

# ***Metas para inflação e variáveis macroeconômicas: uma avaliação empírica\****

Helder Ferreira de Mendonça\*\*

## **Resumo**

Este artigo tem como objetivo principal verificar se a adoção do regime de metas para a inflação leva a alterações no comportamento de diversas variáveis macroeconômicas, em especial sobre a taxa de desemprego. Para tanto, são apresentadas evidências empíricas para um conjunto de quatorze países que adotam metas para inflação explícitas. Ademais, é feita uma análise particular para o caso brasileiro por meio da aplicação de um VAR que considera as seguintes variáveis: taxa de desemprego, Selic, inflação, produção industrial, e credibilidade das metas para inflação. Dentre os diversos resultados encontrados a partir da experiência internacional, observa-se que há a possibilidade do *trade-off* inflação-desemprego tornar-se relevante depois da adoção das metas. Quanto à análise para o caso brasileiro, o ponto crucial para a obtenção de bons resultados para economia é a necessidade do regime monetário ter uma credibilidade elevada.

**Palavras-chave:** metas para inflação, variáveis macroeconômicas, credibilidade.

## **Abstract**

The main objective of this paper is to analyze if the adoption of inflation targeting implies changes in the behavior of several macroeconomic variables, especially in the unemployment rate. For this, empirical evidences based on a set of fourteen countries that adopted explicit inflation targeting are shown. Furthermore, a particular analysis for the Brazilian case through a VAR that considers the following variables: unemployment rate, Selic, inflation, industrial production, and inflation targeting credibility, is made. Among several findings taken from international experience, it is observed that there is the possibility of unemployment-inflation trade-off becoming relevant after the adoption of targets. In relation to the Brazilian case, the main point for the attainment of good results for the economy is the necessity of the monetary regime having a high credibility.

**Key words:** inflation targeting, macroeconomics variable, credibility.

**JEL classification:** E52, E58.

**Área ANPEC:** 3 (Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças)

---

\* Agradeço ao esforço de pesquisa realizado por Taís Carestiatto da Silva, contudo, as possíveis omissões ou imprecisões são de minha inteira responsabilidade.

\*\* Professor do Departamento de Economia da UFF e Pesquisador do CNPq.

## **1. Introdução**

A orientação de uma política monetária voltada para a busca da estabilidade de preços tem remetido à discussão de qual a melhor âncora nominal a ser utilizada. Desde o início dos anos 1990 diversos países têm adotado metas para a inflação porque acreditam ter encontrado uma estrutura capaz de neutralizar as expectativas inflacionárias dos agentes sem estarem sujeitos aos problemas presentes em outros regimes monetários (metas para agregados monetários, câmbio fixo, etc.).

A fundamentação teórica para a adoção do regime de metas para a inflação tem como base a literatura conhecida como “regras versus discricção” iniciada com os trabalhos de Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983). O ponto central da análise é que a persistência da inflação é atribuída à perda de reputação do governo devido ao não cumprimento dos acordos previamente firmados com a sociedade. Conforme identificado por Clarida, Gali e Gertler (1999) a literatura sobre credibilidade pode ser dividida em duas frentes: (i) teórica – é analisado o problema de persistência inflacionária sob o comportamento discricionário da autoridade monetária; e (ii) aplicação de políticas – se a política monetária não estiver voltada para o combate à inflação, o processo de desinflação da economia pode implicar um sacrifício social maior que o necessário.

Ambos os pontos sobreditos sugerem que o ganho de credibilidade pelo banco central (BC) pode ser capaz de reduzir a inflação a um custo menor. Como consequência, no período recente, um número significativo de países adotou a estratégia de metas para a inflação com o objetivo de desinflacionar a economia e/ou assegurar a estabilidade de preços. Um dos argumentos favoráveis à adoção das metas para a inflação advém da expectativa de que o uso dessa estratégia é capaz de fazer com que a inflação proveniente de choques de oferta seja eliminada de forma gradativa. Um exemplo prático refere-se ao caso brasileiro. Em junho de 1999, o Brasil adotou o regime de metas para a inflação visando eliminar a pressão inflacionária decorrente da forte desvalorização cambial ocorrida no início daquele ano e assegurar o compromisso com a estabilidade de preços.

Um dos principais aspectos a serem analisados quanto ao uso de metas para inflação refere-se aos possíveis efeitos no comportamento de diversas variáveis macroeconômicas, em especial sobre a taxa de desemprego. O presente artigo contribui para a literatura apresentando evidências empíricas para um conjunto de quatorze países que adotam metas para inflação explícitas. Ademais, é feita uma análise particular para o caso brasileiro por meio da aplicação de um modelo de vetor auto-regressivo (VAR) que considera as seguintes variáveis: taxa de desemprego, Selic, inflação, produção industrial, e credibilidade das metas para inflação.

## **2. A literatura empírica internacional sobre metas para inflação**

Atualmente mais de 20 bancos centrais adotam o regime de metas explícitas para a inflação (doravante IT) como uma estratégia para a condução da política monetária. A principal justificativa para a disseminação desta estratégia se deve ao argumento de que seria possível obter uma redução da inflação estando associada a um custo social mais baixo (menor impacto sobre o produto e o desemprego). Destarte, devido à preocupação em analisar os possíveis efeitos oriundos da adoção de metas para inflação, esta seção reúne os principais resultados empíricos a partir da literatura internacional recente.

Com o objetivo de avaliar se a implementação das metas para inflação estimula ou não a existência do *trade-off* variabilidade inflação-produto,<sup>1</sup> Cecchetti e Ehrmann (1999) utilizaram para análise o produto 5 anos antes e 5 anos depois de nove países que adotaram IT.<sup>2</sup> Além disso, foi considerada a diferença ao quadrado da inflação observada à taxa de 2%. O resultado encontrado sugere que, com a exceção da Nova Zelândia, todos os países da amostra apresentam maior eficiência (menor variabilidade da inflação e do produto) depois da adoção das metas para inflação.

Apesar do resultado mostrar-se favorável à adoção de IT, os autores supracitados reconhecem que há a possibilidade das evidências obtidas não serem confiáveis, pois no caso da existência de um choque entre os períodos analisados há uma tendência de que tanto a variabilidade do produto quanto da inflação decresça. Como forma de eliminar as possíveis distorções no teste realizado, Cecchetti e Ehrmann (1999) estimaram mudanças nas preferências das autoridades monetárias de 23 países.<sup>3</sup> Os resultados encontrados denotam que a adoção de metas para inflação reduz de forma significativa a variabilidade da inflação, enquanto que o aumento da variabilidade do produto foi desprezível.<sup>4</sup>

Também levando em conta um conjunto de nove países, Corbo et al. (2000) encontraram evidências de que a introdução do regime de IT implicou uma redução no custo sobre o produto devido ao esforço em estabilizar a inflação. Ademais, Neumann e von Hagen (2002) obtiveram evidências empíricas que se mostram favoráveis à adoção de IT. Eles verificaram que o comportamento da inflação, da taxa de juros e do produto para os países que adotaram IT foi muito próximo dos países que são considerados paradigmas para a condução da política monetária (EUA, Alemanha e Suíça).

Além da análise do impacto da adoção de IT sobre a variabilidade da inflação e do produto, outra questão que deve ser verificada é se a queda da inflação devido à introdução desse regime monetário está

---

<sup>1</sup> A variância da inflação tem por base o índice de preços do consumidor, enquanto que a volatilidade do produto corresponde ao desvio da produção industrial em relação à tendência.

<sup>2</sup> Os países são Austrália, Canadá, Chile, Espanha, Finlândia, Israel, Nova Zelândia, Reino Unido e Suécia.

