O efeito dos preços administrados na taxa de juros brasileira[*]

Helder Ferreira de Mendonca

Resumo

Depois de perpassados mais de meia década desde a adoção do regime de metas para inflação no Brasil, observa-se que é inerente à estratégia para a condução da política monetária a manutenção da taxa de juros em patamares elevados. Este artigo tem como objetivo mostrar que a atual política de definir a taxa de juros básica da economia em reposta à inflação oriunda tanto dos preços livres quanto dos preços administrados mostra-se onerosa para a sociedade brasileira. Com base nos resultados obtidos por meio de evidências empíricas e com o objetivo de aumentar a eficiência do regime monetário criando possibilidades para reduções na taxa Selic, é proposto que as metas para inflação sejam definidas em comum acordo entre o Banco Central do Brasil e o Tesouro Nacional, que o horizonte de tempo das metas seja redefinido, e a adoção de um núcleo de inflação.

Palavras-chave: taxa de juros, inflação, preços livres, preços administrados, câmbio.

Abstract

After surpassed more than a half decade since the adoption of inflation targeting in Brazil, it can be seen that maintaining a high interest rate is inherent to the strategy for the conduction of the monetary policy. The objective of this paper is to show that the present policy for defining the basic interest rate of the economy, based on the response to inflation considering both market prices and administrative prices, is onerous for the Brazilian society. Based on findings from empirical evidence in the period 1999-2004, the adoption of a core inflation, a change in the time horizon for definition of targets, and, in common agreement between Banco Central do Brasil and National Treasury a definition of these inflation targets, as a framework to increase efficiency of the monetary regime creating possibilities for reducing the Selic rate is proposed.

Key words: interest rate, market prices, administrative prices, inflation, exchange.

JEL classification: E52, E58.

Subárea 12: Economia Monetária e Financeira

---

[*] Agradeço ao esforço de pesquisa realizado por Thiago Ramalho Vasco da Silva Lima e Tonyedson Pereira e lana, contudo, as possíveis omissões ou imprecisões são de minha inteira responsabilidade.

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

1. Introdução

A adoção de âncoras nominais com o objetivo de reduzir e estabilizar a taxa de inflação é uma característica das economias latino-americanas. No final dos anos 1990, mesmo depois das crises asiática (1997) e russa (1998), variações de regime de câmbio fixo (dolarização, crawling peg, crawling band, currency board, etc.) representavam o principal mecanismo adotado por um grande número de países na América Latina. No ano de 1999, 11 países na região faziam uso de uma variação do regime de câmbio fixo. São exemplos - Panamá, Argentina, El Salvador, Bolívia, Costa Rica, Nicarágua, Colômbia, Chile, Venezuela, Honduras e Uruguai. Entretanto, a dificuldade em manter um regime monetário dependente de reservas em um cenário internacional instável fez com que ocorresse, nos últimos anos, um aumento expressivo de países que passaram a adotar o regime de câmbio flexível.

Sob um regime de câmbio flutuante a política monetária deixa de ser endógena ao câmbio e torna-se necessário definir uma estratégia clara para a condução da política monetária em busca da estabilidade de preços. Com essa finalidade, a estratégia de metas para a inflação tem se mostrado uma alternativa factível para diversas economias. Atualmente, cinco países da região (Brasil, Chile, Colômbia, México e Peru) fazem uso do regime de metas para inflação. Entretanto, de forma diferente do caso das economias desenvolvidas em que é utilizado um núcleo de inflação (exclusão dos efeitos provenientes de choques de oferta sobre o índice de preços) para a definição da meta, os países da América Latina consideram o índice de preços do consumidor sem qualquer expurgo.

O Brasil ilustra bem o caso acima, a política monetária é implementada levando em conta a inflação medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) cheio. Como forma de flexibilizar a estratégia monetária adotada foram definidos intervalos de tolerância para a inflação. No caso de haver um descumprimento da meta definida pelo Conselho Monetário Nacional, o Decreto n. 3088, de 21 de Junho de 1999 estabeleceu que o Presidente do Banco Central do Brasil (BCB) deve divulgar publicamente as razões do descumprimento, por meio de uma carta aberta ao Ministro de Estado da Fazenda. Essa carta deve conter três pontos essenciais: (i) descrição detalhada das causas do descumprimento; (ii) providências para assegurar o retorno da inflação aos limites estabelecidos; e (iii) o prazo pelo qual se espera que as providências produzam efeito.

A principal justificativa para a estrutura implementada é a necessidade de desenvolver credibilidade para a condução da política monetária, o que por sua vez, está relacionado, de forma direta, com a história de lhaneza do BC.[1] No caso de o BC obter sucesso ao longo dos anos no alcance das metas para inflação, isto implica conquista de reputação. Esta reputação é muito importante nesse sistema porque os agentes passam a acreditar que a autoridade monetária será capaz de controlar a inflação futura, o que, por conseguinte, revela ganho de credibilidade.

Depois de transcorridos mais de meia década desde a adoção do regime de metas para inflação no Brasil os resultados obtidos mostram que há a necessidade de um aprimoramento na estratégia implementada. Conforme reconhecido pelo BCB a aceleração inflacionária observada a partir do segundo semestre de 2002 se deve à combinação da perda de confiança na evolução da economia brasileira com o aumento da aversão ao risco nos mercados internacionais. No biênio 2003-2004 a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto no Brasil (0,6 e 5,2 respectivamente) situou-se abaixo da média de crescimento da América Latina (1,9 e 5,5 respectivamente). Ademais, no triênio 2003-2004-2005 a taxa de desemprego situou-se acima da média da região. Por último, deve-se ressaltar que o histórico do regime monetário adotado revela que as metas (considerando a banda para flutuação) somente foram obtidas em metade das oportunidades (vide tabela 1).

