

DESCUMPRIMENTO DAS METAS, EXPECTATIVAS DE INFLAÇÃO E TAXA DE JUROS: O REGIME MONETÁRIO BRASILEIRO

Thiago Rodrigues¹
Maria Carolina da Silva Leme²

Resumo: O Brasil adotou o regime de metas de inflação em 1999, após um período de quatro anos de câmbio fixo. Desde então, o regime brasileiro foi marcado por diversos episódios de descumprimento da meta, o que indica que o regime parece ser caracterizado como um em que o Banco Central segue uma meta “fixa, mas ajustável”, ou seja, a regra se mantém fixa para choques pequenos, mas ajustes podem ocorrer para choques grandes. Este trabalho procura estimar o efeito de tais episódios de descumprimento de metas sobre as expectativas de inflação dos agentes privados e sua transmissão para a taxa básica de juros da economia. Os resultados mostram que os descumprimentos da meta têm impacto significativo sobre as expectativas inflacionárias que, por sua vez, se traduzem em uma elevação da taxa de juros pelo Banco Central que persiste por diversos períodos.

Palavras-Chave: regime de metas de inflação, expectativas inflacionárias, descumprimento da meta, taxa de juros.

Abstract: Brazil adopted an inflation targeting regime in 1999, after a four-year period of fixed exchange rate. Since then, the regime was marked by several episodes of unfulfillment of the target, what indicates that the regime seems to be defined as one in which the Central Bank pursues a “fixed, but adjustable” target, that is, the rule is fixed for small shocks, but adjustments may occur for large shocks. This paper estimates the effect of these unfulfillment episodes over the private agents’ inflation expectations and their transmission to the Central Bank funds rate. The results show that unfulfillments of the target have a significant impact over inflationary expectations, which, in turn, translate themselves in a higher interest rate by the Central Bank that persists for several periods.

Keywords: inflation targeting regime, inflation expectations, unfulfillment of the target, interest rate.

JEL Codes: E43, E52, E58

Área ANPEC: 03 – Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

¹ Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas (EESP-FGV). E-mail: thiago.rodrigues1@gmail.com

² Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getulio Vargas (EESP-FGV). E-mail: carolina.leme@fgv.br

1. INTRODUÇÃO

O Brasil adotou o regime de metas de inflação em 1999, após um período de quatro anos de câmbio fixo que terminou de forma desastrosa após um ataque especulativo. O regime de metas brasileiro não é muito restritivo: a meta não é muito baixa, a banda de flutuação é larga e não há punições pelo descumprimento da meta. A Tabela 1 abaixo, retirada do trabalho “Inflation Targeting and the IMF”, publicado pelo Fundo Monetário Internacional em 2006, compara o regime de metas de inflação de diversos países que adotam esse sistema, inclusive o Brasil.

Tabela 1 – O Regime de Metas de Inflação no Mundo

	Inflation Targeting Adoption Date	Inflation Rate at Start (percent)	Unique Numeric Target = Inflation	Current Inflation Target (percent)	Forecast Process	Publish Forecast
Emerging market countries						
Israel	1997Q2	8.5	Y	1–3	Y	Y
Czech Rep.	1998Q1	13.1	Y	3 (+/- 1)	Y	Y
Poland	1998Q4	9.9	Y	2.5 (+/- 1)	Y	Y
Brazil	1999Q2	3.3	Y	4.5 (+/- 2.0)	Y	Y
Chile	1999Q3	2.9	Y	2–4	Y	Y
Colombia	1999Q3	9.3	Y	5 (+/- 0.5)	Y	Y
South Africa	2000Q1	2.3	Y	3–6	Y	Y
Thailand	2000Q2	1.7	Y	0–3.5	Y	Y
Korea	2001Q1	3.2	Y	2.5–3.5	Y	Y
Mexico	2001Q1	8.1	Y	3 (+/-1)	Y	N
Hungary	2001Q2	10.5	Y	3.5 (+/- 1)	Y	Y
Peru	2002Q1	-0.8	Y	2.5 (+/- 1)	Y	Y
Philippines	2002Q1	3.8	Y	5–6	Y	Y
Slovak Rep.	2005Q1	3.2	Y	3.5 (+/- 1)	Y	Y
Indonesia	2005Q3	7.8	Y	5.5 (+/- 1)	Y	Y
Romania	2005Q3	8.8	Y	7.5 (+/- 1)	Y	Y
Industrial countries						
New Zealand	1990Q1	7.0	Y	1–3	Y	Y
Canada	1991Q1	6.2	Y	1–3	Y	Y
United Kingdom	1992Q4	3.6	Y	2	Y	Y
Sweden	1993Q1	4.8	Y	2 (+/- 1)	Y	Y
Australia	1993Q2	1.9	Y	2–3	Y	Y
Iceland	2001Q1	3.9	Y	2.5	Y	Y
Norway	2001Q1	3.7	Y	2.5	Y	Y

Fonte: FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL, 2006, p. 5

É interessante notar que o Brasil tem uma das maiores metas e a maior banda de flutuação entre os países analisados, apesar de sua inflação inicial ser bem abaixo da média dos emergentes. Assim, em tese o regime brasileiro é dos mais fáceis de serem cumpridos. Isto pode ser bom para um país com histórico inflacionário como o nosso, pois perseguir uma meta muito conservadora com uma banda muito estreita pode ser considerado ambicioso, e o público poderia duvidar da capacidade do Banco Central em cumprir a meta, o que desestabilizaria o regime. Por outro lado, esta flexibilidade mantém o Brasil com uma das inflações mais altas dentre os países que adotam o regime de metas.

Entretanto, é importante lembrar que no Brasil, diferentemente do que geralmente acontece nos países desenvolvidos e em muitos dos emergentes de baixa inflação, o Banco Central não é independente. Apesar de ser comumente alegado que o Banco Central brasileiro possui “independência operacional”, o fato é que o presidente da autoridade monetária não possui um mandato fixo e pode ser demitido a qualquer momento pelo Presidente da República. Assim, é difícil alegar que a política monetária no Brasil está completamente isenta de pressões políticas.

Ainda assim, segundo seus implementadores, a principal função do regime era coordenar as expectativas de inflação de forma a ancorá-las na meta estabelecida. Ao longo destes anos de regime de metas, tivemos alguns episódios de descumprimento e mesmo de sua alteração em pleno período de

vigência. Assim, o regime de metas brasileiro parece ser caracterizado como um em que o Banco Central segue a meta “fixa, mas ajustável”, ou seja, a regra se mantém fixa para choques pequenos, mas ajustes podem ocorrer para choques grandes. No entanto, como se sabe dos modelos de inconsistência dinâmica, esta opção tem custos para o próprio Banco Central, pois afeta a expectativa de inflação dos agentes privados.

A literatura referente à inconsistência temporal da política monetária é bem conhecida. Os modelos desenvolvidos nessa área de pesquisa mostram que a autoridade monetária, ao se comprometer com uma determinada regra, tem fortes incentivos para quebrar o compromisso uma vez que o público tenha formado suas expectativas inflacionárias de acordo com a regra anunciada. Entretanto, o público conhece esta característica do Banco Central, e a leva em consideração ao formar suas expectativas, o que gera o chamado viés inflacionário.

O regime de metas de inflação é visto como solução para este problema de inconsistência intertemporal na medida em que um dos seus principais sustentáculos é a coordenação das expectativas, e estas dependem crucialmente da credibilidade do regime. Mas os regimes de meta de inflação têm se mostrado vulneráveis a choques muito elevados e, embora não sejam necessariamente abandonados, tais desvios afetam fortemente as expectativas dos agentes privados e, desta forma, o próprio funcionamento do regime.

Particularmente, muitos países emergentes adotaram o regime na última década, que de uma forma geral se mostrou uma ferramenta muito bem-sucedida no combate à inflação, a despeito da ocorrência em alguns países (inclusive o Brasil) de episódios nos quais a autoridade monetária não foi capaz de atingir a meta estabelecida. Naturalmente, observa-se que tal situação ocorre com mais frequência em épocas de crise.

Assim, o objetivo deste trabalho é analisar as consequências destes episódios de quebra do compromisso sobre as expectativas dos agentes privados e sobre a própria condução da política monetária. Na seção 2 apresentamos a evolução do regime de metas brasileiro e é feita a revisão da literatura que estuda esse período no Brasil; na seção 3, é feita a revisão da literatura teórica, ou seja, do modelo que inspira a estimação, que finalmente é realizada na seção 4. As conclusões são apresentadas na seção 5.

2. O REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL

2.1 O Histórico do Regime

O regime de metas de inflação no Brasil apresentou algumas dificuldades nos seus aproximadamente dez anos de vigência, especialmente durante a primeira metade desse período.