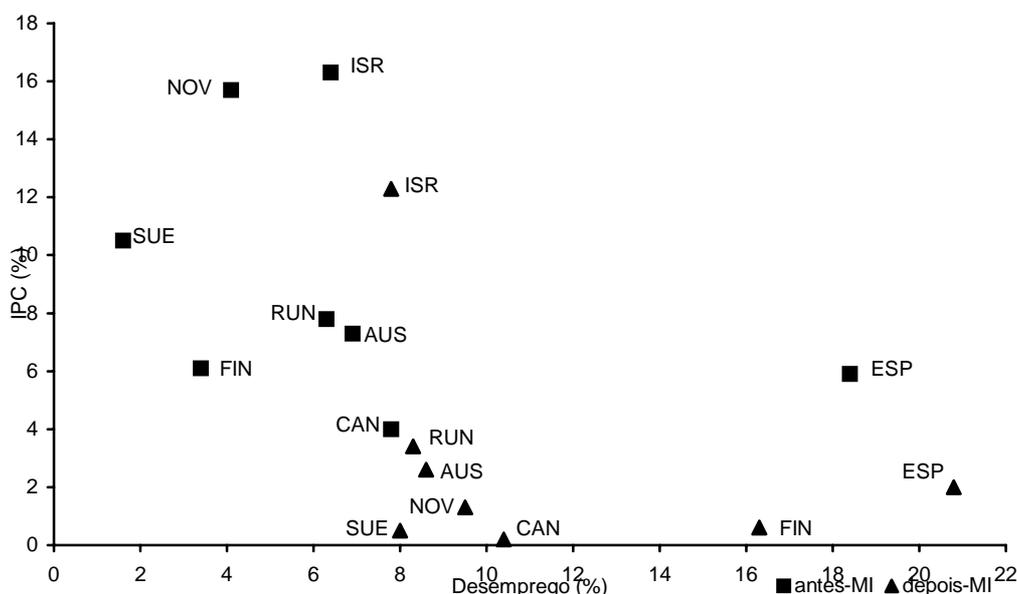
<sup>3</sup> Nove dos quais com metas inflacionárias explícitas.

<sup>4</sup> Deve-se ressaltar que embora tenha sido observado um aumento na aversão à variabilidade inflacionária em todos os países da amostra, a análise particular daqueles que adotaram IT indica um nível de aversão maior à dos demais.

associada a um aumento da taxa de sacrifício. Destarte, foram consideradas para avaliação a taxa de inflação e a taxa de desemprego anual, três anos antes e três anos depois da implantação do regime de metas explícitas para a inflação de oito países que adotaram IT.<sup>5</sup> Conforme pode ser observado a partir da figura 1, verifica-se que a introdução de IT implicou mudança na relação desemprego-inflação. Todos os países da amostra revelam que depois da adoção do regime (denotado por triângulos na figura 1) houve queda da inflação e aumento do desemprego se comparado ao período anterior à implantação das metas (denotado por quadrados na figura 1). Este é um resultado que merece atenção, pois sugere que as metas para a inflação são capazes de reduzir a inflação, entretanto, os efeitos sobre o desemprego não podem ser ignorados.

O resultado acima merece algumas observações. Deve-se lembrar que a maioria dos países utilizados na análise adotou o regime de IT durante o processo de desinflação, o que denota por si só uma possível redução do produto e um aumento temporário do desemprego. Um outro fator que deve ser levado em consideração advém do fato de que os anos 1990 apresentaram como característica uma menor taxa de crescimento e maior desemprego para a maioria dos países. Ou seja, não se pode considerar que os resultados encontrados devem-se, de forma exclusiva, à introdução das metas para a inflação. Entretanto, como todos os países utilizados na amostra fazem uso de IT, pode-se afirmar que, no mínimo, o regime em questão não inibe o possível aumento da taxa de sacrifício.

**Figura 1: Desemprego X Inflação**



Fonte: International Monetary Fund.

<sup>5</sup> Optou-se pela margem de três anos porque se considera razoável o tempo para que possa ser absorvido pela economia o efeito oriundo da mudança do regime monetário.

Os resultados obtidos por Bernanke et al. (1999), a partir da análise do efeito da adoção de IT considerando taxas de sacrifício, também não se mostram encorajadoras para o uso das metas. As evidências encontradas não indicam que a implementação de IT contribuiu para um menor custo de desinflação sobre o produto real e a taxa de desemprego.

Um outro resultado também não favorável à adoção de IT foi encontrado por Ball e Sheridan (no prelo). A partir de um conjunto de indicadores macroeconômicos para os países integrantes da OCDE, os autores supraditos não encontraram evidências que comprovem diferença significativa na performance de países que adotaram IT para aqueles que não fazem uso desse regime monetário. Este resultado não aparece de forma isolada. Em estudo anterior, Mishkin e Posen (1997) analisando os casos da Nova Zelândia, Canadá e Reino Unido constataram que a redução observada na taxa de inflação não foi resultado da introdução de IT, mas do próprio processo de desinflação que estava em curso nesses países.

## **2.1. Evidências empíricas a partir de 14 países com IT**

Esta seção contribui para a literatura sobre metas para inflação por meio de uma análise empírica avaliando a relação entre inflação, desemprego, taxa de juros e crescimento econômico para quatorze países com IT (Austrália, Brasil, Canadá, Chile, Colômbia, Coreia, Espanha, Finlândia, Israel, Nova Zelândia, Polônia, República Tcheca, Suécia e Reino Unido). A idéia principal é avaliar se a adoção de IT pelos países foi capaz de levar a uma mudança no comportamento das variáveis macroeconômicas supracitadas.

Com base nas informações obtidas a partir do CD-rom do FMI (*International Financial Statistics*) foi considerado para análise as séries: índice de preço ao consumidor (inflação anual), taxa de desemprego, taxa de juros (*money market rate*), e taxa de crescimento econômico (variação anual do PIB), três anos antes e três anos depois da introdução de metas para inflação explícitas.

Os dados apresentados na tabela 1 revelam que depois da adoção das metas para inflação, as médias da inflação e taxa de juros caíram consideravelmente. Por outro lado, as taxas de desemprego e crescimento econômico não apresentaram mudanças significativas. Considerando-se a análise da volatilidade verificou-se que houve um aumento para os casos da inflação e da taxa de juros, enquanto que as volatilidades do desemprego e crescimento econômico tornaram-se menores. Este resultado sugere que o efeito da adoção das metas para inflação não está descolado do crescimento econômico e, por conseguinte, do desemprego.

**Tabela 1**

Taxa	3 anos antes das metas			3 anos depois das metas		
	Média	DP	CV	Média	DP	VC
Inflação	12,2	7,21	0,59	4,6	4,13	0,89
Desemprego	7,3	4,92	0,68	10,5	4,75	0,45
Juros	16,2	6,83	0,42	8,1	4,83	0,59
Crescimento	4,0	2,95	0,74	3,7	1,97	0,53

Nota: DP – desvio padrão; e CV – coeficiente de variação.

Com o objetivo de avaliar a possibilidade de ter ocorrido uma mudança na relação das variáveis supracitadas, antes e depois da adoção do regime de metas para inflação, a tabela 2 apresenta os diversos coeficientes de correlação. No período anterior à introdução das metas para inflação, a relação entre a inflação e o desemprego é positiva indicando que não havia indícios da validade do *trade-off* presente na Curva de Phillips. Não obstante, a relação se altera depois da adoção das metas. Uma outra observação importante refere-se à redução da associação entre a taxa de juros e o desemprego. O período pré-metas sugere que um aumento na taxa de juros está relacionado a uma elevação no desemprego. Todavia, esta relação desaparece no período posterior à adoção das metas. De forma contrária ao caso anterior, a associação negativa entre a inflação e o desemprego se eleva depois da introdução do regime de metas para inflação.