Tabela 1
Metas para inflação no Brasil

Ano	Meta	Banda	Inflação observada
1999	8%	± 2%	8,9%
2000	6%	± 2%	6,0%
2001	4%	± 2%	7,7%
2002	3,5%	± 2%	12,5%
2003	4%	± 2,5%	9,3%
2004	5,5%	± 2,5%	7,2%

Fonte: Banco Central do Brasil

O principal problema com o regime de metas para a inflação no Brasil reside no fato de que a dificuldade para a obtenção das metas faz com que a âncora nominal falhe no papel de convergência das expectativas do público para a meta anunciada. Dado que

[1] Para uma análise dos principais elementos responsáveis pelo desenvolvimento de credibilidade, ver Blinder (2000).

a taxa de juros é o principal instrumento da autoridade monetária para guiar as expectativas do público em um regime de metas para inflação, os sucessivos descumprimentos da meta anunciada levam a uma rigidez para baixo na definição da taxa Selic.

A rigidez para quedas na taxa de juros além de levar ao conhecido resultado keynesiano de um efeito perverso sobre o produto devido à queda no nível de investimento, provoca um impacto considerável sobre a dívida pública.[2] A razão para essa ponderação se justifica pelo fato de que o principal indexador da dívida pública brasileira é a taxa Selic. Logo, há um reforço para a rigidez na queda da taxa de juros devido a duas razões básicas: (i) aumento do risco de insolvência do governo – os investidores preferem transferir-se para outros mercados provocando uma desvalorização cambial, o que, por conseguinte, pressiona para uma alta da inflação; e (ii) necessidade de aumento da carga tributária – o governo aumenta a alíquota dos impostos ou cria novas contribuições para evitar que a dívida pública entre em uma rota explosiva. O resultado desse procedimento é um encarecimento no custo de produção das empresas que tende a ser repassada para os seus preços.

Em suma, a rigidez para reduções na taxa Selic representa um entrave para incrementar o nível de investimento, e por sua vez a taxa de crescimento da economia, e ainda, uma pressão para o aumento do endividamento público. Em relação ao último ponto, deve-se ressaltar que a tentativa de construir credibilidade mantendo uma taxa de juros elevada obriga a necessidade da geração de superávits primários para conter a trajetória ascendente da razão dívida/PIB. Todavia, esse artifício não deve ser entendido como uma solução eficiente, pois representa recursos indisponíveis para a sociedade e prejudica a implementação de uma agenda microeconômica capaz de eliminar os gargalos no setor produtivo da economia.

Este artigo tem como objetivo mostrar que a atual política de definir a taxa de juros básica da economia em reposta à inflação oriunda tanto dos preços livres quanto dos preços administrados mostra-se onerosa para a sociedade brasileira. Ademais, é proposta a adoção de um núcleo de inflação e uma alteração no horizonte de tempo para a definição das metas como forma de aumentar a eficiência do regime monetário e criar possibilidades para reduções na taxa Selic. Além desta introdução, o artigo apresenta-se dividido em mais quatro seções. A segunda seção apresenta os principais pontos

[2] A justificativa para a queda no nível de investimento se deve ao fato de que o retorno real proveniente dos juros torna-se superior à eficiência marginal do capital em parte da economia.

presentes na literatura sobre a utilização dos índices de preços no regime de metas para inflação. A terceira seção mostra as principais características do IPCA e dos preços administrados no Brasil. A quarta seção visa analisar quais são os efeitos sobre a taxa Selic oriundos dos preços administrados por contrato ou monitorados, dos preços livres e da taxa de câmbio. Por último, é apresentada a conclusão do artigo.

2. Índice de preços e metas para inflação

Um dos pontos mais críticos do regime de metas inflacionárias é a definição de qual deve ser o índice de preços utilizado para medir a inflação. A maioria dos países adotou como meta de inflação uma variação do índice de preços ao consumidor (IPC).[3] Entretanto, alguns autores, como Papadimitriou e Wray (1996), questionam a adequabilidade do IPC. Os autores mencionados analisaram os efeitos da política monetária sobre o IPC nos EUA e verificaram que as metas adotadas pelo FED não se mostraram muito correlacionadas com a inflação. O principal argumento é que o IPC não representa uma medida confiável da inflação devido a dois aspectos: (i) ele não reflete de forma precisa o aumento de preços que ocorre no mercado; e (ii) ele não é perfeitamente controlado pela política monetária. O comportamento do IPC depende, sobretudo, de variações nos preços de três itens – energia, aluguéis, e saúde. Logo, o IPC não possui características fundamentais que o coloquem na condição de ser uma medida ideal da inflação.

Qualquer medida de inflação que é usada para a formulação de política monetária deve refletir substancialmente as forças do mercado doméstico. Assim, o importante é entender os mecanismos pelos quais a política afeta a taxa de inflação. A razão para esse procedimento é que um dos principais problemas na condução da política monetária consiste em identificar se a maior parte da cesta que compõe o índice de preços é composta por itens cujos preços são capazes de serem controlados por uma ação de política. Considerando-se o aspecto normativo, é necessário que o índice de preços seja preciso e de fácil compreensão para o público. Além destas qualidades, é desejável que o índice balizador para o nível de preços da economia não permita que choques aleatórios afetem a tendência da inflação. Portanto, é esperado que a adoção de

[3] Há diversos exemplos de países que utilizam o índice de preços do consumidor como medida da inflação: Austrália, Brasil, Canadá, Finlândia, Israel, Nova Zelândia, Espanha, Suécia, etc.

um índice que utilize apenas o núcleo da inflação represente um melhor guia para a condução da política monetária.