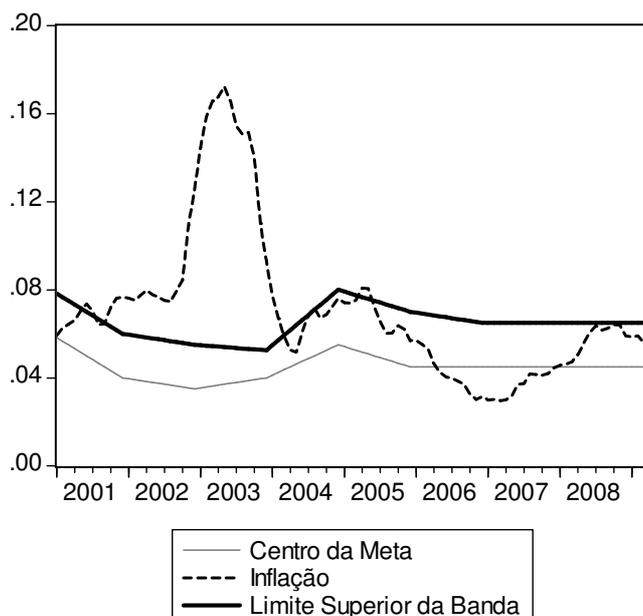
Durante três anos consecutivos, de 2001 até 2003, o Banco Central não conseguiu manter a inflação dentro da banda previamente estabelecida. Ainda, em janeiro de 2003, foi anunciada uma mudança nas metas anteriormente estabelecidas para 2003 e 2004. Mesmo assim, não foi possível cumprir a meta para o ano de 2003 e, caso essa mudança não tivesse ocorrido, a meta para 2004 também teria sido descumprida.

Embora o Banco Central sempre tenha alegado perseguir o centro da meta, se muitas vezes houve dificuldade em manter a inflação dentro da banda permitida, fazer a inflação convergir para o centro da meta tem se mostrado um desafio muito maior. Com a exceção de 2006, quando a inflação ficou consideravelmente abaixo do centro da meta, e 2007, quando ficou ligeiramente abaixo, a inflação tem ficado consistentemente acima do centro da meta.

O Gráfico 1 abaixo mostra, para um determinado mês t , a inflação acumulada em doze meses, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)³, o centro da meta e o limite superior da banda para os últimos doze meses, ou seja, para o período entre $t-12$ e t^4 .

³ Obtido no site do IpeaData: <http://www.ipeadata.gov.br>

Gráfico 1 – Evolução do Regime de Metas no Brasil



Fontes: IPEADATA e BANCO CENTRAL DO BRASIL.

Fica bastante óbvio, pela análise gráfica do Gráfico 1 acima, que a inflação fica constantemente acima de centro da meta, mesmo quando a inflação está abaixo do limite superior da banda. É importante ressaltar que a inflação nunca ficou abaixo do limite inferior da banda (não mostrado no gráfico).

A combinação de uma banda relativamente grande, que atualmente é de 2 p.p. (mas, em janeiro de 2003, quando o Banco Central ajustou as metas para os anos de 2003 e 2004, a banda foi expandida para 2,5 p.p., só voltando para os 2 p.p. em 2006), com uma tendência histórica de manter a inflação acima do centro da meta enfraquece os benefícios do sistema de metas, que é justamente coordenar as expectativas inflacionárias do público de modo que elas convirjam para o centro da meta e dar maior estabilidade à economia.

Se a inflação se mantém consistentemente acima do centro da meta, é de se esperar que o público incorpore tal observação ao formar as suas expectativas de inflação, mesmo que a inflação fique dentro da banda.

Uma análise gráfica pode evidenciar esse comportamento: o Gráfico 2 abaixo mostra, para um determinado mês t , o desvio da inflação com relação ao centro da meta para o período entre $t-12$ e t e a expectativa do desvio da inflação para o período entre t e $t+12$ ⁵.

⁴ O cálculo foi feito da seguinte maneira: seja π_a^* o centro da meta para o ano a . Dessa forma, o centro da meta para um período de doze meses terminando no mês t do ano a , $\pi_{t-12,t}^*$, foi calculado da seguinte forma:

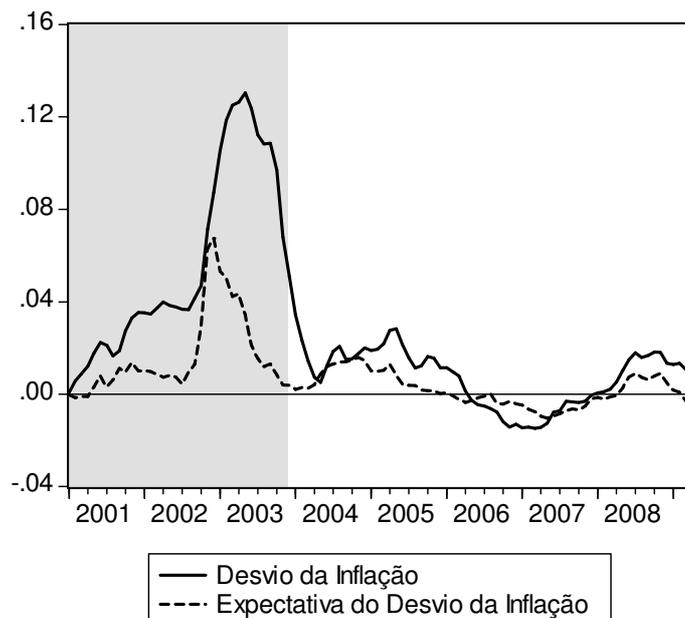
$$\pi_{t-12,t}^* = \left(\frac{12-t}{12}\right)\pi_{a-1}^* + \left(\frac{t}{12}\right)\pi_a^*$$

O limite superior da banda para os últimos doze meses é calculado de forma análoga, utilizando o limite superior da banda ao invés do centro da meta.

⁵ Os desvios da inflação, $d_{t-12,t}$, e as expectativas dos desvios, $E_t d_{t,t+12}$, foram calculados, respectivamente, da seguinte forma:

$$d_{t-12,t} = \left(\frac{1 + \pi_{t-12,t}}{1 + \pi_{t-12,t}^*}\right) - 1; \quad E_t d_{t,t+12} = \left(\frac{1 + E_t \pi_{t,t+12}}{1 + \pi_{t,t+12}^*}\right) - 1$$

Gráfico 2 – Evolução do Desvio e da Expectativa do Desvio da Inflação



Fontes: IPEADATA e BANCO CENTRAL DO BRASIL.

É importante ressaltar que, para calcular a expectativa do desvio da inflação, foi utilizada a expectativa de inflação para os próximos doze meses reportada no último relatório *Focus*⁶ do Banco Central de cada mês. Entretanto, essa estatística só se tornou disponível a partir de abril de 2003. Para o período entre janeiro de 2001 e março de 2003, a expectativa de inflação para os próximos doze meses, $E_t \pi_{t,t+12}$, foi calculada da seguinte forma:

$$E_t \pi_{t,t+12} = \left[\left(\frac{1 + E_t \pi_a}{1 + \pi_t^{accum}} \right) - 1 \right] + \left(\frac{t}{12} \right) E_t \pi_{a+1}, \quad (2.1)$$

onde $E_t \pi_a$ é a expectativa em t para a inflação do ano corrente a e π_t^{accum} é a inflação acumulada no ano corrente a até o mês t .

A área sombreada representa o período no qual o Banco Central não conseguiu manter a inflação dentro da banda, ou seja, os anos 2001, 2002 e 2003. A análise do Gráfico 2 parece evidenciar que há, de fato, uma relação próxima entre o desvio e a expectativa do desvio da inflação do centro da meta. Efetivamente, a correlação entre o desvio e a expectativa do desvio é de aproximadamente 0,77.

Entretanto, sabe-se que uma forte correlação entre desvio e expectativa de desvio não significa que haja uma relação de causalidade entre eles. Para se tentar estabelecer uma relação de causa e efeito, é preciso levar outros fatores em consideração. Em específico, é preciso controlar pelo cenário econômico.

O importante é notar que um desvio hoje só irá afetar fortemente a expectativa do desvio amanhã caso o desvio hoje indique alguma fraqueza por parte do Banco Central. Por exemplo, é possível que um descumprimento da meta em um cenário econômico altamente desfavorável pode não ter um impacto muito forte nas expectativas do público, pois ele pode entender que esse descumprimento foi fruto do cenário econômico particularmente ruim, e não de um problema intrínseco ao regime de metas.

Um regime de metas forte é justamente um no qual a meta pode ser atingida em diversos estados da natureza. Obviamente, a força do regime depende de diversos parâmetros, entre eles a punição que o Banco Central incorre ao desviar da meta, a meta em si e o tamanho da banda.

