

CLEYZER ADRIAN DA CUNHA

**IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NO PRODUTO  
E NO NÍVEL DE PREÇOS NO PERÍODO PÓS-REAL:  
UMA ANÁLISE ECONOMETRICA**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS - BRASIL  
2005

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e  
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

C972i  
2005  
Cunha, Cleyzer Adrian da, 1975-  
Impactos da política monetária no produto e no nível de  
preços no período pós-real : uma análise econométrica /  
Cleyzer Adrian da Cunha. – Viçosa : UFV, 2005.  
xv, 97f. : il. ; 29cm.

Inclui apêndice.

Orientador: Wilson da Cruz Vieira.  
Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 58-92.

1. Política monetária - Brasil – Modelos econométricos.
  2. Reforma monetária - Brasil – Modelos econométricos.
  3. Produto interno bruto - Brasil. 4. Preços - Brasil.
  5. Taxas de juros - Brasil. 6. Brasil - Política econômica.
- I. Universidade Federal de Viçosa. II. Título.

CDD 22.ed. 338.981

CLEYZER ADRIAN DA CUNHA

**IMPACTOS DA POLÍTICA MONETÁRIA NO PRODUTO  
E NO NÍVEL DE PREÇOS NO PERÍODO PÓS-REAL:  
UMA ANÁLISE ECONOMETRICA**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de “Doctor Scientiae”.

APROVADA: 21 de outubro de 2005.

---

Luciane Reis Raposo Pereira

---

José Maria Alves da Silva

---

Fernando Salgueiro Perobelli

---

João Eustáquio de Lima  
(Conselheiro)

---

Wilson da Cruz Vieira  
(Orientador)

Ao meu amor, à minha paz e à mulher Roberta Elzy Simiquelli de Faria.

Ao meu irmão Alex S. da Cunha, pelo convívio e pela amizade.

*“Se as coisas são inatingíveis... ora!  
Não é motivo para não querê-las...  
Que tristes os caminhos, se não fora  
A presença distante das estrelas!”*

(Mário Quintana, Das Utopias, Espelho Mágico)

## **AGRADECIMENTO**

A Deus, minha grande fonte de luz e esperança nesta caminhada terrena, por tudo.

Ao professor Wilson da Cruz Vieira, pela orientação, pelo convívio, pelo incentivo e pela paciência na realização deste trabalho.

Aos meus conselheiros professores João Eustáquio de Lima e Antônio Carvalho Campos. Em especial gostaria de agradecer ao professor José Maria Alves da Silva, pelo aprendizado da Macroeconomia, que contribuíram para a feitura deste trabalho.

Aos professores João Eustáquio de Lima, Luciane Reis Raposo Pereira, José Maria Alves da Silva e Fernando Salgueiro Perobelli, pelas sugestões e considerações na versão final deste trabalho.

Ao CNPq, pela concessão da bolsa de estudos.

Aos meus colegas de pós-graduação, pela convivência e amizade durante o curso, especialmente Christiano e Adelson, pela amizade.

A todos os funcionários do Departamento de Economia Rural, em especial aos que contribuíram para a realização deste trabalho, especialmente Graça Freitas.

À UFV, minha nova casa, por esta conquista.

## **BIOGRAFIA**

CLEYZER ADRIAN DA CUNHA, filho de Benedicto Aparecido da Cunha e Vita Maria da Cunha, nasceu em Poço Fundo, Minas Gerais, em 1.º de outubro de 1975.

Em dezembro de 2000, graduou-se em Ciências Econômicas pela Pontifícia Universidade Católica de Minas (PUC-MG).

Foi monitor de Econometria no ICEG/PUC-MG e estagiário no Banco do Brasil e na Caixa Econômica Federal.

Em abril de 2001, ingressou no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, em nível de Mestrado, no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (UFV), em Viçosa, Minas Gerais, tendo defendido tese em julho de 2002.

Em setembro de 2002, iniciou o Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, em nível de Doutorado, em outubro de 2005. Foi professor do Departamento de Economia da PUC-MG e atualmente é professor da Faculdade Estácio de Sá e Economista da Federação das Indústrias do Estado de Minas Gerais – FIEMG.

## ÍNDICE

	Página
LISTA DE TABELAS .....	viii
LISTA DE FIGURAS .....	ix
RESUMO .....	xi
ABSTRACT .....	xiv
1. INTRODUÇÃO .....	1
1.1. Plano Real: implantação e ajustes.....	2
1.2. O problema e sua importância .....	10
1.3. Objetivos .....	15
1.3.1. Geral .....	15
1.3.2. Específicos .....	15
2. EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE PREÇOS E PRO- DUTO: UMA RESENHA DA LITERATURA .....	16
2.1. Funcionamento da política monetária .....	16

	Página
2.2. Efeitos da política monetária sobre preços e produto: evidência empírica internacional .....	22
2.3. Efeitos da política monetária sobre preços e produto: evidência empírica brasileira.....	29
3. REFERENCIAL TEÓRICO .....	36
3.1. Considerações iniciais .....	36
3.2. Definição e funcionamento da política econômica .....	38
3.3. Modelo da regra da taxa de juros para a política monetária .....	45
4. MODELO EMPÍRICO .....	54
4.1. Considerações iniciais .....	54
4.2. Teste de raiz unitária não-linear ou modelo <i>Exponencial Smooth Transition Autoregressive</i> (ESTAR-MODELS) .....	55
4.3. Modelo de Autoregressão Vetorial Estrutural (SVAR) .....	58
4.4. Choques monetários e mecanismo de transmissão do SVAR .....	59
4.5. Análise do impulso-resposta e da variância de decomposição do erro .....	62
4.6. Fonte de dados e procedimentos empíricos.....	65
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO .....	66
5.1. Teste de raiz unitária ESTAR .....	66
5.2. Estimativas dos SVARs .....	68
6. RESUMO E CONCLUSÕES .....	82
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	85
APÊNDICE .....	93

## LISTA DE TABELAS

	Página
1	Comportamento da taxa de inflação (IPCA) e as metas de inflação na economia brasileira, no período de 1999 a 2003..... 33
2	Resultados do teste de ESTAR para as séries Taxa de Juros (TJ), Produto (PIB) e Preços (P), julho de 1994 a julho de 2003 ..... 67
3	Critérios de informação para escolha do número de defasagens (K), pelo SVAR ..... 68
4	Parâmetros estimados pelo VAR irrestrito, julho de 1994 a julho de 2003 ..... 69
5	Estimativa dos parâmetros da matriz triangular inferior ( $B_0$ ) ..... 74
6	Decomposição da variância de previsão da variável taxa de juros, em porcentagem, julho de 1994 a julho de 2003 ..... 78
7	Decomposição da variância de previsão da variável produto, em porcentagem, julho de 1994 a julho de 2003 ..... 79
8	Decomposição da variância de previsão da variável preços, em porcentagem, julho de 1994 a julho de 2003 ..... 80
1A	Dados empíricos utilizados no trabalho ..... 94

## LISTA DE FIGURAS

	Página
1	Variação mensal do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), no período de janeiro de 1993 a julho de 2003 ..... 3
2	Taxa de variação do PIB setorial na economia brasileira, no período de 1993 a 2002 ..... 5
3	Evolução da relação dívida/PIB, no período de janeiro de 1991 a setembro de 2003 ..... 7
4	Taxa de desemprego aberto no Brasil, no período de 1993 a 2003 ..... 8
5	Taxa de variação do PIB real no Brasil, no período de 1993 a 2002 ..... 9
6	Análise gráfica das séries temporais ..... 67
7	Análise da estabilidade do modelo SVAR ..... 71
8	Resposta do produto ao choque na taxa de juros, em meses, julho de 1994 a julho de 2003 ..... 72
9	Resposta do nível de preços ao choque na taxa de juros, em meses, julho de 1994 a julho de 2003 ..... 73

10	Alisamento exponencial da elasticidade-impulso do nível de produto, julho de 1994 a julho de 2003 .....	76
11	Alisamento exponencial da elasticidade-impulso do nível de preços, julho de 1994 a julho de 2003 .....	76

## RESUMO

CUNHA, Cleyzer Adrian da, D.S., Universidade Federal de Viçosa, outubro de 2005. **Impactos da política monetária no produto e no nível de preços no período pós-real: uma análise econométrica.** Orientador: Wilson da Cruz Vieira. Conselheiros: João Eustáquio de Lima e Antônio Carvalho Campos.

A política monetária tem o objetivo de perseguir metas para as variáveis macroeconômicas-chave da economia, como crescimento econômico, estabilidade de taxa de câmbio, nível de emprego e, finalmente, estabilidade dos preços. Entretanto, na prática, há incompatibilidades entre os objetivos a serem atingidos por dada política monetária, ou seja, os objetivos conflitantes podem ser o *trade-off* entre a inflação e o desemprego. No Brasil, a política monetária passou a ser utilizada como instrumento mais eficaz durante a implementação do Plano Real. Inicialmente, no Plano Real, a política monetária de combate à inflação, se deu pela elevação da taxa de juros (*selic*) e pela adoção do sistema de taxa de câmbio fixo com sistema de bandas cambiais, como forma de manter a demanda agregada sobre controle. A partir de 1999, com a desvalorização cambial, o Brasil passou a adotar o sistema de taxa de câmbio flexível e, como forma de controlar os preços, utilizou o sistema de metas de inflação, tendo a

taxa de juros como instrumento. A literatura econômica vem discutindo aspectos teóricos e empíricos de utilização da taxa de juros como instrumento de operacionalização da política monetária (regra Taylor para a taxa de juros). A utilização da regra para a taxa de juros deve ser combinada ao sistema de metas de inflação. Vale ressaltar que o Banco Central não pode esperar que a inflação corrente comece a se elevar, mas deve agir, no período corrente, contra a elevação da taxa de juros corrente, como forma de reduzir as expectativas futuras de elevação de preços. Esse comportamento do Banco Central é conhecido como do tipo *forward looking*. Assim sendo, neste trabalho, investigaram-se os efeitos da política monetária sobre os níveis de produto e preços durante o período pós-Real, tendo em vista a estabilidade macroeconômica. Utilizaram-se testes de raiz unitária não-lineares e o modelo de auto-regressão estrutural (SVAR). As variáveis que foram utilizadas para estimar o SVAR foram as seguintes: TJ = taxa básica de juros (*Over/Selic*); PIB = produto interno bruto; e P = índice de preços ao consumidor (IPCA), e o período corresponde de julho de 1994 a julho de 2003, sendo todas séries de dados mensais. Os resultados estimados pelo modelo SVAR corroboram a hipótese de outros trabalhos para a economia brasileira, principalmente de que a política monetária deva ser usada para estabilização dos preços, o que indica que os efeitos negativos sobre o nível de produto tiveram abrangência somente no curto prazo até, no máximo, décimo primeiro mês, mês após o choque na taxa de juros. Já os efeitos sobre os preços tiveram abrangência até o décimo primeiro mês, o que evidencia que o BACEN deve buscar maior transparência na condução da política monetária. Pelas estimativas da função de reação (*forward looking Taylor rule*) do BACEN, percebe-se que este órgão tem procurado elevar a taxa de juros quando há expectativas de elevação dos preços no futuro em torno da meta de inflação pré-estabelecida para o período de um ano. Este comportamento do BACEN foi do tipo *forward looking*. Desta forma, a autoridade monetária tem buscado atingir a meta de inflação preestabelecida, não se rendendo ao “viés inflacionário”. Dessa forma, caso uma política monetária expansiva fosse implementada, estaria sendo inócua no curto prazo, ou seja, haveria aumentos transitórios no nível de produto,

visto que resultaria somente em aumentos nos preços e nas incertezas futuras acerca da criação de um ambiente inflacionário. Sendo assim, recomendam-se novas pesquisas sobre os efeitos da inserção da política cambial e da política fiscal tanto teórica quanto empiricamente. As recomendações são sugeridas com base nas discussões recentes da eficiência do sistema de cambial flexível, metas de superávit primário e adoção da Lei de Responsabilidade Fiscal (L.R.F). Este trabalho apresentou como principal limitação a modelagem do SVAR, dado a sensibilidade das estimativas dos parâmetros à estacionariedade e defasagens.

## ABSTRACT

CUNHA, Cleyzer Adrian da, D.S., Universidade Federal de Viçosa, October 2005. **Impacts of the monetary policy on product and price level in the post-real period: an econometric analysis.** Adviser: Wilson da Cruz Vieira. Committee Members: João Eustáquio de Lima and Antônio Carvalho Campos.

The monetary policy has the aim of pursuing goals for the key macroeconomic variables in economy, such as economic growth, exchange rate stability, employment rate, and finally, price stability. Nevertheless, in practice, there are incompatibilities between the objectives to be achieved and the monetary policy. Examples of aims that collide are the trade-offs between inflation and unemployment rates. In Brazil, the monetary policy has become a more effective tool since the implementation of the Real Plan. At the beginning, the anti-inflation policy was brought about by raising the interest rate (*selic*) and by adopting a fixed exchange rate system (crawling peg) as a manner to keep the aggregate demand under control. From 1999 onwards, with the exchange rate devaluation, Brazil began to follow the flexible exchange rate system, and to control prices, it embraced the inflation target system, having the interest rate as an instrument. The economic literature has discussed theoretical and empirical

aspects of the usage of the interest rate as an instrument to make the monetary policy operational (Taylor's rule for the interest rate). The usage of the interest rate rule must be combined with the inflation target system. It is important to highlight that the Central Bank cannot wait until the current inflation begins to rise but must act in the current period as a way to reduce future expectations of price rises. This procedure from the Central Bank is known as "forward looking". Thus, in this work we have investigated the effects of the monetary policy on the product and price levels during the Post-Real Plan period, having in view the macroeconomic stability. We have applied non-linear unit root tests and Structural Vectorial Auto Regression models (SVAR). The variables used to estimate the SVAR were the following: Basic Interest Rate – Over/Selic; GDP – Gross Domestic Product; and P = consumer price index. The study spanned from July 1994 to July 2003, being all of the series analysed on a monthly basis. The SVAR model estimated results confirm the hypothesis of other works about the Brazilian economy, especially in that the monetary policy must be used to stabilize prices, which indicates that the negative effects on product level are only valid in the short-term, lasting at most until the eleventh month after the interest rate shock. The effects on prices, in turn, lasted up to the eleventh month, which makes it evident that the BACEN (Central Bank) must treat its monetary policy affairs with more transparency. The Reaction Function estimates (*forward looking Taylor rule*) from the Central Bank demonstrate that this organ has been trying to uplift the interest rate every time there is an expectation of price increase in the future concerning the preestablished inflation target for the period of one year. This procedure adopted by the Central Bank was regarded as being of the "*forward looking*" type. Thus, the monetary authority has been trying to achieve the inflation target, not surrendering to the inflation bias approach. So, in case an expansive monetary policy was implemented it would be harmless in the short-term, i.e., there would be a transitory increase on product level, seeing that it would result only in a price rise and in a future scenario of instability concerning the creation of an inflationary environment. Therefore, we defend that new researches on the effects of the insertion of the exchange rate policy and

the fiscal policy, both theoretically and empirically, should be carried out. Those suggestions are based on recent discussions regarding the efficiency of the flexible exchange rate system, primary superavit targets and the adoption of the Brazilian Fiscal Responsibility Law. This work had as a main limitation the SVAR modeling due to the sensibility of the parameter estimates to lags and stationary macroeconomic series.

## 1. INTRODUÇÃO

As experiências de estabilização da economia brasileira, ao longo da década de 80, foram principalmente de cunho heterodoxo, visto que se buscou quebrar a memória inflacionária mediante a prática de congelamentos de preços e salários.

Apesar de a inflação brasileira ter sido considerada inercial, em razão da elevada indexação da economia, inclusive a própria moeda (moeda indexada), por questões estruturais e por choques de oferta e de demanda, os planos econômicos heterodoxos, entretanto, fracassaram. Os problemas relativos a estrangulamento externos, descontrole das contas públicas e congelamentos de preços e salários, sem critérios bem-definidos, determinaram o fracasso dos planos de estabilização, tais como Cruzados I e II, Bresser e Verão.

No início dos anos 90, adotou-se o congelamento dos ativos financeiros, o que provocou queda no nível da atividade econômica. O congelamento foi utilizado para evitar o crescimento do déficit público diante das altas taxas de inflação. Entretanto, os tomadores de decisão defrontaram-se com o problema da moeda indexada, visto que o papel-moeda e os depósitos à vista nos bancos comerciais haviam sido substituídos pelo *overnight*, fundos de curto prazo e cadernetas de poupança com prazos de carência cada vez menores, os quais pareciam de fato, a desempenhar a função de reserva de valor.