Apesar da observação acima, deve-se ressaltar que há dissensões significativas sobre qual seria a melhor estrutura para definir a medida do núcleo de inflação. Em geral, a idéia de núcleo de inflação está associada com o conceito de tendência inflacionária. Para Bryan e Cecchetti (1993) o núcleo de inflação estaria relacionado com a taxa de crescimento da moeda. Não obstante, Quah e Vahey (1995) definem o núcleo de inflação como o componente da inflação mensurada que não causa impacto a médio e longo prazo no produto real. Em suma, a ampla possibilidade para a definição do núcleo de inflação é confusa e pode gerar um número considerável de medidas difíceis de serem interpretadas, principalmente quando elas seguem diferentes tendências.

Embora exista a dificuldade supracitada, o uso do núcleo de inflação é prática comum em diversos países. São exemplos - Austrália, Bélgica, Canadá, Cingapura, Espanha, EUA, Filipinas, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Israel, Japão, Nova Zelândia, Portugal, Reino Unido e Suécia. Na grande maioria destes países os efeitos provenientes de alimentos, energia e impostos indiretos são retirados do índice de preços. Para evitar a exclusão espúria de componentes tem sido empregado o método de estimadores de influência limitada, cujos principais indicadores são a mediana ponderada e a média aparada. No Brasil, a Fundação Getúlio Vargas tem divulgado o núcleo de inflação para o IPC com base na técnica de médias aparadas, enquanto que o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada divulga resultados do núcleo de inflação para o IPCA fazendo uso da técnica de suavização de médias aparadas (tendência comum dos diversos componentes do índice e tendência comum dos vários índices de inflação).[4]

No contexto de um núcleo de inflação, a tarefa principal para os formuladores de política econômica consiste em extrair o máximo de informações possíveis depurando a volatilidade ou o ruído dos dados. Dessa forma, é possível fazer melhores julgamentos sobre as perspectivas para a inflação que possam revelar informações sobre os choques que afetam a economia.

Mankikar e Paisley (2002) apontam duas razões básicas para que a inflação tenha ruídos. Segundo os autores sobreditos, em um mundo com total flexibilidade de

[4] Para uma avaliação de medidas de núcleo de inflação para o Brasil, ver Figueiredo (2001).

preços e com ausência de política monetária, um choque em determinado setor implicaria mudanças instantâneas nos preços relativos deixando o índice agregado de preços e a taxa de inflação agregada inalterados. Entretanto, o cenário apresentado é pouco provável na prática. O fato dos preços não serem totalmente flexíveis no curto prazo e dos preços relativos levarem um certo tempo para se ajustar, faz com que a política monetária torne-se um importante instrumento para acomodar esta situação transitória. O ponto crucial é que os responsáveis pela condução da política monetária devem ser capazes de distinguir entre as mudanças nos preços relativos e aquelas oriundas de pressões inflacionárias subjacentes. Neste sentido, embora seja muito difícil distinguir, de forma imediata, quais são as mudanças de preços que de fato contém informações sobre a inflação e aquelas que refletem apenas mudanças temporárias ou sazonais no nível de preços, o núcleo de inflação pode ser potencialmente útil para atenuar essa dificuldade.

3. A importância dos preços administrados na composição do IPCA

O índice de preços oficial definido pelo Conselho Monetário Nacional para o regime de metas para a inflação é o IPCA disponibilizado pelo IBGE. O IPCA mensura a variação de preços nos bens consumidos por famílias com renda de 1 a 40 salários mínimos, em nove regiões metropolitanas (Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo), no Distrito Federal e no município de Goiânia. O IPCA é um índice de Laspeyres que calcula a variação dos preços de bens e serviços entre dois períodos (comparação dos preços vigentes nos trinta dias do período de referência com os trinta dias do período base), ponderando a participação dos gastos com cada bem no consumo total. A estrutura atual do IPCA encontra-se dividida em nove grupos: Alimentação e Bebidas; Habitação; Artigos de Residência; Vestuário; Transportes; Saúde e Cuidados Pessoais; Despesas Pessoais; Educação; e Comunicação.

Um ponto de grande importância para a análise do regime de metas para inflação advém do fato do IPCA ser muito sensível aos reajustes nos preços administrados por contratos e monitorados (que dependem da autorização prévia do governo, ou algum órgão do poder público). Devido à alteração da estrutura do IPCA, em agosto de 1999,

os preços administrados passaram a ter um peso que corresponde a 28,7% na sua composição.

Deve-se ressaltar que cada variável que compõem os preços administrados têm diferentes políticas de reajustes, o que, por conseguinte, influencia outros preços livres ou administrados. Um atributo dos itens que compõem os preços administrados é que eles possuem baixa sensibilidade à oferta e à demanda, como, por exemplo, tarifas de energia e telefone fixo. Ademais, há a presença de um caráter inercial nos preços administrados uma vez que os reajustes são feitos a partir de contratos atrelados à variação passada dos índices de preços.

Conforme pode ser observado por meio da tabela 2 observa-se que os preços administrados, que entram na composição do IPCA, dividem-se em impostos e taxas, serviços de utilidade pública e derivados de petróleo. Constata-se que a quantidade de itens, cujos preços são determinados no âmbito federal, tem maior participação na composição do índice, o que por sua vez, denota uma maior possibilidade de pressão inflacionária resultante da elevação dos preços nos itens relacionados. Em especial, os setores de energia elétrica, de derivados de petróleo e de telecomunicações sofreram importantes mudanças nos últimos anos.