O tamanho da banda, em específico, é um elemento que possui certa ambigüidade: por um lado, a existência de uma banda é desejável (ou talvez até mesmo indispensável), já que o Banco Central controla a taxa de inflação apenas indiretamente e, dessa forma, atingir um valor específico é virtualmente impossível. O problema surge quando a banda é larga demais e a autoridade monetária a utiliza para

⁶ Obtido no site do Banco Central do Brasil: <http://www.bcb.gov.br>

acomodar choques na economia, deixando a inflação em segundo plano, o que em certo ponto acaba anulando o propósito do regime.

Nesse ponto, é importante notar que o desvio das expectativas em relação à meta pode ser visto como uma medida natural da confiança do público no regime de metas de inflação. Se o regime fosse completamente crível, as expectativas convergiriam naturalmente para o centro da meta. Assim, ao estudarmos como as ações do Banco Central afetam as expectativas, estamos de fato estudando como essas ações afetam a credibilidade do regime como um todo.

Se a banda fosse utilizada apenas com o intuito de acomodar erros de calibragem ao perseguir o centro da meta, a inflação deveria supostamente flutuar de forma aleatória em torno do centro (ou seja, os desvios do Gráfico 2 deveriam flutuar em torno do zero), principalmente nos períodos em que a meta foi cumprida. Entretanto, conforme já foi notado, isso não ocorre.

Já que os desvios da expectativa de inflação com relação ao centro da meta podem ser vistos como uma medida natural da confiabilidade do regime, então é natural concluir que tais desvios são fortemente afetados pela percepção de uma possibilidade de descumprimento da meta. E a ocorrência de descumprimento, por sua vez, é afetada pelas condições econômicas. Determinados choques na economia podem, dependendo da sua intensidade e do comprometimento do Banco Central com o regime, levar ao descumprimento.

Dessa forma, uma questão interessante de se investigar são os fatores associados ao descumprimento da meta. Para tanto foi estimado um modelo *probit* no qual testamos diversas variáveis associadas a choques domésticos e externos que podem explicar a ocorrência de descumprimentos. A variável dependente é uma *dummy* de descumprimento da meta. Essa *dummy* possui valor igual a 1 caso, para um determinado mês t , a inflação (IPCA) acumulada nos últimos doze meses (ou seja, o período entre $t-12$ e t) tenha ficado acima do limite superior da banda para esse mesmo período, e 0 caso contrário.

Entre as variáveis explicativas, obtidas nos site do IpeaData, estão a variação da taxa de câmbio real, a dívida líquida do setor público como porcentagem do PIB e o hiato do Índice Nacional de Produção (IND), utilizado como *proxy* para o produto. O IND já está dessazonalizado e 2002 caracteriza o ano-base (2002=100).

Com relação à taxa de câmbio, ela normalmente é apontada como um dos principais determinantes da inflação no Brasil. Tradicionalmente, um câmbio mais depreciado leva a um maior nível de inflação, o que estabelece, em teoria, uma relação direta entre o nível da taxa de câmbio e a inflação.

O hiato do produto também é importante. A teoria econômica estabelece uma relação direta entre o hiato e a inflação. Quanto maior o hiato, mais aquecida está a economia, e maior a tendência de aumento de preços. Dessa situação se origina o famoso *trade-off* entre baixa inflação e crescimento econômico.

A dívida líquida do setor público é uma variável que descreve a política fiscal do governo brasileiro. O seu sinal esperado não é tão claro como no caso das variáveis anteriores. Por um lado, um endividamento público maior exige que o governo capte mais recursos para cobrir suas dívidas, o que possivelmente levaria a um aumento nas taxas de juros pagas pelos títulos do governo. Por outro lado, uma maior dívida geralmente reflete um maior gasto do governo, o que aquece a economia e leva ao aumento da inflação.

Também serão incluídas outras variáveis no modelo, com o objetivo de mensurar choques externos, fora do controle do Banco Central brasileiro. No caso, usaremos três variáveis que refletem o estado da economia americana, obtidas no site do Federal Reserve Bank of St. Louis⁷: o *Consumer Price Index* (CPI)⁸, a taxa de inflação ao consumidor americana (já dessazonalizada), a renda real disponível americana⁹ (também já dessazonalizada) e a variação da taxa de juros de 1 ano¹⁰. Em princípio, esperamos que todas essas variáveis tenham uma relação inversa com a inflação no Brasil. Isso porque um aumento nessas variáveis leva (direta ou indiretamente) a um aumento dos juros nos Estados Unidos, o

⁷ <http://www.stlouisfed.org>

⁸ Identificação da série: CPIAUCSL

⁹ *Real Disposable Personal Income* - Identificação da série: DSPIC96

¹⁰ *1-Year Treasury Constant Maturity Rate* - Identificação da série: GS1

que reduz o diferencial de juros entre Brasil e Estados Unidos e gera uma depreciação cambial que, por sua vez, gera pressões inflacionárias no Brasil.

Todas as variáveis mencionadas acima são mensais e defasadas em doze meses, de modo que estamos investigando a probabilidade de descumprimento da meta no período dos últimos doze meses em função do valor das variáveis no início desse período (ou seja, em $t-12$). Adicionalmente, tal procedimento evita um possível problema de causalidade reversa entre as variáveis macroeconômicas brasileiras e episódios de descumprimento da meta.

Ainda, incluímos o limite superior da banda para o respectivo período de doze meses como variável explicativa. Esse é um controle importante, pois quanto maior esse limite, mais fácil é cumprir a meta. Também foi adicionada uma *dummy* igual a 1 para os períodos em que o Banco Central era presidido por Armínio Fraga, e 0 para os períodos em que Henrique Meirelles ocupava a presidência. Dessa forma, também controlamos pela troca de comando da autoridade monetária.

Os resultados dessa regressão são apresentados na Tabela 2 abaixo. As variáveis macroeconômicas brasileiras se mostram estatisticamente significativas, embora a variação cambial seja significativa apenas a 10%. Os sinais também estão de acordo com o que se esperaria: uma depreciação cambial aumenta a probabilidade de descumprimento, assim como um maior hiato do produto.

Tabela 2 – Estimação da Probabilidade de Descumprimento da Meta

Variável Dependente: Dummy de Descumprimento - 2001:02 - 2008:12		
Regressores		
Constante	-32.25	***
	(9.60)	
Limite Superior da Banda	-232.60	***
	(60.70)	
Variação Cambial (-12)	11.47	*
	(6.55)	
Dívida Pública (-12)	116.11	***
	(30.28)	
Hiato do IND (-12)	42.68	***
	(15.75)	
Hiato da Renda Disponível Americana (-12)	32.60	*
	(16.94)	
CPI Americano (-12)	186.38	*
	(105.13)	
Taxa de Juros Americana (-12)	276.06	***
	(105.00)	
Presidente do Bacen	3.73	***
	(0.96)	
# Observações	95	
# Observações com Dep=0	61	
# Observações com Dep=1	34	
R2 de McFadden	0.80	

Desvio-Padrão em parênteses.

***, **, * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Método de Estimação: ML (Quadratic Hill Climbing) com matriz de covariância robusta

QML (Huber/White)

Também é interessante notar que, no caso das variáveis macroeconômicas americanas, tanto o hiato da renda disponível quanto o CPI são estatisticamente significativos a 10%. Já a variação da taxa de juros americana é altamente significativa, e os coeficientes das três variáveis possuem os sinais esperados.

Por fim, as variáveis de controle também reportaram resultados que eram esperados. O limite superior da banda é altamente significativo e o coeficiente negativo indica que, quanto maior esse limite, menor a probabilidade de descumprimento. Já a *dummy* que controla a troca de presidência no Banco

Central é altamente significativa e positiva, o que indica que a possibilidade de descumprimento era maior no período em que Armínio Fraga era o presidente. De fato, a maior parte dos descumprimentos ocorreu durante a sua gestão.

2.2 Literatura Brasileira

Como se poderia esperar, o comportamento do Banco Central e o funcionamento do regime de metas de inflação têm sido alvo de diversos estudos ao longo dos anos. Normalmente, grande ênfase é dada à análise da função de reação do Banco Central. Por exemplo, Policano e Bueno (2006) argumentam que as preferências e o conhecimento do Banco Central a respeito da economia se alteram ao longo do tempo, portanto seria de se esperar que os parâmetros da função de reação também se alterassem. É utilizado o método de *Time Varying Parameter*, no qual os parâmetros seguem um passeio aleatório. Os autores concluem que a resposta às expectativas inflacionárias passou a ser mais intensa no regime de metas de inflação, em especial a partir de 2003.

Já Teles e Brundo (2006) fazem uma análise semelhante, utilizando diversas especificações para estimar a função de reação do Banco Central, tanto com parâmetros constantes quanto variáveis. Os resultados encontrados corroboram a idéia de que houve um aumento recente na agressividade no combate à inflação.

Outro trabalho que aborda alterações no comportamento do Banco Central é Salgado, Garcia e Medeiros (2001). Eles utilizam um *Threshold Auto-Regressive*, no qual a variação das reservas cambiais é definida como o *threshold*, de modo a identificar episódios de crise externa. Em épocas de crise, a estabilização das contas externas ocupa o centro das preocupações do Banco Central, enquanto que em épocas de tranqüilidade o foco principal volta a ser a inflação e o produto.