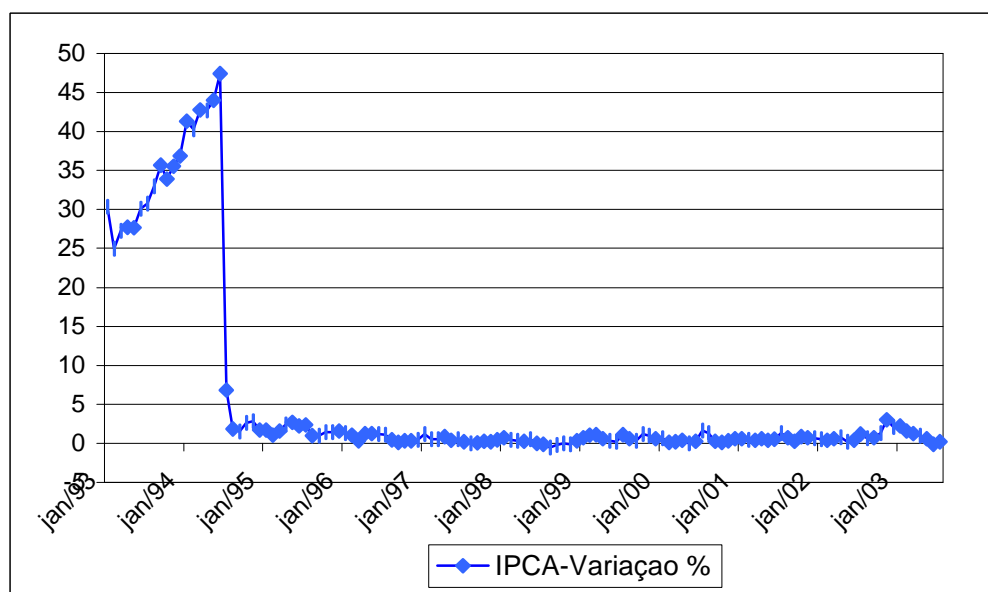
Nesse contexto, em março de 1990, foi proposto o programa ortodoxo de estabilização, Plano Collor I que se baseou no congelamento temporário de preços, salários e ativos financeiros e na remonetização da economia. Os confiscos dos ativos financeiros tiveram efeitos duramente recessivos. A partir de julho de 1990, a taxa de inflação voltou a aumentar, em razão da adoção da flexibilização do controle de preços e salários e do processo irregular de remonetização da economia, o que culminou na necessidade de um novo plano de estabilização dos preços. O Plano Collor II entrou em vigor em 1991, com a estratégia de reforma financeira pela eliminação do *overnight* e criação do Fundo de Aplicações Financeiras (FAF), controlado pelo governo federal. As medidas adotadas geraram impactos de curto prazo nos níveis de preços. Posteriormente, houve maior preocupação com o controle do fluxo de caixa público, com os meios de pagamento, com o descongelamento de preços e com a liberação dos ativos ainda bloqueados. Em face dos fracassos dos Planos Collor I e II, foi a proposta de criação de um novo programa de estabilização dos preços, qual seja, o Plano Real, que teve início em junho de 1994, mediante a utilização das âncoras monetária e cambial como forma de controlar os preços.

### **1.1. Plano Real: implantação e ajustes**

O Plano Real passou por diversos testes no período de 1994 à 2003. Primeiramente, adotou-se a política baseada nas âncoras monetária e cambial. Inicialmente a taxa de câmbio fixo favoreceu a entrada de produtos importados que, por conseguinte, favoreceu o controle de preços. Em face do aumento das importações adotou-se a política de minidesvalorizações em sistemas de bandas cambiais que perdurou até a desvalorização do real em 1999, subsequente a crise financeira externa.

Neste novo contexto, adotou-se o sistema de metas inflacionárias como forma de controle dos preços. A taxa de juros continuou sendo o instrumento operacional utilizado para controle dos preços na economia via controle da demanda agregada.

Na Figura 1, observa-se a evolução da variação percentual (%) mensal da inflação brasileira, medida pelo Índice de Preço ao Consumidor Amplo (IPCA), do IBGE, no período de janeiro de 1993 a julho de 2003. Esse índice é oficialmente utilizado pelo governo federal como “termômetro” das metas inflacionárias com o FMI, desde julho de 1999. É importante salientar que os maiores pesos na sua composição são alimentação, transporte e comunicação.



Fonte: BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN (2003). Elaboração do autor.

Figura 1 – Variação mensal do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), no período de janeiro de 1993 a julho de 2003.

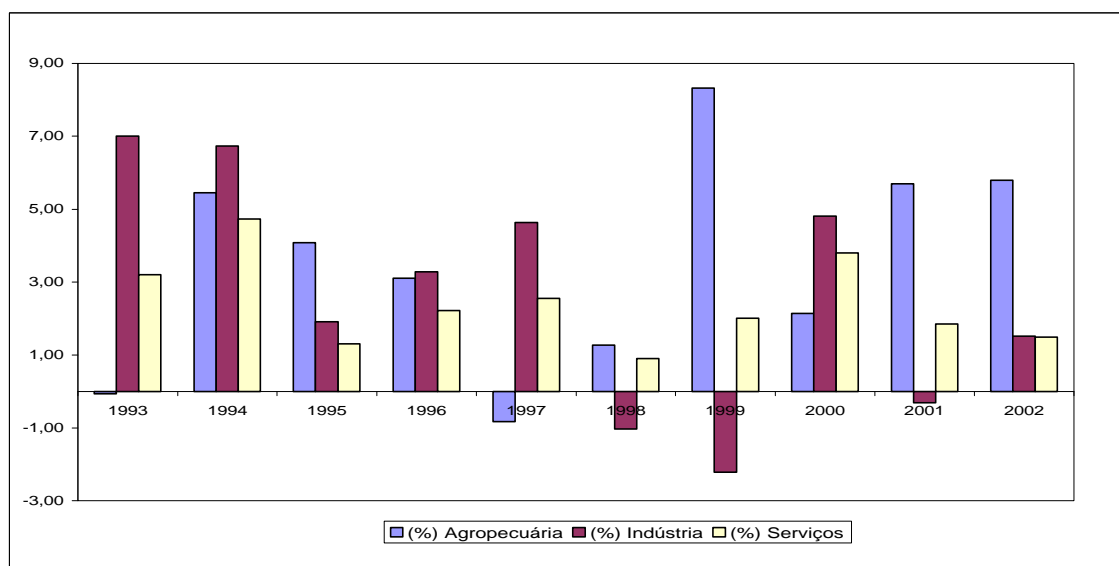
De acordo com a Figura 1, evidencia-se que, em janeiro de 1993, a taxa de inflação era de 30,35% e atingiu, numa trajetória ascendente, 47,43% em junho de 1994. Com a adoção do Plano Real, essa taxa caiu para 1,84% em agosto de 1994. Assim, os reajustes de preços foram feitos sem intervenção governamental, ao contrário dos planos de estabilização, da década de 80. A intervenção do governo ocorreu somente nos reajustes dos salários dos trabalhadores, com a finalidade de sanar perdas salariais.

As importações de bens e serviços foram incentivadas para garantir a convergência dos preços, via deslocamento na oferta de bens no mercado. Mediante a política de importações, a balança comercial experimentou crescentes e sucessivos déficits, financiados pela entrada de capital externo. O processo de vulnerabilidade externa, nesse período, foi explicado por duas causas básicas: sobrevalorização da moeda, devido vinculação da paridade cambial com a URV, e altas taxas de juros, que atraíam capitais externos.

Basicamente, a proposta do novo plano de estabilização era buscar o controle da inflação pelo ajuste fiscal, novo sistema de indexação, e pela criação de uma nova moeda que pudesse desempenhar suas funções básicas, ou seja, unidade de conta, meio de pagamento e reserva de valor.

As políticas monetária e cambial sofreram alterações desde a implementação do programa de estabilização dos preços, cuja finalidade era evitar o contágio da economia brasileira pelas diversas crises macroeconômicas desencadeadas nos mercados emergentes, a exemplo das crises do México, em 1994; da Indonésia, em 1997; da Rússia, em 1998; do Brasil, em 1999 e da Argentina, em 2001.

A política monetária restritiva, de 1994 a 2003, implicou redução no crescimento econômico e aumento na dívida interna e na taxa de desemprego. Em alguns períodos, os índices de preços foram crescentes. Na Figura 2, apresenta-se o comportamento da taxa de variação real do PIB setorial, no período de 1993 a 2002. Nota-se que, em 1998, a agropecuária apresentou taxa de variação real do PIB de 1,27%, enquanto em 1999 esta foi de 8,32%, fato explicado pela desvalorização cambial em 1999 e pelo peso das *commodities* na pauta de exportações brasileiras. Entretanto, a indústria e o setor de serviços permaneceram com taxas de variação real do PIB estagnadas no período pós-desvalorização cambial.



Fonte: INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA – IPEA (2003). Elaboração do autor.

Figura 2 – Taxa de variação do PIB setorial na economia brasileira, no período de 1993 a 2002.

De certa forma, o baixo desempenho dos indicadores conjunturais não pode ser explicado somente pela política monetária restritiva, de cunho ortodoxo, mas também por problemas estruturais da economia (infra-estrutura portuária, rodoviária, crise energética, etc.), e pelo caráter recessivo da economia mundial, no final dos anos 90 (citam-se, como exemplos, o baixo nível de investimento e os altos custos de captação de recursos externos pelos países em desenvolvimento).

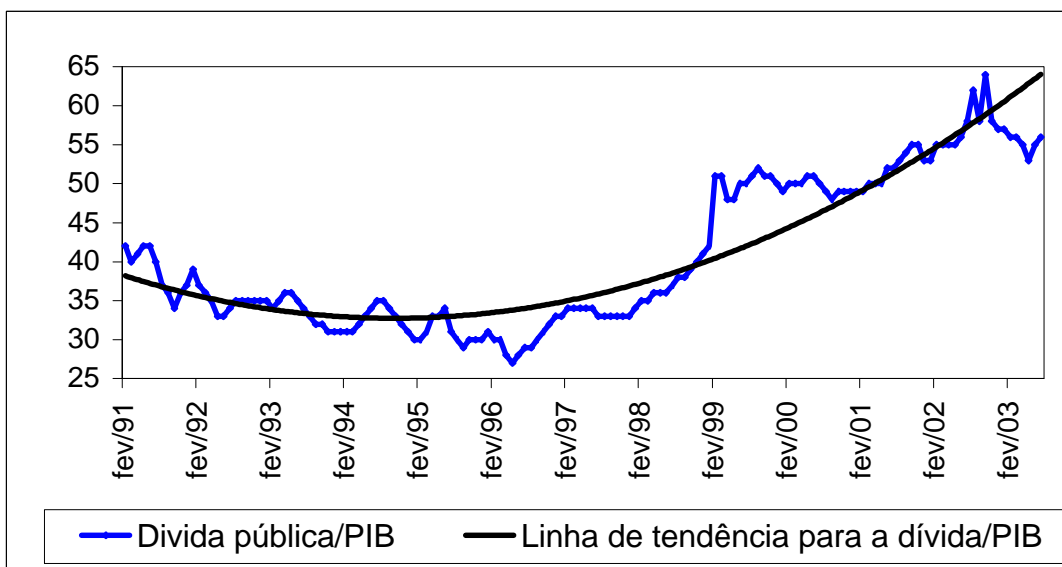
Mesmo diante do quadro apresentado acima, as elevações sucessivas da taxa de juros continuaram a ser utilizada como controle de preços. Assim, a âncora monetária pode ser considerada o instrumento mais efetivo de política econômica no combate à inflação, desde a implementação do Plano Real, uma vez que a taxa básica de juros teve efeito direto sobre o comportamento do investimento e consumo.

A cada nova conjuntura, o receio da desvalorização do real em frente ao dólar, que, conseqüentemente, gerava aumentos nos preços domésticos e

comprometia a redução da inflação, fazia o BACEN elevar, sucessivamente, a taxa básica de juros da economia.

Se por um lado esta medida buscava a redução da inflação, por outro lado ela comprometeu a sustentabilidade do déficit público. De fato, dos dois principais conceitos de necessidade de financiamento do setor público, o operacional e o primário, evoluíram de forma pouco sustentável. Para ano de 1998, o superávit primário foi de 0,01% do PIB, enquanto o déficit operacional foi de 7,5% do PIB; a diferença entre ambos refere-se à inclusão aos encargos da dívida, da ordem de 7,49% do PIB. Nesse contexto, 7,49%, em proporção ao PIB, foi gasto pelo governo federal no pagamento de encargos da dívida pública, o que restringiu os gastos públicos com custeio e investimento. Tal fato é explicado pela alta taxa de juros de rolagem dos títulos da dívida pública, em torno de 31,2% ao ano, em 1998 (BOLETIM CONJUNTURA ECONÔMICA, 2003).

Na Figura 3, evidencia-se o comportamento da relação dívida/PIB, no período de janeiro de 1991 a setembro de 2003. De acordo com essa figura, com a implementação do Plano Real em 1994, a relação dívida/PIB apresentou trajetória ascendente. Percebe-se, nessa figura, que a relação dívida/PIB atingiu o patamar elevado de 64%, em setembro de 2002. A desvalorização cambial, em janeiro de 1999, teve impacto significativo no montante da dívida pública, uma vez que, depois de adotar o sistema de câmbio flexível, os agentes econômicos passaram a exigir a correção cambial sobre a rolagem dos títulos públicos. De acordo ainda com a Figura 3, verifica-se que a relação dívida/PIB, em dezembro de 1998, foi de 42%, enquanto em fevereiro de 1999 ela atingiu o patamar de 51% e, em outubro de 2002, de 64%. Este comportamento ascendente foi devido à crise financeira e a desvalorização cambial ocorrida em janeiro de 1999, em que o mercado passou a exigir a correção cambial para a rolagem da dívida pública.



Fonte: IPEA (2003). Elaboração do autor.

Figura 3 – Evolução da relação dívida/PIB, no período de janeiro de 1991 a setembro de 2003.

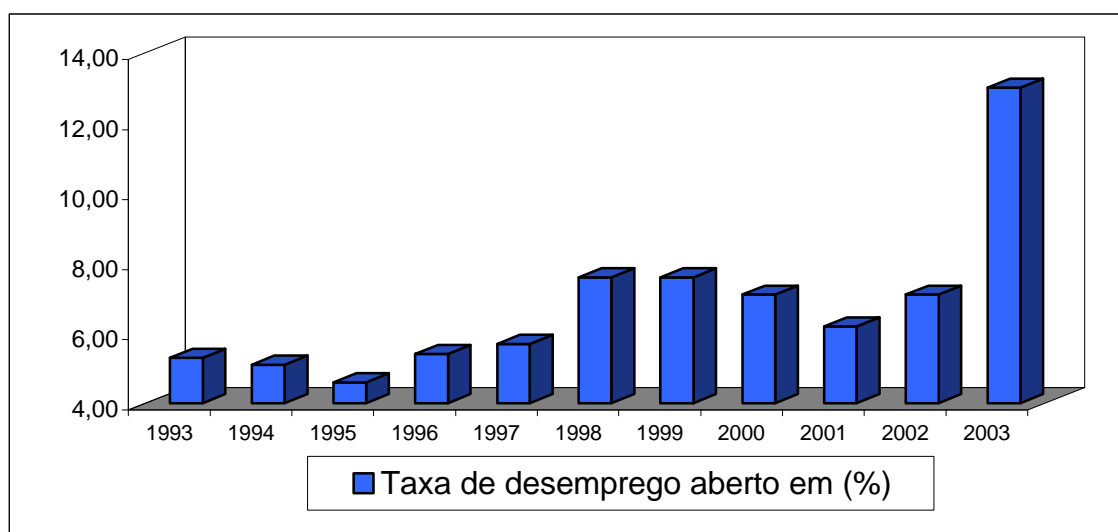
Em 2002, durante as eleições presidenciais, ocorreram sucessivas desvalorizações cambiais, explicadas pelas incertezas a respeito da futura administração da política econômica do novo governo, principalmente, a monetária, pela estabilidade de preços, pelas metas de inflação e pelos superávits primários. Como forma de reduzir as incertezas no mercado financeiro, o novo governo conduziu um período de transição, acordado com o governo anterior, bem como, preconizou a manutenção das políticas monetária e fiscal.

