

# Metas de Inflação e Vulnerabilidade Externa no Brasil

Alexandre Batista Ferreira\*  
Frederico Gonzaga Jayme Júnior\*\*

## ÁREA 3: Macroeconomia, Economia Monetária e Finanças

### RESUMO

O propósito central deste estudo é apreciar o desempenho do regime brasileiro de metas para a inflação, num contexto de excessiva volatilidade da taxa de câmbio e de elevada dívida pública, e os efeitos desta política sobre o produto. Para contemplar este objetivo, realiza-se uma análise das funções de impulso-resposta e da decomposição da variância com base na estimação de equações por meio de um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR). Os resultados empíricos deste trabalho sugerem que: i) a taxa de juros se comporta como um importante instrumento de política monetária; ii) há presença de inércia inflacionária; iii) alterações na taxa de juros com o intuito de conter pressões inflacionárias podem provocar efeitos opostos ao objetivado; iv) a taxa de inflação mostra-se bastante sensível às oscilações na taxa de câmbio; v) a taxa de inflação responde, de forma errática e não significativa, às variações no resultado nominal do governo; vi) a resposta da taxa de inflação às inovações no nível de utilização da capacidade instalada não é significativa; vii) a resposta do nível de utilização da capacidade instalada aos choques na taxa de inflação não revelou ser significativa; e viii) a política monetária afeta negativamente o nível de utilização da capacidade instalada. Desta forma, o regime de metas para inflação no Brasil possui limitações decorrentes da descoordenação entre as políticas monetária e fiscal, bem como da vulnerabilidade externa, que se manifesta na excessiva volatilidade e sensibilidade da taxa de câmbio a choques externos.

*Palavras-Chave: Política Monetária, Metas para a Inflação, Vulnerabilidade Externa.*  
*JEL: E40, E50, E52.*

### ABSTRACT

The central purpose of this study is to assess the performance of the inflation targeting regime adopted in Brazil, in a context of high exchange rate volatility, as well as high public debt. In order to accomplish this, a Vector Autoregressive methodology was used. The results suggest that: i) the interest rate is an important instrument of monetary policy; ii) there is presence of inflationary inertia; iii) changes in interest rate to fight inflation can provoke more inflation; iv) the inflation rate is quite sensitive to the exchange rate volatility; v) the inflation rate answers, in way erratic and not significant, to the variations in the government's nominal result; vi) inflation rate response to the innovations in the output gap is not significant; vii) output gap responses to inflation rate shocks does not reveal to be significant; and viii) the monetary policy affects the output gap. The main conclusion is that inflation target in Brazil is limited by the no coordination between monetary and fiscal policies, as well as the external vulnerability.

*Keywords: monetary policy, inflation target, Balance of Payments Constraints.*  
*JEL: E40, E50, E52.*

---

\* Mestre em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG

\*\* Professor do CEDEPLAR/UFMG e pesquisador do Cnpq.

# Metas de Inflação e Vulnerabilidade Externa no Brasil

## 1. INTRODUÇÃO

A condução da política econômica após a implementação do Plano Real pode ser analisada a partir de duas fases distintas. Na primeira fase, que se estendeu de julho de 1994 a janeiro de 1999, o processo de estabilização de preços teve como pilares a adoção de reformas econômicas e a implementação de uma política monetária calcada, principalmente, na adoção das bandas cambiais. No entanto, em razão das restrições macroeconômicas geradas nesse período, inicia-se, em janeiro de 1999, a segunda fase de condução da política de estabilização de preços na “Era Real”. Nesse momento, tem-se o abandono forçado do regime de bandas cambiais, em prol de um regime de taxa flutuante, e a introdução, em julho de 1999, do regime de metas para a inflação.

O objetivo deste trabalho é analisar o desempenho do regime brasileiro de metas de inflação, num contexto de excessiva volatilidade da taxa de câmbio e de elevada dívida pública, e os efeitos desta política sobre o produto. Especificamente foram estimadas: i) uma função de reação do Banco Central para a determinação da taxa básica de juros de curto prazo; ii) uma função de reação da taxa de inflação; e iii) a reação do nível de utilização da capacidade instalada (NUC) diante de mudanças na política monetária e na taxa de inflação. Para contemplar tal objetivo, realiza-se uma análise das funções de impulso-resposta e da decomposição da variância com base na estimação de equações por meio de um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR). Os dados mensais, para o período de agosto de 1994 a dezembro de 2003, dos agregados macroeconômicos foram obtidos por meio das publicações seriadas do Banco Central do Brasil e do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Além desta breve introdução, o presente trabalho encontra-se dividido em cinco seções. Na seção seguinte, realiza-se uma breve apresentação do regime de metas de inflação, bem como das dificuldades de implementação deste regime em ambientes que apresentam excessiva volatilidade da taxa de câmbio e de elevada dívida pública. Na terceira seção, apresenta-se a performance do regime brasileiro de metas para a inflação. Em seguida, na quarta seção, são discutidos os procedimentos metodológicos e os resultados encontrados pela análise empírica. Por último, são apresentadas as considerações finais do estudo.

## 2. REGIME DE METAS PARA A INFLAÇÃO

Nos últimos anos, os Banco Centrais têm adotado uma postura de condução da política monetária comprometida *sobremaneira* com a estabilidade do nível de preços<sup>1</sup>. Para tanto, verifica-se que a estratégia predominante tem sido a utilização de uma âncora nominal. A âncora nominal atua no sentido de reduzir as expectativas inflacionárias dos agentes. As principais âncoras nominais adotadas nas últimas décadas são as metas para o crescimento monetário, para a taxa de câmbio e para a inflação. No início da década de 1980, começou a ocorrer um abandono da utilização de metas monetárias como guia de comportamento para a política monetária. Isto se deu pelo insucesso desta em alcançar a estabilidade dos preços. Fato que se deve, principalmente, aos seguintes motivos: progressivas inovações financeiras, instabilidade da demanda por moeda, frágil correlação entre a base monetária e a variável objetivo. Por outro lado, nos anos 1990, os ataques especulativos vitimaram as estratégias baseadas em metas cambiais. Desta forma, a condução da política monetária tem se focalizado sobre a utilização da taxa de juros como principal mecanismo de transmissão da política monetária e instrumento associado com a adoção de metas para a inflação como objetivo intermediário de política.

---

<sup>1</sup> A adoção desta postura se justificaria pela crença de que a política monetária não é capaz de estimular a demanda agregada e, por conseguinte, ocasionar aumentos da produção e do nível de emprego continuamente. Em conformidade com essa crença, os efeitos de uma política monetária voltada para esses fins provocariam efeitos reais transitórios e aumentos permanentes da inflação.

## 2.1. CARACTERIZAÇÃO E IMPLEMENTAÇÃO

O regime de metas de inflação é caracterizado pelo anúncio oficial de uma meta de crescimento para algum índice de preço escolhido *a priori* para um determinado período, e pelo reconhecimento de que o controle dos preços é o principal objetivo da política monetária. Assim, tais metas coordenariam a formação de expectativas inflacionárias dos agentes e a fixação de preços e salários. Desta forma, esse arranjo monetário atuaria como uma âncora nominal, tanto para a inflação atual como para as expectativas de inflação futura. Com efeito, o sucesso da política monetária é atribuído à aderência da inflação efetiva às metas previamente fixadas. Algumas condições têm sido apontadas pela literatura para a implementação bem sucedida dessa estratégia de política (DEBELLE, 1997; SILVA & PORTUGAL, 2002). Primeiramente, o Banco Central deve possuir um certo grau de independência para eleger os instrumentos adequados à busca do objetivo estabelecido<sup>2</sup>. Outra exigência é que o Banco Central possua uma capacidade considerável de compreensão acerca da dinâmica da economia (dos determinantes da inflação; dos mecanismos de transmissão da política monetária, bem como das defasagens temporais envolvidas; dos choques a que a economia está sujeita; dentre outros).

Terceira, ausência de dominância fiscal, ou seja, a conduta da política monetária não pode ser ditada por constrangimentos de ordem fiscal. Desta forma, o governo deve ser capaz de alavancar os recursos necessários à sua gestão sem fazer uso, em grande medida, da *seigniorage*. Caso contrário, o aumento crescente do déficit público e do seu financiamento por mecanismos inflacionários pode levar ao recrudescimento do processo inflacionário, tanto por meio dos mecanismos de transmissão diretos como por intermédio da elevação das expectativas inflacionárias.<sup>3</sup> Por último, mas não menos importante, destaca-se a ausência de outra âncora nominal. Por exemplo, uma meta para a inflação não é consistente com a adoção de um regime de câmbio fixo, uma vez que, sob este regime, a política monetária passa a ser endógena, não sendo possível, portanto, objetivar qualquer outra variável em bases duradouras.

Nesse sistema, a taxa de juros doméstica atua como o principal instrumento de política monetária para fazer com que a inflação tenda a convergir para a meta estabelecida pela autoridade monetária. A literatura empírica tem demonstrado que, nas últimas décadas, o comportamento da taxa de juros em diversos países é descrito de forma satisfatória por regras tipo Taylor. Esta regra pode ser entendida como uma função de reação do Banco Central, por meio da alteração da taxa de juros de curto prazo, a variações nas condições da economia.

Para a adoção desse regime, é necessária a definição de alguns aspectos relevantes, os quais dependem, em grande medida, das particularidades de cada país. Um primeiro aspecto é definir o índice de preços que será adotado como referência para a meta. Este índice deve ser preciso, claramente definido e de rápida divulgação. Usualmente, verifica-se que os índices adotados buscam mensurar o núcleo da inflação (*core inflation*). A justificativa para essa postura encontra-se no fato de que índices *puros* não representariam a verdadeira tendência da inflação (e, ainda, tornariam o cumprimento da meta uma tarefa mais árdua). Um índice que mede o *core* da inflação seria capaz de excluir o impacto das perturbações transitórias que afetam a economia sobre os preços, tais como: quebras na safra agrícola, choque de preços de insumos básicos, aumento de impostos, dentre outros<sup>4</sup>. No entanto, os críticos dessa postura argumentam que a adoção de um *core* como referência pode fazer com que a política incorra em perda de credibilidade, em razão da medida de *core* ser de difícil entendimento por parte da população.

---

<sup>2</sup> Em contrapartida, algumas críticas com relação à idéia de Banco Central independente podem ser ressaltadas. Dentre elas, destaca-se que uma situação de independência, seja de instrumentos ou de objetivos, pode gerar sérios problemas de coordenação de políticas econômicas. Dada a considerável importância de coordenação entre as distintas políticas macroeconômicas, um arranjo que permite ao Banco Central adotar uma postura contraditória a outros objetivos do governo não é recomendável. Destaca-se, ainda, a não existência de um mecanismo formal que de fato garanta a independência. Assim sendo, podem existir articulações informais entre o Banco Central e o governo. CROCCO & JAYME JÚNIOR (2003) observam que a diretoria do Banco Central poderia fazer uso dos instrumentos de política monetária para favorecer a reeleição de um presidente com o qual simpatize.