Também há trabalhos empíricos que enfatizam a questão da credibilidade. Souza e De Mendonça (2006) constroem diversos índices de credibilidade levando em consideração fatores como reputação adquirida pelo Banco Central e desvio das expectativas em relação à meta, e estimam como a credibilidade afeta a condução da política monetária. A conclusão encontrada corrobora a idéia bastante difundida de que maior credibilidade requer menor variação da taxa de juros para controlar a inflação.

Minella *et al.* (2003) faz uma análise empírica dos primeiros três anos e meio do regime de metas de inflação no Brasil e concluem que condução da política monetária pelo Banco Central é consistente com o regime de metas, o que leva ao sucesso na coordenação das expectativas e à conseqüente construção de credibilidade. Aqui, o resultado de que o Banco Central responde fortemente às expectativas inflacionárias aparece novamente. Os autores também fazem uma análise dos determinantes das expectativas de inflação, porém eles não estimam os efeitos dos descumprimentos da meta sobre as expectativas.

Com relação aos trabalhos teóricos, Araújo e Santos (2007) apresentam um modelo baseado na literatura de jogos globais para estudar o regime de metas de inflação. Tal modelo considera dois tipos de Banco Central, forte e fraco, sendo que o Banco Central fraco só consegue atingir a meta na ocorrência de estados da natureza favoráveis. Basicamente, os autores mostram que um Banco Central fraco pode estabelecer objetivos menos ambiciosos (uma meta de inflação mais alta) para evitar uma crise de confiança, obter mais credibilidade e coordenar as expectativas de forma mais eficiente. Por outro lado, uma meta mais ambiciosa é desejável quando o Banco Central for mais forte e puder atingi-la em muitos estados da natureza. Já Schwartzman (2005) apresenta um modelo com bandas para a meta de inflação e mostra que tal abordagem pode eliminar o viés inflacionário. Entretanto, a localização e a largura ótimas da banda dependem de uma forma muito complicada dos parâmetros da economia.

3. O MODELO TEÓRICO

O modelo que pretendemos estimar é baseado nos modelos de *escape rules* como os desenvolvidos por Obstfeld (1997), Lohmann (1992), Alexius (1999), Obstfeld e Rogoff (1996) e outros que analisam contratos em que o Banco Central pode quebrar a regra frente a choques muito fortes. Desde Kydland e Prescott (1977) e Barro e Gordon (1983) sabemos que regras em que o Banco Central se

compromete a perseguir uma meta de inflação, sem que haja um mecanismo que garanta o cumprimento da regra, são inconsistentes intertemporalmente. O Banco Central não tem como convencer o público de que cumprirá a meta e o único resultado de expectativas racionais é uma taxa de inflação acima da meta, que minimiza a função de perda do Banco Central.

Por outro lado, uma regra na qual o Banco Central segue a meta para um choque dentro do intervalo de $\underline{z}(C)$ a $\bar{z}(C)$, intervalo este escolhido por ele, onde C é a punição por não cumprir a regra, e escolhe a inflação que minimiza sua função de perda para choques fora deste intervalo, é temporalmente consistente.

Apresentaremos aqui um modelo simplificado que nos dará a motivação teórica necessária para a estimação a ser realizada posteriormente. A seqüência de eventos é a seguinte: os agentes privados formam as expectativas inflacionárias, o choque ocorre, e por fim o Banco Central coloca em prática a política monetária. Por simplicidade, supomos uma meta de inflação igual a zero¹¹.

Antes da realização do choque, o Banco Central escolhe a inflação $\pi_t = \pi_R = 0$ se $\underline{z}(C) < z < \bar{z}(C)$ e segue a regra, caso contrário o Banco Central escolhe o π_t que minimiza a seguinte função de perda:

$$L_{Dt} = \chi \pi_{Dt}^2 + (y_{Dt} - \tilde{y})^2, \quad (3.1)$$

com $\tilde{y} - \bar{y} > 0$ sendo a distorção da economia que o Banco Central procura corrigir, sujeito à curva de Phillips:

$$y_{Dt} = \bar{y} + (\pi_{Dt} - E_{t-1}\pi_t) - z_t \quad (3.2)$$

Seja $q(C) = \text{prob}(\underline{z} < z < \bar{z}) = \int_{\underline{z}}^{\bar{z}} f(z) dz$ a probabilidade de aderir à regra, condicionada à punição

C . Substituindo (3.2) dentro de (3.1) e minimizando a função perda, obtemos:

$$\pi_{Dt} = \frac{E\pi_t(C) + (\tilde{y} - \bar{y}) + z_t}{1 + \chi} \quad (3.3)$$

Para os agentes privados, a expectativa de inflação formada antes da realização do choque é dada por:

$$\begin{aligned} E\pi_t(C) &= E(\pi_t / z_t < \underline{z}) \text{Prob}(z_t < \underline{z}) + \\ &E(\pi_t / \underline{z} < z_t < \bar{z}) \text{Prob}(\underline{z} < z_t < \bar{z}) + \\ &E(\pi_t / z_t > \bar{z}) \text{Prob}(z_t > \bar{z}) \end{aligned} \quad (3.4)$$

Tirando a esperança da equação (3.3) e substituindo em (3.4), temos:

$$E\pi_t(C) = (1 - q(C)) \frac{E\pi_t(C) + (\tilde{y} - \bar{y}) + E(z_t < \underline{z}(C), z_t > \bar{z}(C))}{1 + \chi}$$

Rearranjando os termos, obtemos:

$$E\pi_t(C) = (1 - q(C)) \frac{E(z_t < \underline{z}(C), z_t > \bar{z}(C)) + (\tilde{y} - \bar{y})}{q(C) + \chi} \quad (3.5)$$

¹¹ O caso de uma meta de inflação maior do que zero é análogo. No caso em que há uma banda de flutuação ao redor da meta, a meta pode ser pensada como uma simplificação do intervalo, ou seja, uma “meta grossa”.

Subtraindo $E\pi_t(C)$ de ambos os lados da equação (3.3):

$$\pi_{Dt} - E\pi_t(C) = \frac{-\chi E\pi_t(C) + (\tilde{y} - \bar{y}) + z_t}{1 + \chi} \quad (3.3')$$

Substituindo (3.3') dentro de (3.2):

$$y_{Dt} = \bar{y} + \frac{-\chi E\pi_t(C) + (\tilde{y} - \bar{y}) - \chi z_t}{1 + \chi} \quad (3.2')$$

Se não houver punição, o Banco Central sempre escolhe a solução discricionária, pois $L_{Dt} < L_{Rt}$, e o resultado tradicional de inconsistência intertemporal se aplica. Com punição, o Banco Central segue a regra se $L_{Rt} < L_{Dt} + C$. Como $L_{Rt} = (y_{Rt} - \tilde{y})^2$ e, pela curva de Phillips, $y_{Rt} - \tilde{y} = -(\tilde{y} - \bar{y}) - E\pi_t(C) - z_t$, então:

$$L_{Rt} = [(\tilde{y} - \bar{y}) + E\pi_t(C) + z_t]^2$$

No caso de o Banco Central seguir uma solução discricionária:

$$L_{Dt} = \chi \left[\frac{E\pi_t(C) + (\tilde{y} - \bar{y}) + z_t}{1 + \chi} \right]^2 + [(\tilde{y} - \bar{y}) + E\pi_t(C) + z_t]^2 = \frac{\chi}{1 + \chi} [(\tilde{y} - \bar{y}) + E\pi_t(C) + z_t]^2$$

A condição para que o Banco Central quebre o seu comprometimento é dada por:

$$L_{Rt} - L_{Dt} = \frac{1}{1 + \chi} [(\tilde{y} - \bar{y}) + E\pi_t(C) + z_t]^2 > C$$

Rearranjando os termos:

$$[(\tilde{y} - \bar{y}) + E\pi_t(C) + z_t]^2 > (1 + \chi)C \quad (3.6)$$

Com a igualdade da equação (3.6) e rearranjando os termos, encontramos os valores de \underline{z} e \bar{z} :

$$\underline{z}_t = [(\tilde{y} - \bar{y}) + E\pi_t(C)] - \sqrt{(1 + \chi)C} \quad (3.7)$$

$$\bar{z}_t = [(\tilde{y} - \bar{y}) + E\pi_t(C)] + \sqrt{(1 + \chi)C} \quad (3.8)$$

Utilizando a equação (3.5):

$$(\tilde{y} - \bar{y}) + E\pi_t(C) = (\tilde{y} - \bar{y}) + (1 - q(C)) \frac{E(z_t < \underline{z}(C), z_t > \bar{z}(C)) + (\tilde{y} - \bar{y})}{q(C) + \chi}$$