Em 2003, a política monetária foi orientada, inicialmente, pela necessidade de reverter o quadro inflacionário, decorrente da acentuada desvalorização cambial de 2002, e, posteriormente, pela necessidade de garantir que o nível de inflação fosse compatível com as metas inflacionárias, principalmente, com a de 5,5%, para 2004<sup>1</sup>. Assim, a taxa anual básica de juros (*over/selic*) foi fixada em 26,5%, pelo Comitê de Política Monetária (COPOM),

<sup>1</sup> Para maiores detalhes da utilização da taxa de juros diante dos agregados monetários como instrumento de política monetária, ver, por exemplo, BLINDER (1999).

na reunião de fevereiro de 2003. Entretanto, na reunião de junho de 2003, iniciou-se o processo de redução na taxa anual básica de juros, fixada em 26,0%, 24,5% , 22,0% e 20% nas reuniões de junho, julho, agosto e setembro de 2003, respectivamente. O BACEN reduziu a alíquota de compulsório bancário de 60%, em setembro de 2002, para 45%, em agosto de 2003 (BOLETIM CONJUNTURA ECONÔMICA, 2003).

Os desdobramentos da elevada taxa de juros básica foram elevação da taxa de desemprego aberto e queda na atividade econômica. Na Figura 4, evidencia-se o comportamento da taxa de desemprego aberto, no período de 1993 a 2003. De acordo com a Figura 4, a taxa de desemprego aberto médio, durante esse período, atingiu o patamar de 7%, e o maior pico foi de 13%, em junho de 2003.



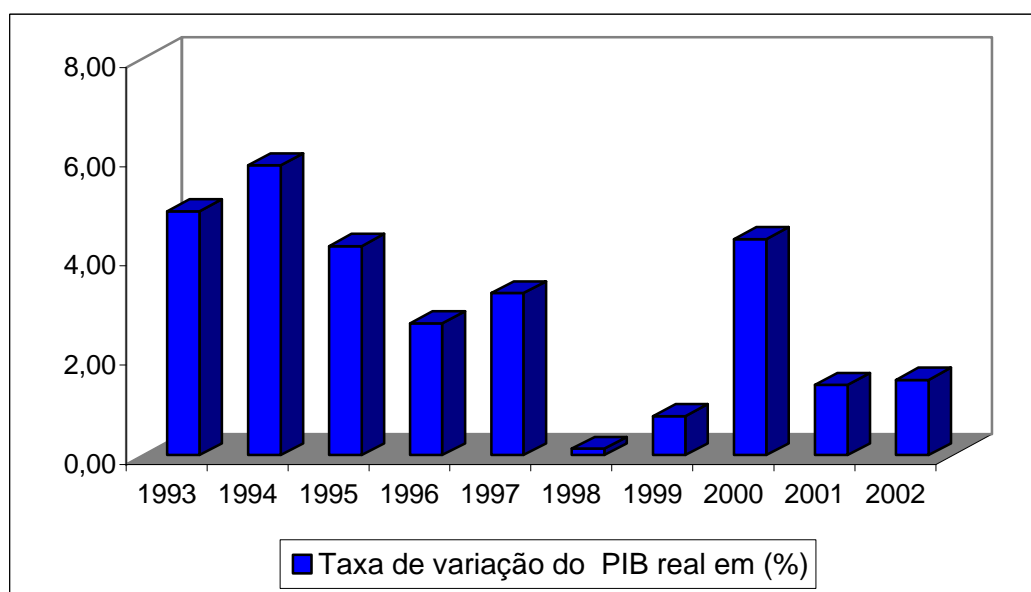
Nota: 2001 e 2002 referem-se ao desemprego médio e 2003, ao valor de junho.

Fonte: BOLETIM CONJUNTURA ECONÔMICA (2003). Elaboração do autor.

Figura 4 – Taxa de desemprego aberto no Brasil, no período de 1993 a 2003.

Com a elevação da taxa de desemprego, houve expansão do mercado informal de trabalho e, conseqüentemente, deterioração nas condições de trabalho, haja vista que apenas o trabalho no mercado formal recebia o amparo da legislação trabalhista.

Na Figura 5, encontra-se a taxa de variação do PIB real, no período de 1993 a 2002.



Fonte: BOLETIM CONJUNTURA ECONÔMICA (2003). Elaboração do autor.

Figura 5 – Taxa de variação do PIB real no Brasil, no período de 1993 a 2002.

Verifica-se pela Figura 5, que no ano de 2000, a taxa de variação do PIB real foi de 4,36%, em relação a 1999, fato que pode ser explicado pela desvalorização cambial, e seus reflexos sobre as exportações, principalmente, da agropecuária. Entretanto, a taxa básica de juros elevada resultou em variações não muito significativas nos períodos subseqüentes. Em 2002, a economia brasileira experimentou crises de expectativas negativas, dada a proximidade das eleições presidenciais e dado o receio dos agentes econômicos à mudança na política econômica.

## 1.2. O problema e sua importância

No período pós-Plano Real, a política monetária tem se caracterizado pelo apego a ortodoxia e priorizando a estabilidade de preços em detrimento de outros objetivos, como crescimento econômico. A estabilidade de preços está calcada em arranjos institucionais, tais como autonomia ao Banco Central, anúncio de metas inflacionárias e maior transparência na condução da política monetária, os quais procuram reduzir o nível de incerteza no mercado financeiro. Essas proposições indicam maior estabilidade monetária e crescimento econômico no futuro. Entretanto, a política de alta taxa básica de juros no período pós-Plano Real desencadeou efeitos negativos sobre o nível de produto e, conseqüentemente, sobre a taxa de desemprego.

De acordo com MALDONADO FILHO (2003), KYDLAND e PRESCOTT (1977), a política monetária centrada no combate à inflação somente conquistará, de fato, a credibilidade junto aos investidores financeiros se houver dispositivos institucionais que assegurem o permanente compromisso com a estabilidade dos preços. Nesse contexto, a proposta de institucionalização plena do regime de metas inflacionárias apareceu como saída para a não ocorrência da inconsistência temporal na condução da política monetária.

O debate teórico-econômico acirrou-se no período pós-Plano Real, com a adoção das medidas de desindexação da economia, baseadas no sistema de âncoras cambial e monetária. Inicialmente, ocorreram sucessivos e positivos efeitos sobre os níveis de renda, crédito e atividade econômica. Entretanto, em momento posterior à estabilização dos preços, surgiram problemas macroeconômicos advindos da valorização cambial e da alta taxa básica de juros. Essa conjuntura foi semelhante à de outros países que adotaram planos de estabilização baseados em âncoras monetárias e cambiais (MOREIRA et al., 1998).

Na implementação do Plano Real foram utilizadas as chamadas âncoras monetária e cambial, juntamente com a aceleração do processo de abertura comercial e controle dos gastos públicos. Como resultado, a taxa de variação nos

preços convergiu para patamares aceitáveis de um dígito. No cenário externo, essa política monetária, combinada com a apreciação da taxa de câmbio, implicou a dependência excessiva da economia brasileira pelos fluxos de capitais do mercado financeiro internacional. No primeiro momento, os incentivos às importações foram utilizados no controle de preços, posteriormente, essa estratégia de combate à inflação foi abolida no período pós-Plano Real, porque os sucessivos déficits na balança comercial levaram a problemas de financiamento do saldo em conta corrente.

Entretanto, a taxa de câmbio apreciada implicou queda nas exportações, com conseqüente pressão sobre o balanço de pagamentos. As estratégias do Governo Federal foram manter a taxa básica de juros elevada, promover minidesvalorizações no sistema de bandas cambiais e privatizar as empresas estatais como forma de atrair capitais estrangeiros. Mesmo assim, a economia brasileira ficou suscetível às crises financeiras desencadeadas nos países emergentes<sup>2</sup>, as quais culminaram nas sucessivas desvalorizações cambiais, o que implicou a adoção do sistema de câmbio flutuante em 1999.

Diante da desvalorização cambial, o controle da inflação se deu pela adoção do regime de metas de inflação. Com o regime, a taxa de juros passou a ser elevada com forma de controle dos preços via restrição na demanda agregada. Assim, no período pós-Plano Real, a política monetária (ou a política de juros) passou a ser responsável pelo controle da inflação. Nesse contexto, pouco interessavam a origem inflacionária advinda de quebra de safra agrícola, o aumento internacional do preço do petróleo, a desvalorização cambial, os aumentos reais de tarifas públicas ou os aumentos de impostos. O Banco Central procurou calibrar a taxa de juros com o objetivo de cumprir as metas de inflação preestabelecidas pelo Fundo Monetário Internacional (FMI), independente de suas características ou de fatos geradores (FURUGUEM, 2002).

Nesse contexto, a condução da política monetária brasileira seguiu tendência mundial, determinada basicamente por dois princípios a serem

---

<sup>2</sup> Crises macroeconômicas do México (1995), países asiáticos (1997), Rússia (1998) e Argentina (1999 e 2001).

seguidos pelo Banco Central: a adoção de uma regra para taxa de juros, como forma de condução da política monetária, conforme TAYLOR (1993), e a proposta de maximização da função objetivo, ou seja, sistemas de metas inflacionárias, conforme SVENSSON (1997)<sup>3</sup>.

Com a desvalorização cambial de 1999, surgem no Brasil os primeiros estudos sobre sistema de metas de inflação e regra de Taylor para a política monetária ótima, a exemplo dos de FREITAS e MUINHOS (2002) e ANDRADE e DIVINO (2001).

Nessa perspectiva, diversos trabalhos buscaram explicar, teórica e empiricamente, o processo de ajustamento de variáveis macroeconômicas (produto, salários, preços, etc.) a choques monetários no curto prazo. Citam-se, como exemplo, de BOIVIN e GIANNONI (2002) e, no caso da economia brasileira, os de MOREIRA et al. (1998) e MINELLA (2001), ARQUETE e JAYME JÚNIOR (2003) e SILVA e MAIA (2004)<sup>4</sup>.

Em estudos empíricos prevalece a consideração, segundo BOIVIN e GIANNONI (2002), de que a escolha das variáveis que estão no modelo econômico leva, às vezes, à descrição simplista de toda a economia. Entretanto, essas variáveis devem ser cruciais na discussão da política monetária. Para SILVA e MAIA (2004), a vantagem de avaliar os efeitos de política monetária por meio da metodologia de auto-regressão (VAR) é de não necessitar de completa especificação de um modelo estrutural da economia, apesar de a identificação do modelo tornar-se um problema de fundamental importância, que deve ser resolvido. Identificadas corretamente as ações de política monetária, a análise dinâmica do VAR apresenta informações importantes sobre o mecanismo de transmissão monetária.

Conforme ressaltaram CHRISTIANO et al. (1997), esses modelos econômicos, que têm o mecanismo de transmissão da política monetária, são

---

<sup>3</sup> Para maiores discussões sobre a adoção de regras para a política monetária, citam-se os trabalhos de SVENSSON (1998) e CLARIDA et al. (1999).

<sup>4</sup> Para identificar os choques monetários sobre as variáveis macroeconômicas tem sido utilizados os Modelos de Autoregressão Vetorial (VAR). Para maiores detalhes sobre a metodologia, citam-se os trabalhos de SIMS e ZHA (1995), CHRISTIANO et al. (1996 e 1997), BERNANKE e MIHOV (1998) e CLARIDA et al. (1999).

consistentes para explicar alguns efeitos de choques monetários contracionistas. Inicialmente, os níveis de preços respondem pouco; o produto agregado diminui; a taxa de juros aumenta; e os salários reais declinam. Para PÉTURSSON (2001), a política monetária propaga-se para outras partes da economia pelo mecanismo de transmissão, que descreve como as mudanças nessa política são transmitidas pelo sistema financeiro, para o lado real da economia, afetando as decisões sobre consumo e investimento.

Segundo MOREIRA et al. (1998), em estudo realizado no Brasil durante o período pré e pós-Plano Real, os efeitos da política monetária foram a queda no nível de preços, o que implicou desvalorização cambial, e o aumento dos juros, que implicou queda inicial no desemprego, que, posteriormente, teve pequeno e persistente aumento. Entretanto, o período de análise, no estudo desses autores, correspondeu a janeiro de 1991 a maio de 1997, tendo em vista a dificuldade de estimação dos resultados no período pré-Plano Real, pois o crescimento a taxas muito altas das variáveis nominais dificultou a captação das relações entre elas.

Nesse contexto, a condução da política monetária, juntamente com os mecanismos institucionais (autonomia do BACEN, sistemas de metas de inflação, regras *versus* discricção, etc.), no período pós-Plano Real, explica a estabilidade de preços na economia brasileira. Em diversos períodos, o BACEN calibrou a taxa básica de juros (regra de Taylor) com a finalidade de estabilizar e convergir os níveis de preços para as metas de inflação. Os mecanismos institucionais surgem da necessidade de o BACEN garantir a estabilidade dos preços e resguardar o poder de compra da moeda, com vistas em evitar crises macroeconômicas.

Segundo FRAGA e GOLDFAJN (2002), o Banco Central brasileiro deve usar a política monetária apenas com o objetivo macroeconômico de controlar os preços ou a inflação. A política monetária não deve ser usada para gerar crescimento econômico via expansão monetária, pois ela é incapaz de gerar crescimento do produto acima da produtividade da economia no longo prazo. A evidência empírica indica que o uso mais eficaz da política monetária é o de garantir a estabilidade de preços. Assim, com a estabilidade de preços, a política

monetária criará um ambiente favorável que reduzirá as incertezas e as distorções, alongando os horizontes de decisão e permitindo o aumento nos investimentos e ganhos de produtividade.

É importante salientar que há poucos estudos sobre os impactos da política monetária restritiva e suas implicações no nível de produto e nos preços, no período pós-Plano Real. Dessa forma, este estudo procurou preencher lacunas existentes na literatura econômica brasileira, referentes aos impactos dessa política.

A principal contribuição deste trabalho, em relação aos de MOREIRA et al. (1998), ARQUETE e JAYME JÚNIOR (2003) e SILVA e MAIA (2004), foi à utilização das hipóteses econômicas, que evidenciam o canal de transmissão da política monetária nas relações macroeconômicas, que definem as restrições de curto prazo a serem impostas nas relações contemporâneas entre as variáveis. Ainda utilizaram-se testes de raiz unitária não-lineares como forma de analisar a estacionariedade das séries econômicas.

As variáveis econômicas que foram utilizadas neste estudo são diferentes dos trabalhos de MOREIRA et al. (1998), ARQUETE e JAYME JÚNIOR (2003) e SILVA e MAIA (2004), haja vista que se baseou no modelo teórico da regra da taxa de juros sugerido por TAYLOR (1993). Assim sendo, as variáveis econômicas foram coletadas para período mais recente, principalmente comparando com os trabalhos de MOREIRA et al. (1998), ARQUETE e JAYME JÚNIOR (2003).

Neste trabalho, procurou-se demonstrar que as altas taxas de juros implicaram quedas sucessivas no nível de produto e estabilização nos preços desde início do Plano Real. Assim, buscou-se mostrar que os choques monetários tiveram efeitos transitórios no curto prazo e houve neutralidade da política monetária no longo prazo. Ainda no período pós-Plano Real, a economia brasileira sofreu diversas transformações advindas da política monetária, as quais justificam a realização deste trabalho.

### **1.3. Objetivos**

#### **1.3.1. Geral**

Este trabalho teve como objetivo geral investigar, empiricamente, os efeitos da política monetária, adotada desde a implementação do Plano Real, sobre os níveis de produto agregado e de preços.

#### **1.3.2. Específicos**

- a) Identificar o comportamento dos níveis de produto agregado e de preços mediante choques monetários;
- b) Analisar a variabilidade dos níveis de produto agregado e de preços, atribuídos a esses choques monetários; e
- c) Estimar a regra de política monetária ótima no período de estudo.

## **2. EFEITOS DA POLÍTICA MONETÁRIA SOBRE PREÇOS E PRODUTO: UMA RESENHA DA LITERATURA**

### **2.1. Funcionamento da política monetária**

A política monetária objetiva perseguir metas para as variáveis macroeconômicas-chave da economia, tais como crescimento econômico, estabilidade de taxa de câmbio, nível de emprego e, ainda, estabilidade dos preços. Entretanto, na prática, há incompatibilidades entre os objetivos a serem atingidos e a política monetária.

Segundo SILVA (2001), a política monetária brasileira consiste em ações das autoridades monetárias do BACEN e da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), que alteram o grau de liquidez da economia, medida pelo total de meios de pagamentos, estrutura das taxas de juros e condições de crédito.

O Banco Central, executor dessa política, utiliza os instrumentos clássicos na obtenção dos objetivos da política econômica, os quais são conhecidos como operações de mercado aberto (*open market*), taxa de desconto e taxa de compulsório bancário.