Tabela 2

Preços determinados por contrato na composição do IPCA

Âmbito Municipal ou Estadual	Âmbito Federal
• Gás encanado • Imposto predial e territorial urbano – IPTU • Taxa de emplacamento e licenciamento de veículos • Taxa de água e esgoto • Transporte público (Ônibus urbano, Ônibus intermunicipal, Ferry-boat, Metrô e Táxi)	• Derivados de petróleo (Gasolina, Óleo diesel, Óleo para veículos, Gás de botijão) • Álcool combustível • Tarifa de energia elétrica de consumo residencial • Tarifas de telefonia e correios (Telefone fixo, Telefone público, Telefone celular, Correio) • Pedágio • Transporte público (Passagens de avião, Ônibus interestadual, Trem, Navio e Barco) • Jogos lotéricos • Cartório • Empregado doméstico

Fonte: IBGE

A partir de 1995, o setor de energia elétrica foi dividido nas atividades de geração, transmissão e distribuição e os contratos assinados entre as empresas concessionárias e a Agência Nacional de Energia Elétrica (Aneel) passaram a determinar os reajustes no setor. Os contratos estabeleceram um reajuste anual das

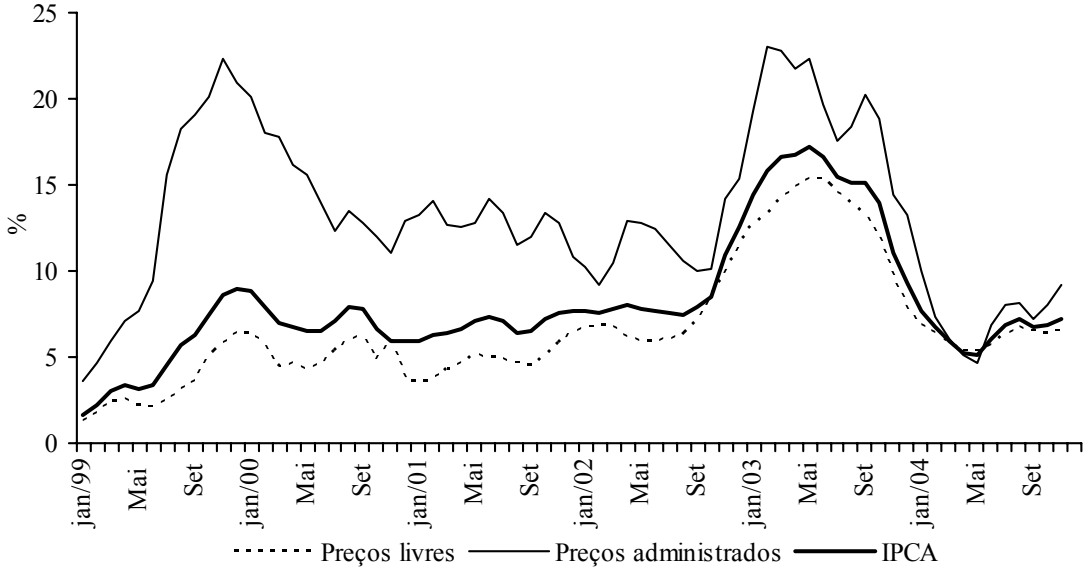
tarifas em duas partes. A primeira inclui os custos exógenos à empresa (compra de energia, impostos diretos, encargos e a conta de consumo de combustíveis) sendo reajustados pela variação dos gastos desses itens. A segunda parte está relacionada aos custos internos da empresa que são reajustados pelo Índice Geral de Preços ao Mercado (IGP-M). Ademais, os contratos permitem que as concessionárias solicitem revisões de suas tarifas com o objetivo de manter o equilíbrio econômico.

Os derivados de petróleo, a partir de 2002, sofreram medidas para a desregulamentação do setor de combustíveis. O processo de desregulamentação incluiu a substituição da Parcela de Preço Específica (PPE) pela Contribuição por Intervenção no Domínio Econômico (Cide) e, a liberalização de preços, fretes e margens de lucro em todo o País. Os controles de preços que existiam sobre produtos como gasolina, óleo diesel e botijões de gás (GLP) nas refinarias de petróleo foram eliminados e os subsídios foram retirados. Uma peculiaridade desse setor é que os preços dos derivados do petróleo são influenciados de uma forma direta pelo preço internacional do petróleo e da variação cambial. Assim, as variações no preço do petróleo provocam alterações indiretas sobre os preços administrados.

No setor de telecomunicações em decorrência do processo de privatizações implementado ocorreu um processo de reestruturação que levou à redução dos subsídios e as tarifas passaram a ser reajustadas levando em consideração o custo da prestação de serviços. O reajuste das tarifas é determinado pelo contrato estabelecido entre as empresas concessionárias e a Agência Nacional de Telecomunicação (Anatel), sendo que a fórmula de reajuste inclui um fator que tem por finalidade dar transparência dos ganhos de produtividade aos usuários do serviço.

Devido à desvalorização do Real no início de 1999 e à sensibilidade dos preços administrados ao câmbio, uma vez que alguns deles encontram-se indexados aos índices gerais de preços, foi observada uma trajetória acima daquela verificada para os preços livres (vide figura 1). Um outro fator preponderante que pressionou os preços administrados para cima foi o crescimento do preço internacional do petróleo, que provocou uma elevação nos preços dos seus derivados e nos produtos que os utilizam como matéria-prima. Além dos fatores supracitados, o processo de privatização de serviços públicos e a retirada de subsídios também contribuíram para a trajetória observada nos preços administrados.