Rearranjando os termos, obtemos:

$$(\tilde{y} - \bar{y}) + E\pi_t(C) = \frac{q(C) + \chi + (1 - q(C))}{q(C) + \chi} (\tilde{y} - \bar{y}) + (1 - q(C)) \frac{E(z_t < \underline{z}(C), z_t > \bar{z}(C))}{q(C) + \chi}$$

$$(\tilde{y} - \bar{y}) + E\pi_t(C) = \frac{1 + \chi}{q(C) + \chi} (\tilde{y} - \bar{y}) + (1 - q(C)) \frac{E(z_t < \underline{z}(C), z_t > \bar{z}(C))}{q(C) + \chi} \quad (3.9)$$

Substituindo a equação (3.9) dentro das equações (3.7) e (3.8), podemos reescrever os choques de corte da seguinte forma:

$$\underline{z}_t = \frac{E(z_t < \underline{z}(C), z_t > \bar{z}(C)) + (1 + \chi)(\tilde{y} - \bar{y})}{q(C) + \chi} - \sqrt{(1 + \chi)C} \quad (3.7')$$

$$\bar{z}_t = \frac{E(z_t < \underline{z}(C), z_t > \bar{z}(C)) + (1 + \chi)(\tilde{y} - \bar{y})}{q(C) + \chi} + \sqrt{(1 + \chi)C} \quad (3.8')$$

Soluções explícitas para este problema exigem que se especifique a função de distribuição dos choques¹², o que foge do escopo desse trabalho.

Para implementar a sua política, o Banco Central segue uma regra ótima de juros que também é contingente ao estado da natureza.

Dada a IS:

$$y_{it} - \bar{y} = -\frac{1}{\sigma}(i_t - E(\pi_{t+1})), \quad (3.10)$$

onde $i = D$ ou R .

No caso do Banco Central adotar a solução discricionária, temos a seguinte solução ótima:

$$-\frac{1}{\sigma}(i_t - E(\pi_{t+1})) = \frac{-\chi E\pi_t(C) + (\tilde{y} - \bar{y}) - \chi z_t}{1 + \chi}$$

De modo que:

$$i_t = \sigma \frac{\chi E\pi_t(C) - (\tilde{y} - \bar{y}) + \chi z_t}{1 + \chi} + E(\pi_{t+1}) \quad (3.10')$$

Já no caso de o Banco central se ater à meta, temos:

$$i_t = \sigma z_t + E(\pi_{t+1}) \quad (3.10'')$$

E a expectativa de inflação continua a ser dada pela equação (3.5), que é repetida aqui por conveniência:

$$E\pi_t(C) = (1 - q(C)) \frac{E(z_t < \underline{z}(C), z_t > \bar{z}(C)) + (\tilde{y} - \bar{y})}{q(C) + \chi} \quad (3.5)$$

Este sistema não pode ser estimado na sua forma estrutural, pois, os choques de corte dependem de parâmetros que não são observados pelo público. Dessa forma, não é possível saber de antemão qual regra ótima de juros será perseguida pelo Banco Central. Assim, não iremos trabalhar com uma regra que varia de acordo com o estado da natureza. Ao contrário, trabalharemos com uma única forma reduzida da função de reação que incorpora as expectativas inflacionárias e o hiato do produto (de forma a captar os choques na economia), já que essas características estão presentes na regra ótima independentemente do estado da natureza. Além disso, esse formato de função de reação do Banco Central é consistente com a literatura.

¹² Ver Alexius (1999), para o caso da distribuição uniforme.

Além disso, a equação da expectativa de inflação também não pode ser diretamente estimada em sua forma estrutural, pois ela também depende de parâmetros e probabilidades desconhecidas. Entretanto, embora não saibamos *a priori* a probabilidade de se aderir ou não à regra, conhecemos o comportamento passado do Banco Central (ou seja, se ele descumpriu a meta ou não), e quais eram as condições da economia no momento em questão. Esse conhecimento nos permite estimar como as expectativas inflacionárias respondem aos episódios de quebra e também ao tamanho da quebra, controlando pelas condições econômicas então vigentes.

4. ESTIMAÇÃO

O modelo a ser estimado é um sistema composto de duas equações: uma que procura explicar como os desvios da inflação com relação à meta afetam as expectativas do desvio da inflação para o próximo período e outra que explica como a taxa de juros nominal responde a alterações nessas expectativas (ou seja, uma função de reação do Banco Central).

A equação que explica o comportamento da expectativa do desvio da inflação pode ser decomposta em três partes: a primeira parte investiga os efeitos dos desvios correntes. Assim, o desvio corrente é incluído como regressor. Adicionalmente, foram construídas duas *dummies* de descumprimento da meta, denominadas $dummy_i$, onde $i = A$ ou 12 . A $dummy_A$ possui valor igual a 1 nos anos em que o Banco Central oficialmente descumpriu a meta de inflação (ou seja, a $dummy_A$ é igual a 1 em todos os meses dos anos de 2001, 2002, 2003) e 0 caso contrário. Já a $dummy_{12}$ ¹³ possui valor igual a 1 se a inflação acumulada nos últimos doze meses estiver acima do limite superior da banda para o mesmo período, e 0 caso contrário. Verificamos o efeito dessas *dummies* tanto no intercepto quanto na inclinação do desvio da inflação corrente.

A segunda parte é formada pelos controles. Algumas variáveis foram incorporadas para controlar pelos diferentes tipos de choques que podem afetar a economia. Essas variáveis são: variação da taxa de câmbio real, dívida líquida total do setor público como porcentagem do PIB, hiato do Índice de Produção Industrial (utilizado como *proxy* para o produto), a variação da taxa de juros nominal, e novamente a variável *dummy* que é igual a 1 se Armínio Fraga era o presidente do Banco Central no mês t e 0 caso o presidente fosse Henrique Meirelles.

Por fim, também será adicionado um termo auto-regressivo. A análise visual da Função de Autocorrelação (FAC) e da Função de Autocorrelação Parcial (FACP) indica que a FAC decai exponencialmente enquanto a FACP é truncada na primeira defasagem. Tal comportamento é típico de séries que seguem um processo auto-regressivo de ordem 1, e portanto decidimos adicionar esse termo à equação, o que também nos permitirá identificar uma possível persistência de eventuais choques nas expectativas dos desvios da inflação.

Com relação à função de reação do Banco Central, adotamos uma especificação na qual a taxa de juros responde à expectativa do desvio da inflação do próximo período e ao hiato do produto (no presente caso, o IND) contemporâneo. Tal formulação é consistente com o modelo teórico apresentado na seção 3 e também está em linha com a literatura.

Todos os dados são mensais. Minella *et al.* (2003) trabalha com dados acumulados em doze meses. Entretanto, tal prática pode gerar sérios problemas de correlação serial. Assim, optamos por trabalhar apenas com os dados do respectivo mês.

4.1 Variáveis

A base de dados compreende o período entre janeiro de 2001, quando as expectativas de inflação passaram a ser reportadas pelo relatório *Focus* do Banco Central, e abril de 2009. Todos os dados possuem periodicidade mensal.

¹³ A $dummy_{12}$ é igual à *dummy* de descumprimento utilizada no *probit* apresentado na seção 2.

4.1.1 Inflação

A série de expectativas de inflação foi coletada no site do Banco Central do Brasil. O relatório *Focus* é semanal, e foi utilizado o relatório da última semana de cada mês. As expectativas sempre se referem ao próximo mês.

Com relação às metas de inflação, elas são determinadas apenas para o ano cheio. Como estamos trabalhando com dados mensais, é preciso mensalizar a meta e, para tanto, foi usada a seguinte regra, na qual $\pi_{t,a}^*$ é o centro da meta para um mês t qualquer do ano a e π_a^* é o centro da meta do ano a :

$$\pi_{t,a}^* = \left[(1 + \pi_a^*)^{\frac{1}{12}} \right] - 1 \quad (4.1)$$

Se o Banco Central atinge a meta estipulada para um determinado ano, então ele também atinge, em média, a meta para os meses daquele ano.