Nas operações de mercado aberto, o Banco Central compra e vende títulos públicos, alterando o estoque de moeda e, dessa forma, a liquidez da economia. Esse instrumento pode ser considerado o mais eficaz dos três

instrumentos clássicos de política monetária, pois permite o controle diário do estoque monetário na economia, a variação da taxa de juros no curto prazo e o financiamento da dívida pública pelos agentes privados.

A taxa de redesconto é definida como uma taxa de desconto que o Banco Central cobra sobre títulos da carteira dos bancos comerciais. Essa taxa é prefixada e serve para dar liquidez financeira a bancos comerciais que tenham problemas financeiros. Geralmente, são operações de curto prazo que atendem às necessidades de caixa dos bancos comerciais que têm problemas de captação no mercado à vista. Os bancos comerciais não recorrem, constantemente, a essa prática porque há outros meios no mercado de crédito interbancário, os quais solucionam os problemas de caixa, a custos menores. Ao recorrer ao desconto de títulos no Banco Central, são geradas expectativas negativas quanto à liquidez financeira da instituição, o que pode levar os agentes econômicos a fazer retiradas de depósitos, o que poderá ocasionar na insolvência da instituição bancária.

Com relação ao depósito compulsório, o Banco Central altera os níveis de reservas dos bancos comerciais, pois uma parcela da captação de depósitos à vista deve ser depositada, como reserva, na autoridade monetária. Como esse instrumento incide sobre os depósitos à vista nas instituições bancárias, há controle da expansão das atividades dos bancos pela criação de moeda escriturária, o que limita a capacidade de empréstimos dos bancos ao mercado de crédito. Cabe ressaltar que, no Brasil, esse instrumento é muito utilizado para conter os gastos dos agentes econômicos, mediante redução no volume de crédito a ser ofertado pelos bancos comerciais.

O regime cambial adotado pela autoridade monetária afeta diretamente a condução da política monetária. Dessa forma, dependendo do regime cambial adotado, a política monetária pode ser ativa ou passiva. Basicamente, há dois regimes cambiais na literatura econômica: o de câmbio flutuante e o de câmbio fixo.

No de câmbio flutuante, o Banco Central não intervém no mercado, e a taxa de equilíbrio das divisas é determinada pela interação entre a oferta e a

demanda no mercado cambial. Já em regime de câmbio fixo, o Banco Central intervém no mercado; nesse caso, considera-se a taxa de câmbio um instrumento de política econômica. No sistema cambial flexível pode-se adotar a postura de flutuação administrada (*dirty floating*), em que ocorrem manipulações no mercado, entretanto, a autoridade monetária não se compromete com nenhuma taxa.

A política monetária, no regime cambial fixo, é considerada totalmente passiva. Nesse caso, o Banco Central não pode expandir ou contrair a base monetária, haja vista que a taxa de câmbio é predeterminada. A passividade da política monetária surge porque o Banco Central não pode fazer operações de *open market* para fixar a taxa de juros. Caso aconteça a emissão de títulos públicos, haverá contração da base monetária, o que implicará aumento na taxa de juros. Num contexto de economia aberta, altas taxas de juros induziriam os agentes econômicos a arbitrarem no mercado doméstico, dado o aumento no diferencial de juros internos diante dos externos. Diante disso, haveria pressão por apreciação da moeda doméstica e, como a taxa de câmbio é fixa e predeterminada, o afluxo de moeda estrangeira implicaria a expansão da base monetária, o que reduziria o diferencial de juros. É importante salientar que a monetização do déficit é incompatível com o sistema de taxa de câmbio fixo.

Na condução da política monetária, a autoridade monetária pode utilizar-se de regras ou discricionariedade na condução dos instrumentos monetários. Esse debate busca elucidar qual a melhor estratégia de administração dessa política<sup>5</sup>.

Segundo MENDONÇA (1998), a questão central é se a autoridade monetária deverá agir de acordo com regras fixas a serem seguidas, em qualquer momento, ou otimizar a escolha dos instrumentos políticos a cada período no tempo, ou seja, adotar a postura discricionária na condução dos agregados monetários.

Considerando o debate teórico entre "regra *versus* discricionariedade", uma política econômica eficiente seria aquela que: a) perseguisse o objetivo

---

<sup>5</sup> Na literatura econômica esse debate teórico é conhecido como "regra *versus* discricionariedade", ver BARRO (1986).

prioritário, por exemplo, estabilidade de preços; b) minimizasse os efeitos conflitantes entre os próprios instrumentos de política econômica e c) reduzisse as incertezas futuras dos agentes econômicos pelos mecanismos de transmissão da política econômica.

A administração *pari passu* das políticas monetária e fiscal deve ser promovida com vistas ao sincronismo e à consistência econômica. Nesse contexto, existem dois exemplos, na história econômica mundial, de falta de sincronismo das políticas econômicas. O conflito entre as políticas monetárias e fiscais ocorrido pelo embate entre o Presidente Ronald Reagan e o Presidente do *Federal Reserve Board* (FED), Paul Volcker nos Estados Unidos, e o caso alemão ocorrido anos 80, em que houve aumento nos gastos públicos para reduzir o desemprego e aperto da política monetária para reduzir a inflação.

Para MENDONÇA (2000), esse debate envolve a questão de como minimizar as perdas sociais, quando medidas de política econômica precisam ser tomadas ao longo do tempo. Assim, os tomadores de decisão devem optar pela adoção de medidas econômicas, a qualquer momento do tempo (regras), ou optar por otimizar a escolha dos instrumentos, a cada período de tempo (discrição).

Segundo KYDLAND e PRESCOTT (1977) e BARRO e GORDON (1983), caso os tomadores de decisão adotassem uma política monetária discricionária, ou seja, manifestada pelo “viés inflacionário”, esta somente resultaria na redução transitória do nível de desemprego. No longo prazo, o efeito da expansão monetária sobre o emprego desapareceria, enquanto o aumento da inflação perduraria. Caso a política monetária fosse baseada em regras, o “viés inflacionário” ficaria impedido de manifestar-se. Assim, a adoção de regras para a política monetária seria preferível ao comportamento discricionário da autoridade monetária<sup>6</sup>.

A opção por uma regra ou discricionariedade não deve gerar embates entre as políticas econômicas. A política monetária deve ser combinada com uma

---

<sup>6</sup> Para KYDLAND e PRESCOTT (1977) e BARRO e GORDON (1983), o termo viés inflacionário ou *inflation bias* manifesta-se quando os tomadores de decisão possuem aversão à queda no nível de produto da economia e indica a adoção de políticas monetárias expansivas no curto prazo. Entretanto, as políticas monetárias expansivas têm efeitos transitórios no curto prazo, perdurando somente o aumento da inflação causada pela expansão monetária.

política fiscal para atingir as metas dos tomadores de decisão. A utilização de uma regra não deve ser imutável ao longo do tempo, porque os agentes econômicos tendem a adaptar-se, com o tempo, a novas situações econômicas, pois ocorrem mudanças nos parâmetros econômicos.

Nessa perspectiva, um importante mecanismo institucional, capaz de evitar a ação discricionária do governo, seria a utilização de agências independentes, a exemplo da independência do Banco Central.

Recentemente, os Bancos Centrais de países desenvolvidos e em desenvolvimento tornaram-se alvos de pressões políticas, segundo as quais, a princípio, esses bancos estariam se desviando do papel de guardião monetário, como é o caso de sucessivas monetizações de déficits fiscais diante da estabilidade dos preços, o que configura a hipótese de subordinação da política monetária à fiscal. Assim, para KYDLAND e PRESCOTT (1977) e BARRO e GORDON (1983), o Banco Central deve adotar postura crível no cumprimento das metas de política econômica preestabelecidas, como forma de eliminar o “viés inflacionário”.

Para ROGOFF (1985), o “viés inflacionário” do tomador de decisão na implementação da política monetária somente será eliminado se o Banco Central for independente e tiver um presidente conservador, ou seja, se a aversão à inflação for maior do que a de outros agentes econômicos, o que culminaria na credibilidade da autoridade monetária na condução da política monetária.

Segundo MENDONÇA (2002), a credibilidade do Banco Central na adoção de políticas monetárias pode ser dividida em duas vertentes: a) teórica, em que é analisado o problema de persistência inflacionária, sob o comportamento discricionário da autoridade monetária e b) empírico, em que, se a aplicação da política monetária não estiver voltada para o combate à inflação, o processo de desinflação da economia pode implicar um sacrifício social maior que o necessário. Assim, como os pontos de vista teórico e empírico são diferentes, ambas as visões evidenciam que o ganho de credibilidade pelo Banco Central pode ser capaz de reduzir a inflação a um custo menor.

Conforme ressaltou MAXFIELD (1997), vários países alteraram recentemente suas legislações, com vistas em tornar os Bancos Centrais mais independentes e autônomos, a exemplo de países em desenvolvimento na América Latina, como Chile, Argentina, Colômbia, Equador, Venezuela e México, e desenvolvidos, como Itália, Portugal, Bélgica, França, Grécia e Espanha<sup>7</sup>.

A tese de Independência do Banco Central (IBC) sustenta-se em pilares monetaristas e no trinômio credibilidade-reputação-delegação. Para os defensores da tese de independência, esse tipo de proposição indica maior estabilidade monetária e crescimento econômico no futuro. Assim, o significado do termo independência tem aparecido na literatura econômica, na maioria das vezes, como a capacidade de o Banco Central não ceder às pressões das forças políticas para monetizar grandes déficits orçamentários. Daí, a necessidade de independência institucional em relação aos poderes Executivo e Legislativo (MENDONÇA, 2000; SICSÚ, 1996).

Embora a tese de IBC tenha se propagado pelos meios acadêmicos, políticos e institucionais, não há consenso, do ponto de vista teórico e empírico, a respeito das vantagens pró-independência. Estudos empíricos de CUKIERMAN et al. (1992) e CUKIERMAN (1994) indicaram que o Banco Central deva dedicar-se, unicamente, à função de guardião da moeda e concentrar-se, exclusivamente, na estabilidade dos preços. O trabalho de ALESINA e SUMMERS (1993) apontou que maiores graus de independência dos Bancos Centrais implicam taxas menores de inflação, comparado a Bancos Centrais com arranjos institucionais menos independentes.

Apesar de tais proposições empíricas terem suas validades estatísticas, não é possível chegar a conclusões do tipo causa e efeito, ou seja, não há evidências de que a IBC conduza a economia a baixos índices de inflação e vice-versa. Esse ponto foi debatido por POSEN (1993 e 1995), ao constatar que maior

---

<sup>7</sup> De acordo com SADDI (1997), quanto à autonomia, os Bancos Centrais podem ser classificados em dependentes, independentes e autônomos.

independência do Banco Central não implicaria relação causal com as taxas de inflação.

No caso do Brasil, que, desde 1999, vem adotando um regime de metas de inflação conjugado com um regime de taxa de câmbio flexível, a proposta de autonomia do Banco Central visa completar o arcabouço institucional, evidenciando-se o compromisso da política econômica com a estabilidade de preços. Essa estabilidade é condição necessária para o crescimento econômico.

A proposta de independência do BACEN, veiculada no Brasil, tem inspiração no modelo do Banco Central da Inglaterra, em que o tomador de decisão define a meta de inflação a ser alcançada e o Banco Central utiliza, livremente, os instrumentos da política monetária para alcançar a taxa de inflação preestabelecida. Já pelo modelo adotado pelo FED, há liberdade para estabelecer a meta quantitativa de inflação e para utilizar os instrumentos de política monetária. Entretanto, diferentemente do Banco Central da Inglaterra, o FED não teria um compromisso formal com uma meta de inflação, mas com dois objetivos, o de controlar a inflação e o de buscar o pleno emprego.

No debate teórico-econômico não há consenso no fato de a moeda ser exógena no sistema econômico, uma vez que as inovações financeiras dos bancos comerciais e as alterações na sua velocidade de circulação configuram a moeda endógena. A autonomia operacional do BACEN implica maior credibilidade e reputação no cumprimento das metas de inflação, eliminando, assim, o “viés inflacionário”.

## **2.2. Efeitos da política monetária sobre preços e produto: evidência empírica internacional**

O debate teórico-econômico entre os economistas tem enfatizado os custos associados à política monetária restritiva na busca da estabilidade preços, seja pelo aumento do desemprego, seja pelo baixo nível de crescimento econômico. De acordo com NUNES e NUNES (1999), a discussão dos aspectos monetários e seus efeitos na economia remontam aos debates entre duas escolas

de economistas do século XIX, que ficaram conhecidas como *Banking School versus Currency School*. Na época, predominou a equação quantitativa da moeda ou quantitativismo, em que qualquer aumento no estoque monetário aumentaria, em igual proporção, os níveis de preços, não alterando o produto, *coetaris paribus*.

Atualmente a política monetária tem se pautado pela utilização do sistema de metas de inflação e a utilização da regra de Taylor para a taxa de juros. Assim sendo, na adoção do sistema de metas de inflação, deve-se adotar uma regra para as variáveis econômicas juntamente com a função social de perda a ser minimizada. A função de perda deve englobar todos os objetivos da política monetária (estabilidade e redução da variabilidade do produto real e redução da taxa de inflação).

Segundo CLARIDA et al. (1998), existem pontos comuns na condução da política monetária nos países que adotaram o regime de metas de inflação, dos quais podem ser citados como exemplos o Canadá, a Nova Zelândia, a Inglaterra, a Suécia e a Austrália. Os pontos principais são: a) adoção de uma meta quantitativa para a inflação; b) estratégia e esquemas bem definidos para as decisões políticas sobre os métodos de previsão da inflação futura, bem como as metas intermediárias para as variáveis econômicas e c) aumento no grau de transparência e *accountability* por parte do Banco Central.

Neste contexto, vários países em desenvolvimento vêm adotando o sistema de metas inflacionárias, dos quais podem ser citados como exemplos o Brasil, o Chile, o México, a Colômbia, a Coreia do Sul, o Peru, a Polônia, a Tailândia e a África do Sul. Para estes países, a política monetária baseada no sistema de metas de inflação apresentou algumas vantagens e desvantagens (MISHKIN, 2000).

Segundo MISHKIN (2000), para estes países em desenvolvimento as vantagens de fixação da meta de inflação em detrimento da fixação da taxa de câmbio (*exchange rate peg*) foi baseada na idéia de que a política monetária deve responder prontamente a efeitos macroeconômicos domésticos. Assim, a estratégia de condução da política monetária deve se pautar pela transparência e

pelo conjunto de informações relevantes disponíveis no mercado interno. Desta forma, a explicitação numérica para meta de inflação aumenta o *accountability* do Banco Central, principalmente, porque este deve objetivar no curto prazo a estabilização de preços. Para isto, o Banco Central deve se valer de um comitê de condução da política monetária, principalmente, para a definição dos instrumentos monetários que serão relevantes para atingir a meta de inflação.

O funcionamento do comitê passa a ser o principal problema para os países em desenvolvimento, haja vista o passado histórico de pressões legislativas sobre a autoridade monetária. Como forma de minimizar as incertezas acerca da política monetária o Banco Central publica, periodicamente, relatórios sobre o comportamento dos preços e seu desempenho quanto aos desvios imprevistos em torno da meta preestabelecida.

Segundo MISHKIN (2000), as desvantagens para que os países em desenvolvimento adotassem o regime de metas de inflação decorreriam dos seguintes fatores: a) estrutura rígida (elevações periódicas da taxa de juros) do sistema de metas inflacionárias, o que aumenta a instabilidade do nível de produto, conseqüentemente, reduzindo nível de crescimento econômico; b) as defasagens longas da política monetária no combate a inflação podendo gerar redução no nível de *accountability* do Banco Central, conseqüentemente reduzindo a sua credibilidade junto aos agentes econômicos; c) o regime de metas de inflação, não impediria a expansão fiscal e nem as instabilidades da taxa de câmbio advindas do regime de taxa de câmbio flexível; d) ao contrario da adoção do regime de taxa de câmbio fixo e de regra para os agregados monetários, no regime de metas inflacionárias, a taxa de inflação não poderia ser controlada facilmente pelo Banco Central, haja vista que os efeitos inflacionários são incorporados aos instrumentos monetários com certa defasagem, o que poderia gerar erros de previsão. Assim, esses erros de previsão afetariam as decisões futuras do Banco Central, reduzindo a credibilidade do sistema de metas inflacionárias; d) o papel que os preços administrados exercem sobre o índice de preços ao consumidor usado como meta de inflação. Neste caso, a decisão futura

de reajustes desses preços administrados pode gerar embate entre as autoridades monetárias e fiscais.