Figura 1
Evolução do IPCA, Preços Livres e Administrados



Nota: Variações percentuais, acumulado 12 meses. Fonte de dados: Banco Central do Brasil.

É notório o argumento de que o BCB utiliza a taxa Selic como principal instrumento para o controle da inflação. Entretanto, uma parte não-desprezível da inflação medida pelo IPCA não é sensível à taxa Selic uma vez que os preços administrados são, em sua maioria, determinados por contratos e dependem da observação da inflação passada medida por IGPs. Logo, a taxa de juros não estaria sendo utilizada de forma adequada. A sua aplicação correta deveria levar em conta pressões de demanda que levam a elevações nos preços livres. A resposta da taxa de juros à inflação dos preços livres e à inflação dos preços administrados é analisada sob uma perspectiva econométrica na seção a seguir.

4. Resultados empíricos

Com o objetivo de verificar a determinação da taxa de juros pelo BCB em resposta à inflação oriunda dos preços livres (*liv*) e administrados (*adm*) no período posterior à introdução do regime de metas para inflação é feita uma estimação (Mínimos Quadrados Ordinários) baseada em uma regra de reação para o BCB do tipo Taylor. Assim, a equação estimada é dada por:

(1) $$i_t = \alpha_1 + \alpha_2 i_{t-1} + (1-\alpha_2)\left[\alpha_3 \left(liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}\right) + \alpha_4 \left(adm_{t-1} - \pi^*_{t-1}\right)\right],$$ onde:

i = taxa de juros nominal (SELIC); liv = inflação dos preços livres acumulada nos últimos doze meses; π^* = meta de inflação para os últimos doze meses; e adm =

inflação dos preços administrados acumulados nos últimos doze meses.

Uma primeira condição a ser verificada antes de estimar o efeito dos preços livres e administrados sobre a taxa Selic é verificar se as séries possuem raiz unitária. No caso das séries não serem estacionárias há grande probabilidade dos resultados obtidos serem espúrios. Logo, com o objetivo de testar a existência ou não de raiz unitária das séries *selic*, *liv* e *adm* foram realizados os testes Dickey-Fuller ampliado (ADF) e Phillip-Perron (PP). Ambos os testes indicam a aceitação da hipótese nula (séries não estacionárias) para os valores originais das séries ao nível de significância de 99%. Por outro lado, em relação às primeiras diferenças a hipótese nula é rejeitada para todas as séries ao nível de significância de 1% (vide tabela A.1 - Apêndice). Portanto, as séries são integradas de primeira ordem, isto é, I(1).

O resultado acima sugere que seria adequado regredir as variáveis em suas primeiras diferenças, entretanto, esse procedimento pode levar a uma perda da relação de longo prazo entre as mesmas. Assim, é necessário verificar se uma combinação linear entre as séries é estacionária mesmo sabendo-se que as séries são individualmente não-estacionárias. Em outras palavras, é preciso constatar se as séries são co-integradas, o que implicaria que a regressão proposta, com as variáveis em nível, apresentaria estatísticas confiáveis.

Os resultados do teste de co-integração proposto por Johansen (1991) - teste de razão de verossimilhança (teste LR) com base na significância dos autovalores estimados - indica que a estatística do traço rejeita a hipótese de não co-integração (ao nível de significância de 5%), mas não a hipótese de que há mais de uma relação de co-integração (vide tabela A.2 – Apêndice).[5] Como as séries são co-integradas, e, portanto, há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as séries, a equação 1 pode ser estimada com as variáveis em nível sem haver problema de espuriedade nos resultados.

A estimativa para a taxa de juros levando em consideração as observações mensais disponibilizadas pelo BCB no período que se estende de julho de 1999 a novembro de 2004 é dada por: [6]

---

[5] $\lambda_{traço}$ – a hipótese nula corresponde ao número de vetores co-integrantes ser igual a r, contra a hipótese alternativa de que o número de vetores co-integrantes é maior que r. A especificação selecionada para o teste considera constante na equação de co-integração.

[6] Uma primeira estimativa para a equação 1 encontra-se em Figueiredo e Ferreira (2002). Entretanto, é importante ressaltar que a análise feita pelos autores mencionados compreende o período entre abril de 1999 e setembro de 2002. A justificativa para uma nova estimação é que os resultados obtidos pelos autores mencionados não podem ser entendidos como robustos, pois foram realizados para um período muito curto (apenas 42 observações e sem estarem totalmente situadas no período relativo às metas inflacionárias).

$$(2) \qquad i_t = \underset{(3,131)^*}{2,021} + \underset{(20,748)^*}{0,859}\, i_{t-1} + (1-0,859)[\underset{(2,534)^{**}}{0,815}(liv_{t-1} - \pi^*_{t-1}) + \underset{(3.588)^*}{0,383}(adm_{t-1} - \pi^*_{t-1})]$$

$R^2 = 0,945$, n = 65.[7]

Os resultados obtidos mostram um comportamento para a taxa de juros estimada muito próxima à da taxa Selic observada no período (vide figura 2). O alto valor e significância da constante revelam que a função de reação da autoridade monetária apresenta um componente robusto para a elevação da taxa de juros. A importância da taxa de juros defasada também é atestada, uma vez que apresenta valor e significância estatística elevados. Em relação à resposta da taxa de juros aos preços livres e administrados observa-se, como esperado, uma maior sensibilidade aos preços livres do que aos administrados. Não obstante, a resposta dos juros aos preços administrados além de não ser desprezível apresenta significância estatística bastante elevada. Logo, os preços administrados têm contribuído para dificultar possíveis reduções na taxa Selic.