**Tabela 2: Matriz de correlação**

	3 anos antes das metas				3 anos depois das metas			
	Inflação	Desemp.	Juros	Cresc.	Inflação	Desemp.	Juros	Cresc.
Inflação	1,00	0,19	0,51	0,52	1,00	-0,21	0,57	0,53
Desemprego		1,00	0,19	-0,16		1,00	-0,03	-0,51
Juros			1,00	0,02			1,00	-0,07
Crescimento				1,00				1,00

A tabela 3 mostra o resultado de regressões (MQO) com base na análise de corte transversal. Este procedimento foi adotado porque não há dados suficientes que permitam uma análise adequada a partir da perspectiva de séries temporais ou dados de painel. Dado que algumas correlações presentes na tabela 2 podem ser influenciadas por poucas observações, foi considerado em todas as regressões uma *dummy* com valor igual a 1 para cada país, cuja observação tenha se situado além do desvio padrão da amostra. Nos demais casos, o valor da *dummy* foi igual a 0. As estatísticas *t* levam em consideração o teste de heterocedasticidade de White (1980). O principal objetivo com essas regressões é verificar se houve mudanças significativas no comportamento das variáveis macroeconômicas depois da introdução das metas para inflação.

A análise para inflação denota que a constante revela uma tendência, embora não estatisticamente significativa, para a queda da taxa de inflação que é independente do gerenciamento da política monetária. Esta observação é relevante porque sugere a possibilidade de que a adoção de IT contribua para reduzir a inflação por meio de outras variáveis, como, por exemplo, ganhos de credibilidade. Uma outra consequência para a inflação devido à adoção de IT refere-se ao fato do coeficiente da taxa de juros tornar-se significativo. Logo, há indícios da utilização da taxa de juros como principal instrumento de combate à inflação depois da introdução de IT.<sup>6</sup>

**Tabela 3:** Estimações (MQO)

Variáveis	Inflação (A)	Inflação (D)	Desemp. (A)	Desemp. (D)	Juros (A)	Juros (D)	Cresc. (A)	Cresc. (D)
Constante	3,92 (1,28)	-4,74 (-1,34)	2,67 (1,19)	11,75* (3,64)	11,20* (5,24)	7,44* (4,36)	3,35 (1,29)	3,63* (3,34)
Inflação			0,33** (2,99)	-0,16 (-0,52)	0,37*** (1,98)	0,46* (5,70)	0,38** (2,40)	0,16 (1,66)
Desemprego	0,04 (0,19)	0,14 (0,87)			-0,04 (-0,33)	-0,07 (-1,07)	-0,16 (-1,16)	-0,03 (-0,35)
Taxa de juros	0,16 (0,97)	0,62* (3,54)	0,13*** (1,92)	0,12 (0,36)			-0,19 (-1,37)	-0,10 (-1,61)
Crescimento	0,82 (1,82)	0,62 (1,07)	-0,35 (-1,57)	-0,58 (-0,99)	-0,25 (-0,71)	-0,45** (-2,12)		
Dummy <sup>a</sup>	8,35** (2,70)	9,06** (2,54)	16,14* (12,26)	9,18* (5,69)	12,64* (6,12)	8,20* (8,42)	-1,67 (-0,63)	4,13* (4,09)
R <sup>2</sup> (adj.)	0,48	0,71	0,74	0,50	0,72	0,92	0,19	0,79
F-statistic	4,06	9,00	10,46	4,36	9,35	36,76	1,79	12,99
Nr. obs	14	14	14	14	14	14	14	14

Nota: Asteriscos indicam significância aos níveis de 1% (\*), 5% (\*\*) e 10% (\*\*\*) respectivamente. "A" significa resultados referentes ao período de 3 anos antes da adoção das metas para inflação; e "B" denota 3 anos depois da introdução do regime monetário em consideração.

<sup>a</sup> Dummies aplicadas: Colômbia e Polônia (InflaçãoA); Espanha (DesempregoA); Brasil e Colômbia (JurosA); Chile e Finlândia (CrescimentoA); Chile (InflaçãoD); Colômbia e Espanha (DesempregoD); Brasil e Polônia (JurosD); Chile e Coreia (CrescimentoD).

Ao contrário do caso anterior, o resultado para o desemprego indica que depois da introdução de IT a constante aumenta e torna-se significativa. Esta observação ratifica o tradicional resultado encontrado na literatura de que o processo de desinflação implementado pelos países que adotaram IT gera uma elevação na taxa de desemprego. Em adição, é observado que os coeficientes da taxa de inflação e da taxa de juros perdem significância. Entretanto, é importante ressaltar a mudança observada no sinal do coeficiente referente à taxa de inflação, pois sugere que a adoção de IT pode fazer emergir o *trade-off* inflação-desemprego.

<sup>6</sup> O sinal positivo na regressão se deve ao fato de não se estar aplicando defasagens nas variáveis utilizadas nas regressões.

De forma diferente do que foi apontado acima, não há evidência de que o uso da taxa de juros pelos países que adotaram IT esteja associado a aumentos na taxa de desemprego. Uma consequência do uso da taxa de juros como principal ferramenta da autoridade monetária para controlar a inflação é que as regressões para a taxa de juros indicaram um aumento na influência da inflação sobre a taxa de juros (significância estatística ao nível de 1%) depois da adoção de IT. O comportamento desta variável está de acordo com a visão teórica padrão de que a taxa de juros é o principal instrumento à disposição do banco central para controlar a inflação. Ou seja, se a inflação aumenta, uma elevação na taxa de juros é necessária para eliminar a pressão inflacionária. Um resultado interessante para as regressões referentes à taxa de juros é a observação de que o crescimento econômico contribui para uma queda na taxa de juros depois da adoção de IT. Este resultado é uma indicação de que o crescimento econômico provoca uma elevação da oferta de bens e serviços na economia reduzindo a pressão do aumento da inflação devido a um excesso de demanda.

As regressões para o crescimento econômico denotam importantes mudanças depois da introdução de IT. Se, por um lado, havia uma influência positiva da inflação sobre o crescimento econômico (estatisticamente significativa) antes da adoção de IT, esta relação desaparece com a presença de IT. Além disso, observa-se que a constante torna-se estatisticamente significativa depois da adoção de IT. Como consequência, estes resultados sugerem que uma taxa de inflação em níveis mais baixos representa uma condição necessária para promover um crescimento econômico sustentado.

### **3. Evidências empíricas para o caso brasileiro**

Depois de perpassados mais de meia década desde a adoção do regime de metas para inflação no Brasil, observa-se que é inerente à estratégia para a condução da política monetária a manutenção da taxa de juros em patamares elevados. Logo, torna-se relevante analisar, para o caso brasileiro, quais os possíveis efeitos reais sobre a economia oriundos da adoção dessa estratégia de condução para a política monetária (capturado pela variável desemprego). Com essa finalidade, além da taxa de desemprego (DESEMP) obtida a partir da Pesquisa de Emprego e Desemprego (Seade e Dieese/PED) para a região metropolitana de São Paulo,<sup>7</sup> foram selecionadas as seguintes variáveis para análise: taxa de juros básica da economia, inflação, produção física industrial, e credibilidade do regime de metas para inflação.

A justificativa para o uso das variáveis supracitadas no estudo pode ser compreendida da seguinte forma:

---

<sup>7</sup> Compreende desemprego oculto (trabalho precário e desemprego por desalento) e desemprego aberto.