É importante notar que, na estimação a ser realizada na próxima seção, a diferença entre a expectativa de inflação para o próximo mês e a meta correspondente será o regressando, calculado da seguinte forma:

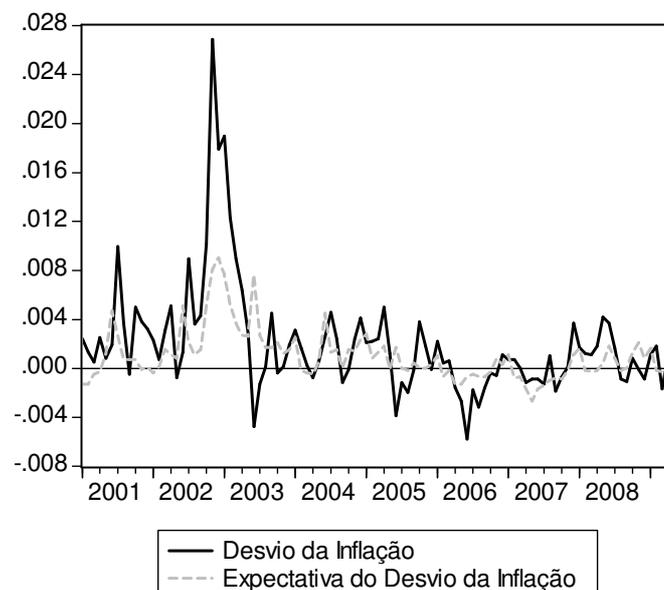
$$E_t d_{t+1} = \ln \left(\frac{1 + E_t \pi_{t+1}}{1 + \pi_{t+1,a}^*} \right) \quad (4.2)$$

Já série mensal do IPCA, o índice oficial que o Banco Central utiliza para balizar o regime de metas de inflação, foi obtido no site do IpeaData. A diferença entre a inflação mensal e o centro da meta mensalizado será uma das variáveis explicativas do nosso modelo, e o seu coeficiente estimado será de fundamental importância. Essa variável é calculada conforme a equação abaixo:

$$d_t = \ln \left(\frac{1 + \pi_t}{1 + \pi_{t,a}^*} \right) \quad (4.3)$$

O Gráfico 3 abaixo mostra o desvio da inflação mensal e as expectativas do desvio para o próximo mês. Esse gráfico pode ser considerado a versal mensal do Gráfico 2, apresentado na seção 2, com a diferença que o Gráfico 3 apresenta as variáveis em logaritmo, de acordo com as equações (4.2) e (4.3). As variáveis mensais apresentam uma correlação de 0,67, um pouco menor do que no caso das variáveis acumuladas nos últimos doze meses, mas ainda expressivamente alta.

Gráfico 3 – Evolução do Desvio e da Expectativa do Desvio de Inflação Mensais (em log)



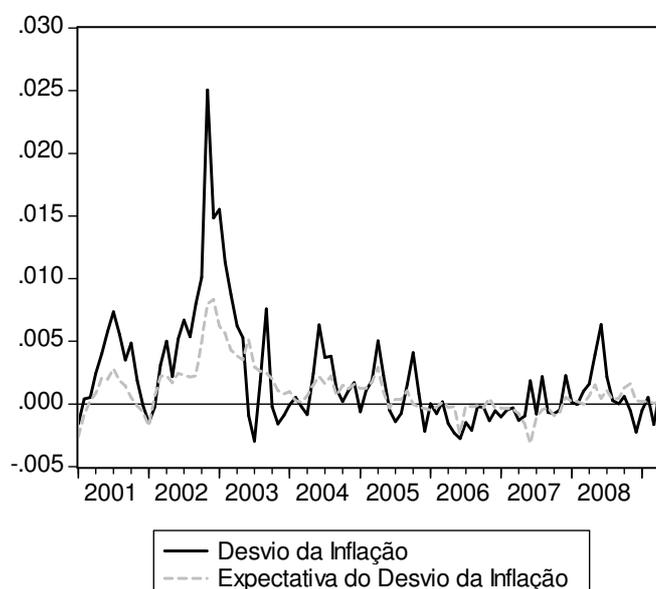
Fontes: IPEADATA e BANCO CENTRAL DO BRASIL.

Um aspecto importante a se discutir nesse momento é a questão da sazonalidade. Quando se trabalha com inflação mensal, é geralmente aconselhável dessazonalizar a série. Entretanto, há outro fator em questão aqui: o regime de metas de inflação adotado no Brasil é balizado na inflação cheia e, portanto, a dessazonalização poderia gerar problemas. Como a série dessazonalizada é mais suave do que a série cheia, os desvios com relação ao centro da meta teriam sua intensidade reduzida, o que poderia dificultar a captação do impacto de desvios sobre a formação de expectativas.

De qualquer forma, os modelos serão estimados utilizando-se tanto a série de inflação cheia quanto a dessazonalizada, de forma a comparar como os resultados se alteram. Quando a série dessazonalizada do IPCA for utilizada, também será utilizada uma versão dessazonalizada das expectativas, já que as expectativas são mensais e formadas para a série cheia. Como o público está ciente da existência de fatores sazonais sobre a inflação, é natural supor que tais fatores sejam considerados no momento da formação das expectativas.

Por fim, o Gráfico 4 abaixo replica o Gráfico 3, só que utilizando as séries dessazonalizadas do IPCA mensal e das expectativas de inflação para o próximo mês¹⁴.

Gráfico 4 – Evolução do Desvio e da Expectativa do Desvio de Inflação Mensais (dessazonalizado e em log)



Fontes: IPEADATA e BANCO CENTRAL DO BRASIL.

As séries dessazonalizadas apresentam uma maior correlação entre si, da ordem de 0.80.

4.1.2 Produto

Novamente, a série mensal do IND, obtida no site do IpeaData, é utilizada como *proxy* do produto nacional. O índice já está dessazonalizado e o ano de 2002 caracteriza a média igual a 100. O hiato do produto, que será utilizado nas regressões, foi extraído dessa série utilizando-se o já bastante conhecido filtro de Hodrick-Prescott (HP).

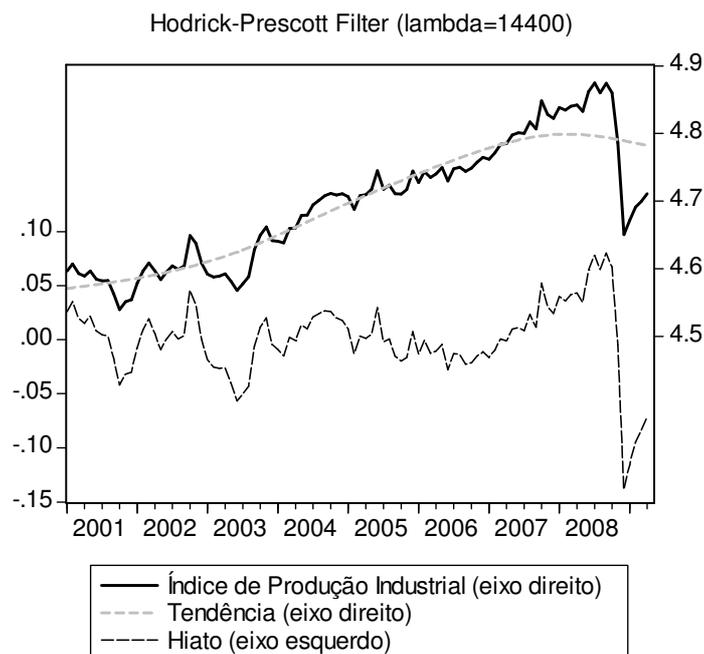
Para efeitos de estimação, não é usado o hiato em nível, mas sim a diferença entre o logaritmo do IND e o logaritmo da tendência. Desta forma, o hiato para o mês t é calculado da seguinte forma:

$$hiato_t = \ln(IND_t) - \ln(tendência_t) \quad (4.4)$$

O Gráfico 5 abaixo caracteriza o IND, a tendência extraída pelo filtro HP e o hiato.

¹⁴ As séries do IPCA e das expectativas foram dessazonalizadas utilizando-se o procedimento X-12.

Gráfico 5 – Evolução do Hiato do Índice de Produção Industrial (em log)



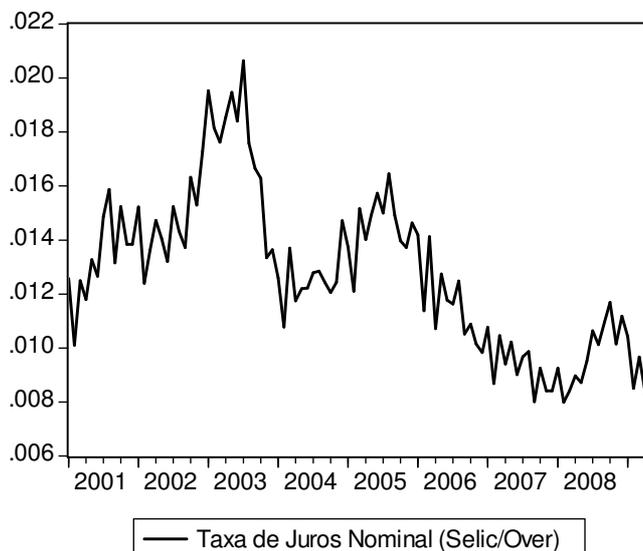
Fonte: IPEADATA.

4.1.3 Demais Variáveis

A série mensal da taxa de juros nominal (Selic/Over), o instrumento de política monetária do Banco Central, foi obtida no site do IpeaData.

O Gráfico 6 abaixo mostra a evolução da taxa de juros nominal no período estudado nesse trabalho.

Gráfico 6 – Evolução da Taxa de Juros Nominal (em log)



Fonte: IPEADATA.