A adoção do sistema de metas inflacionárias não garante que a autoridade fiscal adotará política de controle dos gastos públicos, implicando em inflação no longo prazo dado a monetização dos déficits fiscais. Desta forma, o sistema de metas de inflação, para atingir o sucesso deve ser precedido de uma política fiscal austera no controle dos gastos públicos.

FLASCHEL et al. (2000), em seu estudo, fizeram a comparação entre a adoção de regras para a taxa de juros e regras para os agregados monetários para economia norte americana, no período de janeiro de 1960 a janeiro de 1995. O modelo econométrico, proposto pelos autores, evidenciou bom ajuste dinâmico, no qual ocorreu convergência das variáveis macroeconômicas para a regra de taxa de juros e não convergência para a regra monetária. A adoção da regra para a taxa de juros tornou-se mais consistente com o modelo de metas de inflação<sup>8</sup>.

Para SVENSSON (2003), a política monetária, baseada em simples regras, não condiz com a condução da política monetária atual, especialmente com o sistema de metas inflacionárias, haja vista que a simplicidade destas regras pode ser incompleta do ponto de vista operacional, a exemplo a regra de Taylor.

Segundo SVENSSON (2003), a regra para taxa de juros pode levar ao resultado satisfatório na condução da política monetária no sistema de metas inflacionárias desde que se observadas as seguintes situações: a) especificação dos objetivos operacionais (meta para regra geral), ou seja, especificar as variáveis metas juntamente com as metas a serem atingidas e os pesos relativos para a convergência das variáveis metas em torno da meta geral; b) estimativa dos *trade-offs* dinâmicos entre as variáveis metas, *the marginal rates of transformation*, exemplo *trade-off* entre variáveis metas, cita-se como exemplo a taxa de inflação e o *gap* do produto; c) a partir da taxa marginal de transformação e da taxa marginal de substituição a partir da função de perda (*loss function*), deve-se calcular as condições de primeira ordem para a política monetária ótima,

---

<sup>8</sup> O modelo da regra de Taylor vem recebendo críticas devido somente à inclusão de choques de demanda e não incorporar choques de oferta, conforme levantou WOODFORD (2001) e KANCZUK (2004).

que é a regra ótima para a política monetária. De forma operacional, a previsão futura para as variáveis metas pode simplificar a regra ótima de política monetária; d) estimativa dos impactos dinâmicos do mecanismo de transmissão do instrumento monetários sobre as variáveis metas; e) condicionar a informação estimada pelo modelo estrutural às informações correntes e julgamentos, construindo um conjunto de trajetórias possíveis para as variáveis metas a partir de simulações alternativas nas trajetórias dos instrumentos monetários, selecionar as melhores trajetórias que condizem com os objetivos da política monetária; f) quando houver mudanças nas estimativas deve-se revisar sempre a regra para o instrumento monetário; g) estes pontos devem ser explicitados no documento em público através da autoridade monetária, como é o caso do *Monetary Policy Statements of the Reserve Bank* da Nova Zelândia e do Banco da Inglaterra.

No contexto empírico, a política monetária propaga-se para outras partes da economia pelos mecanismos de sua transmissão. Geralmente, estes estão associados, por um lado, ao custo do financiamento dos agentes privados e à composição da remuneração dos títulos públicos; por outro, à alteração das posições de credores e devedores, explicada pelo mecanismo *credit channel* da política monetária (MISHKIN, 1996; HUBBARD, 1995).

Na literatura econômica, os autores como BOIVIN e GIANNONI (2002), CLARIDA (2001), CLARIDA et al (1998), DALE e HALDANE (1995), em perspectiva empírica, estudaram o canal de transmissão da política monetária pela análise de modelos de auto - regressão vetorial e pelas estimativas da função de reação do Banco Central (regra de Taylor).

Segundo CLARIDA (2001), as elasticidades-impulso do modelo de auto-regressão vetorial determinam os choques da taxa de juros sobre os preços e produto da economia. De acordo com esse autor, as estimativas do modelo auto-regressivo para a Alemanha mostram o comportamento do Banco Central alemão, ao adotar política monetária do tipo *forward looking Taylor rule*. Dessa forma, considera-se que os efeitos da política monetária ocorram somente no curto prazo e que sejam transitórios, pois no longo prazo, configura-se a neutralidade da política monetária.

CLARIDA et al. (1998) estimaram a função de reação dos bancos centrais da Alemanha, do Japão, Estados Unidos, Inglaterra, França e Itália. A função de reação ou regra de Taylor mostra o comportamento do banco central a choques de demanda, ou quais os efeitos que o *gap* do produto e a taxa de inflação exercem sobre a taxa de juros.

De acordo com os autores citados acima, o coeficiente que mede o efeito da taxa de inflação teve valor de 1,31 com desvio padrão de 0,09, o que mostra que o Banco Central alemão (*Bundesbank*) eleva a taxa de juros real para aumento nas expectativas inflacionárias anuais. O coeficiente do *gap* do produto apresentou um valor de 0,25, com desvio padrão de 0,04. Este coeficiente mostra que para expectativas de aumento de 1% no *gap* do produto o *Bundesbank* aumenta a taxa de juros nominal (assim a taxa de juros real) em 25 pontos base<sup>9</sup>. Para os autores prevalece a idéia que o *Bundesbank* responde prontamente a aumentos a choques inflacionários na economia. Os dados coletados para a Alemanha foram de abril de 1979 a dezembro de 1993.

Ainda de acordo com os autores, para a economia japonesa, no período de abril de 1979 a dezembro de 1994, para o Banco Central do Japão o coeficiente associado à taxa de inflação foi de 2,04, com desvio padrão de 0,19. Já o coeficiente do *gap* do produto foi de 0,08, com desvio padrão de 0,03. Estes resultados sugerem que o Banco Central do Japão dá uma importância relativa maior ao controle da inflação do que o *Bundesbank*. Para o Banco Central dos Estados Unidos (*Federal Reserve – FED*), no período de outubro de 1982 a dezembro de 1994, apresentou coeficiente associado à taxa de inflação de 1,79 com desvio padrão de 0,18 e o *gap* do produto apresentou coeficiente de 0,07, com desvio padrão de 0,06. As estimativas dos parâmetros do modelo para o Banco Central da Inglaterra, no período de junho de 1979 a outubro de 1990, apresentou coeficiente de 0,98, com desvio de 0,09 para a inflação e coeficiente de 0,19, com desvio padrão de 0,04 para o *gap* do produto.

---

<sup>9</sup> O valor em pontos base está multiplicado por 100, assim 25 pontos base representa 0,25% em termos percentuais.

BOIVIN e GIANNONI (2002) analisaram os impactos da política monetária nos preços e no produto nos Estados Unidos. Esses autores estimaram, para a economia daquele país, um modelo de auto-regressivo estrutural com as variáveis taxa de juros, nível de preços e de produto. Assim, estes mostraram que, a política monetária a partir da década de 80 vem reduzindo a dispersão dos choques monetários em torno do equilíbrio entre inflação e produto.

Ainda de acordo com BOIVIN e GIANNONI (2002), os resultados dos choques monetários foram obtidos de três subperíodos. No primeiro, que compreende de janeiro de 1963 a março de 1979, os choques monetários contribuíram para a variância de previsão do produto e da inflação em torno de 19% e 14%, respectivamente. No segundo subperíodo (janeiro de 1980 a abril de 1997) de 7% e 10% e, finalmente, no período de janeiro de 1984 a abril de 1997, de 3% e 6%, respectivamente. As elasticidades-impulso do produto e da inflação mostram que os efeitos da taxa de juros (*funds rate*) afetaram a economia nos três subperíodos, mais do que em doze meses. Esses autores ressaltaram que a explicação para a queda no nível de dispersão atribuída aos choques monetários é dada por “respostas endógenas”, ou seja, aumento no grau de complexidade das relações financeiras em virtude do desenvolvimento da economia norte-americana. Estes resultados são corroborados pelo estudo de COCHRANE (1998), em que, as estimativas de um modelo de auto-regressão vetorial mostram que, na economia norte americana, os efeitos da taxa de juros sobre o nível produto tendem a perdurar, no máximo, até o décimo quarto mês.

Segundo estudo feito por DALE e HALDANE (1995), as estimativas de um modelo auto-regressivo para a economia da Inglaterra, evidenciam que choques na taxa de juros têm efeitos sobre a atividade econômica até o sexto mês após o choque. Para o nível de preços, o choque permanece entre o décimo segundo e décimo oitavo mês. A explicação é que, para a economia inglesa, o aumento na taxa de juros tende a aumentar os custos – indiretamente via salários ou diretamente via aumento nos custos dos serviços financeiros. Neste estudo prevaleceu a hipótese da neutralidade da política monetária no longo prazo, onde

a resposta do nível de atividade econômica a um choque na taxa de juros tende ao equilíbrio inicial em cinco anos.

### **2.3. Efeitos da política monetária sobre preços e produto: evidência empírica brasileira**

Segundo BOGDANSKI et al. (2002), a desvalorização cambial brasileira em 1999 foi superada devido a vários fatores, dos quais podem ser citados: as condições iniciais macroeconômicas, o suporte internacional (FMI), o regime de metas de inflação adequando as expectativas dos agentes econômicos. O mais importante foi controle dos gastos públicos como condição satisfatória para o regime de metas inflacionárias. O Brasil foi o primeiro país a participar de um programa de adoção do regime de metas de inflação junto ao Fundo Monetário Internacional. Os autores avaliam o comportamento do nível de inflação, do *gap* do produto, e do nível de taxa de juros, os quais dão suporte ao regime de metas de inflação no Brasil. Os autores mostram que um choque de demanda leva o BACEN a aumentar a taxa de juros até os próximos seis meses subsequentes, como forma de convergência da inflação em torno da meta preestabelecida<sup>10</sup>.

Para o Brasil, estudos econométricos que procuraram analisar os impactos da política monetária foram feitos por MOREIRA et al. (1998), MINELLA (2001), ARQUETE e JAYME JÚNIOR (2003), SILVA e MAIA (2004), BOGDANSKI et al. (2002) e FERNANDES e TORO (2005). Esses trabalhos analisaram os efeitos da política monetária a partir de modelos de auto-regressão vetorial. Há trabalhos que utilizaram modelos alternativos, tais como mínimos quadrados ordinários, modelo de equações aparentemente não-relacionadas, a exemplo dos de FREITAS e MUINHO (2002) e ANDRADE e DIVINO (2001).

MOREIRA et al. (1998) estimaram dois modelos auto-regressivos para a economia brasileira, no período de janeiro de 1991 a maio de 1997. De acordo

---

<sup>10</sup> Maiores detalhes da implementação do sistema de metas de inflação e regra para a taxa de juros *selic* adotado no Brasil, em 1999, encontram-se em BOGDANSKI et al. (2000).

com esses autores, os choques monetários explicaram 29% e 36% da variância na previsão dos preços, nos dois modelos auto-regressivos. Para 10 períodos a frente, no entanto, esse efeito seria, respectivamente, de 13% e 40%. A diferença pode estar na presença dos mecanismos de indexação, que geravam grande inércia inflacionária antes do Plano Real. Cabe ressaltar que nos modelos auto-regressivos, propostos pelos autores, não se incluíram as discussões dos impactos no nível de produto da economia.

MINELLA (2001), ao estimar um modelo auto-regressivo, usou dados mensais do período de 1975 a 2000. Para capturar os efeitos da política monetária sobre a economia, esse autor dividiu o período de estudo em três subperíodos, conforme a taxa de inflação: de 1975 a 1985, período de inflação moderada; de 1985 a 1994, de alta inflação; e, finalmente, de 1994 a 2000, de inflação baixa. No período de 1994 a 2000, a taxa de inflação (IPCA) não persistiu mais que o quarto mês após o choque monetário; em contrapartida, nos outros dois subperíodos os choques persistiram até o décimo quarto mês. Em face do choque monetário, a taxa de inflação permaneceu, depois de vinte e quatro meses em torno de 19,4% ao mês, no primeiro subperíodo; em torno de 54,2% ao mês, no segundo subperíodo; e, finalmente, em 1,4%, no período de 1994 a 2000.

Segundo MINELLA (2001), os efeitos do choque monetário levaram à redução do nível de produto no segundo mês, permaneceram no máximo até o sétimo mês, e retornaram ao equilíbrio inicial, logo depois. Para esse autor, esses resultados não estariam de acordo com a economia norte-americana, pois os efeitos dos choques monetários sobre o produto levariam de doze meses a vinte e quatro meses para retornarem ao equilíbrio inicial. Assim, MINELLA (2001) buscou explicação na predominância de crédito de curto prazo, em que as dívidas privadas respondem, rapidamente, a mudanças na taxa de juros *selic*.

ARQUETE e JAYME JÚNIOR (2003), em estudo realizado no Brasil, no período de julho de 1994 a dezembro de 2002, encontraram resultados distintos dos encontrados por MINELLA (2001). Conforme os autores, os choques monetários levam à queda significativa no produto, efeito que é duradouro, haja vista que o hiato só retorna para sua trajetória após 15 períodos.

Já os efeitos da taxa de juros sobre a taxa de inflação não são significativos, pois os resultados desses autores indicaram que a política monetária, via taxa básica de juros, não é eficaz no combate à inflação, uma vez que não se obteve resposta significativa do IPCA diante de uma política restritiva. Cabe ressaltar que ARQUETE e JAYME JÚNIOR (2003) trabalharam com um modelo auto-regressivo com diversas ordens entre as variáveis e utilizaram a variável nível de reservas internacionais, o que poderia ter levado aos resultados de não-eficiência da taxa de juros no controle da inflação.

O estudo de SILVA e MAIA (2004), que procuraram mostrar os efeitos da taxa de juros sobre produto, taxa de inflação e taxa de câmbio na economia brasileira, no período de agosto de 1994 a dezembro de 2002, pela modelagem de modelos auto-regressivos com correção de erros. De acordo com esses autores, considerando a taxa de inflação, os choques na taxa de juros apresentaram efeitos negativos sobre essa variável até, no máximo, o quinto mês. Todavia, apenas no segundo mês tais efeitos foram realmente significativos. Quanto ao nível de produto, um choque na taxa de juros levou à queda do produto no segundo mês, elevação no terceiro mês e, novamente, redução a partir do quarto mês. A partir do sétimo mês, os efeitos desses choques sobre o produto tornaram-se praticamente nulos.

Os resultados de SILVA e MAIA (2004) corroboram o trabalho de MINELLA (2001) e mostram que choques de taxa de juros têm efeitos passageiros sobre a inflação. Segundo aqueles autores, considerando o regime de metas inflacionárias, este resultado torna-se um problema que o BACEN deverá contornar para manter a credibilidade da política monetária.

De acordo com BOGDANSKI et al. (2002), a partir das estimativas de um modelo econométrico, pode-se vislumbrar que os choques de demanda afetam com maior intensidade a definição da taxa de juros *selic* na economia brasileira por parte do BACEN. As estimativas dos autores mostram que os choques de demanda tiveram efeitos positivos sobre a taxa de juros para os primeiros vinte quatro meses após a implantação do sistema de metas de inflação.

FERNANDES e TORO (2005) utilizaram um modelo VAR para analisar o comportamento dos choques monetários (taxa de juros) sobre taxa de inflação, índice de preços ao consumidor (IPCA), produto interno bruto dessazonalizado e deflacionado pelo IPCA, estoque de moeda e taxa de juros *Selic*, de novembro de 1994 a fevereiro de 2001.

Segundo FERNANDES e TORO (2005), dentre os principais resultados encontrados para um choque monetário de um desvio-padrão na taxa de juros *selic* no curto prazo, destacam-se: a) a elevação na taxa de juros de curto prazo gera, inicialmente, um aumento da taxa de juros de longo prazo e um efeito negativo nas demais variáveis; b) os efeitos do choque monetário tornam-se nulos após seis meses; c) o nível de atividade reage de forma consistente com a interpretação usual de choque monetário (ausência de efeito real de longo prazo). Após a queda inicial, há uma rápida recuperação do nível de atividade, tornando o efeito acumulado do choque monetário praticamente nulo. Estes resultados corroboram com a dinâmica de resposta que segue o padrão clássico de transmissão monetária.

Atualmente, a política monetária brasileira tem se pautado na discussão sobre os efeitos dos preços administrados (preços reajustados pelo governo federal para contratos públicos ou tarifas públicas controlados por agências reguladoras) e livres (preços determinados no curto prazo pela interação entre demanda e oferta) sobre os índices de preços ao consumidor. No regime de metas de inflação do Brasil não se faz distinção entre o comportamento dos preços administrados *vis-à-vis* livres no cálculo da meta pelo BACEN, ou seja, trata-se a inflação “cheia” pelo IPCA.