(i) taxa de juros básica da economia (SELIC) – série obtida por meio do Banco Central do Brasil (DEMAB) - refere-se à taxa Selic acumulada no mês anualizada. Dado que essa é a principal variável à disposição da autoridade monetária para a obtenção da meta para inflação, é importante verificar, em que medida, a utilização de uma política monetária voltada para esse objetivo afeta a taxa de desemprego;

(ii) inflação (INF) – refere-se à inflação medida pelo IPCA (variações percentuais em 12 meses) que é divulgada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).<sup>8</sup> É importante analisar se uma política de redução sistemática na inflação afeta a taxa de desemprego. Em outras palavras, é necessário avaliar se a tentativa de reduzir a inflação ao longo do tempo implica um custo muito elevado em termos de desemprego;

(iii) produção física industrial (PIF) – série extraída da Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física feita pelo IBGE.<sup>9</sup> Esta série tem como finalidade verificar se com a nova âncora nominal implementada em junho de 1999 foi criado um ambiente macroeconômico que permitiu um incremento na produção e, por conseguinte, uma possível redução na taxa de desemprego;

(iv) credibilidade das metas para inflação (IC) – tomando-se como referência os argumentos apresentados por Cukierman e Meltzer (1986) e Svensson (1999), de que a credibilidade pode ser medida pela diferença entre a inflação esperada ( $E(\pi_t)$ ) e a meta anunciada ( $\pi_t$ ), é considerada a metodologia desenvolvida por de Mendonça (2003, 2004 e 2005). Para tanto, são levadas em conta as informações disponibilizadas pelo Banco Central do Brasil (BCB) sobre as expectativas do mercado para a inflação (com início em janeiro de 2000) e as respectivas metas anuais de inflação estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional. O índice é obtido da seguinte forma:

$$IC = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{se } E(\pi) = \pi_t \\ 1 - \frac{1}{\pi_t^* - \pi_t} [E(\pi) - \pi_t] & \text{se } \pi_{iMIN}^* < E(\pi) < \pi_{iMAX}^* \\ 0 & \text{se } E(\pi) \geq \pi_{iMAX}^* \quad \text{ou} \quad E(\pi) \leq \pi_{iMIN}^* \end{array} \right\}.$$

O IC possui valor igual a 1 quando a inflação anual esperada ( $E(\pi)$ ) corresponde à meta central e decresce de forma linear à medida que a expectativa inflacionária se desvia da meta anunciada. Logo, o IC situa-se entre 0 e 1 no caso de a inflação esperada encontrar-se dentro dos limites máximo e mínimo ( $\pi_t^*$ ) estabelecidos para cada ano. Além disso, o IC é zero quando a inflação esperada ultrapassa um dos limites determinados.

<sup>8</sup> O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) reflete a variação dos preços das cestas de consumo das famílias com renda mensal, independente da fonte, de 1 a 40 salários mínimos.

<sup>9</sup> Neste estudo considera-se na análise o índice de base fixa mensal com ajuste sazonal (base: média de 2002 = 100).

Com base nas informações supracitadas a equação para a taxa de desemprego pode ser expressa da seguinte forma:

$$(1) \quad DESEMP = f(SELIC, INF, PIF, IC),$$

sendo os sinais esperados das relações expressos pelas derivadas parciais abaixo:

$$\frac{\partial}{\partial SELIC} > 0; \frac{\partial}{\partial INF} < 0; \frac{\partial}{\partial PIF} < 0; \frac{\partial}{\partial IC} < 0.$$

Com o objetivo de verificar se a introdução do regime de metas para inflação no Brasil levou a alguma mudança no comportamento das variáveis supracitadas é utilizado um VAR para o período que se estende de janeiro de 2000 a fevereiro de 2005 utilizando-se dados mensais.

Um primeiro teste a ser realizado antes da implementação de um modelo VAR consiste em verificar se as séries DESEMP, SELIC, INF, PIF e IC possuem raiz unitária para evitar problemas de espuriedade nos resultados a serem obtidos.<sup>10</sup> Com essa finalidade foi realizado o teste ampliado de Dickey-Fuller (ADF) e o teste Phillip-Perron (PP). O procedimento básico para a realização dos testes desenvolvidos por Dickey e Fuller (1979, 1981) consiste em regredir a primeira diferença de uma série ( $H_t$ ) contra seus valores defasados em um período ( $H_{t-1}$ ). Em seguida, é testada a significância estatística do parâmetro associado a  $H_{t-1}$ . Dado que na maioria das vezes os resíduos são autocorrelacionados, o teste ampliado de Dickey-Fuller incorpora à equação especificada as primeiras diferenças defasadas ( $p$ ) de  $\Delta H_t$  de forma que os resíduos tornem-se um ruído branco (média zero, variância constante, e ausência de autocorrelação serial). Logo, a equação que possui constante e tendência tem a seguinte especificação:

$$(2) \quad \Delta H_t = \beta + \delta T + \gamma H_{t-1} + \eta_1 \Delta H_{t-1} + \eta_2 \Delta H_{t-2} + \dots + \eta_{p-1} \Delta H_{t-p+1} + s_t.$$

Uma aplicação satisfatória do teste de raiz unitária de Dickey e Fuller implica a necessidade de que a série testada não possua problema de autocorrelação serial, heterocedasticidade, mudança estrutural ou sazonalidade. Com o objetivo de considerar os problemas de heterocedasticidade e dependência serial, Phillips e Perron (1988) elaboraram um teste de raiz unitária que realiza ajustes não paramétricos nas estatísticas obtidas com o teste DF. Nesse sentido, a estatística do teste,  $PP(t)$ , para a estimativa do parâmetro  $\rho$  nas especificações:

$$(3) \quad \Delta H_t = \gamma H_{t-1} + u_t; \quad \Delta H_t = \alpha + \gamma H_{t-1} + v_t; \quad \Delta H_t = \beta + \delta T + \gamma H_{t-1} + s_t;$$

sendo  $\Delta H_t = H_t - H_{t-1}$  e  $\gamma = \rho - 1$ , é definida como:

---

<sup>10</sup> Em um modelo VAR o valor corrente de uma variável  $y_t$  é explicado por seus próprios valores defasados e por valores defasados da variável  $x$ , adicionados a um termo estocástico  $e_t$ . De forma análoga, o valor de  $x_t$  é explicado por seus valores defasados, pelos valores defasados de  $y_t$  e por um termo  $\mu_t$ . É admitido que o termo estocástico tem média zero, variância constante  $\sigma_{\mu}^2$  e que não apresenta correlação serial. Portanto, será considerado na análise apenas regularidades e padrões passados de dados históricos como base para previsão.

$$(4) \quad PP(t) = \frac{\gamma_0^{1/2} t_\rho}{\lambda} - \frac{(\lambda^2 - \gamma_0) n s_\rho}{2\lambda S} \quad \text{onde,}$$

$$\lambda^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \gamma_j, \quad \gamma_j = n^{-1} \sum_{t=j+1}^n \widehat{u}_t \widehat{u}_{t-j}, \quad S = \left(\frac{n}{n-k-1} \gamma_0\right)^{1/2}$$

$t_\rho$  e  $s_\rho$  são respectivamente, a estatística  $t$  e o erro-padrão do  $\rho$  estimado associado a  $H_{t-1}$ ,  $S$  é o erro-padrão da estimativa da equação do teste,  $q$  o número de defasagens,  $k$  o número de variáveis incluídas na equação do teste, e  $n$  o tamanho da amostra.<sup>11</sup>

Os resultados dos testes supracitados para as séries em consideração encontram-se na tabela A.1 (vide apêndice). Com exceção da série SELIC ambos os testes indicam que todas as séries são integradas de primeira ordem, isto é,  $I(1)$ . Devido ao fato dos testes ADF e PP apresentarem evidências distintas para a série SELIC torna-se necessária o uso de outros critérios de decisão mais subjetivos. Assim, foi feita a análise do correlograma da série com o objetivo de verificar se há queda lenta do coeficiente de autocorrelação amostral (o que denota existência de raiz unitária) ou se ocorre queda rápida (indicação de que a série é estacionária). Por meio de inspeção gráfica do correlograma da série SELIC (vide figura A.1 – apêndice), observa-se que os valores atuais dependem fortemente dos valores passados sugerindo a existência de raiz unitária. Assim, decidiu-se pela validade do resultado do teste PP de que a série SELIC também é  $I(1)$ .