Figura 2
Evolução da Selic e da Taxa de Juros Estimada



[7] * (**) Significativo ao nível de 1% (5%). Estatísticas-t, entre parêntesis, consideram o teste de heterocedasticidade de White (1980).

Com o objetivo de verificar o impacto dos preços administrados e livres sobre a taxa Selic em uma perspectiva de séries temporais é feita uma análise a partir de um modelo auto-regressivo vetorial (VAR). Além das variáveis utilizadas para a estimação da equação 2 é introduzido na análise a taxa de câmbio (camb - R$/US$ - comercial – venda – média R$ - mensal). A presença da taxa de câmbio no modelo é importante porque por meio dela é possível verificar, por exemplo, qual a sensibilidade da taxa Selic frente a flutuações cambiais.

Da mesma forma que as séries envolvidas na estimativa da equação 1, a série câmbio também é I(1) (vide tabela A.1 – Apêndice). Portanto, as séries empregadas no VAR devem ser utilizadas na primeira diferença. Em relação à definição do modelo aplicado para a elaboração do VAR foram utilizados os critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SIC) e Hannan-Quinn (HQ).[8] Os resultados obtidos denotam que o modelo adequado deve empregar três defasagens e o uso de constante no modelo (vide tabela A.3 – Apêndice).

Devido à reconhecida dificuldade na interpretação dos coeficientes estimados para um VAR, a utilização da decomposição da variância e a função impulso-resposta parcial são normalmente utilizadas na análise. Em razão dos dados utilizados na amostra serem mensais, é levado em consideração o efeito de um choque no transcorrer de 12 meses.

De acordo com a tabela 3, em que é apresentada a decomposição da variância da taxa Selic, observa-se que a importância da própria taxa Selic na explicação de sua variância é significativa (cerca de 30% depois de 1 ano). Ademais, a função impulso-resposta mostra que são necessários quase 12 meses para que o efeito de alta provocado por um choque seja dissipado (vide figura 3 – canto inferior direito). Essa constatação indica que uma elevação na taxa Selic tende a não ser eliminada de forma rápida.

Em relação ao câmbio, observa-se que a importância relativa dessa variável na variância da taxa Selic é bastante significativa (vide tabela 3). Além disso, o gráfico referente à resposta da Selic ao impulso provocado por um choque sobre o câmbio mostra que o efeito de alta na taxa de juros não é eliminado ao longo de 12 meses (vide figura 3 – canto superior esquerdo). O resultado encontrado sugere que a autoridade

[8] *AIC=-2(l/T)+2(k/T),* SC=*-2(l/T)+klog(T)/T* e *HQ=-2(l/T)+2klog(log(T))/T*; considera uma regressão com k parâmetros estimados usando T observações. *l* é o valor do *log* da função probabilidade com *k* parâmetros estimados.

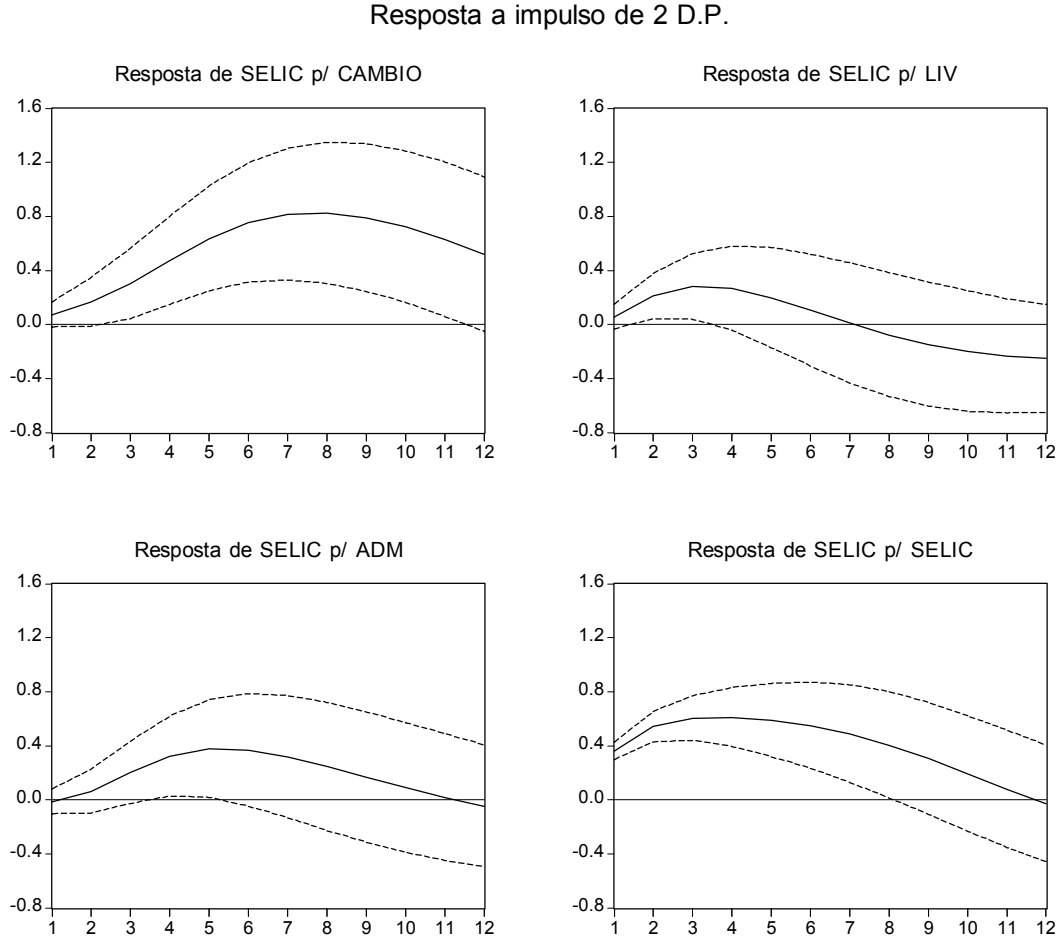
monetária usa de forma efetiva a taxa de juros para neutralizar pressões inflacionárias oriundas de choques sobre a taxa de câmbio. Um bom exemplo desse procedimento é observado no ano de 2001 quando ocorreu acentuada elevação na taxa Selic para conter os efeitos da desvalorização cambial, provenientes da crise argentina e dos ataques terroristas aos EUA, sobre a inflação.