<sup>3</sup> Sobre dominância fiscal e seus efeitos sobre a política monetária ver Woodford (1995) e uma apreciação do caso brasileiro ver Blanchard (2004).

<sup>4</sup> Essas alterações de preços levam a mudanças dos preços relativos, aumentando (ou diminuindo) o nível de preços, mas, geralmente, não desencadeiam um processo inflacionário.

Na prática, a política mais empregada tem sido o anúncio de intervalos de confiança para a inflação. A utilização de bandas é motivada, principalmente, pela vantagem de permitir certa flexibilidade à política monetária diante da ocorrência de choques inesperados. No entanto, além da questão relevante de determinar o valor pontual da meta de inflação, a utilização de bandas de confiança requer que seja definida a amplitude desse intervalo. Conforme SILVA & PORTUGAL (2002), a escolha da largura da banda reflete um *trade-off* entre flexibilidade e credibilidade da política monetária.

Uma alternativa à adoção desse regime seria anunciar a meta para a inflação na presença de cláusulas de escape, que também têm sido aplicadas para fornecer maior flexibilidade à política em face de choques de oferta não previstos. A vantagem desse mecanismo é que, diante de tais situações, o não cumprimento da meta não implica em perda de credibilidade.

Ao adotar a sistemática de metas para a inflação, torna-se necessário determinar o horizonte de tempo a ser utilizado para avaliar o desempenho da política empregada em cumprir a meta estipulada. O estabelecimento de um horizonte de tempo mais longo e flexível pode ser utilizado como uma importante ferramenta para enfrentar os efeitos danosos sobre a credibilidade do regime, advindos de choques inesperados. Propicia, ainda, a possibilidade de adotar uma reação menos agressiva da política monetária em face da ocorrência de tais choques, o que, por seu turno, reduz os efeitos negativos sobre os níveis de produto e emprego de uma política de estabilização de preços. Por outro lado, a colocação em prática desse regime, fazendo uso de um horizonte de avaliação mais amplo e flexível, pode sinalizar um menor compromisso por parte da autoridade monetária com o objetivo de estabilidade de preços.

## 2.2. DOMINÂNCIA FISCAL E VOLATILIDADE DA TAXA DE CÂMBIO

A literatura chama atenção para dois aspectos relevantes, especialmente no caso de países em desenvolvimento, para o sucesso do sistema de metas para a inflação. O primeiro refere-se ao grau de dominância fiscal, ao passo que o segundo à questão da instabilidade da taxa de câmbio nominal, que tem se mostrado como o principal desafio à implementação desse regime em economias não desenvolvidas. Em face de qualquer arranjo de condução da política monetária, mas principalmente sob o regime de metas para a inflação, é necessária a coordenação entre os objetivos da política monetária e fiscal. Para ilustrar esta afirmativa, recorre-se ao exemplo clássico da literatura, o qual ressalta que a existência de uma dívida pública excessiva e persistente pode aumentar as expectativas inflacionárias, uma vez que, diante desta situação, os agentes podem esperar que, no futuro, a dívida seja monetizada ou que maior inflação poderia ser permitida para que o montante real da dívida fosse corroído. Ademais, uma relação alta dívida/PIB acaba por ocasionar expectativas de taxas de juros altas, que podem elevar os custos financeiros. Em um contexto de expectativas inflacionárias crescentes, o gestor da política monetária, na tentativa de cumprir a meta de inflação anunciada, promoveria uma elevação na taxa de juros de curto prazo. Por outro lado, essa elevação da taxa básica de juros provocaria o aumento dos serviços da dívida e, portanto, do seu próprio estoque. Deste modo, a não sintonia entre as políticas fiscal e monetária poderia resultar em um *círculo vicioso*, com taxas de juros e o montante da dívida pública cada vez maiores (DEBELLE, 1997).

Assim, a ausência de dominância fiscal seria uma condição básica para o sucesso do regime, uma vez que a existência de déficits fiscais pode conduzir a uma situação de descontrole da emissão monetária, o que, por sua vez, poderia dar início a um processo de aceleração inflacionária. Esta condição torna-se ainda mais importante para países em desenvolvimento, dado que, empiricamente, observa-se que esses países são mais dependentes da *seigniorage*, quando comparados ao grupo de países desenvolvidos. De acordo com MASSON, SAVASTANO & SHARMA (1997), essa maior necessidade de recursos de *seigniorage* pode ser explicada, em parte, pelas seguintes características estruturais: i) fontes de imposto de renda instáveis e concentradas; ii) estrutura tributária ineficiente; iii) necessidade de promover distribuição de renda; e iv) instabilidade política.

Em economias abertas e com algum grau de liberalização financeira, a taxa de câmbio constitui-se em um importante, talvez o fundamental, mecanismo de transmissão da política monetária. Assim, o segundo aspecto a ser considerado refere-se à relação existente entre taxa de câmbio e inflação. Segundo SVENSSON (2000), a taxa de câmbio pode afetar a inflação de duas formas. Pela via direta, uma

mudança na taxa de câmbio influencia diretamente os preços em moeda doméstica dos bens de consumo final importados. Neste sentido, desvalorizações na taxa de câmbio, *coeteris paribus*, seriam acompanhadas por elevações na taxa de inflação doméstica. De modo indireto, a taxa de câmbio pode afetar a inflação de dois modos. O primeiro, ocorre quando uma mudança na taxa de câmbio altera os preços relativos entre os bens domésticos e importados na economia, modificando, portanto, a demanda agregada dos bens domésticos, o que poderia afetar a taxa de inflação. O segundo canal indireto ocorre quando uma mudança na taxa de câmbio nominal altera os preços em moeda nacional dos insumos importados. Por este processo, uma desvalorização da moeda doméstica implicaria na elevação dos preços desses insumos, o que poderia resultar em elevações dos preços dos bens domésticos que fazem uso de insumos importados em seus processos produtivos. Além destes, vale ressaltar que a taxa de câmbio também pode influenciar o nível de preços através das expectativas inflacionárias.

Por esses mecanismos de transmissão, verifica-se que o comportamento da taxa de câmbio é de fundamental importância para a adoção bem sucedida do regime de metas para a inflação. Em um contexto de volatilidade da taxa de câmbio a autoridade monetária poderia incorrer em perda de credibilidade, caso as metas anunciadas não fossem cumpridas frente a choques na taxa de câmbio. Além disso, a adoção do regime de metas em uma economia com essas características poderia resultar em elevados custos sobre o nível de produto e emprego, visto que elevadas taxas de juros seriam necessárias para controlar as pressões inflacionárias.

Essa questão torna-se ainda mais importante para as economias em desenvolvimento, porque exibem graus significativos de fragilidade e vulnerabilidade externas. A fragilidade externa é entendida como a excessiva dependência do ingresso de capitais internacionais via conta capital, ao passo que a vulnerabilidade externa é entendida como a baixa capacidade de resistência frente aos choques externos. Estes choques são compreendidos como alterações nas condições de financiamento internacional, geradas por alterações das taxas de juros externas, das taxas de câmbio e/ou nas condições de liquidez internacional. Situação que leva à maior volatilidade da taxa de câmbio, fenômeno muito comum nos países em desenvolvimento que adotaram câmbio flexível nos anos 1990. O caso do Brasil é um bom exemplo.

Um outro aspecto relevante a ser ponderado é que, nessas economias, expressivos volumes de dívidas dos agentes econômicos são denominados em moeda externa. Assim, movimentos externos desfavoráveis, que provocam desvalorização cambial, implicam na elevação das dívidas desses agentes. Como os ativos destes são, geralmente, denominados em moeda doméstica e os passivos em moeda externa, observam-se consideráveis perdas de patrimônio (o problema do pecado original). Essa deterioração nos balanços financeiros eleva os problemas de *seleção adversa* e *moral-hazard*, que produzem instabilidade financeira e redução nos investimentos e, por conseguinte, da atividade econômica (MISHKIN & SCHMIDT-HEBBEL, 2001). A partir da evidência empírica de que, normalmente, uma crise financeira é acompanhada por aumentos da inflação e do desemprego, MISHKIN (2000) chama atenção para a necessidade de se ter uma boa saúde do sistema financeiro para a implementação bem sucedida do regime de metas para a inflação<sup>5</sup>.

Não obstante a constatação de que a taxa de câmbio em economias em desenvolvimento é mais volátil, estudos empíricos têm evidenciado que o *pass-through* da taxa de câmbio nesses países é mais elevado. Segundo HO & MACCAULEY (2003), as principais explicações para esse fato repousariam sobre dois aspectos. Primeiro, a cesta de consumo média em países com menores níveis de renda tenderia a conter maior parcela de bens *tradables*, quando comparada com a cesta de países com rendas superiores (e, portanto, no cômputo do índice de preços), visto que, nestes, parcela significativa da cesta é composta por bens-serviços. Como os serviços são bens tipicamente *non-tradables*, os preços deles tendem a refletir

---

<sup>5</sup> Segundo MASSON, SAVASTANO & SHARMA (1997), a fragilidade do sistema financeiro em países em desenvolvimento é consequência de prolongados períodos de repressão financeira. A repressão financeira pode ser entendida como a implementação de qualquer tipo de intervenção governamental sobre o mercado financeiro que impeça o seu livre funcionamento. A intervenção, geralmente, se processa por meio dos seguintes mecanismos: i) fixação de tetos para as taxas de juros; ii) adoção de elevadas alíquotas de recolhimento compulsório; iii) implementação de políticas de crédito setorial subsidiado; e iv) colocações compulsórias de dívida pública.

mais as condições do mercado de trabalho doméstico, do que mudanças na taxa de câmbio<sup>6</sup>. Por outro lado, os preços dos *tradables* são comparativamente mais suscetíveis às influências dessa taxa. Portanto, a influência da taxa de câmbio na evolução da inflação doméstica tende a ser maior nas economias em desenvolvimento. A segunda explicação para o maior *pass-through*, nos países em desenvolvimento, explorada pelos autores, refere-se à história da inflação. Desta forma, países que há muito tempo vivem em um ambiente de elevada inflação tendem a apresentar maior sensibilidade desta às variações da taxa de câmbio. Esse fato pode ser justificado, em parte, pelas expectativas inflacionárias dos agentes econômicos<sup>7</sup>.

Em face desse panorama, MISHKIN (2000) argumenta, por um lado, que a adoção desse regime em economias com tais características somente seria exequível se existisse uma regulação sensata e minuciosa sobre as instituições financeiras, assegurando que o sistema fosse capaz de resistir a choques da taxa de câmbio. Por outro lado, o controle sobre a taxa de câmbio não deve ser desprezado por completo nesses países. Ou seja, o governo deve atuar no sentido de suavizar a trajetória da taxa de câmbio, evitando, pois, os movimentos bruscos. No entanto, o autor chama atenção para o fato de que esse controle deve se dar de forma mais transparente possível, posto que, quando o governo passa a regular o mercado de câmbio, a política monetária pode incorrer em perda de credibilidade se os agentes econômicos passarem a acreditar que a verdadeira âncora nominal da economia é a taxa de câmbio. Como mostrado anteriormente, a adoção de metas para a taxa de câmbio juntamente com metas para a inflação não é um comportamento consistente.