Em relação à definição do modelo aplicado para a elaboração do VAR foram utilizados os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hannan-Quinn (HQ).<sup>12</sup> Conforme pode ser observado pelos resultados presentes na tabela A.3 (vide apêndice) é adequada a utilização de duas defasagens e o uso de constante. Além disso, considerando que os erros são ortogonalizados pela decomposição de Cholesky para a estimação do VAR, isto implica que o ordenamento das variáveis torna-se relevante para a análise da função impulso-resposta e da decomposição da variância. Com esse objetivo, foi feito o teste de precedência temporal de Granger (1969),<sup>13</sup> cujo resultado denota que a ordenação adequada é dada por: SELIC, DESEMP, INF, IC, PIF (vide tabela A.4 - apêndice).

Em razão da dificuldade de interpretar os coeficientes estimados para o modelo VAR é usual que os resultados sejam sumariados por meio da decomposição da variância e por intermédio da análise impulso-resposta parcial. Devido ao fato dos dados utilizados terem frequência mensal é utilizado para as análises impulso-resposta e decomposição da variância um período que corresponde a 12 meses depois da ocorrência

<sup>11</sup> Os valores críticos para a estatística são os mesmos dos testes de Dickey-Fuller.

<sup>12</sup>  $AIC = -2(l/T) + 2(k/T)$ ,  $SC = -2(l/T) + k \log(T)/T$  e  $HQ = -2(l/T) + 2k \log(\log(T))/T$ ; considera uma regressão com  $k$  parâmetros estimados usando  $T$  observações.  $l$  é o valor do  $\log$  da função probabilidade com  $k$  parâmetros estimados.

<sup>13</sup> O teste de Granger avalia se uma série de tempo  $X_t$  “causa” outra série  $Y_t$ , se esta for prevista de forma mais adequada pelos valores passados de  $X_t$ , e por outras variáveis relevantes, inclusive valores passados do próprio  $Y_t$ .

de um choque.

A análise impulso-resposta para a SELIC (primeira linha da figura 2) revela que um choque positivo sobre a própria variável tende a provocar uma elevação que perdura aproximadamente 12 meses. Ademais, a análise da decomposição da variância revela que a taxa de juros é a principal variável na explicação de sua variância (43% - vide tabela 4).

Em relação ao efeito de um choque do DESEMP é observado que a consequência é um aumento na SELIC que não é eliminado ao longo de um ano (vide segundo gráfico localizado na primeira linha da figura 2). Este resultado sugere que o BCB, durante o período em consideração, não esteve sujeito à manifestação do viés inflacionário na condução da política monetária, uma vez que não há indícios de que a taxa de juros sofreu reduções para atenuar elevações na taxa de desemprego. Este fato é corroborado pela importância relativa do DESEMP na variância da SELIC (próxima a 10% - vide tabela 4).

Levando-se em conta a função impulso-resposta do impacto da taxa de inflação sobre a SELIC, observa-se que o efeito de uma elevação na taxa de inflação implica uma alta na taxa de juros que não é eliminada ao longo dos 12 meses em consideração (vide terceiro gráfico localizado na primeira linha da figura 2). Esta observação é importante porque ratifica a utilização da taxa de juros como principal instrumento utilizado pelo BCB no combate à inflação. Além disso, a decomposição da variância atesta a significativa importância relativa da INF na explicação da variância da SELIC (31%).

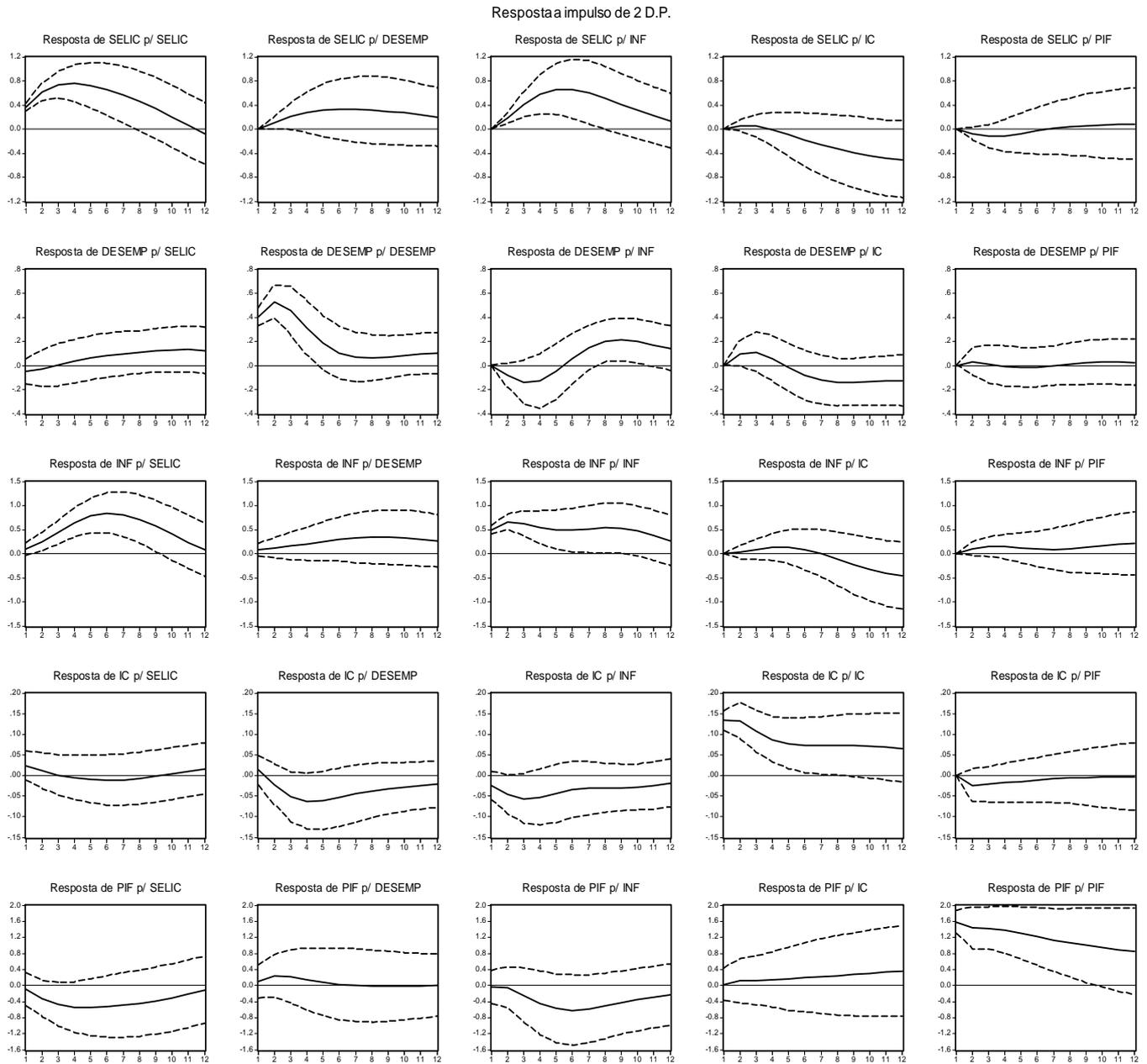
O impacto de uma elevação na credibilidade do regime de metas para a inflação sobre a SELIC mostrou-se relevante. O quarto gráfico localizado na primeira linha da figura 2 denota que com uma defasagem próxima a 4 meses, uma elevação no IC tende a provocar uma redução permanente na taxa SELIC. A análise da decomposição da variância revela que a importância relativa da credibilidade sobre a SELIC é de 14% (vide tabela 4). Os resultados obtidos são importantes porque mostram a necessidade do BCB em se esmerar para aumentar a credibilidade do regime monetário adotado como forma de levar a reduções na taxa de juros.

Em relação ao impacto de um aumento da PIF sobre a SELIC, observa-se que o último gráfico localizado na primeira linha da figura 2 mostra que o efeito se aproxima de zero, denotando uma inexpressiva significância estatística. O mesmo pode ser dito em relação à importância da PIF na explicação da variância da SELIC (0,8%).

