mi_t	
		0.160	0.017	0.046	0.021	-
I (4)		0.935	0.764	0.031	0.681	-
(6)		-	-	-	-	0.000
(12)		-	-	-	-	0.015

VAR (3)		Teste de especificação dos resíduos				
		Equações				Sistema
		y_t	p_t	e_t	i_t	
JB		0.265	0.046	0.221	0.036	-
LM (3)		0.922	0.426	0.173	0.874	-
LB(6)		-	-	-	-	0.001
LB(12)		-	-	-	-	0.057

.R (2)		Teste de especificação dos resíduos				
		Equações				Sistema
		y_t	$desv_t$	e_t	mi_t	
		0.144	0.187	0.814	0.786	-
I (2)		0.965	0.805	0.677	0.647	-
(6)		-	-	-	-	0.070
(12)		-	-	-	-	0.233

VAR (1)		Teste de especificação dos resíduos				
		Equações				Sistema
		y_t	$desv_t$	e_t	mi_t	
JB		0.095	0.014	0.704	0.107	-
LM (1)		0.933	0.902	0.472	0.378	-
LB(6)		-	-	-	-	0.077
LB(12)		-	-	-	-	0.347

Fonte: Calculados através do pacote econométrico E-views 4.0

Nota: Os valores dos testes de especificação referem-se aos p-values.