Diante de um contexto de dependência externa e de elevada dívida do setor público, a adoção do regime de metas para a inflação pode eventualmente se constituir em restrição ao crescimento econômico. Isto se daria, basicamente, por dois canais. Primeiro, a excessiva volatilidade da taxa de câmbio criaria uma situação em que imperam elevadas taxas de juros, o que, por sua vez, afetaria o produto e o emprego via contenção da demanda agregada. Segundo, diante das desvalorizações cambiais e das elevações nas taxas de juros, há fortes pressões sobre a dívida pública que, para permanecer sobre controle e, portanto, sinalizar para os agentes econômicos o comprometimento da autoridade monetária com a estratégia de estabilização de preços, requer um significativo ajuste fiscal, que, por seu turno, conduziria a restrições adicionais à demanda agregada da economia. Tendo por base esses argumentos, observa-se que a combinação do trinômio volatilidade cambial, elevada dívida pública e regime de metas para a inflação pode trazer conseqüências danosas ao ambiente macroeconômico do país.

### **3. REGIME DE METAS PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL**

Com a crescente instabilidade do nível de confiança associada à crise russa a partir de meados de 1998 e, sobretudo, pela considerável fragilidade dos fundamentos macroeconômicos da economia brasileira, a estratégia de elevar a taxa de juros, utilizada até então, não obteve êxito, como havia conseguido nas crises do México e da Ásia, em recompor o nível de reservas cambiais, que, de junho a dezembro de 1998, havia se reduzido em cerca de 37% e continuava a apresentar grave tendência de queda. Diante deste cenário, ocorreu, em janeiro de 1999, o ataque especulativo contra a moeda nacional e o conseqüente abandono do regime de bandas cambiais em prol de um regime de taxa flutuante, após uma fracassada tentativa do Banco Central em controlar o processo de desvalorização do Real.

A diretoria do Banco Central, que tomou posse em março de 1999, deixou claro que o principal objetivo do Banco Central seria o da manutenção da estabilidade dos preços. Para isso, uma das iniciativas privilegiadas foi o anúncio e, posteriormente, a adoção do regime de metas para a inflação como nova âncora para a economia. Tendo em vista a via escolhida para a condução da política monetária e os desafios apontados, uma das primeiras medidas adotadas foi a criação, no interior do Banco Central,

---

<sup>6</sup> Subjacentes a essa afirmativa, encontram-se a chamada *Lei de Engel* e a assunção de que os serviços encontram-se em uma categoria superior de bens.

<sup>7</sup> JOHNSON (2002), com base em um estudo de dados em painel para onze países, demonstra que países que possuem uma história de elevadas taxas de inflação apresentam maiores taxas de inflação esperada. O autor ainda demonstra que o passado inflacionário leva a erros mais freqüentes de previsão da inflação. Nesta direção, a variabilidade passada da inflação tem um considerável impacto sobre as previsões da inflação.

de um departamento de pesquisas que, dentre outras coisas, passou a dedicar-se a estudos que forneceriam suporte à tomada de decisões sobre a melhor postura para a política monetária. Pelo lado fiscal, observou-se a adoção de medidas que demonstravam o compromisso do governo para com o ajuste fiscal. Segundo MINELLA *et. al.* (2002), o sucesso inicial do regime de metas para a inflação foi suportado pela notável melhoria do lado fiscal.

Pelo lado da política monetária, tem-se a eliminação das bandas de variação para a taxa de juros – Taxa Básica de Juros (TBC) e Taxa de Redesconto (TBAN) – e a adoção do conceito de metas para a taxa Selic e a introdução do mecanismo de viés para a taxa de juros, que atuam no sentido de reduzir as incertezas e mostrar para os agentes econômicos o comprometimento do governo com a estabilidade dos preços. O conceito de viés para a taxa de juros possibilita ao presidente do Banco Central alterar o nível da taxa de juros no momento em que julgar necessário, ou, em outras palavras, antes da ocorrência das reuniões periódicas do Conselho de Política Monetária (Copom), o que possibilita maior flexibilidade de reação do Banco Central às mudanças de curto prazo (FACHADA, 2001). Após a adoção dessas medidas, que visavam fornecer condições à operacionalização do regime de metas para a inflação, teve sua implementação oficial em 21 de junho de 1999 – para vigência a partir de 01 de julho do mesmo ano – por meio do decreto nº 3088.

Ao término de 1999, a taxa de inflação se mostrou bem abaixo das previsões realizadas à época da liberação da taxa de câmbio. A taxa anual foi de 8,94%, situando-se, portanto, no interior da banda estabelecida pelo Banco Central (6%-10%). No entanto, o alcance deste resultado não se deu de forma tranqüila, o comportamento da taxa de inflação, sob o primeiro semestre de vigência da nova sistemática de condução da política monetária, mostrou ser relativamente instável. Os choques na inflação ao longo do ano de 1999 são explicados, principalmente, pela desvalorização cambial, aumentos nas tarifas dos serviços públicos e aumentos nos preços dos combustíveis e dos produtos alimentícios.

O conservadorismo da política monetária, associado às condições internas e externas favoráveis, que, por seu turno, levaram a taxas de câmbio relativamente estáveis, possibilitaram a redução da taxa de inflação para 5,97% em 2000 (para aquele ano, os limites inferior e superior da meta eram de 4% e 8%, respectivamente), apesar do significativo choque negativo dos preços do petróleo e, em menor magnitude, da elevação dos demais preços administrados<sup>8</sup>. A evolução dos preços administrados tem mostrado ser um considerável desafio para os formuladores da política monetária, uma vez que o indexador desses preços, o Índice Geral de Preços (IGP), é muito sensível aos movimentos da taxa de câmbio.

Em 2001, as turbulências de origem interna e externa levaram ao não cumprimento da meta estabelecida<sup>9</sup>. O IPCA acumulou variação anual de 7,7% contra 6% do limite superior da banda de variação. Entre os choques adversos ocorridos, destacam-se: i) a desaceleração da economia mundial, liderada pela economia americana; ii) os problemas político-econômicos na Argentina; iii) a elevação dos riscos associados aos investimentos em países em desenvolvimento, o que provocou consideráveis saídas de capitais desses mercados em direção a outros mercados; iii) a exacerbação das incertezas desencadeada pelos atentados terroristas de 11 de setembro nos Estados Unidos; iv) a crise energética; e v) os elevados reajustes dos preços administrados. Essa série de choques ao longo de 2001 provocou trajetórias diferentes para a taxa de câmbio e para os preços administrados – e, portanto, da inflação efetiva – dos cenários conjecturados pelos formuladores da política ao término do ano anterior<sup>10</sup>.

---

<sup>8</sup> Preços administrados são aqueles que quase não são afetados pelas condições de oferta e de demanda domésticas ou que são de algum modo regulados por uma agência pública. O grupo dos preços administrados foi definido pelo Copom, em julho de 2001, incluindo preços de derivados de petróleo, telefones fixos, eletricidade e transporte público (MINELLA *et. al.*, 2002). Este grupo possui um peso que gravita em torno de 30% do IPCA.

<sup>9</sup> MINELLA *et. al.* (2002) chamam atenção para o fato de que o não cumprimento das metas para a inflação pode ter suas origens, também, nas limitações dos modelos econométricos de previsão utilizados pelo Banco Central e nas defasagens da política monetária.

<sup>10</sup> No acumulado do ano, verificou-se uma desvalorização cambial da ordem de 20,9% e um aumento dos preços administrados de 10,4%. Foi nesse contexto que a questão acerca do repasse da taxa de câmbio para os preços domésticos passou a receber maior atenção por parte do Copom. O comitê chamava atenção, ainda, para o fato perverso de que, no contexto de incertezas generalizadas – e, por conseguinte, de maior desvalorização cambial –, poderia se observar uma elevação no coeficiente de repasse da variação cambial aos preços. Ademais, vale ressaltar que, para avaliar o efeito final da desvalorização da taxa de

Em face das turbulências ocorridas no ano de 2001 e ao longo de 2002, a condução da política monetária para garantir a convergência da inflação efetiva à meta estipulada mostrou ser uma tarefa bastante complexa. Por isso, o Banco Central passou a trabalhar com o conceito de meta ajustada. Esta é definida pelo somatório da meta estabelecida pelo CMN, da parcela da inércia do ano anterior a ser acomodada no ano corrente<sup>11</sup> e do efeito primário dos choques dos preços administrados por contrato e monitorados<sup>12</sup>. Podendo, portanto, essa meta ser alterada ao longo do ano, à medida que ocorram mudanças nas estimativas do efeito primário dos choques dos preços administrados. Embora ocorra perda de credibilidade com a adoção dessa postura (alteração nas metas), os formuladores de política argumentam que os ganhos em termos de transparência e comunicação são mais significativos (FRAGA, GOLDFAJN & MINELLA, 2003). Diante do contexto de intensos choques, os formuladores de política passam a advogar que, diante destes, o horizonte de convergência da inflação à meta deveria ser alongado de um ano para 18 ou até mesmo 24 meses. Este horizonte seria definido como sendo o período necessário para anular os efeitos secundários dos choques passados. Assim, o Banco Central estaria acomodando os impactos diretos dos choques temporários sobre o nível de preços, mas combatendo seus efeitos secundários.

Os resultados desfavoráveis em termos de inflação, alcançados ao longo do ano de 2002 e, principalmente, no segundo semestre, levaram novamente ao não cumprimento das metas anunciadas. A inflação acumulada no ano foi de 12,5%, ultrapassando o limite superior do intervalo de confiança (5,5%) da meta central de 3,5%. Mediante o estudo das atas das reuniões do Copom realizadas ao longo do ano, observa-se que o não cumprimento da meta se deve, especialmente, à acentuada depreciação da taxa de câmbio (que foi da ordem de 44% no ano), à deterioração das expectativas inflacionárias e à elevação dos preços administrados, que foi de aproximadamente 15,3%. A decomposição da inflação demonstra que a variação cambial foi responsável por cerca de 46,4% da taxa de inflação acumulada ao longo do ano, correspondendo a 5,8 p.p., dos quais 3,8 p.p. via efeitos sobre os preços livres, e 2,0 p.p., por meio do impacto sobre os preços administrados. Constata-se, também, que, após deduzir os efeitos da desvalorização do câmbio e da inércia inflacionária, as variações nos preços administrados contribuíram com algo em torno de 14,8% da variação do IPCA. Ademais, verificou-se que o impacto da deterioração das expectativas inflacionárias contribuiu com 13,2% para a variação no referido índice de preço.