Na Tabela 1, evidencia-se o comportamento da meta de inflação e do IPCA de 1999 a 2004. Assim, o debate acirrou-se em torno do não cumprimento da meta de inflacionária, devido ao comportamento dos preços administrados para os anos de 2001 a 2004.

Tabela 1 – Comportamento da taxa de inflação (IPCA) e as metas de inflação na economia brasileira, no período de 1999 a 2004

Período	Meta de inflação (%)	Limite superior (%)	Inflação – IPCA (%)
1999	8,0	10,0	8,94
2000	6,0	8,0	5,97
2001	4,0	6,0	7,67
2002	3,5	5,5	12,53
2003	4,0	6,5	9,30
2004	5,5	8,0	7,60

Fonte: Dados do BACEN e IPEA (2005). Elaboração do autor.

Neste contexto a elevação da taxa de juros, reduz a demanda agregada, via queda no investimento e consumo, conseqüentemente, reduzindo o nível de preços. Entretanto, uma parte do índice de preços ao consumidor é composta pelos preços administrados que não são determinados pela interação entre a demanda e oferta. Assim sendo, os preços administrados são insensíveis a choques na taxa de juros. Desta forma, a elevação da taxa de juros leva a queda menor no índice de preço ao consumidor do que o esperado pelo BACEN, devido ao comportamento dos preços administrados. Assim, as metas de inflação não foram cumpridas a partir de 2001 a 2004 (Tabela 1).

Assim sendo, existem dúvidas acerca da eficácia da política monetária por parte do BACEN, no combate à inflação. Este ponto foi ressaltado, teoricamente, por MISHKIN (2000), qual seja, o peso relativo dos preços administrados sobre a composição do índice que mede a meta de inflação em países em desenvolvimento.

Segundo FIORENCIO e MOREIRA (2002), nos últimos anos, diversos bancos centrais adotaram o regime de metas de inflação, dando início a um intenso debate sobre que medida de inflação adotar. Esse debate reflete a suspeita de que os índices de inflação tradicionais possam ser excessivamente “nervosos”

no sentido de não discriminar entre choques de preços generalizados e idiossincráticos e entre choques permanentes e temporários.

Ainda de acordo com FIORENCIO e MOREIRA (2002), o regime de metas de inflação como o brasileiro, requer duas medidas distintas de inflação. A primeira medida é a própria meta de inflação, que define os objetivos da política e que pode ajudar a coordenar as expectativas de inflação do público. A meta de inflação deve ser crível, facilmente compreensível e sua série histórica deve ser estável, como no caso do IPCA. A segunda medida de inflação é o “núcleo” ou *core inflation*, que indica a tendência de inflação no curto prazo e, portanto, se a política econômica está no rumo certo. Em particular, o *core inflation* deveria discriminar choques de preços idiossincráticos de choques generalizados; discriminar choques temporários de choques persistentes e antecipar a tendência de curto prazo da inflação.

Neste contexto, OREIRO et al. (2005), consideraram que o BACEN deve adotar o *core inflation* como medida para a meta de inflação. Assim sendo, em função da ausência de qualquer forma de expurgo (preços administrados e sazonalidade), aumentos temporários de custos causam efeitos diretos na inflação e, por consequência, nas expectativas inflacionárias dos agentes, levando a elevação da taxa de juros, elevando os custos financeiros do setor produtivo, bem como, o custo de rolagem da dívida mobiliária federal. Entretanto, existem opiniões contrárias à eliminação dos preços administrados da meta para a inflação.

Segundo GIAMBIAGI e VELHO (2004), não dá para adotar a idéia do *core inflation* no Brasil, como meta para a inflação, principalmente porque a confiança da sociedade nas instituições públicas tende a ser menor em relação à de outros países desenvolvidos, reforçada pelo histórico de expurgos de alguns produtos no cálculo da inflação e pela recente estabilização dos preços. Assim, a adoção da meta do núcleo pode vir a comprometer, na opinião de diversos tomadores de decisão, a credibilidade do regime de metas. Os autores propuseram a utilização do IPCA médio doze meses em detrimento do *core inflation* e do IPCA “cheio” como meta inflacionária para o BACEN.

O sistema de metas de inflação foi um avanço na condução da política monetária brasileira, principalmente, sendo condizente com formação de expectativas futuras acerca do comportamento dos preços. Embora, as metas não tenham sido atingidas de 2001 a 2004, o BACEN tem conduzido a política monetária com objetivo de estabilização da inflação em torno da meta preestabelecida.

### 3. REFERENCIAL TEÓRICO

#### 3.1. Considerações iniciais

O referencial adotado neste trabalho visou elucidar o funcionamento recente da política monetária. Primeiramente, apresenta-se o modelo de Tinbergen-Theil, de 1961, que foi um dos primeiros a tentar modelar, matematicamente, a política econômica, definindo instrumentos e objetivos a serem otimizados pelo tomador de decisão a partir de uma função objetiva quadrática-linear. Assim, esse modelo mostra que o tomador de decisão possui um instrumento de política econômica que afeta as demais variáveis macroeconômicas. Entretanto, há discussões sobre a melhor forma de conduzir o instrumento, dado o grau de incerteza na economia.

KYDLAND PRESCOTT (1977) e BARRO e GORDON (1983) apontaram que o tomador de decisão tem objetivos conflitantes (*trade-off*) entre o nível de crescimento e a estabilidade de preços. Em face desse *trade-off*, o tomador de decisão tem o chamado “viés inflacionário”, ou seja, tendência em aumentar o nível de produto, reduzindo o nível de desemprego no curto prazo e, conseqüentemente, aumentando os preços. Como forma de evitar o “viés inflacionário”, o Banco Central deve adotar políticas monetárias baseadas em regras, em vez de políticas discricionárias. O modelo de CELLINI e

LAMBERTINI (2001) evidencia numa perspectiva dinâmica, que a política monetária, baseada em regras segundo KYDLAND e PRESCOTT (1977) e BARRO e GORDON (1983), gera resultados consistentes, trajetória temporal estável para preços e aumento no nível de produto em torno do estado estacionário da economia. Dessa forma, o Banco Central deve adotar uma política ótima com trajetória temporal consistente, sem aumento expansivo do nível de produto no curto prazo, preocupando-se, exclusivamente, com a estabilidade de preços. Caso o Banco Central não apresente regra para a política monetária, perderá a reputação e a credibilidade de suas ações futuras, numa economia com expectativas racionais.

Atualmente, a literatura econômica vem discutindo a adoção da regra da taxa de juros ou a chamada regra de TAYLOR (1993) como instrumento operacional para a política monetária. Essa proposição segue a corrente teórica de economistas novos-keynesianos. O modelo apresenta três equações: a curva de Phillips, a função de demanda agregada e uma regra de política de taxa de juros<sup>11</sup>.

Segundo BONONO e BRITO (2002), atualmente, o modelo macroeconômico novo-keynesiano vem substituindo os modelos de *IS-LM*, nos quais se adotam a inclusão de um termo antecipativo na curva IS e a substituição da curva LM por uma regra de política monetária (regra de Taylor para a taxa de juros) adotada pelo Banco Central.

Atualmente, o BACEN vem adotando o sistema de fixação da taxa de juros no Brasil, como forma de cumprimento das metas de inflação, o que, teoricamente, condiz com o modelo de CLARIDA et al. (1999), LEU (2004) e SVENSSON (1999), ou seja, a política monetária deve ser usada no curto prazo para estabilização dos preços.

---

<sup>11</sup> As críticas a regra de Taylor podem ser encontradas em WOODFORD (2001).

### 3.2. Definição e funcionamento da política econômica

A política econômica refere-se aos princípios que governam a ação dirigida para determinados fins e relaciona-se com três fatos: o que se deseja (os fins), como consegui-los (os meios) e qual a natureza da organização do grupo interessado (BOULDING, 1967). De acordo com TINBERGEN (1952), consiste na conjugação deliberada de certos meios para alcançar determinados fins na área econômica. Segundo KIRSCHEN (1975), é o processo pelo qual o governo hierarquiza certos objetivos, à luz dos seus fins de política econômica geral, e usa instrumentos ou alterações institucionais para alcançá-los.

De acordo com os autores citados no parágrafo anterior, há diferenças na definição de política econômica, mas as opiniões convergem para pontos que dizem respeito à manipulação de instrumentos pelos tomadores de decisão (autoridades fiscal e monetária), meios para atingir certos objetivos definidos no âmbito de uma região ou nação. Assim, os tomadores de decisão, ao definirem os objetivos de política econômica, como redução na inflação, crescimento econômico e redução no nível de desemprego, usam instrumentos como taxa de juro, dentre outros.

De acordo com BLINDER (1999), os formuladores de políticas monetárias, para alcançarem certos objetivos, como inflação baixa, estabilidade da produção e equilíbrio externo, utilizam-se de alguns instrumentos que visam ao cumprimento de suas responsabilidades, como reservas bancárias ou taxa de juros de curto prazo. Assim, o Banco Central defronta-se com objetivos conflitantes (*trade-offs*). Segundo BLINDER (1999), o funcionamento da política econômica pode ser descrita pelo modelo de TINBERGEN (1952) e THEIL (1961).

No modelo matemático de formulação da política econômica desenvolvido por Tinbergen-Theil, em 1961, supõe-se uma estratégia baseada em metas e instrumentos. Assim, o tomador de decisão controla os instrumentos com a finalidade de atingir as metas de política econômica. Geralmente, os objetivos estão associados a uma função de bem-estar social, em que o tomador de decisão

deve minimizar a função de perda (*loss function*) dos desvios do produto e do nível de inflação em relação às metas estipuladas. Esse modelo de formulação da política econômica pode ser formulado como um problema de programação dinâmica ou de teoria do controle ótimo, em que as ações de política afetam a economia, com defasagens e certo grau de incerteza. Cabe ressaltar que o tomador de decisão pode adotar metas intermediárias como forma de minimizar as incertezas a respeito da economia<sup>12</sup>.

Segundo BLINDER (1999), com o modelo de Tinbergen-Theil, de 1961, a formulação da política econômica pode ser representada pelo seguinte modelo estrutural:

$$Y = F(y, x, z) + e. \quad (1)$$

Cuja forma reduzida é dada por:

$$Y = G(x, z) + e, \quad (2)$$

em que  $Y$  é o objetivo da política econômica;  $y$ , vetor de variáveis endógenas;  $x$ , vetor de instrumentos políticos;  $z$ , vetor de variáveis exógenas não-políticas; e  $e$ , vetor de distúrbios estocásticos.

No modelo Tinbergen-Theil, de 1961, considera-se que  $e$  terá sua importância diminuída, quando as variáveis endógenas forem uma função linear e quando a função objetivo do tomador de decisão for quadrática, então, ter-se-á a representação linear das variáveis endógenas:

$$W = W(y), \quad (3)$$

em que  $W$  é a função linear das variáveis endógenas  $y$ . Assim, o tomador de decisão maximizará o valor esperado das variáveis endógenas, representado pela

---

<sup>12</sup> Dado o grau de incerteza nos mercados, alguns autores sugerem a adoção de regras, a exemplo do trabalho de TAYLOR (1993 e 1999).

função  $W$ , sujeito à restrição (2), derivando a regra ideal de política econômica, que é dada pela seguinte expressão: .

$$x^* = H(z), \quad (4)$$

em que  $x^*$  é a regra ótima de política econômica que o tomador de decisão deve adotar. Essa regra ótima é uma função linear  $H(z)$  das variáveis exógenas não-políticas do modelo macroeconômico.

Conforme BLINDER (1999), o modelo de formulação de política econômica apresenta algumas complicações, como incerteza do modelo, defasagens, necessidade de previsões, escolha dos instrumentos e função objetivo.

As principais críticas a esse modelo de funcionamento da política econômica são as incertezas a respeito da seleção do modelo e das estimativas dos parâmetros e da capacidade de previsão do modelo.

Para contornar tais críticas, considera-se que a função objetivo do tomador de decisão seja quadrática-linear, o que reduz a incerteza a respeito dos valores dos parâmetros exógenos futuros desconhecidos, uma vez que basta considerar os seus valores esperados, isto é, o princípio da “equivalência de certeza”, que minimiza erros futuros de previsão. Entretanto, esse procedimento pode ser criticado por considerar a economia como linear e a função objetivo do tomador de decisão como quadrática.

Reescrevendo a equação (1), tem-se:

$$Y = Gx + z + e, \quad (5)$$

em que  $G$  e  $z$  são variáveis aleatórias independentes de valores médios  $g$  e  $\bar{z}$ , respectivamente. O tomador de decisão busca minimizar as funções de perda a partir de  $E(y - \bar{y})^2$ , em que  $\bar{y}$  é o produto potencial. Assim, interpretando  $z + e$  como o valor  $Y$ , na ausência de qualquer medida de política ( $x = 0$ ), e ( $x \neq 0$ ) como a mudança na política sendo considerada. Assim, se  $G$  for não-aleatória, o

ajuste ideal na política será a equivalência de certeza, o que corresponderá à expressão:

$$x = \left( \frac{\bar{y} - z}{G} \right) \quad (6)$$

O valor de  $x$ , na expressão (6), mostra que o vetor de instrumentos políticos, a serem adotados pelo tomador de decisão, depende da diferença entre o vetor ótimo das variáveis endógenas (metas para as variáveis macroeconômicas) e das variáveis exógenas não-políticas. Mas, se  $G$  for não-aleatória com valor médio  $g$  e desvio-padrão  $\mathbf{s}$ , a função de perda será minimizada ao se estabelecer que:

$$x = \frac{\bar{y} - z}{g + \frac{\mathbf{s}^2}{g}}. \quad (7)$$

Assim, na expressão (7), a função de perda do tomador de decisão foi minimizada, ou seja, o objetivo de política econômica foi atendido. Em face dessa constatação,  $G$  é não-aleatória. Segundo BLINDER (1999), o tomador de decisão deverá adotar uma postura conservadora; para KYDLAND e PRESCOTT (1977) e BARRO e GORDON (1983), deverá pautar-se na adoção de regras de política econômica; e, de acordo com ROGOFF (1985), deverá ter reputação e aversão à inflação.

Segundo CELLINI e LAMBERTINI (2001), com base nos modelos de KYDLAND e PRESCOTT (1977) e BARRO e GORDON (1983), pode-se obter uma regra monetária a partir de um modelo de controle ótimo, que leva a resultados estáveis para o nível de inflação e produto. O modelo parte do pressuposto que o Banco Central busque a estabilidade de preços e que as autoridades fiscais possuam o chamado viés inflacionário. Assim, devem-se

prescrever e adotar regras de emissão e gestão monetária; caso contrário, regras e metas monetárias preanunciadas conduzirão à perda de credibilidade da política monetária, o que dificultará a estabilização dos preços.

KYDLAND e PRESCOTT (1977) e BARRO e GORDON (1983) foram os primeiros a discutir a presença do chamado “viés inflacionário”, que culminou na discussão sobre modelos de reputação, em contratos outorgante-agente, e conservadorismo, no comportamento do tomador de decisão<sup>13</sup>.

De acordo com CELLINI e LAMBERTINI (2001), o Banco Central escolherá a taxa de inflação da economia, ao minimizar a seguinte função quadrática de perda.

$$L(t) = [\mathbf{p}_t^2] + [y(t) - \bar{y}]^2, \quad (8)$$

em que  $L(t)$  é a função de perda do Banco Central;  $\mathbf{p}$ , taxa de inflação, e  $y$ , nível de produto e  $\bar{y}$  produto potencial da economia.

A política econômica objetiva reduzir a taxa de inflação e aumentar o nível de produto da economia. Nota-se que a função objetivo é quadrática-linear, em que se pode utilizar o princípio da “equivalência de certeza”.

A curva de Phillips, aumentada por expectativas, pode ser representada por:

$$\dot{y} = \frac{dy}{dt} = \mathbf{b}[\mathbf{p}(t) - E(\mathbf{p})]. \quad (9)$$

em que  $\mathbf{b}$  é o parâmetro de ajuste entre a inflação presente e a inflação esperada.