A função impulso-resposta do impacto da SELIC sobre o DESEMP (vide primeiro gráfico localizado na segunda linha da figura 2) revela que com uma defasagem de três meses uma elevação na SELIC provoca um aumento permanente na taxa de desemprego. Ademais, a análise da decomposição da variância revela que o efeito da SELIC sobre o DESEMP não pode ser negligenciado. Esta é uma observação importante porque sugere que a utilização da taxa de juros como principal instrumento para neutralizar pressões

inflacionárias acarreta uma elevação no custo social (aumento da taxa de desemprego).

**Figura 2:** Funções de Resposta a Impulso para o VAR



A resposta do DESEMP ao impacto originário de um choque externo sobre os seus valores passados (vide segundo gráfico localizado na segunda linha da figura 2) mostra que o efeito, apesar de apresentar uma

queda acentuada entre o segundo e sexto meses, perdura ao longo do tempo. Também deve ser ressaltado que a importância relativa do DESEMP na explicação de sua variância é bastante significativa (63%).

**Tabela 4: Decomposição da variância**

Mês	SELIC					DESEMP				
	SELIC	DESEMP	INF	IC	PIF	SELIC	DESEMP	INF	IC	PIF
1	100,0000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	1,352875	98,64713	0,000000	0,000000	0,000000
2	90,58971	2,049015	5,633754	0,543024	1,184496	0,652545	95,65639	1,461497	2,004016	0,225558
3	79,29699	4,171899	14,47059	0,419317	1,641201	0,431098	92,54702	3,795951	3,056561	0,169366
4	70,09344	5,678759	22,48377	0,244044	1,499983	0,509736	91,06960	5,270526	2,998532	0,151604
5	63,38050	6,741339	28,24929	0,432902	1,195971	0,919601	90,69080	5,311112	2,899083	0,179406
6	58,65864	7,579072	31,72818	1,090662	0,943446	1,629872	89,07877	5,501191	3,590284	0,199881
7	55,21959	8,319656	33,44739	2,220998	0,792362	2,521477	84,74538	7,529733	5,012827	0,190582
8	52,43915	9,002908	34,00793	3,824141	0,725871	3,509926	78,80646	10,94981	6,545962	0,187840
9	49,91184	9,609119	33,86217	5,901311	0,715555	4,587420	73,16417	14,24671	7,782395	0,219305
10	47,48906	10,08701	33,26977	8,414298	0,739856	5,724683	68,73001	16,57096	8,702104	0,272237
11	45,24004	10,38125	32,35479	11,23946	0,784466	6,798986	65,51516	17,90840	9,454991	0,322468
12	43,35174	10,45906	31,19684	14,15438	0,837975	7,633384	63,22383	18,57659	10,20692	0,359274
Mês	INF					IC				
	SELIC	DESEMP	INF	IC	PIF	SELIC	DESEMP	INF	IC	PIF
1	3,234267	2,420248	94,34549	0,000000	0,000000	2,937134	0,909510	3,245666	92,90769	0,000000
2	8,781281	2,617036	87,32748	0,093026	1,181180	1,720871	1,639896	6,956107	88,26810	1,415024
3	18,74539	3,154044	75,48639	0,535174	2,078999	1,195496	5,854225	10,32535	80,85530	1,769625
4	30,77783	3,871171	61,98876	1,108712	2,253529	0,990159	10,20223	12,04406	74,91384	1,849705
5	41,01027	4,690199	50,93808	1,358537	2,002912	0,951225	13,20616	12,56858	71,43446	1,839574
6	47,61693	5,576308	43,89524	1,208014	1,703513	0,985439	14,86868	12,59291	69,77087	1,782091
7	50,75530	6,490846	40,27781	0,970302	1,505745	1,013130	15,60493	12,51007	69,17207	1,699797
8	51,28620	7,381301	38,84739	1,044363	1,440739	0,990011	15,79567	12,46405	69,13809	1,612182
9	50,15478	8,196635	38,42475	1,704589	1,519247	0,932005	15,69799	12,45644	69,38238	1,531186
10	48,17051	8,895505	38,15879	3,033258	1,741934	0,896000	15,46801	12,41901	69,75498	1,461993
11	45,92491	9,442566	37,60297	4,945404	2,084153	0,937893	15,19289	12,28813	70,17592	1,405170
12	43,80367	9,805868	36,65008	7,245725	2,494660	1,087352	14,91334	12,05425	70,58698	1,358083
Mês	PIF									
	SELIC	DESEMP	INF	IC	PIF					
1	0,382995	0,404320	0,055309	0,039178	99,11820					
2	2,446412	1,423303	0,107263	0,305903	95,71712					
3	4,832814	1,605657	0,921343	0,421589	92,21860					
4	6,697450	1,426932	2,757007	0,518948	88,59966					
5	7,925796	1,198167	4,993948	0,645016	85,23707					
6	8,703157	1,019878	6,920682	0,810953	82,54533					
7	9,193946	0,898265	8,226819	1,017796	80,66317					
8	9,467886	0,816708	8,952431	1,269788	79,49319					
9	9,539891	0,759561	9,273151	1,576987	78,85041					
10	9,425078	0,716455	9,353395	1,950096	78,55498					
11	9,168644	0,681765	9,298596	2,391570	78,45943					
12	8,843694	0,653631	9,163344	2,888000	78,45133					

Em relação ao impacto de uma elevação da taxa de inflação sobre o desemprego, verifica-se que não há evidência da presença do *trade-off* entre essas variáveis. A função impulso-resposta (vide terceiro gráfico localizado na segunda linha da figura 2) revela que um aumento na INF provoca uma elevação permanente no DESEMP. Outrossim, a importância da INF na explicação da variância do DESEMP é significativa

(19%). Estes resultados são importantes porque denotam que a utilização de uma política monetária frouxa não deve ser utilizada como estratégia capaz de promover reduções na taxa de desemprego.

Da mesma forma que na análise para a SELIC, o efeito de um aumento do IC também é benéfico no caso do DESEMP. Conforme pode ser observado por meio do quarto gráfico localizado na segunda linha da figura 2, um aumento no IC (com uma defasagem de 5 meses) provoca uma redução na taxa de desemprego que não é eliminada ao longo do tempo. Um outro fator importante que denota a relevância do IC refere-se ao fato da importância relativa dessa variável para a variância do DESEMP não ser desprezível (10% - vide tabela 4).

Quanto aos possíveis efeitos provenientes da PIF sobre o DESEMP não foi detectada significância estatística tanto na análise da função impulso-resposta quanto na análise da decomposição da variância.

No que se refere ao efeito de um aumento da SELIC na INF, o primeiro gráfico localizado na terceira linha da figura 2, denota que são necessários doze meses para que a pressão inflacionária seja eliminada. Além disso, a importância relativa da SELIC na explicação da variância da INF é muito significativa (44%). A idéia por trás desses resultados é que com uma baixa credibilidade no regime monetário adotado, uma elevação na taxa de juros revela aos agentes econômicos o reconhecimento da autoridade monetária de que a economia está sofrendo o efeito de uma pressão inflacionária. Como consequência, as expectativas do público quanto à inflação se elevam e o resultado é um aumento da inflação enquanto o efeito da alta da taxa de juros para conter a inflação não é observado.

Tal como observado na análise para o desemprego, o impacto proveniente de uma elevação no DESEMP não está associado a uma redução na INF. Outrossim, a variável DESEMP não pode ser negligenciada para a explicação da variância da INF (10%). Portanto, é observado que a adoção de políticas que levem à redução do desemprego visando à contenção da demanda agregada não se mostram eficientes para o combate à inflação.

Quanto ao impacto originário de um choque externo sobre os valores passados da própria INF (terceiro gráfico localizado na terceira da figura 2) observa-se que o padrão de regularidade mantém-se relativamente estável durante os 12 meses. Este resultado denota uma rigidez para reduções na taxa de inflação. Sobre a decomposição da variância é constatado que a importância relativa da variável na explicação de sua variância é significativa (37%).