As pressões sobre a taxa de câmbio foram decorrentes tanto de fatores externos como de internos. Os fatores externos – o baixo crescimento das economias americana e européias; distúrbios político-econômicos em países em desenvolvimento; escândalos contábeis envolvendo grandes empresas americanas; e possibilidade de guerra entre Estados Unidos e Iraque – provocaram aumento generalizado na aversão ao risco e, por conseguinte, expressiva redução na liquidez internacional. Internamente, incertezas quanto à coerência na evolução da política macroeconômica, decorrentes, em parte, da eminente transição política, contribuíram para o aumento da tensão do mercado.

A variação acumulada do IPCA, no ano de 2003, foi de 9,3%, situando-se, portanto, 0,8% acima da meta ajustada de 8,5% perseguida pelo Banco Central. O não cumprimento desta meta deveu-se, principalmente, aos efeitos inerciais da elevada inflação verificada em 2002. Por conseguinte, como causas primeiras deste desvio, encontram-se os diversos choques enumerados acima.

As taxas de inflação, notadas nos primeiros meses do ano de 2003, respondem por um peso significativo no resultado da inflação acumulada no ano. Isto se deve, fundamentalmente, ao fato de que a velocidade de redução dos principais índices de preços – notadamente, os índices de preços ao

---

câmbio sobre a variação dos preços, deve-se incluir a parcela da elevação dos preços administrados, que é oriunda da variação cambial.

<sup>11</sup> De acordo com a metodologia adotada pelo Banco Central do Brasil, 2/3 da inércia do ano anterior são acomodadas no ano corrente.

<sup>12</sup> Define-se o impacto primário desses preços como sendo "... a variação dos preços administrados que excede a meta para a inflação, ponderada pelo peso dos administrados no IPCA, descontados os efeitos da variação da taxa de câmbio e da inércia do ano anterior. Exclui-se o efeito da inércia inflacionária porque mecanismos de propagação inflacionária devem ser neutralizados pela política monetária num período julgado adequado. No caso da variação cambial, a exclusão ocorre porque essa variável é afetada pela política monetária, além de poder estar refletindo choques de demanda" (FREITAS, MINELLA & RIELLA, 2002:09).

consumidor – se dava de forma mais lenta do que o esperado. Desta forma, o comportamento dos preços não representava adequadamente as condições do ambiente macroeconômico. Em face disto, os dirigentes da política monetária ressaltam a possibilidade de ter ocorrido uma substituição dos mecanismos *forward* por *backward looking* na formação dos preços após a manifestação daqueles choques. Esta substituição seria explicada pela tentativa dos agentes econômicos em recompor suas margens de lucros.

Embora acima da meta perseguida, a taxa de inflação ficou consideravelmente abaixo das expectativas que se faziam presentes no início do ano. Acreditava-se que a inflação de 2003 seria muito próxima à que foi verificada em 2002.

Finalmente, no ano de 2004, os resultados macroeconômicos da economia brasileira foram bem acima das expectativas, tanto no caso do crescimento do PIB, quanto da relação dívida/PIB (que caiu de 58% em 2003 para cerca de 54% em 2004) e, ainda das variáveis externas. De fato, houve pela primeira vez, desde 1993, um resultado positivo em Conta Corrente, apresentando uma queda substancial na vulnerabilidade externa do país. O IPCA manteve-se dentro da meta estabelecida pelo Conselho Monetário Nacional, revelando que os resultados externos ocupam um papel importante no controle da inflação. Por meio das informações referentes à experiência brasileira de adoção do regime de metas para a inflação, corrobora-se o argumento de que o repasse da variação da taxa de câmbio aos preços constituiu-se em um dos principais desafios à adoção desse regime em economias que apresentam taxa de câmbio voláteis.

#### 4. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS DO REGIME DE METAS PARA A INFLAÇÃO NO BRASIL

##### 4.1. MODELO ECONOMÉTRICO, FONTES DE DADOS E VARIÁVEIS SELECIONADAS

Um número considerável de trabalhos empíricos tem demonstrado que o comportamento das autoridades monetária em vários países têm utilizado algum tipo de regras tipo Taylor. TAYLOR (1993) observa que uma função de reação do Banco Central pode ser entendida como uma relação que descreve o comportamento da autoridade monetária na determinação da taxa de juros de curto prazo. A regra tradicional de Taylor pode ser expressa em termos formais por:

$$i_t = g_0 + g_\pi (\pi - \pi^*)_t + g_y (y^e - y^*)_t \quad (4.1)$$

em que,  $i$  é a taxa de juros nominal de curto prazo,  $\pi$  é a taxa de inflação,  $\pi^*$  é a meta para a taxa de inflação,  $y^e$  é o produto real efetivo,  $y^*$  é o produto compatível com a taxa natural de desemprego e os parâmetros de política são dados por  $g_0$ ,  $g_y$  e  $g_\pi$ . Segundo essa regra, o Banco Central eleva a taxa de juros quando a inflação aumenta e/ou quando o produto efetivo da economia supera o nível compatível com a taxa natural. O quanto que o instrumento deve ser alterado em determinadas circunstâncias depende das preferências da autoridade monetária. No entanto, TAYLOR (1993) chama atenção para o fato de que, na prática, o comportamento do Banco Central, diante da adoção de regras para a condução da política monetária, não pode se dar de forma mecânica, sendo necessário, portanto, observar o comportamento de outras variáveis relevantes.

Para contemplar o objetivo deste trabalho, utilizam-se as séries macroeconômicas que compõem a relação tradicional da regra de Taylor, acrescentando-se a estas as variáveis taxa de câmbio nominal (que capta os choques externos que afetam a economia) e o resultado nominal do governo (que descreve o comportamento do lado fiscal da economia), importantes para captar o efeito da política fiscal e da vulnerabilidade externa. Para o cômputo do nível de utilização da capacidade instalada, que, doravante, é denominado de NUC, utiliza-se o filtro de Hodrick-Prescott (HP) com base na série dessazonalizada do índice de produção industrial, cuja fonte é a Pesquisa Industrial Mensal (produção física) do IBGE.<sup>13</sup> A variável inflação (expressa em %) é mensurada pela variação do Índice Nacional de Preços ao

---

<sup>13</sup> A utilização desta *proxy* para o produto se dá pelo fato de não existirem disponíveis dados mensais para o Produto Interno Bruto

Consumidor Amplo (IPCA) calculado pelo IBGE. A série que se ocupa em representar a variável taxa de juros nominal é a taxa Selic acumulada no mês. Com relação à taxa de câmbio nominal, utiliza-se a taxa média comercial do mês no mercado de compra (expressa pela razão R\$/US\$). Pelo lado fiscal, emprega-se a série resultado nominal do governo em relação ao PIB (expressa em %).

O corte temporal do trabalho compreende o período entre agosto de 1994 e dezembro de 2003. O interessante seria utilizar apenas dados a partir da implementação do regime de metas para a inflação, no entanto, dado o curto período de tempo, não é possível realizar um exercício econométrico consistente. Por isto, opta-se por utilizar o período a partir da implantação do Plano Real. No entanto, reconhece-se que, dada a mudança de política ocorrida em janeiro de 1999, os resultados aqui encontrados estão sujeitos à Crítica de Lucas.

#### 4.1.1. TESTES DE ESTACIONARIEDADE

Para testar a ordem de integração das séries empregadas neste estudo foram utilizados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP) e KPSS. No entanto, deve-se ater ao fato de que, na presença de mudança estrutural nas séries temporais, os resultados encontrados pelos testes de raiz unitária podem não ser consistentes com o verdadeiro comportamento das séries. A literatura enfatiza que, diante de tais mudanças, esses testes tornam-se viesados no sentido da não rejeição da presença de raiz unitária.

Para contornar esse problema, adota-se, no presente trabalho, um procedimento em quatro etapas para avaliar a presença ou não de raiz unitária para aquelas séries que apresentam resultados dúbios entre os distintos testes de raiz unitária e para aquelas que mostram ser não estacionárias segundo os testes usuais. Primeiramente, identificam-se as possíveis datas de mudança estrutural por meio dos testes de Cusum e de Resíduos Recursivos. Segundo, realiza-se o teste de Chow para averiguar se os coeficientes dos sub-períodos sugeridos são estatisticamente diferentes. Preliminarmente, aplica-se este teste a todas as datas sugeridas na etapa anterior, se o número de datas que apresentam mudança estrutural – por meio do teste de Chow – for superior a três, escolhem-se as três datas que apresentem mudanças mais significativas. Terceiro, efetua-se o teste proposto por PERRON (1989) de raiz unitária na presença de mudança estrutural para as duas, das três datas do estágio anterior, que revelem mudanças mais significativas. Como o teste de Perron é empregado considerando apenas uma data, opta-se por aplicá-lo separadamente a cada série para as duas possíveis datas. Se o resultado de, no mínimo, um dos testes aplicados às duas datas distintas rejeitar a presença de raiz unitária, considera-se que a série em questão é estacionária. A adoção desta postura justifica-se pelo fato de que a presença de mudanças estruturais viesam os testes em direção à não rejeição da hipótese nula de raiz unitária<sup>14</sup>.

No entanto, não se pode afirmar que determinada série é não estacionária se o teste de Perron aplicado às duas datas aceitar a presença de raiz unitária. Isto porque se estaria ponderando apenas os efeitos de uma quebra, enquanto a outra poderia, ainda, estar viesando o resultado. Nestas condições, parte-se para a última etapa do procedimento, que consiste na aplicação do teste de raiz unitária na presença de duas quebras estruturais. No presente contexto, este é denominado de teste “ADF corrigido”. Neste trabalho, essas duas datas são obtidas aplicando-se o teste de Chow para as distintas combinações duas a duas das três datas que surgem da segunda etapa do procedimento, escolhendo-se, portanto, a combinação que apresente mudança estrutural mais significativa. O teste “ADF corrigido” consiste na extensão do teste ADF tradicional por meio da inclusão de variáveis *dummies* capazes de representar as mudanças estruturais. A hipótese nula e os valores críticos utilizados na realização do teste de hipótese são os mesmos utilizados no teste ADF<sup>15</sup>.

Os resultados destes testes encontram-se na Tabela 1. Por meio desses, observa-se que, para todos os testes empregados, as séries taxa de câmbio e taxa de juros apresentam raiz unitária. Por isto, nesta análise preliminar, considera-se que essas séries são não estacionárias.

---

<sup>14</sup> No presente trabalho, os resultados dos testes, para todas as séries, para a primeira data escolhida corrobora os resultados encontrados para a segunda.

<sup>15</sup> No presente trabalho, adotou-se o nível de significância de 5% para todos os testes de hipótese realizados.

Para a taxa de inflação, observa-se que essa série, segundo os testes ADF e PP, não apresenta raiz unitária, ao passo que, para o teste KPSS, tal série é não estacionária. Diante do resultado ambíguo entre os testes, considera-se, por instante, que essa série pode ser tanto estacionária como não estacionária. Com relação às séries do NUC e do resultado nominal do governo, os três testes indicam que tais séries são estacionárias.