As demais séries mensais que foram obtidas no site do IpeaData são: a taxa de câmbio efetiva real (exportações), as reservas internacionais e a dívida líquida total do setor público como porcentagem do PIB.

No caso da taxa de câmbio e das reservas internacionais, trabalharemos não com o nível e sim com o logaritmo das variações mensais.

4.2. Resultados

No total, quatro modelos foram estimados, sendo que a diferença entre eles está na inclusão de certas variáveis. A comparação entre modelos com especificações diferentes também servirá como teste de robustez dos resultados.

Como dito anteriormente, a equação dos determinantes da expectativa do desvio da inflação está dividida em três partes: os desvios correntes, as variáveis macroeconômicas usadas como controle e o termo auto-regressivo. No modelo I, as variáveis de controle não estão inclusas. Assim, ao compararmos o modelo I com o modelo II, que inclui tais variáveis, ganharemos a percepção de como a inclusão dos controles afeta a formação das expectativas.

Nos modelos III e IV, faremos algumas alterações com relação ao modelo II e veremos como os resultados se alteram. Especificamente, as alterações se darão, respectivamente, no tipo de *dummy* de descumprimento utilizada e na utilização de séries de inflação e expectativas de inflação dessazonalizadas ao invés de cheias.

Os resultados para os quatro modelos testados são apresentados na Tabela 3 abaixo. É importante notar que na tabela está indicada qual *dummy* de descumprimento da meta está sendo usada ($i = A$ ou $i = 12$) e se a inflação e a expectativa de inflação (utilizadas no cálculo do desvio de inflação e da expectativa do desvio de inflação, respectivamente) estão dessazonalizadas (D) ou não (ND).

Tabela 3 – Estimação dos Determinantes da Expectativa do Desvio da Inflação
Variável Dependente: Expectativa do Desvio da Inflação - 2001:03 - 2009:04

Regressores	Modelos			
	I	II	III	IV
	i=A, ND	i=A, ND	i=12, ND	i=A, D
Constante	-0.0001 (0.0002)	-0.0002 (0.0019)	0.0017 (0.0022)	0.0000 (0.0020)
Dummy _i	0.0014 ** (0.0006)	0.0018 ** (0.0008)	0.0022 *** (0.0008)	0.0017 *** (0.0005)
Desvio da Inflação	0.5100 *** (0.1858)	0.5501 *** (0.1235)	0.5763 *** (0.1387)	0.5967 *** (0.1793)
Dummy _i *Desvio da Inflação	-0.2802 (0.2187)	-0.1946 (0.1400)	-0.2523 (0.1587)	-0.2594 (0.1909)
Variação da Taxa de Juros		-0.1934 ** (0.0937)	-0.2140 * (0.1091)	-0.0646 (0.0763)
Variação Cambial		0.0066 (0.0068)	0.0130 ** (0.0066)	0.0055 (0.0048)
Hiato do IND		0.0007 (0.0051)	-0.0017 (0.0045)	-0.0035 (0.0052)
Presidente do Bacen		-0.0017 *** (0.0006)	-0.0014 *** (0.0005)	-0.0014 *** (0.0004)
Dívida Pública		0.0003 (0.0053)	-0.0051 (0.0062)	0.0000 (0.0053)
AR (1)	0.3322 *** (0.0721)	0.1055 (0.0704)	0.0785 (0.0719)	0.1521 * (0.0899)
# Observações	99	99	99	99
Probabilidade do Teste J	0.261	0.235	0.215	0.234

Desvio-Padrão em parênteses.

***, **, * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

D = Dessazonalizado; ND = Não Dessazonalizado.

Método de Estimação: GMM-HAC, com Kernel de Bartlett, Bandwidth fixo (1) e prewhitening.

Instrumentos: constante e primeira defasagem da variável dependente e de todos os regressores.

Adicionalmente, inclui-se a primeira defasagem da variação das reservas internacionais e a segunda defasagem do desvio da inflação, da variação cambial, da taxa de juros, da expectativa do desvio da inflação e do hiato do IND.

Os resultados da estimação nos dão algumas informações interessantes. De acordo com o modelo I, vemos que o descumprimento da meta pelo Banco Central tem um impacto médio sobre a expectativa do desvio da inflação bastante relevante, como seria de se esperar, pois a *dummy*_A de intercepto é significativa a 5%. Da mesma forma, os desvios correntes também têm influência sobre a expectativa do desvio, tendo significância estatística a 1%. Entretanto, a *dummy*_A de inclinação não é significativa a nenhum nível. Ou seja, a expectativa do desvio reage aos desvios correntes na mesma intensidade que reagiria em um cenário de cumprimento.

Também é interessante notar que, mesmo nas situações em que o Banco Central cumpriu a meta, as expectativas dos desvios são influenciadas pelos desvios correntes. Esse resultado mostra que, para fazer as expectativas convergirem para o centro da meta, ficar dentro da banda apenas não é suficiente, é preciso que o Banco Central persiga o centro da meta de forma ativa.

O modelo I mostra, ainda, certo grau de persistência, conforme mostra a alta significância do termo auto-regressivo, cujo valor é de aproximadamente 0.332.

Já o modelo II apresenta algumas diferenças com a inclusão dos controles. Os coeficientes da *dummy*_A de intercepto e dos desvios correntes aumentam, mas não há alteração em termos de significância estatística. A *dummy*_A de inclinação continua sem significância. Também é importante notar que, com a inclusão dos controles, o termo auto-regressivo perde a sua significância estatística e, assim, não há mais persistência dos choques.

Com relação aos controles, a variação da taxa de juros possui um coeficiente significativo a 5% e negativo, como seria de se esperar. Assim, um aumento na taxa de juros ajuda a fazer com que as expectativas inflacionárias convirjam para a meta. Entretanto, os coeficientes da variação da taxa de câmbio real, do hiato do Índice de Produção Industrial e da dívida pública não apresentam significância estatística.

Por fim, é interessante notar o coeficiente negativo e altamente significativo da *dummy* que controla a troca na presidência do Banco Central. Apesar de o período em que o Banco Central era comandado por Armínio Fraga (2001 e 2002 na amostra em questão) ter sido marcado por choques e descumprimentos da meta, uma vez que controlamos por esses fatores temos que havia uma tendência de diminuição da expectativa do desvio da inflação na época da sua gestão.

Já o modelo III é rodado utilizando-se a *dummy*₁₂ para controlar pelo descumprimento da meta, tanto no intercepto quanto na inclinação do desvio da inflação corrente. Pelos resultados, nota-se novamente um aumento na magnitude dos coeficientes estimados da *dummy*₁₂ de intercepto e dos desvios correntes, sendo que a *dummy*₁₂ de intercepto agora é significativa a 1%. Também há uma deterioração no nível de significância da variação da taxa de juros, que agora só é significativa a 10%. Entretanto, a variação cambial se torna significativa a 5% e o seu coeficiente estimado tem sinal positivo, como seria de se esperar. Com relação às demais variáveis, não há alterações com relação ao nível de significância estatística, mas há uma pequena queda (em termos absolutos) na magnitude do coeficiente da *dummy* que controla a troca na presidência do Banco Central.

Finalmente, o modelo IV foi rodado utilizando-se as séries dessazonalizadas do IPCA e das expectativas de inflação. Os resultados para o desvio da inflação corrente e para a *dummy*_A do descumprimento da meta, tanto de intercepto quanto de inclinação, é bastante semelhante aos resultados dos modelos II e III. Entretanto, tanto a variação da taxa de juros quanto a variação cambial perdem significância estatística, de modo que o único controle que se mantém significativo é a *dummy* que controla a troca na presidência do Banco Central. Em contrapartida, o termo auto-regressivo volta a ser significativo, só que apenas a 10% e com um coeficiente bem menor do que o estimado no modelo I.

Agora vamos analisar as estimações da função de reação do Banco Central para os quatro modelos. É importante lembrar que, para cada um dos modelos, a função de reação foi estimada simultaneamente com a equação que explica os determinantes da expectativa de desvio da inflação. Tal procedimento foi adotado devido à simultaneidade entre a taxa de juros nominal e as expectativas inflacionárias.

Conforme já dito, nessa função de reação a taxa de juros responde à expectativa do desvio da inflação do próximo período e ao hiato do IND contemporâneo.

É importante notar que, embora não haja alterações no formato da função de reação do Banco Central de um modelo para o outro, as estimativas dos coeficientes se alteram em decorrência das alterações na equação das expectativas do desvio da inflação. Os resultados são reportados na Tabela 4 abaixo.