De acordo com CELLINI e LAMBERTINI (2001), reescrevendo (9) em uma formulação temporal discreta, tem-se:

---

<sup>13</sup> Ver, por exemplo, trabalhos de ROGOFF (1985), WALSH (1995), BARRO (1986) e SVENSSON (1997).

$$y_t - y_{t-1} = \mathbf{b}[\mathbf{p}(t) - E(\mathbf{p})] \quad (10)$$

Tomando o limite da expressão (10) para  $\Delta t \rightarrow 0$  e admitindo que  $E(\mathbf{p}) \equiv \mathbf{a}\mathbf{p}(t)$ , em que  $\mathbf{a}$  é parâmetro de ajuste expectativas, para  $\alpha > 0$ , tem-se:

$$\dot{y} = \mathbf{b}(1-\mathbf{a})\mathbf{p}(t), \quad (11)$$

Para  $\alpha = 1$  denota que os agentes econômicos privados têm expectativas de ajuste com previsão perfeita (*perfect foresight*). Então, a função de perda do Banco Central (função objetivo) pode ser definida por:

$$\text{Min}_{\mathbf{p}} \int_0^{\infty} e^{-rt} L(t) dt, \quad (12)$$

em que  $r$  é o fator de desconto. O valor corrente do Hamiltoniano desse modelo é dado por:

$$H(t) = e^{-rt} \left\{ [\mathbf{p}(t)]^2 + [y(t) - \bar{y}]^2 + \mathbf{l}(t)\mathbf{b}(1-\mathbf{a})\mathbf{p}(t) \right\}. \quad (13)$$

A partir da expressão (13), têm-se as condições de primeira ordem e o ajustamento dinâmico:

$$\frac{\partial H(t)}{\partial \mathbf{p}(t)} = 2\mathbf{p}(t) + \mathbf{l}(t)\mathbf{b}(1-\mathbf{a}) = 0; \mathbf{l}(t) = -\frac{2\mathbf{p}(t)}{\mathbf{b}(1-\mathbf{a})} \text{ e } \dot{\mathbf{l}} = -\mathbf{l} \frac{\mathbf{b}(1-\mathbf{a})}{2} \quad (14)$$

$$-\frac{\partial H(t)}{\partial y(t)} = \mathbf{l} - r\mathbf{l}(t); \dot{\mathbf{l}} = r\mathbf{l}(t) - 2[y(t) - \bar{y}]. \quad (15)$$

Desta forma, pode-se escrever a equação da variável controle da seguinte forma:

$$\dot{\mathbf{p}} = \mathbf{b}(1-\mathbf{a}) \left[ \frac{\mathbf{r}\mathbf{p}(t)}{\mathbf{b}(1-\mathbf{a})} + y(t) - \bar{y} \right]. \quad (16)$$

Assim, a partir da expressão (16), pode-se derivar o estado estacionário da taxa de inflação ( $\dot{\mathbf{p}}=0$ ):

$$\mathbf{p}^{SS} = -\frac{\mathbf{b}(1-\mathbf{a})[y(t) - \bar{y}]}{\mathbf{r}},$$

em que  $\mathbf{p}^{SS} = 0$ ,  $\mathbf{a} = 1$  e  $y = \bar{y}$ , considerando que o estado estacionário do nível de produto seja dado por  $y^{SS} = \bar{y}$ .

Conforme CELLINI e LAMBERTINI (2001), podem-se escrever as expressões (11) e (16) em um sistema de equações na forma matricial, a saber:

$$\begin{bmatrix} \dot{y} \\ \dot{\mathbf{p}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \mathbf{b}(1-\mathbf{a}) \\ \mathbf{b}(1-\mathbf{a}) & \mathbf{r} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} y \\ \mathbf{p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ -\mathbf{b}(1-\mathbf{a})\bar{y} \end{bmatrix} \quad (17)$$

Para testar a dinâmica temporal e a estabilidade do sistema, deve-se analisar a matriz jacobiana:

$$J = \begin{bmatrix} 0 & \mathbf{b}(1-\mathbf{a}) \\ \mathbf{b}(1-\mathbf{a}) & \mathbf{r} \end{bmatrix}, \quad (18)$$

em que  $Tr(J) = \mathbf{r} > 0$  e  $\Delta(J) = -\mathbf{b}^2(1-\mathbf{a}) < 0$  são o traço da matriz e o determinante para todo  $\alpha \in (0,1)$ . Essa solução é consistente com a trajetória temporal estável; caso contrário seria instável (CELLINI e LAMBERTINI, 2001).

### **3.3. Modelo da regra da taxa de juros para a política monetária**

Apesar de ter um objetivo e um instrumento, é possível organizar a atuação do BACEN de diferentes maneiras; pode ancorar o nível de preços por meio da volta ao câmbio fixo (ou "administrado"), não recomendável por várias razões; e pode tentar controlar algum agregado monetário, como a quantidade de moeda em poder do público, ou o crédito na economia.

No entanto, na prática, dada a instabilidade da demanda desses agregados, a maioria dos Bancos Centrais no mundo desistiu dessa opção, conforme mostraram BERNANKE e BLINDER (1992) e BLINDER (1999). Então, no Brasil o BACEN tem utilizado a taxa de juros como instrumento de controle da inflação, podendo atuar nesse controle com maior ou menor grau de transparência e compromisso. Assim, o arcabouço do Regime de Metas de Inflação explicita essas metas para os anos seguintes; divulgam-se, trimestralmente, as projeções de inflação em relatórios e detalham-se as formas de reação do Banco Central nas atas, após as decisões.

A proposta de adoção da taxa de juros como variável de controle está de acordo com o referencial novo-keynesiano, conforme ressaltaram CLARIDA et al. (1999). Atualmente, a estabilidade de preços da economia brasileira é explicada pela adoção da política monetária baseada na regra da taxa de juros. Esses modelos econômicos procuram explicar o desemprego involuntário em um contexto de rigidez de preços e salários na economia e consideram os agentes econômicos otimizadores com expectativas racionais, baseados em uma fundamentação microeconômica mais sólida que os keynesianos. Assim, o principal ponto de divergência entre os novos keynesianos e os novos clássicos é no ajuste automático dos mercados para explicar as flutuações no curto prazo.

Dessa forma, os mercados possuem falhas de coordenação que são explicadas pela competição imperfeita e por assimetria de informações, pelas quais se determinam flutuações no produto e no emprego no curto prazo. Esses modelos possuem várias abordagens ou explicações para a rigidez de preços e salários no curto prazo. Dentre os principais modelos, destacam-se os de custos

de *menu*; de salário eficiência; de conflitos entre trabalhadores empregados (*insiders*) e trabalhadores desempregados (*outsiders*); e informação imperfeita e *sticky prices*.

Esses modelos macroeconômicos consideram que há custos de ajustamento no curto prazo, em resposta a choques na curva de demanda agregada. Os preços são remarcados pelas empresas de forma lenta e não diretamente, dado o choque na demanda. Basicamente, os modelos mostram que, quanto ao ajuste de preços, combina-se rigidez nominal com comportamento otimizador dos agentes econômicos, que levam em conta a previsão dos acontecimentos no futuro (*forward-looking*) e a dinâmica inflacionária na economia.

Segundo CLARIDA et al. (1999), a economia pode ser representada por um modelo dinâmico de equilíbrio, com moeda e preços regidos (este modelo é conhecido na literatura como modelo estrutural, em que as equações podem ser estimadas econometricamente). No modelo, a taxa de inflação ( $p$ ) é dada pela diferença entre o período  $t-1$  e  $t$ ; a taxa de juros nominal pode ser representada por  $i_t$ ; e  $x_t$  é o *gap* ou desvio do produto<sup>14</sup>.

Cada variável é comparada com seus valores atuais e com seu equilíbrio de longo prazo. A partir dessas hipóteses, pode-se representar a curva IS<sup>15</sup>:

$$x_t = \mathbf{a}_0 + E_t x_{t+1} - \mathbf{j} [i_t - E_t p_{t+1}] + g_t, \quad (19)$$

$$g_t = \mathbf{m} g_{t-1} + \hat{g}, \quad (20)$$

em que  $i_t$  é a taxa de juros nominal;  $x_t$ , desvio do produto;  $p_t$ , taxa de inflação;  $g_t$ , termo de distúrbio, com média e variância constante;  $\mathbf{m}$ ,  $\mathbf{a}_0$  e  $\mathbf{j}$ ,  $\hat{g}$  são os demais parâmetros do modelo; e o valor de  $\mathbf{m}$  deve estar no intervalo  $0 \leq \mathbf{m} \leq 1$ .

A diferença entre a equação (19) e a curva IS tradicional é que o produto corrente depende das expectativas do produto futuro e da taxa de juros. As

<sup>14</sup> Conforme LEU (2004), o *gap* do produto é dado pela diferença entre o produto efetivo e o produto potencial da economia.

<sup>15</sup> Esta formulação da curva IS é do tipo *forward-looking* conforme o arcabouço teórico novo-keynesiano.

expectativas maiores quanto ao aumento no produto futuro levam ao aumento no produto corrente, haja vista que expectativas maiores resultam no aumento no consumo presente<sup>16</sup>.

A curva de Philips é representada por CALVO (1983), na qual os preços nominais são rígidos e as firmas concorrência monopolista ajustam os preços de acordo com as seguintes expressões:

$$\mathbf{p}_t = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 E_t \mathbf{p}_{t+1} + \mathbf{b}_2 x_t + u_t, \quad (21)$$

$$u_t = \mathbf{r}u_{t-1} + \hat{u}, \quad (22)$$

em que  $\mathbf{p}_t$  é taxa de inflação;  $E_t \mathbf{p}_{t+1}$ , valor esperado da inflação;  $x_t$ , desvio do produto;  $u_t$ , termo de distúrbio, com média e variância constante;  $\mathbf{b}_0$ ,  $\mathbf{b}_1$ ,  $\mathbf{b}_2$  demais parâmetros do modelo; e o valor de  $\mathbf{r}$  deve estar no intervalo  $0 \leq \rho \leq 1$ <sup>17</sup>.

Segundo CALVO (1983), deve-se ter a possibilidade de os preços variarem a cada período de tempo, pois novas informações são incorporadas pelas firmas. A cada período de tempo, uma fração das firmas consegue reajustar os preços dos produtos, enquanto os demais permanecem inalterados. A duração do regime de remarcação de preços pode ser representada pela razão de probabilidade das firmas que remarcam diante das que não remarcam preços, em dado período de tempo.

Para o fechamento do modelo é necessária uma regra de política monetária. Assim, para CLARIDA et al. (1999), utiliza-se a regra de fixação da taxa de juros em detrimento do controle da oferta de moeda. A regra utilizada é a de TAYLOR (1993 e 1999).

Para ROMER (2000), o controle da taxa de juros não é recente na literatura; nos Estados Unidos, somente no período de 1979 a 1982 os agregados monetários foram importantes. O Banco Central, ao utilizar a regra da taxa de

---

<sup>16</sup> Segundo CARLIN e SOSKICE (2005), esse tipo de curva IS é do tipo *forward-looking*, pois os agentes econômicos ajustam o consumo presente ao consumo futuro, em que as expectativas de aumento futuro do produto levam a aumento no consumo presente e, conseqüentemente, no produto presente.

<sup>17</sup> Segundo CARLIN e SOSKICE (2005), a equação (21) é a Curva Phillips Novo Keynesiano (NKPC), em que as firmas em concorrência imperfeita ajustam os preços pelo *staggered price-setting* e os agentes privados têm expectativas racionais.

juros diante dos agregados monetários, torna a política monetária mais realista do ponto de vista operacional. No curto prazo, a regra da taxa de juros nominal provê melhor descrição no comportamento de Bancos Centrais, comparada a uma regra para a taxa de juros real.

Segundo CLARIDA et al. (1999), com a adoção da taxa de juros nominal não é necessário explicitar no modelo a curva LM, uma vez que o Banco Central ajusta a oferta de moeda ao nível de taxa de juros, conseqüentemente, a demanda de moeda iguala-se à oferta de moeda. A regra de TAYLOR (1993) mostrou que a taxa de juros nominal dos Estados Unidos deve aumentar um ponto e meio, para cada ponto de desvio de inflação, em relação à meta de inflação, e meio ponto para cada ponto do desvio do produto, em relação ao produto potencial. Essa relação não foi estimada empiricamente, mas seguiu apenas sugestões do autor. As estimativas empíricas para os Estados Unidos estão em CLARIDA (2001) e para a Inglaterra, em NIKOLOV (2002)<sup>18</sup>.

Segundo CLARIDA (2001) e LEU (2004), a regra da taxa de juros da política monetária pode ser representada por:

$$i_t = g_0 + p_t + g_1 (E_t p_{t+1} - p^T) + g_2 x_t + e_t, \quad (23)$$

em que  $i_t$  é a taxa de juros nominal;  $p^T$ , logaritmo da meta de inflação;  $x_t$ , *gap* do produto;  $e_t$ , choques da política monetária; e  $g_2$  e  $g_1$  são os parâmetros. Essa regra é do tipo *forward looking Taylor rule*.

Segundo MAYA (2004), o BACEN utiliza como instrumento de política a taxa nominal de juros, que pode ser obtida de três formas possíveis: a) uma trajetória completamente exógena; b) uma combinação linear de variáveis (*feedback variables*); e c) uma função de reação ótima, resultado da minimização de uma função perda, ou seja, o instrumento para atingir a meta que, nesse caso, é a taxa de juros nominal, e que dependerá de quais variáveis serão determinadas como objetivo de política. Esse novo regime de política monetária, mais

---

<sup>18</sup> A regra de TAYLOR (1993) pode ser descrita pela seguinte equação:  $i = p_t + r^* + 0,5(p_t - p^*) + 0,5(x_t)$ .

especificamente o de metas de inflação, foi adotado a partir dos anos 90 em diversos países, a exemplo de Nova Zelândia, Canadá, Reino Unido, Suécia, Austrália, dentre outros.

De acordo com MAYA (2004), dentre as características principais desses modelos, podem-se destacar: a) anúncio público de uma meta explícita para a inflação (um ponto ou um intervalo de variação e o prazo de controle); b) compromisso institucional com a estabilidade de preços, como objetivo principal de política econômica, e com os outros objetivos subordinados a este; c) procedimento operacional, que pode ser descrito como uma “previsão da meta de inflação” usada como variável de meta intermediária; assim, tanto a estrutura a termo como toda a informação relevante serão usadas para a condução da política monetária. Dessa forma, não há uma regra explícita para o instrumento, isto é, a determinação do instrumento corrente não é uma função explícita da informação corrente. Conforme esse autor, esse procedimento resulta em uma função de reação endógena, que expressa o instrumento como uma função da informação relevante, e em alto grau de transparência e *accountability* (publicação periódica de relatórios, compromisso público com a estabilidade e maior grau de transparência, que pode dar maior reputação ao Banco Central).

Ao seguirem o procedimento de maior transparência e *accountability* na condução da política monetária brasileira, FRAGA e GOLDFAJN (2002) evidenciaram que o trabalho do BACEN, desde a adoção do sistema de metas para a inflação, tem-se nortado em alguns princípios básicos implementados no âmbito do Comitê de Política Monetária (COPOM).

Para FRAGA e GOLDFAJN (2002), há dois princípios: primeiramente, a atuação do COPOM baseia-se em uma avaliação da tendência futura da inflação. As projeções são obtidas pelas melhores informações disponíveis, tanto quantitativas, processadas em modelos estruturais, simulações e outras medidas estatísticas, quanto qualitativas e desagregadas, que exigem uma avaliação mais subjetiva. Em segundo lugar, procura analisar as causas de eventuais diferenças entre a projeção e a meta, de forma a reagir de acordo com as recomendações da melhor teoria e prática internacional sobre o assunto.

Vale ressaltar que o referencial teórico novo-keynesiano tem sido utilizado em vários países para implementação e operacionalização da política monetária. No caso brasileiro, a política monetária de controle da inflação segue o modelo de metas de inflação e regra para a taxa de juros.

Assim sendo, este trabalho utilizou o modelo teórico de CLARIDA et al. (1999) e LEU (2004). As variáveis utilizadas no modelo teórico foram taxa de juros ( $i_t$ ), nível de preços (inflação) e *gap* do produto ( $x_t$ ) e taxa de inflação ( $p_t$ ) foram utilizadas na definição do modelo empírico de auto-regressão vetorial estrutural à partir das seguintes nomenclaturas: taxa de juros (TJ); *gap* do produto (PIB suavizado pelo filtro de H-P) e índice de preços (P). Conforme ressaltaram CLARIDA et al. (1999) e LEU (2004), a partir das estimativas das equações (19), (21) e (23) têm-se os impactos da política monetária (taxa de juros) sobre os níveis de produto e preços da economia.