No entanto, a ocorrência de mudança estrutural nas séries em análise pode viesar os resultados dos testes. Por este motivo, realiza-se a seqüência de testes que se encontra descrita na seção 1 deste trabalho para aquelas séries que apresentam resultados divergentes entre os distintos testes de raiz unitária e para aquelas consideradas não estacionárias, a saber: taxas de câmbio, de juros e de inflação.

**Tabela 1**  
**Testes de Raiz Unitária**

ADF					
	Lag	t	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
Taxa de Câmbio	6	-0,543	-3,490	-2,888	-2,581
Taxa de Juros	1	-2,492	-3,490	-2,887	-2,581
Taxa de Inflação	0	-4,092	-3,490	-2,888	-2,581
NUC	1	-3,273	-2,586	-1,944	-1,615
Resultado Nominal	0	-10,677	-3,490	-2,887	-2,581
PP					
	Bandwidth	t	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
Taxa de Câmbio	5	-0,600	-3,490	-2,887	-2,581
Taxa de Juros	3	-2,666	-3,490	-2,887	-2,581
Taxa de Inflação	5	-3,845	-3,490	-2,887	-2,581
NUC	5	-4,592	-2,586	-1,944	-1,615
Resultado Nominal	2	-10,680	-3,490	-2,887	-2,581
KPSS					
	Bandwidth	t	Valores Críticos		
			1%	5%	10%
Taxa de Câmbio	8	0,213	0,216	0,146	0,119
Taxa de Juros	8	0,179	0,216	0,146	0,119
Taxa de Inflação	8	0,237	0,216	0,146	0,119
NUC	7	0,045	0,739	0,463	0,347
Resultado Nominal	2	0,065	0,216	0,146	0,119

Com referência à taxa de juros, os testes de instabilidade de Cusum e de resíduos recursivos sugerem possíveis quebras no início de 1995, fins de 1997/início de 1998 e fins de 1998/início de 1999. O teste de Chow indica como as três datas mais prováveis de ter ocorrido mudança estrutural, com mais de 99% de confiança, os meses de junho de 1995 ( $F \cong 25,36$ ), setembro de 1997 ( $F \cong 61,03$ ) e setembro de 1998 ( $F \cong 29,75$ ). Aplicando-se de forma conjunta o teste de Chow para essas três datas, rejeita-se a hipótese nula de que os coeficientes dos quatro sub-períodos são idênticos ( $F \cong 22,98$ ). A partir dessas datas, realiza-se o teste de Perron para as duas quebras mais significativas.

Ao empregar o teste de Perron considerando o mês de setembro de 1997, obtém-se uma estatística de teste de  $-4,08$  contra um  $t$  crítico de  $-4,18$  ( $\lambda = 0,336$ ), aceitando-se, portanto, que a série possui raiz unitária. Ao considerar a data de setembro de 1998, aceita-se a hipótese nula de raiz unitária, dado que se consegue um  $t$  calculado de  $-3,26$  e um  $t$  crítico de aproximadamente  $-4,23$  ( $\lambda = 0,442$ ). Nessa situação, adota-se o teste “ADF corrigido” para duas mudanças estrutural. Pelo teste de Chow, utilizam-se as datas de junho de 1995 e setembro de 1997 ( $F \cong 33,06$ ). Por meio do teste “ADF modificado”, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária, visto que se obteve uma estatística de teste de  $-4,51$ , que é, em

módulo, maior do que o  $\tau$  tabelado de  $-2,87$ . Pelo resultado obtido, considera-se que esta série é estacionária.

Com relação à taxa de inflação, os testes de Cusum e de resíduos recursivos indicam a possibilidade de ter ocorrido mudança estrutural nos seguintes períodos: fins de 1998/início de 1999, início do segundo semestre de 2000, agosto de 2001 e fins de 2002/início de 2003. Por meio do teste de Chow, selecionam-se, com mais de 99% de confiança, os meses de dezembro de 1998 ( $F \cong 43,45$ ), julho de 2000 ( $F \cong 19,73$ ) e outubro de 2002 ( $F \cong 19,71$ ). Fazendo uso destas três datas, rejeita-se, com quase 100% de confiança ( $F \cong 28,21$ ), a hipótese nula de que os coeficientes da regressão utilizada para aplicar o teste são iguais nos quatro sub-períodos.

Ao aplicar o teste de Perron, considerando, primeiramente, o mês de dezembro de 1998 como provável data da mudança estrutural, constata-se que a série em questão é estacionária ( $t$  calculado igual a  $-5,86$  e  $t_{5\%,0,469} \cong -4,23$ ). Examinando a data de julho de 2000, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária, uma vez que o  $t$  calculado ( $t = -4,75$ ) é em módulo superior ao  $t$  crítico ( $t_{5\%,0,637} = -4,22$ )<sup>16</sup>. Em face destes resultados, considera-se que a série da taxa de inflação é estacionária<sup>17</sup>.

Com referência à taxa de câmbio, os testes de Cusum e de resíduos recursivos sugerem instabilidade no início do segundo trimestre de 1995, em fins de 1998/início de 1999, em meados de 2001 e fins de 2002/início de 2003. Empregando o teste de Chow a esses períodos, identificam-se com mais de 99% de confiança as seguintes datas: janeiro de 1999 ( $F \cong 45,33$ ), abril de 2001 ( $F \cong 32,50$ ) e agosto de 2002 ( $F \cong 62,94$ ). Ao aplicar de forma conjunta o teste de Chow a essas datas, rejeita-se, com mais de 99% de confiança, a hipótese nula de que os coeficientes são iguais nos quatro sub-períodos ( $F \cong 101,51$ ).

Ao realizar o teste de Perron para data de agosto de 2002, obtém-se um  $t$  calculado de  $-3,90$  e um  $t$  crítico, que pode variar entre  $-3,80$  ( $\lambda = 0,9$ ) e  $-4,04$  ( $\lambda = 0,8$ ), posto que  $\lambda$  calculado é igual a  $0,858$ . Pelos problemas gerados pela imprecisão da tabela de valores críticos, opta-se por não extrair nenhuma conclusão acerca da estacionariedade da série da taxa de câmbio, antes de realizar o teste de Perron para a outra data selecionada. Para janeiro de 1999, consegue-se um  $t$  calculado de  $-4,61$  frente a um  $t$  crítico de, aproximadamente,  $-4,23$  ( $\lambda = 0,478$ ); ou seja, rejeita-se a hipótese nula de presença de raiz unitária. Por conseguinte, considera-se que a série da taxa de câmbio é estacionária<sup>18</sup>.

Feita a análise das séries individuais, constata-se que as séries em análise são estacionárias em nível<sup>19</sup>. Diante deste resultado, pode-se partir para a estimação do modelo proposto, mas, antes disto, apresentam-se os principais aspectos da modelagem multivariada adotada no presente trabalho.

#### 4.1.2. VETORES AUTO-REGRESSIVOS

Para contemplar o objetivo proposto neste trabalho, utiliza-se o modelo de Vetores Auto-Regressivos. No sistema VAR, o comportamento de cada variável é explicado por  $p$  defasagens da

---

<sup>16</sup> Pelo fato da estatística  $F$  para a data de outubro de 2002 ser relativamente semelhante à encontrada para outubro de 2002, também se aplica o teste de Perron a esta última. Novamente, rejeita-se a hipótese de raiz unitária para a série em questão ( $t$  calculado igual a  $-5,14$  e  $t_{5\%,0,867} \cong -3,92$ ).

<sup>17</sup> Para esta série, estimou-se o modelo identificado pela equação 4.16.

<sup>18</sup> Para esta série, aplicou-se o teste de Perron, estimando o modelo identificado pela equação 4.16.

<sup>19</sup> Os mesmos resultados com relação à ordem de integração das séries foram encontrados por ARQUETE & JAYME JÚNIOR (2003) por meio da utilização do teste de raiz unitária com duas quebras endógenas de LEE & STRAZICICH (2002), para um período de tempo semelhante ao utilizado neste trabalho (julho de 1994 a dezembro de 2002).

própria variável explicada e por  $p$  defasagens das outras variáveis do modelo<sup>20</sup>. Segundo HAMILTON (1994), o modelo VAR( $p$ ), na sua forma reduzida, pode ser descrito como:

$$z_t = \Gamma_1 z_{t-1} + \Gamma_2 z_{t-2} + \dots + \Gamma_p z_{t-p} + \varepsilon_t = \sum_{j=1}^p \Gamma_j z_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (4.2)$$

em que,  $z_t$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de observações dos valores correntes de todas as variáveis do modelo [ $z_t = (z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{kt})'$ ];  $\Gamma_j$  é uma matriz ( $k \times k$ ) de coeficientes que relacionam os valores defasados aos valores correntes das variáveis, com  $j = 1, 2, \dots, p$ ; e  $\varepsilon_t$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de resíduos ruídos brancos, mas que podem ser correlacionados contemporaneamente<sup>21</sup>. No entanto, para realizar análises mais adequadas de políticas, torna-se necessário transformar o modelo de forma que este não apresente erros contemporaneamente correlacionados. Este procedimento se faz necessário pelo fato de que, se as perturbações são correlacionadas, um choque em um delas causará alterações nas demais variáveis. Isto, por sua vez, inviabilizaria a tentativa de isolar o efeito de um choque de uma perturbação particular sobre as variáveis do sistema. Para alcançar as inovações ortogonais, utiliza-se a decomposição de *Cholesky*. Pelo fato do novo vetor de resíduos ser ortogonal, assume-se que mudanças em seus componentes individuais não têm nenhum efeito sobre os demais componentes. Após esse procedimento, realiza-se a análise das funções de impulso-resposta e da decomposição da variância.

As funções de impulso-resposta, permitem avaliar o comportamento individual das variáveis do sistema em resposta a algum choque de um desvio padrão nas inovações do modelo. Com este instrumental, analisa-se a sensibilidade das variáveis econômicas, por meio de simulação, a choques específicos em um determinado período. Desta forma, cada coeficiente demonstra a resposta de uma variável do modelo a uma inovação específica, mantendo constantes todas as demais inovações em todos os outros períodos. Em outras palavras, a função impulso-resposta descreve o caminho e as defasagens temporais necessárias para que as variáveis retornem a sua trajetória original. Ao realizar a decomposição de *Cholesky*, um certo ordenamento causal das variáveis é imposto. Desta forma, ao mudar a ordem das equações, as funções de impulso-resposta podem mudar consideravelmente. A ordenação tem que ser tal que  $z_{1t}$  é o único com um impacto imediato potencial em todas as outras variáveis. Enquanto  $z_{2t}$  pode ter um impacto imediato nos últimos ( $k-2$ ) componentes, mas não em  $z_{1t}$ , e assim por diante. Por meio da decomposição da variância do erro de previsão, torna-se possível identificar a proporção da variação total de uma variável devida a cada choque individual nas  $k$  variáveis componentes do modelo. Portanto, a decomposição da variância fornece informação sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema.