O benefício de um aumento no IC é também observado na análise sobre a inflação. Além da importância relativa do IC na explicação da variância da INF não ser desprezível (7%), a função impulso-resposta denota que, com uma defasagem de sete meses, um aumento no IC tende a provocar uma redução permanente na INF (vide quarto gráfico localizado na terceira linha da figura 2).

Ao contrário dos casos anteriores, um aumento na PIF tende a gerar uma pressão inflacionária que perdura ao longo dos doze meses (vide quinto gráfico localizado na terceira linha da figura 2). Não obstante, a importância relativa da PIF na explicação da variância da INF é pouco significativa (2%).

Sobre a credibilidade do regime de metas para inflação é observado que tanto a SELIC quanto a PIF não apresentam resultados que revelem significância estatística a partir das análises da função impulso-resposta e decomposição da variância. Em contrapartida, um aumento no DESEMP implica uma redução (vide segundo gráfico localizado na quarta linha da figura 2) no IC. Além disso, a importância relativa do DESEMP na explicação da variância do IC é de 15%. Deve-se ressaltar que o efeito do DESEMP sobre o IC está em consonância com a relação observada para as variáveis DESEMP e INF, uma vez que um aumento no DESEMP tende a provocar uma elevação na INF e, por conseguinte, uma piora no IC devido ao aumento do desvio entre a inflação observada e a meta.

O esperado efeito de que um aumento da inflação leva a uma deterioração do IC é observado a partir da regularidade apresentada no terceiro gráfico localizado na quarta linha da figura 2. A importância da inflação para o IC é atestada na análise da decomposição da variância, uma vez que a inflação é responsável por cerca de 12% da variância do IC.

Em relação à importância do impacto de um choque externo sobre os valores passados do próprio IC (primeiro gráfico situado na penúltima linha da figura 2) indica que o padrão de regularidade não apresenta oscilações significativas durante os 12 meses. Um outro fator importante, é que a análise da decomposição da variância mostra que o IC é responsável por 71% de sua própria variância (vide tabela 4). Estas observações são importantes e estão de acordo com literatura sobre credibilidade, pois o efeito de um aumento na credibilidade tende a não ser eliminado ao longo do tempo.

No que diz respeito ao impacto de uma elevação da SELIC sobre a PIF, a função impulso-resposta mostra que o efeito negativo leva aproximadamente doze meses para ser eliminado (primeiro gráfico situado na última linha da figura 2). Ademais, o efeito da SELIC na explicação da variância da PIF não deve ser negligenciado. Por outro lado, o DESEMP não apresenta relevância estatística na análise da PIF.

Uma elevação da INF implica uma queda na PIF que perdura ao longo do tempo (vide terceiro gráfico situado na última linha da figura 2). Outrossim, a importância do efeito de um choque proveniente da INF sobre a variância da PIF não é desprezível (9%). Os resultados observados denotam que uma elevação da inflação prejudica a atividade industrial devido ao aumento da incerteza na economia e ao temor de novas elevações na taxa de juros para o combate à inflação.

Da mesma forma que nos casos anteriores, o efeito de um aumento no IC também é benéfico para a PIF. Embora a importância relativa do IC na explicação da variância da PIF esteja limitada a 3%, a função impulso-resposta mostra que o efeito de um aumento no IC provoca uma elevação na PIF que se mantém ao

longo do tempo. Este resultado está associado à idéia de que um aumento no IC leva a uma menor incerteza devido à maior capacidade da autoridade monetária atingir as metas determinadas para inflação. Logo, um aumento no IC tende a provocar uma redução na taxa de juros o, que por sua vez, tende a ocasionar uma elevação na PIF.

Por último, em relação à PIF observa-se, por meio do quinto gráfico localizado na última linha da figura 2, um padrão de regularidade que praticamente não se altera nos 12 meses. Além disso, a importância relativa da variável PIF na explicação de sua variância é bastante significativa (78%).

#### **4. Considerações finais**

A análise realizada a partir de uma amostra de quatorze países que adotaram IT revela que a adoção desse regime monetário está associada a uma redução nas taxas de inflação e de juros. Por outro lado, em relação à volatilidade, foi observado um aumento para a inflação e juros e, uma queda para o desemprego e crescimento econômico. A partir das evidências encontradas ficou constatado que a taxa de juros é o principal instrumento de combate à inflação. Também foi observado que não há indícios de que elevações na taxa de juros impliquem elevações na taxa de desemprego. Além disso, foi verificado que depois da introdução de IT o efeito de um incremento na inflação tende a provocar uma redução no crescimento econômico e que há a possibilidade do *trade-off* inflação-desemprego não ser desprezível.

Em relação à análise para o caso brasileiro o principal resultado obtido refere-se à importância do desenvolvimento da credibilidade para o bom uso do regime de IT. Ficou constatado que um aumento na credibilidade implica diversas vantagens para a economia, tais como: aumento da produção industrial e reduções na taxa de juros, na inflação e no desemprego. De acordo com as evidências obtidas, para o desenvolvimento da credibilidade, é preciso que sejam eliminadas pressões inflacionárias, assim como, a necessidade de evitar elevações na taxa de desemprego. Deve-se ainda ressaltar que foi verificado que o uso de uma política monetária contracionista tende a agravar o aumento do desemprego e reduzir a produção industrial.

Com o objetivo de aumentar a eficiência do regime de IT adotado no Brasil, o que, por conseguinte, levaria a um aumento da credibilidade na estratégia de condução da política monetária e traria os benefícios sobreditos, de Mendonça, Curado e Oreiro (2005) apresentam quatro pontos:

(i) adoção de metas estáveis de inflação – dado que a utilização de metas para inflação decrescentes mostrou-se equivocada para a realidade brasileira e que a conquista da credibilidade não se encontra no rigor da meta, mas no cumprimento das metas preestabelecidas, a adoção de metas estáveis aumentaria a liberdade do COPOM na definição da taxa de juros, contribuindo para o crescimento da demanda agregada e do produto.

(ii) definição das metas de inflação a partir do núcleo do IPCA – a adoção do IPCA “cheio” é problemática devido à pressão exercida pelos preços administrados. O resultado obtido é o aumento da Selic para controlar um processo inflacionário que não é consequência de pressões de demanda, o que por sua vez, leva a uma desaceleração da economia. Outro problema é a vulnerabilidade em relação aos choques de oferta, como por exemplo, as elevações no preço internacional do petróleo. O ideal é que a meta se concentre no indicador que capture o comportamento das oscilações nos preços sujeito à dinâmica de mercado.

(iii) mudança na forma de apuração das expectativas inflacionárias – como as expectativas devem refletir a percepção dos agentes que efetivamente dispõe de poder de formação de preços a respeito da evolução futura da taxa de inflação, o BCB deve levar em conta as expectativas de inflação de um conjunto mais amplo de agentes. Logo, para aumentar a confiabilidade das expectativas o BCB deve consultar diversos segmentos da indústria e do comércio, assim como os departamentos de pesquisa econômica de renomadas instituições de ensino superior a respeito de suas previsões sobre a inflação futura.

(iv) definição da meta para inflação no início de cada ano em comum acordo entre o BCB e o Tesouro Nacional - este procedimento representaria uma melhora na qualidade para a definição da meta. Dessa forma, seriam evitadas as recorrentes alterações nas metas anuais e, por conseguinte, aumentaria a transparência do esforço do governo em assegurar o controle da inflação atenuando o impacto sobre a dívida pública.