Tabela 3
Decomposição da variância Selic

mês	cambio	Liv	Adm	Selic
1	3,696286	2,384679	0,100099	93,81894
2	6,359987	9,272348	0,814582	83,55308
3	11,34214	11,58210	4,186822	72,88894
4	18,69217	10,59236	8,031844	62,68363
5	26,91856	8,457426	10,44617	54,17785
6	34,64829	6,492295	11,23222	47,62720
7	41,23625	5,141529	10,98448	42,63773
8	46,55091	4,428426	10,28762	38,73304
9	50,66272	4,242349	9,500894	35,59403
10	53,67121	4,448018	8,802794	33,07798
11	55,65567	4,913119	8,274108	31,15710
12	56,69246	5,511679	7,951779	29,84408

A variância da Selic em relação aos preços livres e administrados apresenta um comportamento bastante interessante. Até o quarto mês depois da ocorrência de um choque, a importância relativa dos preços livres para a explicação da variância da Selic é maior do que a atribuída aos preços administrados. Entretanto, depois do quinto mês a importância dos preços administrados na explicação da variância da taxa Selic torna-se proeminente. Este resultado implica que a taxa Selic é mais sensível aos preços livres do que aos administrados no curto prazo (pico no terceiro mês). Não obstante, o maior efeito dos preços administrados sobre a taxa de juros é observado no sexto mês, o que, por conseguinte, denota uma rigidez para reduções na Selic. A justificativa para a rigidez se deve ao fato de que quando começa a declinar o efeito oriundo dos preços livres, o impacto proveniente dos preços administrados torna-se mais acentuado. A análise da função impulso-resposta para os dois casos ratifica a idéia acima (vide figura 3). É observado que o efeito de uma alta nos preços livres tende a provocar uma elevação na taxa Selic que é eliminada no sétimo mês, ao passo que o efeito proveniente de um aumento nos preços administrados perdura por cerca de 11 meses.

Figura 3
Funções de Resposta a Impulso para o VAR



Nota: Ordem das séries – cambio, liv, adm e selic.[9]

5. Considerações finais

Devido ao fato dos preços administrados apresentarem variações superiores à taxa de inflação oficial no período de 1999 a 2004, houve uma pressão inflacionária que exigiu uma resposta da taxa de juros acima do que seria necessário para conter a inflação proveniente dos preços livres. Entretanto, é questionável para uma economia que possui uma das taxas de juros mais elevadas do mundo, o argumento dos técnicos do BCB de que é preciso

[9] As séries foram ordenadas de diversas formas, mas os resultados não apresentaram mudança significativa.

neutralizar, via elevação na taxa Selic, os efeitos secundários dos choques causados pelos preços administrados. Os preços administrados possuem uma dinâmica com forte componente *backward-looking* (parte dos itens têm reajustes com base na variação passada dos IGPs) e apresentam grande sensibilidade aos preços internacionais do petróleo e a desvalorizações da taxa de câmbio. Destarte, os preços administrados são responsáveis por uma maior persistência da taxa de inflação, o que, por sua vez, exige maior custo social (taxas de juros elevadas) para que ocorra um processo de desinflação devido à baixa sensibilidade às condições de oferta e demanda.

O problema não está em ter a taxa de juros como principal instrumento de combate à inflação, mas no seu uso indiscriminado para neutralizar todos os tipos de inflação. No caso dos preços administrados a causa da inflação não está relacionada a um excesso de demanda, mas à capacidade das empresas aumentarem seus preços mesmo quando a demanda está fraca (inflação administrativa ou de custos). Um outro fator que não deve ser negligenciado é que a proteção dada às empresas, por meio de contratos garantindo a manutenção da renda por meio da elevação de preços, implica a presença de um componente inercial na inflação. Logo, a taxa de juros não é o instrumento adequado para neutralizar uma pressão inflacionária oriunda dos preços administrados. Ademais, o resultado encontrado por meio da aplicação do VAR revela que a taxa Selic além de responder às variações nos preços livres e administrados é bastante sensível a flutuações na taxa de câmbio. Essa observação representa um ponto favorável ao argumento apresentado por Bresser-Pereira e Nakano (2002) de que a existência de papéis múltiplos para a taxa de juros representa um entrave para a sua redução.

A adoção do IPCA cheio tem se mostrado inadequado para a conquista de credibilidade do regime de metas para inflação. Na totalidade das vezes em que a meta foi alcançada, a inflação situou-se no limite superior da banda. Essa é uma observação preocupante, pois há a necessidade do prosseguimento de uma política monetária contracionista para tentar trazer a inflação para o centro da meta. Além disso, o fato das expectativas inflacionárias encontrarem-se acima do centro da meta implica que qualquer choque sobre a economia leva a novas elevações na taxa de juros para conter o temor de um possível descontrole inflacionário. Ou seja, há a necessidade de uma mudança na estratégia de condução da política monetária para que o custo da manutenção de uma elevada taxa de juros seja atenuado.