## 4.2. FUNÇÕES DE IMPULSO-RESPOSTA E DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

O ordenamento utilizado no presente trabalho para a identificação do modelo é a seguinte: taxa de câmbio, taxa de inflação, taxa de juros, NUC e resultado nominal do governo. Desta forma, a taxa de câmbio não responderia, contemporaneamente, às inovações nas outras variáveis, isto porque essa variável depende também das condições da economia internacional. Por outro lado, as variáveis domésticas reagiriam, contemporaneamente, às condições externas. Assume-se, ainda, que um choque na inflação leva a uma resposta de imediato do Banco Central via alteração nas taxas de juros. Mudanças que

<sup>20</sup> No presente estudo o modelo VAR é estimado com duas defasagens. Este número de defasagens foi determinado pelas generalizações multivariadas dos critérios *Akaike Information Criterion* (AIC) e *Schwarz Criterion* (SC), conjuntamente com a análise dos resíduos do modelo. O modelo com duas defasagens é o que gera resíduos com as melhores propriedades, embora não satisfaça à propriedade de resíduos normalmente distribuídos para a grande maioria das equações.

<sup>21</sup> Além das variáveis endógenas, o VAR estimado incorpora um termo de constante. Foram ainda incorporadas outras variáveis exógenas, tais como: tendências determinísticas, *dummies* de intercepto e de inclinação para os períodos de ocorrência de importantes fatos econômicos. No entanto, os resultados não se modificaram substancialmente.

afetam, no mesmo período, o NUC e o resultado nominal do governo e, com defasagens, a taxa de inflação<sup>22</sup>.

#### 4.2.1. RESPOSTA DA POLÍTICA MONETÁRIA

A análise da função de impulso-resposta da Figura 1(a) sugere que os choques na taxa de inflação exercem um impacto positivo sobre a taxa de juros. Observa-se, também, que, depois de decorridos 30 meses de um choque na inflação, a trajetória da taxa de juros ainda não retorna à sua trajetória original. No entanto, essa resposta é significativa apenas para os dois primeiros períodos. Esses resultados indicam que o Banco Central brasileiro, ao longo desse período, vem fazendo uso da taxa de juros como um importante instrumento de política monetária na contenção das pressões inflacionárias; conduta que se encontra de acordo com a proposta de política adotada, qual seja, a implementação da sistemática de metas para a inflação. Os efeitos duradouros do choque inflacionário sobre a trajetória da taxa de juros podem sugerir que o governo adota uma postura gradualista no combate a inflação, caracterizando, portanto, que os efeitos negativos da política monetária antiinflacionária sobre o nível da atividade econômica são considerados na função objetivo do Banco Central.

A parte (b) da Figura 1 demonstra que, a partir do primeiro período após a ocorrência de um choque no NUC, a taxa de juros responde positivamente. Esta resposta mostra-se significativa no intervalo do quinto ao nono período. Constata-se, também, uma persistência considerável dos efeitos do choque no NUC sobre a trajetória da taxa de juros. Os mesmos comentários realizados com relação ao comportamento do Banco Central, para a parte (a) da figura, podem ser ressaltados, quais sejam, conduta de acordo com a sistemática de metas para a inflação e os impactos desta política sobre o nível da produção são considerados.

O gráfico (c) da Figura 1 demonstra que a taxa de juros apresenta uma notável persistência. A resposta da taxa de juros ao próprio choque revela-se significativa do primeiro ao oitavo período, embora retorne à trajetória inicial somente depois de decorridos cerca de 23 meses. Isto pode sugerir que, novamente, o Banco Central vem adotando uma postura gradualista no combate à inflação. Por meio da Figura 1 (d), verifica-se que a resposta da taxa de juros às inovações na taxa de câmbio não apresenta um comportamento bem definido, sendo, ora positiva, ora negativa. Além disso, em momento algum esta resposta é estatisticamente significativa. Este achado pode sugerir que a taxa de câmbio brasileira não desempenha a função de uma âncora nominal para a estabilização dos preços. Atuando desta forma, o Banco Central brasileiro segue as prescrições internacionais de adoção de um sistema de metas para a inflação comprometido com a estabilidade dos preços.

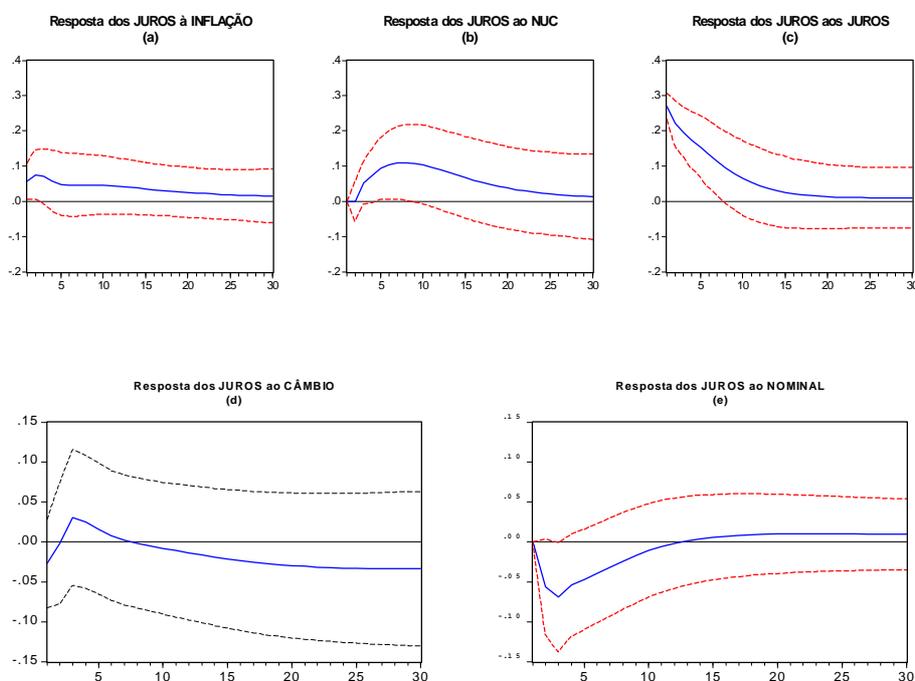
O último gráfico da Figuras 1 demonstra que a taxa de juros reage, negativamente, até o 12º período, a um choque no resultado nominal do governo, e, a partir de então, positivamente (no entanto, de forma inexpressiva). Em contrapartida, esta resposta mostra-se significativa apenas para o terceiro período. Esta constatação demonstra, portanto, que mudanças no resultado nominal do governo não têm se mostrado importante na determinação da conduta da política monetária brasileira. Esse achado pode ser explicado em parte, ao menos para os últimos anos, pelo cumprimento bem sucedido das metas definidas por uma austera política de elevação do resultado primário do governo. Com base nos resultados acima, pode-se conjecturar que os desvios da taxa de inflação com relação à meta, os desvios do produto efetivo

---

<sup>22</sup> Com o objetivo de fornecer robustez aos resultados do trabalho, adotou-se, ainda, dois ordenamentos alternativos. No primeiro, considera-se a seguinte ordenação: NUC, taxa de inflação, taxa de câmbio, taxa de juros e resultado nominal do governo. Neste caso, o produto não responde contemporaneamente a mudanças nas outras variáveis. Em contrapartida, as demais variáveis respondem instantaneamente aos choques no produto. A taxa de inflação responde, contemporaneamente, aos choques do produto e não aos choques nas demais variáveis, demonstrando a existência de defasagens da política monetária. No segundo modelo alternativo, considera-se a seguinte ordenação: taxa de juros, taxa de câmbio, NUC, taxa de inflação e resultado nominal. Neste caso, o Banco Central não consegue reagir, contemporaneamente, aos choques nas outras variáveis, isto pode ser explicado pelas defasagens na divulgação das informações dos agregados macroeconômicos. Em contrapartida, ao ocorrer alterações nas taxas de juros, as demais variáveis reagem imediatamente. Observa-se, ainda, que a taxa de inflação é afetada no mesmo período por inovações nas taxas de juros, na taxa de câmbio e no NUC. Optou-se por apresentar as funções de impulso-resposta, as tabelas de decomposição da variância e os comentários referentes ao modelo básico, posto que os resultados dos ordenamentos alternativos não apresentaram diferenças significativas.

em relação ao potencial e um termo de suavização da taxa de juros estão presentes na função objetivo do Banco Central. Entretanto, a presença da taxa de câmbio e do resultado nominal do governo pode ser contestada.

**Figura 1**  
**Resposta da Política Monetária**



Os resultados da Tabela 2 corroboram as afirmativas realizadas acima. Nota-se que a variação da taxa de juros é explicada, em grande medida, por choques próprios, sugerindo a existência de um termo de suavização da taxa de juros na função de reação do Banco Central. No primeiro período, cerca de 94,76% do movimento da taxa Selic são explicados por choques na taxa de juros; este valor reduz-se gradualmente e no trigésimo período ainda é responsável por cerca de 56,93% da mudança da taxa de juros. A mesma tabela demonstra, ainda, que os choques no IPCA explicam cerca de 4,31% da variância da taxa de juros no primeiro período, e eleva-se, gradualmente atingindo o máximo, para os períodos selecionados, no trigésimo período (9,52%). Por outro lado, constata-se, também, que as inovações no NUC explicam de forma razoável a variação da taxa Selic. Dentre os períodos selecionados, os choques no NUC explicam, no máximo, cerca de 26,19% dos erros de previsão da taxa de juros (25º período). Em contrapartida, a taxa de câmbio e o resultado nominal do governo explicam, no máximo, 3,84% (30º período) e 4,94% (5º período) dos erros de previsão da taxa de juros, respectivamente.