### **Referências bibliográficas**

- BARRO, R. J. e GORDON, D. (1983) “Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy.” *Journal of Monetary Economics*, 12, North-Holland, 101-121.
- BALL, L. e SHERIDAN, N. (no prelo) “Does Inflation Targeting Matter?” in Ben S. Bernanke and Michael Woodford, eds., *The Inflation Targeting Debate*. Chicago: University of Chicago Press.
- BERNANKE, B., LAUBACH, T., MISHKIN, F. e POSEN, A. (1999) “Inflation Targeting: Lessons from the International Experience.” Princeton University Press, Princeton.
- CECCHETTI, S. e EHRMANN, M. (1999) “Does Inflation Targeting Increase Output Volatility? An International Comparison of Policymakers’ Preferences and Outcomes.” *NBER Working Paper Series* 7426, December.
- CLARIDA, R., GALI, J. e GERTLER, M. (1999) “The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective.” *NBER Working Paper* N. 7147, May.
- CORBO, V., MORENO, O.L., e SCHMIDT-HEBBEL, K. (2000) “Does Inflation Targeting Make a Difference?” Central Bank of Chile, mimeo.
- CUKIERMAN, A. e MELTZER, A.H. (1986) "A Theory of Ambiguity, Credibility, and Inflation under Discretion and Asymmetric Information". *Econometrica*, September, 54(5), 1099-128.
- de MENDONÇA, H.F. (2005) “Sobre a mensuração da credibilidade das metas para inflação.” *Revista de Economia Aplicada*, FIPE/FEA-USP, janeiro-março, V. 9 - N. 1, p. 143-146.
- \_\_\_\_\_. (2004) “Mensurando a credibilidade do regime de metas inflacionárias no Brasil: uma análise a partir de dois índices.” *Revista de Economia Política*, V. 24, N. 3 (90), julho-setembro, p. 344-350.
- \_\_\_\_\_. (2003) “Credibilidade das metas de inflação: uma análise aplicada ao caso brasileiro.” *Revista de Economia Aplicada*, FIPE/FEA-USP, outubro-dezembro, V. 7 - N. 4, p. 729-742.

- de MENDONÇA, H.F.; OREIRO, J.L. e CURADO, M. (2005) “Uma proposta de ajuste no regime de metas de inflação.” *Valor Econômico*, N. 1296, Ano 6, A10, 6 de julho.
- DICKEY, D.A., W.A. FULLER (1979) “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427–431.
- \_\_\_\_\_. (1981) “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root.” *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- GRANGER, C.W.J. (1969) “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods,” *Econometrica*, 37, p. 424–438.
- KYDLAND, F.E., PRESCOTT, E.C. (1977) “Rules Rather than Discretion: the Inconsistency of Optimal Plans.” *Journal of Political Economic* 85, N. 3, p. 473-492.
- NEUMANN, M.J.M. e von HAGEN, J. (2002) “Does Inflation Target Matter? *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, V. 84, N. 4, 127-148.
- PHILLIPS, P.C.B. e PERRON, P. (1988) “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika*, 75, 335–346.
- SVENSSON, L. (1999) “How Should Monetary Policy Be Conducted in an Era of Price Stability?” (in) *New Challenges for Monetary Policy*, Federal Reserve Bank of Kansas City, August.
- WHITE, H. (1980) “A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity”. *Econometrica* 48, 817-838.

## Apêndice

**Tabela A.1: Teste de Raiz Unitária (ADF)**

Séries	Def.	Teste	Valor crítico	Valor crítico
			1%	5%
DESEMP	4	-0,305280	-2,606163	-1,946654
ΔDESEMP	3	-3,718450	-2,606163	-1,946654
SELIC	1	-3,327072	-3,544063	-2,910860
INF	1	-2,520453	-3,544063	-2,910860
ΔINF	0	-3,209871	-2,604073	-1,946348
PIF	0	1,360329	-2,603423	-1,946253
ΔPIF	0	-7,073791	-2,604073	-1,946348
IC	0	-1,131004	-2,603423	-1,946253
ΔIC	0	-6,689235	-2,604073	-1,946348

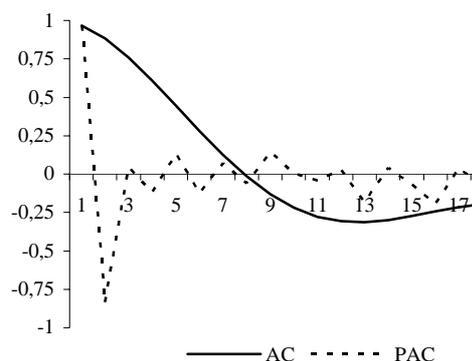
Nota: Teste ampliado de Dickey-Fuller (ADF) – o número de defasagens utilizado para cada série foi definido de acordo com o critério de Schwarz (SC). Para as séries DESEMP, ΔDESEMP, PIF, ΔPIF, IC e ΔIC não foram utilizados constante ou tendência. Foi utilizado constante para as séries SELIC, INF e ΔINF.

**Tabela A.2: Teste de Raiz Unitária (PP)**

Séries	Def.	Teste	Valor crítico	Valor crítico
			1%	5%
DESEMP	7	-0,244959	-2,603423	-1,946253
ΔDESEMP	35	-4,223107	-2,604073	-1,946348
SELIC	5	-0,346963	-2,603423	-1,946253
ΔSELIC	3	-2,683184	-2,604073	-1,946348
INF	5	-0,740631	-2,603423	-1,946253
ΔINF	4	-3,263160	-2,604073	-1,946348
PIF	7	1,581228	-2,603423	-1,946253
ΔPIF	5	-7,041394	-2,604073	-1,946348
IC	2	-1,269347	-2,603423	-1,946253
ΔIC	0	-6,689235	-2,604073	-1,946348

OBS: Def - defasagem aplicada para Bartlett kernel. Não foi utilizado constante ou tendência para as séries.

**Figura A.1:** Correlograma SELIC



**Tabela A.3:** Critério de AIC, SIC e HQ para o VAR

Def.	com constante			sem constante		
	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ
0	17,68892	17,86813	17,75857			
1	8,593010	9,668300	9,010904	8,571703	9,467778	8,919948
2	6,784017*	8,755382*	7,550157*	6,957776*	8,749926*	7,654267*
3	6,886050	9,753491	8,000435	7,157189	9,845415	8,201925
4	6,950895	10,71441	8,413525	7,288572	10,87287	8,681553
5	7,078658	11,73825	8,889534	7,245434	11,72581	8,986661

Nota: \* denota a defasagem selecionada pelo critério.

**Tabela A.4:** Teste de Precedência Temporal de Granger

<i>VAR(2)</i>			
Hipótese Nula:	Obs	Estatística-F	Probabilidade
DSELIC does not Granger Cause DDESEMP	59	0,72176	0,49052
DDESEMP does not Granger Cause DSELIC		0,25410	0,77654
DINF does not Granger Cause DDESEMP	59	0,03353	0,96705
DDESEMP does not Granger Cause DINF		0,07843	0,92467
DPIF does not Granger Cause DDESEMP	59	0,73352	0,48494
DDESEMP does not Granger Cause DPIF		3,44435	0,03910
DIC does not Granger Cause DDESEMP	59	3,41677	0,04007
DDESEMP does not Granger Cause DIC		2,57315	0,08562
DINF does not Granger Cause DSELIC	59	3,88587	0,02650
DSELIC does not Granger Cause DINF		8,05355	0,00087
DPIF does not Granger Cause DSELIC	59	1,50862	0,23039
DSELIC does not Granger Cause DPIF		3,80857	0,02836
DIC does not Granger Cause DSELIC	59	0,45237	0,63850
DSELIC does not Granger Cause DIC		0,82945	0,44177
DPIF does not Granger Cause DINF	59	0,44259	0,64468
DINF does not Granger Cause DPIF		1,08461	0,34528
DIC does not Granger Cause DINF	59	0,18791	0,82922
DINF does not Granger Cause DIC		2,04375	0,13944
DIC does not Granger Cause DPIF	59	1,24103	0,29720
DPIF does not Granger Cause DIC		1,04119	0,36001