Tabela 4 – Estimação da Função de Reação do Banco Central

Regressores	Variável Dependente: Taxa de Juros Nominal - 2001:03 - 2009:04							
	Modelos							
	I		II		III		IV	
	ND		ND		ND		D	
Constante	0.0111	***	0.0112	***	0.0111	***	0.0107	***
	(0.0004)		(0.0004)		(0.0005)		(0.0005)	
Expectativa do Desvio da Inflação	1.5703	***	1.5389	***	1.6568	***	1.8731	***
	(0.2434)		(0.2944)		(0.2961)		(0.3405)	
Hiato do IND	-0.0380	**	-0.0257		-0.0256		-0.0062	
	(0.0152)		(0.0191)		(0.0191)		(0.0172)	
AR (1)	0.4696	***	0.5230	***	0.5269	***	0.5939	***
	(0.0747)		(0.0775)		(0.0743)		(0.0508)	
# Observações	99		99		99		99	
Probabilidade do Teste J	0.261		0.235		0.215		0.234	

Desvio-Padrão em parênteses.

***, **, * indicam significância estatística a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

D = Dessazonalizado; ND = Não Dessazonalizado.

Método de Estimação: GMM-HAC, com Kernel de Bartlett, Bandwidth fixo (1) e prewhitening.

Instrumentos: constante e primeira defasagem da variável dependente e de todos os regressores.

Adicionalmente, inclui-se a primeira defasagem da variação das reservas internacionais e a segunda

Defasagem do desvio da inflação, da variação cambial, da taxa de juros, da expectativa do desvio da inflação e do hiato do IND.

Todos os modelos apresentam resultados semelhantes. A expectativa do desvio da inflação desempenha um papel significativo na determinação da taxa de juros nominal, apesar de haver alguma variação na magnitude do coeficiente, que sempre possui significância estatística a 1%. Também percebemos um grau significativo de persistência na taxa de juros, captado pelo termo auto-regressivo, o que é condizente com a idéia de que o Banco Central prefere suavizar alterações na taxa de juros, de modo a não causar ou acentuar uma volatilidade na economia.

Por outro lado, o hiato do produto se revelou significativo a 5% no primeiro modelo, com um coeficiente negativo, mas de pequena magnitude, e não-significativo nos demais modelos. Ainda, é importante destacar que o modelo IV, que utiliza a expectativa de inflação dessazonalizada, foi o que apresentou maiores variações nos resultados, com os maiores coeficientes tanto para a expectativa do desvio quanto para o termo auto-regressivo.

O mais importante é que as regressões estabelecem um forte vínculo entre os descumprimentos da meta pelo Banco Central e o instrumento de política monetária, a taxa Selic. Ao descumprir a meta, o impacto é um aumento nas expectativas inflacionárias do público, com um conseqüente aumento na expectativa do desvio, o que gera uma necessidade de um aperto adicional na política monetária. Adicionalmente, devido à tendência de suavização das alterações na taxa de juros captada pelo termo auto-regressivo, os efeitos de um descumprimento da meta podem levar um tempo considerável para desaparecer, causando danos ainda mais fortes para a economia.

5. CONCLUSÃO

Neste trabalho, foi estudada a inter-relação entre inflação, expectativas inflacionárias e taxa de juros em um cenário econômico marcado por um regime de metas de inflação com ocorrência de episódios de descumprimento da meta. Mais especificamente, estudaram-se os efeitos desses episódios de

descumprimento sobre as expectativas inflacionárias e a conseqüente transmissão desses efeitos para a taxa de juros.

De acordo com os resultados apresentados na seção anterior, podemos obter três conclusões básicas: primeiro, o descumprimento da meta faz com que haja um “salto” nas expectativas inflacionárias, aumentando o seu desvio do centro da meta.

Segundo, o desvio da inflação corrente também tem impacto significativo sobre as expectativas inflacionárias.

Por fim, temos que o desvio das expectativas afeta fortemente a taxa de juros e, como a taxa de juros apresenta um termo auto-regressivo significativo, esses efeitos persistem sobre os juros durante algum tempo.

Portanto, fica estabelecida a seguinte cadeia de eventos: inicialmente, o descumprimento da meta leva a um aumento no desvio das expectativas inflacionárias. O Banco Central responde a esse desvio aumentando a taxa de juros, de modo a tentar fazer com que as expectativas convirjam novamente para o centro da meta. Entretanto, devido à tendência do Banco Central de evitar oscilações muito fortes na taxa de juros, tal aumento não se dissipa no período imediatamente posterior, mas persiste por algum tempo.

Assim, uma seqüência de descumprimentos da meta, fato que já ocorreu durante o regime de metas brasileiro, requer um esforço muito grande (i.e., um aumento substancial da taxa de juros) da autoridade monetária para que a confiança do público no regime (i.e., para que as expectativas voltem a convergir para o centro da meta) seja restabelecida.

Ainda há outro ponto que merece bastante destaque: os resultados mostram que, mesmo quando não há episódios de descumprimento da meta, as expectativas inflacionárias respondem aos desvios da inflação corrente do centro da meta. Dessa forma, embora manter a inflação dentro da banda permitida seja importante para fazer as expectativas convergirem para o centro da meta, apenas isso não é suficiente.

Uma possível explicação para essa situação é que o público pode entender que, apesar de o regime de metas estar sendo oficialmente cumprido, o centro da meta não é realmente o nível de inflação ótimo do ponto de vista do Banco Central e, portanto, não é o nível que será perseguido pela autoridade monetária.

Esse fato está diretamente relacionado com a discussão anterior a respeito da banda excessivamente larga adotada no regime brasileiro. Quanto maior for a largura da banda, mais vulnerável o regime estará a esse tipo de problema. E de fato, conforme já foi dito, a inflação no Brasil fica consistentemente acima do centro da meta, o que dificulta a convergência das expectativas para o centro. Essa análise sugere que o regime de metas de inflação no Brasil se beneficiaria de uma redução na largura da banda de flutuação, devido à conseqüente redução no nível de discricionariedade concedido à autoridade monetária.

Mas, ao invés disso, o regime brasileiro é marcado por um centro da meta que não parece ser ativamente perseguido e por uma banda de acomodação muito larga e que é usada de forma discricionária pelo Banco Central, para que uma taxa de inflação mais favorável possa ser atingida sem quebrar oficialmente o compromisso com o regime.

REFERÊNCIAS

- ARAUJO, Aloisio; SANTOS, Rafael. Inflation Targeting, Credibility and Confidence Crises. **Banco Central do Brasil: Working Paper Series**, n. 140, ago. 2007.
- ALEXIUS, Annika. Inflation Rules with Consistent Escape Clauses. **European Economic Review**, v. 43, n. 3, p. 509-523, mar. 1999.
- BARRO, Robert J.; GORDON, David B.. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, n. 1, p. 101-121, jul. 1983.
- FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (2006). **Inflation Targeting and the IMF**. Monetary and Financial Systems Department, Policy and Development Review Department and Research Department.
- KYDLAND, Finn E.; PRESCOTT, Edward C.. Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans. **The Journal Of Political Economy**, v. 85, n. 3, p. 473-492, jun. 1977.
- LOHMANN, Susanne. Optimal Commitment in Monetary Policy: Credibility versus Flexibility. **American Economic Review**, v. 82, n. 1, p. 273-286, mar. 1992.
- MINELLA, André et al. Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility under Exchange Rate Volatility. **Banco Central do Brasil: Working Paper Series**, n. 77, 2003.
- OBSTFELD, Maurice. Destabilizing Effects of Exchange-Rate Escape Clauses. **Journal of International Economics**, v. 43, n. 1, p. 61-77, aug. 1997.
- _____. Models of Currency Crises with Self-Fulfilling Features. **European Economic Review**, v. 40, n. 3, p. 1037-1047, abr. 1996.
- _____; ROGOFF, Kenneth. **Foundations of International Macroeconomics**. Cambridge: MIT Press, 1996.
- POLICANO, Rodrigo M.; BUENO, Rodrigo D. L. S.. A Sensibilidade da Política Monetária no Brasil: 1995-2005. **Encontro Nacional de Economia**, 34, Salvador, 2006.
- ROGOFF, Kenneth. Reputational Constraints on Monetary Policy. **American Economic Review**, v. 80, n. 1, p. 21-36, mar. 1990.
- SALGADO, Maria J. S.; GARCIA, Márcio G. P.; MEDEIROS, Marcelo C.. Monetary policy During Brazil: Estimating the Central Bank's Reaction Function. **Departamento de Economia da PUC-RJ: Texto para Discussão**, n. 444, set. 2001.
- SCHWARTZMAN, Felipe F.. Inflation Target Zones as a Commitment Mechanism. **Encontro Nacional de Economia**, 33, Natal, 2005.
- SOUZA, Gustavo J. G.; DE MENDONÇA, Helder F.. Mensuração e Análise da Credibilidade do Regime de Metas Inflacionárias no Brasil. **Encontro Nacional de Economia**, 34, Salvador, 2006.
- TELES, Vladimir K.; BRUNDO, Mario. Medidas de Política Monetária e a Função de Reação do Banco Central no Brasil. **Encontro Nacional de Economia**, 34, Salvador, 2006.