**Tabela 2**  
**Decomposição da Variância da Taxa de Juros (%)**

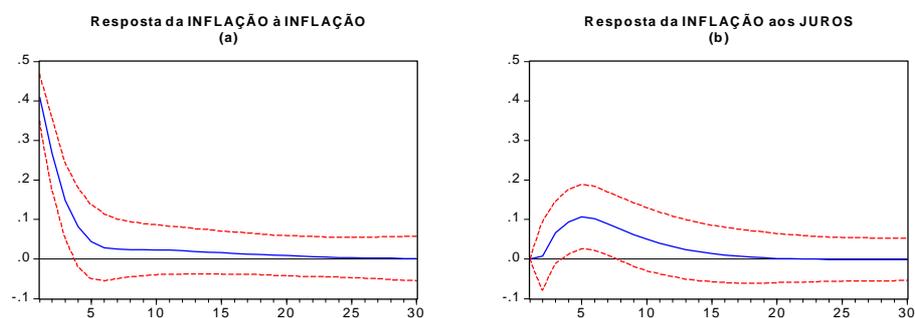
Período	Câmbio	Inflação	Juros	NUC	Nominal
1	0,93	4,31	94,76	0,00	0,00
2	0,54	6,66	90,44	0,00	2,36
3	0,88	7,48	85,88	1,48	4,29
4	0,99	7,53	83,21	3,49	4,78
5	0,95	7,36	80,46	6,30	4,94
10	0,69	7,81	68,18	19,02	4,30
15	0,93	8,69	61,94	24,62	3,82
20	1,68	9,18	59,34	26,08	3,72
25	2,72	9,41	57,94	26,19	3,74
30	3,84	9,52	56,93	25,95	3,76

O resultado encontrado de que as inovações no NUC possuem um poder de explicação da variação da taxa de juros maior do que as inovações na taxa de inflação, de certa forma, surpreende pela conjunção de dois motivos. Primeiro, por ser a taxa de juros o principal instrumento de política monetária no combate às pressões inflacionárias, que, por sua vez, é o principal objetivo da política macroeconômica brasileira, esperava-se que os erros de previsão da taxa de juros fossem explicados de forma mais considerável pelos choques na taxa de inflação. Por outro lado, esperava-se que os choques no NUC tivessem um peso menos significativo, visto que a economia, há alguns anos, encontra-se em uma situação de inexpressivas taxas de crescimento.

#### 4.2.2. INÉRCIA INFLACIONÁRIA E RESPOSTA DA INFLAÇÃO À TAXA DE JUROS

A análise da inércia inflacionária, de acordo com a metodologia utilizada neste trabalho, pode ser efetuada por meio do exame da resposta da taxa de inflação a um choque na própria inflação. Pela Figura 2 (a), observa-se que a inflação brasileira tem apresentado ainda uma notável persistência, posto que, diante de um choque na sua própria taxa, somente depois de decorridos cerca de dois anos a trajetória da inflação retorna a sua trajetória usual. Em termos de significância, constata-se que essa resposta mostra-se significativa até o terceiro período. Esse resultado é corroborado pela análise da decomposição da variância dos resíduos. A Tabela 3 demonstra que o deslocamento da taxa de inflação da sua trajetória original é explicado sobremaneira por choques próprios. Ao término do trigésimo período, cerca de 55,75% das variações da taxa de inflação ainda são explicadas por inovações no IPCA.

**Figura 2**  
**Resposta da Taxa de Inflação aos Choques na Própria Inflação e na Taxa de Juros**



A persistência inflacionária caracteriza-se como um importante desafio à sistemática de metas para a inflação, dado que ela propaga os efeitos dos choques que afetam a taxa de inflação e, portanto, contribui para o afastamento da taxa efetiva da meta estipulada, o que, por sua vez, pode gerar autos custos em termos de credibilidade à autoridade monetária. Na presença de inércia, torna-se necessária a adoção de uma política monetária mais agressiva na tentativa de conter as pressões inflacionárias, o que, por seu turno, pode gerar considerável impacto negativo sobre o emprego e a renda do país.

Na Figura 2 (b), verifica-se uma reação positiva da taxa de inflação a choques na taxa de juros. Esta reação é significativa entre o quarto e sétimo período e dissipa-se por completo por volta do 19º período. Pela Tabela 3, observa-se que, para os períodos selecionados, a variação da taxa de inflação explicada por choques na taxa de juros atinge valor máximo no 15º período (cerca de 12,17%). Uma das explicações para esse resultado repousa no fenômeno da “inflation puzzle”, no qual a inflação tende a se elevar após uma contração monetária<sup>23</sup>. Outra razão pode ser explicada pelo custo de capital de empréstimo das empresas. Assim, ao elevar as taxas de juros, necessariamente, eleva-se o custo de produção da economia, elevação que poderá ser repassada aos preços na tentativa de recomposição das

<sup>23</sup> Uma explicação para este fato encontra-se em Sims (1992). Quando o Banco Central está preocupado com a inflação futura, os modelos VAR omitem variáveis que podem ser usadas como *forward-looking*. Ver também Stock and Watson (2001).

margens de lucros. Outra possível explicação para aquele resultado consiste no fato de que as taxas de juros são elevadas em momentos de pressão inflacionária. No entanto, em decorrência das defasagens dos mecanismos de transmissão da política monetária, a elevação da taxa de juros pode não conseguir eliminar por completo essa pressão. Por isto, pode-se verificar o fenômeno de reação positiva da taxa de inflação a choques na taxa de juros.

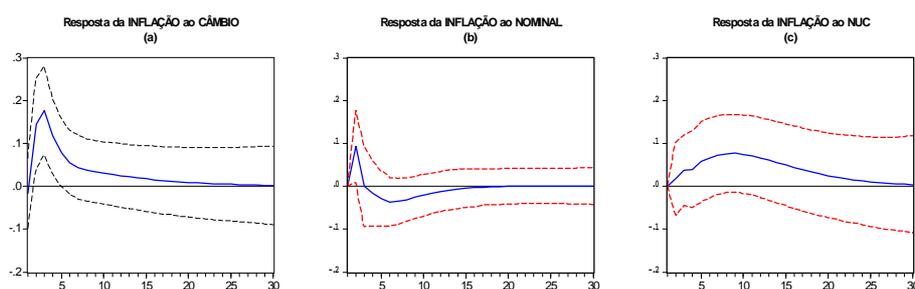
**Tabela 3**  
**Decomposição da Variância da Inflação (%)**

Período	Câmbio	Inflação	Juros	NUC	Nominal
1	0,15	99,85	0,00	0,00	0,00
2	7,95	88,71	0,02	0,12	3,20
3	16,01	79,48	1,37	0,52	2,63
4	18,46	74,43	3,74	0,90	2,47
5	18,92	70,34	6,51	1,71	2,53
10	17,71	59,66	12,11	7,35	3,16
15	17,25	56,67	12,17	10,80	3,11
20	17,13	55,93	12,02	11,85	3,07
25	17,11	55,78	11,98	12,07	3,06
30	17,11	55,75	11,98	12,10	3,06

#### 4.2.3. RESPOSTA DA TAXA DE INFLAÇÃO AOS CHOQUES NA TAXA DE CÂMBIO, NO RESULTADO NOMINAL DO GOVERNO E NO NÍVEL DE UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE INSTALADA

Por meio da Figura 3 (a), observa-se, como esperado, uma resposta positiva da taxa de inflação a choques na taxa de câmbio nominal. A resposta manifesta-se máxima ao final do primeiro trimestre e, a partir deste ponto, inicia-se uma queda que persiste até aproximadamente o 23º período, demonstrando, portanto, que os efeitos das variações da taxa de câmbio sobre a variação dos preços persistem por um período considerável. Em termos de significância estatística, constata-se que esta resposta é significativa entre o segundo e quarto período. A Tabela 3 demonstra que os choques na taxa de câmbio explicam de forma razoável os movimentos da taxa de inflação. No quinto período, cerca de 18,92% da variância da taxa de inflação são devidas as inovações na taxa de câmbio.

**Figura 3**  
**Resposta da Inflação aos Choques na Taxa de Câmbio, no Resultado Nominal e no Nível de Utilização da Capacidade Instalada**



Esses resultados corroboram o argumento que norteia a realização deste trabalho, qual seja, o de que a adoção de um regime de metas para a inflação em um país que enfrenta restrições de divisas e, portanto, volatilidade da taxa de câmbio pode enfrentar grandes dificuldades no cumprimento das metas estipuladas, principalmente em períodos de menor liquidez internacional ou dificuldades em obter superávits comerciais.<sup>24</sup> Mais do que isto, os custos incorridos para a manutenção da taxa de inflação em

<sup>24</sup> Importante notar, por outro lado, que em períodos de maior liquidez internacional e arrefecimento da vulnerabilidade externa, como visto no Brasil após 2004, a valorização do câmbio passa a ser um importante coadjuvante no controle da inflação e, portanto, do eventual sucesso das metas de inflação. Este fenômeno atua inclusive sobre os preços administrados,

patamares aceitáveis são muito elevados. Tornam-se, ainda, mais elevados à medida que ocorrem fatos externos e/ou internos que deteriore as expectativas dos agentes econômicos. No gráfico (b) da Figura 3 a resposta da taxa de inflação às inovações no resultado nominal mostra-se positiva no segundo e terceiro períodos e a partir do quarto período apresenta uma reação negativa, como esperado, que se dissipa por volta do 17º período. No entanto, essa reação é significativa apenas no segundo período. Por meio da decomposição da variância dos resíduos, observa-se que o resultado nominal do governo, entre as variáveis adotadas no modelo, é a que menos explica os movimentos da taxa de inflação; explica, no máximo, 3,20% desses no segundo período (Tabela 3).

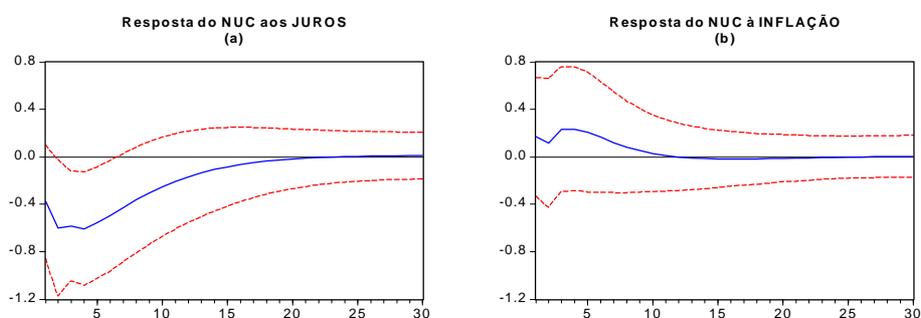
Pela Figura 3 (c), verifica-se que a taxa de inflação responde positivamente, como esperado pela teoria, às mudanças no NUC da economia. No entanto, essa resposta não é significativa em momento algum e dissipa-se por completo por volta do 29º mês. A não significância dessa reação pode indicar que a inflação brasileira não se caracteriza como uma inflação eminentemente de demanda, o que, por sua vez, pode ser empregado para contestar a utilização do instrumento taxa de juros como sendo a estratégia mais adequada para conter as possíveis pressões inflacionárias que surjam na economia. Pela decomposição da variância, constata-se que os choques no NUC explicam, no máximo, 12,10% dos erros de previsão da taxa de inflação (30º período), resultado que pode corroborar o argumento anterior.