Uma boa alternativa para o problema, como indicado por Bresser-Pereira e Nakano (2002), seria a adoção de um núcleo de inflação (exclusão dos componentes transitórios da inflação), uma vez que seria capaz de atenuar os problemas advindos dos preços administrados e do câmbio. De forma adicional, a definição da meta de inflação, no início de cada ano em comum acordo entre o BCB e o Tesouro Nacional representaria um incremento na qualidade para a definição da meta. Dessa forma, seria aumentada a transparência do esforço do governo em assegurar o controle da inflação sem colocar em risco a sustentabilidade da dívida pública.

Um resultado potencial que pode ser extraído da estrutura proposta é que com a maior chance das metas serem alcançadas há um ganho de credibilidade que permitiriam reduções na taxa de juros (aumentaria a chance das expectativas do público estarem próximas ao centro da meta). Como conseqüência, os benefícios seriam evidentes, pois implicaria menor pressão para o aumento do endividamento público e, por conseguinte, menor necessidade de superávits primários expressivos. Ademais, com o menor dispêndio com o pagamento dos juros haveria um aumento dos recursos necessários para implementar a reforma microeconômica que deve ser feita para eliminar os gargalos produtivos do país.

Bibliografia

BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Relatório de Inflação,* diversos números.

BLINDER, A. (2000) "Central-Bank Credibility: Why Do We Care? How Do We Build It?" *American Economic Review*, V. 50, N. 5, December, 1421-1431.

BRESSER-PEREIRA, L.C. e NAKANO, Y. (2002) "Uma Estratégia de Desenvolvimento com Estabilidade." *Revista de Economia Política*, V. 22, N. 3 (87), julho-setembro, 146-180.

BRYAN, M.F. e CECCHETTI, S.G. (1993) "The Consumer Price Index as a Measure of Inflation." *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Cleveland, 15-24.

FIGUEIREDO, F.M.R. (2001) "Evaluating Core inflation Measures for Brazil". Inflation Targeting in Brazil, Brasília, Banco Central do Brasil, 235-254.

FIGUEIREDO, F.M.R. e FERREIRA, T. P. (2002) "Os preços administrados e a inflação no Brasil." Brasília, Banco Centro do Brasil. (Texto para Discussão, n.59)

JOHANSEN, S. (1991) "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, 1551–1580.

MANKIKAR, A. e PAISLEY, J. (2002) "What do measures of core inflation really tell us?" *Bank of England Quarterly Bulletin*. Winter, V. 42 (4), 373-383.

PAPADIMITRIOU, D. B. e WRAY, L. R. (1996) "Targeting Inflation: The Effects of Monetary Policy on the CPI and Its Housing Component." Public Policy Brief, N. 27. The Jerome Levy Economics Institute of Board College.

QUAH, D. e VAHEY, S.P. (1995) "Measuring core inflation." *Economic Journal*, V. 105 (September), 130–44.

WHITE, H. (1980).“A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, 48, 817–838.

Apêndice

Tabela A.1

Testes de Raiz Unitária (ADF e PP)

	ADF				PP			
Séries	Def.	Teste	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%	Def.	Teste	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%
Selic	1	-3,1284	-3,5384	-2,9084	5	-0,6228	-2,6016	-1,9460
D(selic)	0	-2,8749	-2,6022	-1,9461	3	-3,1449	-2,6022	-1,9461
liv	2	-2,4743	-3,5402	-2,9092	5	-0,4990	-2,6016	-1,9460
D(liv)	1	-2,8869	-2,6028	-1,9462	3	-4,2869	-2,6022	-1,9461
adm	1	-1,1856	-2,6022	-1,9461	3	-0,9031	-2,6016	-1,9460
D(adm)	0	-5,4287	-2,6022	-1,9461	0	-5,4287	-2,6022	-1,9461
cambio	1	0,2893	-2,6022	-1,9461	4	0,3821	-2,6016	-1,9460
D(cambio)	0	-5,7791	-2,6022	-1,9461	1	-5,7453	-2,6022	-1,9461

Nota: Teste ampliado de Dickey-Fuller (ADF) – o número de defasagens utilizado para cada série foi definido de acordo com o critério de Schwarz (SC), Para a série D(selic), D(liv), adm, D(adm), cambio e D (cambio) não foi utilizado constante ou tendência, Para as séries Selic e liv foi aplicado constante, Teste Phillip-Perron - Def - defasagem aplicada para Bartlett kernel, Não foi utilizado constante ou tendência para as séries.

Tabela A.2

Teste de Co-integração de Johansen (adm. Liv, selic)

Hipótese nula	Autovalor	Traço	Valor crítico 5%	Valor crítico 1%
R = 0*	0,349179	35,07856	29,68	35,65
R ≤ 1	0,090561	7,589226	15,41	20,04
R ≤ 2	0,023377	1,513867	3,76	6,65

Nota: * denota rejeição de H_0 ao nível de significância de 1%.

Tabela A.3

Critério de AIC, SIC e HQ para o VAR

	com constante			sem constante		
Def.	AIC	SIC	HQ	AIC	SIC	HQ
0	14,56513	14,70475	14,61975			
1	6,281002	6,979117	6,554073	6,679709	7,238201	6,898166
2	4,997396*	6,254003*	5,488924*	5,197956*	6,314939*	5,634869*
3	5,182727	6,997825	5,892712	5,382008	7,057484	6,037379
4	5,429997	7,803587	6,358439	5,585187	7,819154	6,459014
5	5,589038	8,521120	6,735936	5,782680	8,575140	6,874965

Nota: * denota a defasagem selecionada pelo critério.