#### 4.2.4. RESPOSTA DO PRODUTO AOS CHOQUES DA POLÍTICA MONETÁRIA E DA INFLAÇÃO

A Figura 4 (a) demonstra uma reação negativa do NUC a choques no instrumento de política monetária. A resposta do NUC a mudanças na taxa de juros mostra-se significativa do segundo ao sexto período. A trajetória do NUC retorna à sua trajetória de equilíbrio após a ocorrência de um choque na taxa de juros apenas a partir do 18º período. Por esse achado, pode-se atribuir, em parte, à condução da estratégia de política monetária adotada, o resultado desfavorável observado em termos de crescimento do produto e nível de emprego no período em análise, visto que esse período caracteriza-se pela ocorrência de recorrentes choques na taxa de juros. Pela Tabela 4 nota-se que as variações do NUC são explicadas sobremaneira pelos choques no próprio NUC. No primeiro período, esses choques explicam cerca de 97,07% da variação do NUC e este percentual reduz-se gradativamente até 76,06% no 30º período. Constata-se, ainda, que as inovações na taxa de juros explicam, no máximo, 17,57% (15º período) do comportamento do NUC sendo, das variáveis adotadas no modelo, a segunda de maior importância na explicação da variância do NUC. Na parte (b) da Figura 4, observa-se uma reação positiva do NUC a choques na taxa de inflação. No entanto, essa reação não é significativa em momento algum, e, em aproximadamente 11 períodos após a ocorrência de um choque na taxa de inflação, a trajetória do NUC retorna ao seu equilíbrio originário.

**Figura 4**

#### Resposta do Nível de Utilização da Capacidade Instalada a Choques na Taxa de Juros e na Inflação



pois, ainda que com defasagem temporal, a valorização do câmbio acaba contaminando os índices de preços inicialmente mais sensíveis a esta variável para, em seguida, afetar o IPCA.

Este resultado pode sugerir que a geração de surpresas inflacionárias com o objetivo de elevar o produto não seria uma estratégia bem sucedida no alcance de seu próprio objetivo. Corroborando o argumento anterior, constata-se que os erros de previsão do NUC são pouco explicados por choques ocorridos na taxa de inflação. Inicialmente, apenas 0,4% da variação do NUC é explicada por inovações na taxa de inflação, atingindo o máximo no décimo período (1,9%) e, a partir deste ponto, reduzindo-se para 1,87% (Tabela 4).

**Tabela 4**  
**Decomposição da Variância do Nível de Utilização da Capacidade Instalada (%)**

Período	Câmbio	Inflação	Juros	NUC	Nominal
1	0,13	0,46	2,34	97,07	0,00
2	0,14	0,52	6,16	92,23	0,95
3	0,11	0,97	8,42	89,24	1,26
4	0,11	1,37	10,87	85,73	1,93
5	0,10	1,64	12,73	83,10	2,42
10	0,20	1,90	17,03	77,21	3,67
15	0,42	1,87	17,57	76,28	3,86
20	0,58	1,87	17,53	76,15	3,87
25	0,66	1,87	17,50	76,10	3,86
30	0,72	1,87	17,49	76,06	3,86

A análise empírica deste trabalho produziu relevantes resultados, no entanto, cabe aqui destacar algumas limitações do presente estudo que podem, de certa forma, afetar os resultados encontrados. Primeiramente, chama-se atenção para o corte temporal utilizado. Seria interessante, se houvesse um número razoável de observações, utilizar informações referentes apenas ao período de vigência do regime de metas para a inflação. Em se tratando de um regime em que as expectativas dos agentes desempenham um papel considerável, então, deste aspecto, surge a segunda limitação identificada, qual seja, a necessidade de incorporar expectativas ao modelo. Finalmente, deveriam ter sido realizados exercícios adicionais de robustez. Neste sentido, seria atraente incorporar variáveis alternativas, tanto para o setor externo como para o lado fiscal.

## 5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Ao longo deste trabalho buscou-se reunir elementos considerados relevantes ao entendimento, tanto em nível teórico como empírico, do regime de metas para a inflação. No campo teórico, destacaram-se os principais aspectos relacionados ao regime de metas para a inflação, bem como as principais questões referentes à adoção prática deste regime, dando maior ênfase à problemática de sua implementação em contextos de excessiva volatilidade cambial e de elevada dívida pública.

A parte empírica deste trabalho permite apontar alguns aspectos relevantes acerca do comportamento da autoridade monetária, do desempenho da política implementada em conseguir atingir seu principal objetivo e os efeitos sobre o produto da adoção desta sistemática de política. Em primeiro lugar, os resultados sugerem que o Banco Central tem reagido de forma significativa, via alterações na taxa de juros, aos choques da taxa de inflação e do nível de utilização da capacidade instalada. Os resultados, também, apontam que o governo incorpora um termo de suavização na sua função de reação, indicando, portanto, que o Banco Central não negligencia os impactos negativos da política monetária sobre o lado real da economia. O segundo aspecto refere-se à manifestação de inércia inflacionária. Este fato pode se traduzir em um importante empecilho ao cumprimento das metas estipuladas e, portanto, elevar os custos da política de estabilização de preços. Terceiro, encontram-se evidências de que alterações na taxa de juros com o intuito de conter as pressões inflacionárias podem provocar efeitos opostos ao objetivado. Algumas explicações para esse fenômeno podem ser destacadas: i) um aumento na taxa de juros provoca uma elevação nos custos de produção, via custo do capital de empréstimo, que são repassados aos preços (mesmo admitindo a hipótese de *inflation puzzle*, esta observação não pode ser negligenciada; e ii) as taxas de juros são, geralmente, elevadas em contextos de pressão inflacionária. Assim, se esse aumento não conseguir eliminar por completo tal pressão, o que é possível em razão das

defasagens dos mecanismos de transmissão da política monetária, pode-se verificar uma reação positiva da taxa de inflação a choques na taxa de juros.

Quarto, os resultados indicam que a taxa de inflação revela-se bastante sensível às oscilações na taxa de câmbio. Este achado corrobora o argumento de que a volatilidade cambial pode gerar consideráveis dificuldades ao cumprimento das metas de inflação e, portanto, elevar de forma significativa os custos sobre o emprego e a renda desta política de estabilização de preços. Quinto, a taxa de inflação responde, de forma errática e não significativa, às variações no resultado nominal do governo. Sexto, existem evidências de que a resposta da taxa de inflação às inovações no nível de utilização da capacidade instalada não é significativa. Isto pode sugerir que a inflação brasileira não se deve somente a pressões de demanda, indicando, portanto, que a utilização da taxa de juros como instrumento central de controle da inflação pode não ser a estratégia mais eficiente para obter resultados desejáveis. Sétimo, a resposta do nível de utilização da capacidade instalada às inovações da taxa de inflação não mostrou ser significativa. Este resultado evidencia que seria falha a estratégia de gerar inflação com o objetivo de elevar o produto. Por último, os resultados sugerem que a política monetária, via taxa de juros, afeta negativamente o nível de utilização da capacidade instalada.

Tendo em vista a argumentação construída ao longo do trabalho e os resultados encontrados, uma possível solução para mitigar os problemas relacionados ao cumprimento das metas e, por conseguinte, os impactos negativos sobre o produto e o emprego desta estratégia de política monetária, seria a adoção de medidas que atuassem no sentido de reduzir a volatilidade da taxa de câmbio. A título de ilustração, destacam-se: i) implementação de uma política de promoção das exportações; ii) uma política de desenvolvimento tecnológico, a fim de elevar o valor agregado de nossas exportações e reduzir a dependência do país a tecnologias e insumos importados, e iii) realização de uma política de controle de capitais. Em suma, o regime de metas para inflação no Brasil possui limitações decorrentes da descoordenação entre as políticas monetária e fiscal, bem como da vulnerabilidade externa, que se manifesta na excessiva volatilidade e sensibilidade da taxa de câmbio a choques externos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARQUETE, L. C. R, JAYME JÚNIOR, F. G. Política monetária, preços e produto no Brasil (1994–2002): uma aplicação de vetores auto-regressivos. In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 31, 2003, Porto Seguro. **Anais**. Porto Seguro: ANPEC, 2003.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Atas das Reuniões do COPOM**.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Carta Aberta**. Brasília: BCB, 2002-2004.
- BLANCHARD, O. **Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil** March. 2004. (NBER Working Paper 10389).
- CROCCO, M. A., JAYME JÚNIOR, F. G. Independência e autonomia do Banco Central: mais sobre o debate. In: PAULA, J. A. (Org.) **A economia política da mudança: os desafios e os equívocos do início do governo Lula**. Belo Horizonte: Autêntica, 2003. p.123-138
- DEBELLE, G. **Inflation targeting in practice**. Washington: International Monetary Fund, 1997. (IMF Working Paper, 97/35).
- FACHADA, P. **Inflation targeting in Brazil: reviewing two years of monetary policy 1999/00**. August 2001. (Working Paper Series, n.25).
- FRAGA, A., GOLDFAJN, I., MINELLA, A.. **Inflation targeting in emerging market economies**. Jun. 2003. (Working Paper Series, n.76).
- FREITAS, P. S., MINELLA, A., RIELLA, G. **Metodologia de cálculo da inércia inflacionária e dos efeitos do choque dos preços administrados**. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002.14p. (Notas Técnicas do Banco Central do Brasil, n.22)
- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University, 1994. 799p.

- HO, C., MCCAULEY, R. N. **Living with flexible exchange rates: issues and recent experience in inflation targeting merging market economies.** Basel, Switzerland: Bank for International Settlements, 2003. 51p. (BIS Working Papers, 130).
- JOHNSON, D. R. The effect of inflation targeting on the behavior of expected inflation: evidence from an 11 country panel. **Journal of Monetary Economics**, Amsterdam, v.49, n.8, p.1521-1538, Nov. 2002.
- LEE, J; STRAZICICH, M. C. (2002) Minimum LM unit root test with two structural breaks. University of Central Florida Working Paper.
- MASSON, P. R., SAVASTANO, M. A., SHARMA, S. **The Scope for inflation targeting in developing countries.** Washington: International Monetary Fund 1997. (IMF Working Paper, 97/130).
- MINELLA, A., FREITAS, P. S., GOLDFAJN, I., MUINHOS, M. K. **Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges.** November 2002. (Working Paper Series n.53).
- MISHKIN, F. S. Inflation targeting in emerging-market countries. **The American Economic Review**, Boston, v.90, n.2, p.105-109, may. 2000.
- MISHKIN, F. S., SCHMIDT-HEBBEL, K. **One decade of inflation targeting in the world: what do we know and what do we need to know?** Jul. 2001. (NBER Working Paper 8397).
- SILVA, M. E. A., PORTUGAL, M. S.. **A recente experiência brasileira com metas de inflação: uma avaliação preliminar.** Porto Alegre: PPGE/UFRGS, 2002. 21p. (Texto para Discussão, n.4).
- SVENSSON, L. E. O. Open-economy inflation targeting. **Journal of International Economics**, Amsterdam, v.50, n.1, p.155-183, Feb. 2000.
- SIMS, C. Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy. **European Economic Review**, June, 36:5, pp. 975-1011, 1992.
- TAYLOR, J. B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, North-Holland, v.39, p.195-214, Dec. 1993.
- WOODFORD, M. Price Level Determinacy without Control of a Monetary Aggregate. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, 43, pp.1-46, 1995.