As críticas ao modelo estrutural de utilização da regra de taxa de juros adotada pelos Bancos Centrais originou-se na corrente de economistas de extensões da teoria novo-clássica como a teoria dos ciclos reais de negócios ou *Real Business Cycles* (RBC), que surgiram no início da década de 80. Esses economistas mostram que variações no produto e nível de emprego na economia são explicadas por variações reais de oportunidades por parte dos agentes econômicos. Os teóricos dos RBC, assim como os novos-clássicos, partilham da idéia que os mercados se equilibram, caracterizando o desemprego como voluntário. Em geral choques de oferta, tais como tecnologia, condições ambientais, tributárias e alterações nos preços relativos determinam as variações de curto prazo dos níveis do produto e do emprego. Desta forma, choques nominais na demanda agregada não desempenham importâncias significativas sobre a economia e sim choques reais do lado da oferta agregada. Os modelos dos RBC não tratam do ajustamento de variáveis macroeconômicas em resposta a choques monetários e outros choques nominais na demanda agregada, uma vez que a moeda somente possui a finalidade de transação e determinar o nível de preços da economia.

KANCZUK (2001, 2002 e 2004) propôs modelos RBC para explicar o comportamento da política monetária o seu canal de transmissão da sobre a economia brasileira. Geralmente esses modelos são baseados em uma economia artificial com a calibragem dos parâmetros e simulações.

KANCZUK (2004) desenvolveu um modelo de equilíbrio geral dinâmico, em linha com os modelos de ciclos reais, mas adaptado para o estudo de políticas monetárias alternativas. O modelo RBC foi calibrado para a economia brasileira no período pós-Plano Real. As series geradas através de simulações nessa economia artificial são consistentes com os dados reais, e com uma estimação típica de um modelo estrutural de metas inflacionárias.

Segundo KANCZUK (2004), argumenta-se que por não considerar a presença de choques de oferta, os modelos estruturais baseados na regra de TAYLOR (1993 e 1999), estão especificados incorretamente. Em contraste, com o modelo RBC podem-se separar os efeitos dos choques de oferta e demanda além de ser (potencialmente) robusto a Crítica de Lucas.

Segundo KANCZUK (2004), existem algumas limitações ao estimar o modelo estrutural econométrico utilizado pelo BACEN ao basear-se somente nas três equações; *I.S.* antecipativa, Curva de *Philips* e Regra de TAYLOR (1993 1999). A Curva de *Phillips* usada nos modelos estruturais econométricos capta exclusivamente os choques de demanda. A idéia é que um choque de demanda faz com que o produto fique acima do produto potencial, o que implica em um aumento da inflação. O problema é que por “produto corrente acima do produto potencial” entende-se, simplesmente, que o produto filtrado pelo filtro *Hendrick-Prescot* (filtro de H-P) tem valor positivo. Assim, um hipotético choque de oferta também implica em que o produto filtrado seja positivo, mesmo que não haja aumento do produto potencial.

Segundo KANCZUK (2004), a dificuldade de medição do produto potencial já foi apontada por WOODFORD (2001), ou seja, uma grande variedade de choques reais afeta o produto potencial; a estes incluem choques tecnológicos, mudanças na oferta de trabalho, variações no consumo do governo, e variações na produtividade das oportunidades de investimento disponíveis, e

não há nenhuma razão para assumir que todos esses fatores seguem tendências suaves, ou seja crítica ao método de suavização ou filtro de H-P.

Conforme WOODFORD (2001), a regra *feedback* de Taylor para a taxa de juros tem apresentado algumas inconsistências e tem tomado a atenção sobre a real condução da política monetária nos Estados Unidos. Assim como TAYLOR (1993) e WOODFORD (2001), também não estimou a regra para a economia norte americana, sugerindo apenas críticas quanto à adoção da mesma na condução da política monetária.

WOODFORD (2001) apresentou duas críticas quanto ao modelo da regra de TAYLOR (1993). A primeira crítica foi que a regra original de Taylor busca estabilizar a taxa de inflação em torno da meta de inflação de 2% ao ano. Esse modelo desconsidera que a taxa de inflação que minimiza as distorções dos preços relativos em torno da função de perda social (*the welfare-theoretic loss function*) deve ser igual à zero. A segunda crítica foi que o *gap* do produto tem que igualar o produto atual ao produto potencial para trajetória ascendente. Entretanto para a economia americana, os tomadores de decisão mensuram o *gap* do produto ao produto relativo a uma tendência exponencial (filtro de H-P). Desta forma, nas estimativas não são considerados como efeitos dos choques reais afetariam o produto potencial, conseqüentemente subestimando o valor do *gap* do produto. Finalmente, a formulação clássica de Taylor mostra que a taxa de juros deve ser ajustada somente com base na mensuração dos valores correntes das variáveis metas. Entretanto, a regra ótima de política monetária envolve decisões de comitês monetários, em que ocorre o ajustamento mais gradual do nível da taxa de juros comparando ao nível determinado pelos valores correntes das variáveis metas e seus determinantes exógenos.

Em face a essas críticas, no Brasil, o COPOM desde a adoção do sistema de metas para a inflação em 1999, atua a partir de uma avaliação da tendência futura da inflação. Essas projeções são obtidas utilizando-se as melhores informações disponíveis, tanto quantitativas, processadas por modelos estruturais, simulações e outras medidas estatísticas, quanto qualitativas e

desagregadas, que exigem uma avaliação mais subjetiva (FRAGA e GOLDFAJN, 2002; FRAGA et al., 2003).

Segundo BOGDANSKI et al. (2000), a ocorrência de choques de demanda faz com que o BACEN tenha comportamento mais restritivo elevando a taxa de juros. Para choques de oferta e choques financeiros a postura foi de acomodação com elevação da taxa básica de juros buscando a redução da taxa de juros real. Assim, para o Brasil, os choques de demanda têm uma maior importância significativa *vis-à-vis* os choques de oferta.

Segundo FRAGA e GOLDFAJN (2002) e FRAGA et al. (2003), faz-se necessário distinguir entre choques de demanda e oferta e entre choques temporários e permanentes. Choques de demanda devem ser combatidos integralmente. Uma contração de demanda, por exemplo, deve ser compensada por uma política monetária expansionista. No caso de choques de oferta (também conhecidos como choques de custo) o BACEN tem seguido a recomendação tradicional: o impacto direto sobre o nível de preços é acomodado (ou seja, não provoca resposta da política monetária), mas se combatem os efeitos secundários (ou inerciais) do choque.

## 4. MODELO EMPÍRICO

### 4.1. Considerações iniciais

O modelo de auto-regressão vetorial estrutural (SVAR) foi utilizado na captação dos efeitos de choques monetários (taxa de juros) não-antecipados sobre o *gap* do produto (PIB suavizado pelo método de H-P) e sobre o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). O período da análise empírica abrangeu de julho de 1994 a julho de 2003.

É importante salientar que as séries econômicas no período pós-Plano Real apresentam um componente de tendência bem acentuado. Então, os testes de estacionariedade devem ser parcimoniosos para detectar a ordem de integração da série. Assim, utilizaram-se testes de raiz unitárias não-lineares pelos Modelos *Exponencial Smooth Transition Autoregressive (ESTAR)*, que são mais parcimoniosos que os tradicionais testes Dickey-Fuller (DF) e Phillips-Perron (PP).

O SVAR dependerá das relações teóricas, pois as hipóteses econômicas são importantes para definir as restrições a serem impostas nas relações contemporâneas entre as variáveis. Para isto, utilizou-se o referencial teórico novo-keynesiano, com base nas equações (19), (21) e (23) dos modelos de

CLARIDA et al. (1999) e LEU (2004). Na análise do SVAR foram impostas restrições de curto prazo.

Por meio do SVAR é possível analisar séries econômicas, sob a ótica dinâmica. Ao estimar o modelo, obtêm-se as elasticidades de impulso e a decomposição da variância do erro de previsão,  $t$  períodos à frente. Na investigação empírica empregou-se o *software Eviews 4.1*.

#### **4.2. Teste de raiz unitária não-linear ou modelo *Exponencial Smooth Transition Autoregressive (ESTAR-MODELS)***

Os modelos empíricos de análise de não-estacionariedade diante da estacionariedade têm sido bastante estudados na econometria de séries temporais. A literatura econométrica de séries temporais tem examinado essas questões em modelos lineares, desconsiderando qualquer possibilidade de não-linearidade no comportamento das séries temporais (KAPETANIOS et al., 2003).

De acordo com KIAÇ (2003), os testes de raiz unitária não-lineares são mais parcimoniosos e possuem melhor capacidade de rejeitar a hipótese nula que os tradicionais testes Dickey-Fuller (DF) e Phillips-Perron (PP), principalmente em situações em que o processo gerador de dados é altamente persistente.

Geralmente, os modelos não-lineares são versões modificadas do teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF), que envolve uma dinâmica não-linear, e são conhecidos como *Smooth Transition Autoregressive (STAR)*. Os resultados de previsão desses modelos são mais robustos que os testes de DF e PP, pois permitem detectar a presença de estacionariedade da série na presença de componente tendência não-linear (CHORTARCAS e KAPETANIOS, 2003).

De acordo com CHORTARCAS e KAPETANIOS (2003) e KAPETANIOS et al. (2003), pode-se considerar um modelo univariado STAR de primeira ordem I(1) ou STAR(1):

$$Y_T = \mathbf{b}Y_{T-1} + \mathbf{b}^*Y_{T-1}\mathbf{f}(\mathbf{q}; Y_{T-d}) + \mathbf{e}_T \quad t = 1, \dots, n \text{ e } d \geq 1, \quad (25)$$

em que o termo  $\mathbf{e}_T$  possui média zero e variância constante;  $\mathbf{b}$  e  $\mathbf{b}^*$  são parâmetros desconhecidos. Admite-se que  $Y_T$  seja um processo estocástico com media zero. O termo  $\mathbf{f}(\mathbf{q}; Y_{T-d})$  refere-se à função de transição, em que  $\mathbf{q} \in \mathbb{R}$  e  $d \in \mathbb{N}$  é dado.

Assim, o modelo STAR apresenta função de transição exponencial denotado pela expressão (26).

$$\mathbf{f}(\mathbf{q} : Y_{T-d}) = 1 - \exp(-\mathbf{q}Y_{T-d}^2). \quad (26)$$

A função exponencial de transição situa-se entre 0 e 1, ou seja,  $R \rightarrow [0,1]$ , tendo a propriedade descrita pela expressão (27), que é simetricamente U invertido em torno de zero.

$$\mathbf{f}_E(0) = 0 \text{ e } \lim_{X \rightarrow \pm\infty} \mathbf{f}_E(X) = 1. \quad (27)$$

Utilizando (26) em (25), tem-se o modelo *exponencial STAR*, que pode ser expresso de acordo com (28) como um modelo *Exponencial Smooth Transition Autoregressive (ESTAR)*.

$$Y_T = \mathbf{b}Y_{T-1} + \mathbf{b}^*Y_{T-1} \left[ 1 - \exp(-\mathbf{q}Y_{T-d}^2) \right] + \mathbf{e}_T. \quad (28)$$

A hipótese nula do teste de raiz unitária é testar se  $\beta = 1$  e  $\theta < 0$  (é verdade para  $\phi_E(\cdot) = 0$ ). Caso se tenha a hipótese nula a expressão (28) tornar-se-á um modelo linear AR(1) não-estacionário, ou seja:

$$Y_T = \mathbf{b}Y_{T-1} + \mathbf{e}_T. \quad (29)$$

Para a hipótese alternativa de estacionariedade, para  $\mathbf{q}$ , é estritamente positiva e (29) torna-se a expressão (30):

$$Y_T = \{ \mathbf{b} + \mathbf{b}^* \mathbf{f}_E(\mathbf{q}Y_{T-d}) \} Y_{T-1} + \mathbf{e}_T, \quad 0 < \Phi_E(\mathbf{q}Y_{T-d}) < 1 \quad (30)$$

Considerando que  $0 < \mathbf{f}_E(\mathbf{q}Y_{T-d}) < 1$ , evidencia-se que  $Y_T$  apresenta raiz unitária na região  $Y_{T-d} = 0$ , para o qual  $\mathbf{b} + \mathbf{b}^* \mathbf{f}_E(\mathbf{q}Y_{T-d}) = 1$ . Grandes valores de  $Y_{T-d}$  sobre os outros resultam, aproximadamente, em um processo AR(1) com raiz estável  $\mathbf{b} + \mathbf{b}^*$ , contanto que ocorra  $-2 < \mathbf{b}^* < 0$ .

Explicitamente, as hipóteses nula e alternativa podem ser expressas da seguinte forma:

$$H_0: \mathbf{q} = 0, \quad (31)$$

$$H_A: \mathbf{q} > 0. \quad (32)$$

Segundo CHORTARCAS e KAPETANIOS (2003), o teste linear ADF não é muito confiável quando o processo é estacionário não-linear. Então, os autores reparametrizaram a expressão (28) a partir da aproximação da primeira ordem da série de Taylor (em primeira diferença) obtiveram a regressão (33). A estimativa da equação (33) pode ser usada para fazer o teste de raiz unitária ESTAR<sup>19</sup>.

$$DY_T = \mathbf{d}Y_{t-1}^3 + \mathbf{e}_T \quad \text{ou} \quad \Delta Y_T = \sum_{j=1}^p \Delta Y_{T-j} + \mathbf{d}Y_{t-1}^3 + \mathbf{e}_T \quad (33)$$

Deve-se utilizar a estatística *t-student* para testar a hipótese nula (31), considerando o modelo não-linear ADF (NLADF). Então,  $NLADF = \frac{\mathbf{d}}{S \cdot E(\mathbf{d})}$ , em que o parâmetro  $\delta$  é estimado por MQO e a expressão, no denominador, representa o desvio-padrão da estimativa. Então, faz-se o teste de hipótese do parâmetro  $\theta = 0$  (KAPETANIOS et al., 2003).

---

<sup>19</sup> Para maiores detalhes sobre a equação (33) como a aproximação da série de Taylor ver ROTHE e SIBBERTSEN (2005).

Segundo CHORTARCAS e KAPETANIOS (2003), no teste NLADF deve-se adotar a especificação para os casos de inclusão do intercepto e da tendência na equação (25), e os estimadores dos parâmetros podem ser obtidos por MQO.

#### 4.3. Modelo de Autoregressão Vetorial Estrutural (SVAR)

O VAR, na forma reduzida, pode ser representado pela seguinte forma funcional, num sistema de equações escrito na forma matricial:

$$Y_t = a + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_K Y_{t-K} + U_t, \quad (34)$$

em que  $a$  representa o vetor de constantes;  $A_1, \dots, A_K$  são matrizes de coeficientes;  $U_t$ , vetor de inovações, que são as perturbações serialmente não correlacionadas, com média zero e matriz de covariância igual a  $E(\mathbf{e}\mathbf{e}') = \sum_{it}$ . O vetor  $Y_t$  contém as variáveis taxa de juros ( $i_t$ ), nível de preços e *gap* do produto ( $x_t$ ) e nível de preços ( $p_t$ ) especificadas no modelo teórico, as quais sofrem perturbações mediante choques não-esperados em  $U_t$ , que, sobre o componente sistemático,  $a + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_K Y_{t-K}$ , garante que os choques não antecipados se propaguem por todo o sistema econômico. Assim, as estimativas de  $a, A_1, \dots, A_K$  podem ser obtidas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), para cada equação separada, e a matriz de covariância é dada pelos resíduos estimados por MQO.

Entretanto, o modelo (34) não considera *a priori* as relações econômicas sobre o comportamento esperado entre as variáveis, razão por que ele não pode ser usado para testar ou interpretar os dados, no que concerne a princípios econômicos (HAMILTON, 1994).

De acordo com HAMILTON (1994) e BOIVIN e GIANNONI (2002), o modelo da equação (34) pode ser reparametrizado na forma de um VAR estrutural (SVAR). Então, o SVAR pode ser representado pela seguinte forma funcional:

$$B_0 Y_t = b + B_1 Y_{t-1} + \dots + B_p Y_{t-p} + e_t, \quad (35)$$

em que  $B_0$  é não-singular e é normalizado (igual a um) em sua diagonal principal. A matriz de variância-covariância dos erros,  $E(ee') = \sum_E$ , é diagonal. Segundo HAMILTON (1994), a matriz de variância-covariância de  $U_t = B_0^{-1} e_t$  pode ser representada por  $\Omega = E(U_t, U_t') = B_0^{-1} E(e_t e_t') (B_0^{-1})'$ .

Segundo VIEIRA (1995), a matriz de variância-covariância possui  $k(k+1)/2$  parâmetros, sendo porém o número máximo de parâmetros que devem ser estimados em  $B_0$ . Já o número de restrições que precisam ser impostas à identificação é  $n(n-1)/2$ . Então, tem-se o modelo VAR recursivo exatamente identificado, pois se considera que a matriz seja triangular, com  $n(n+1)/2$  parâmetros.

A equação (34) deve satisfazer às seguintes condições:  $a = B_0^{-1} b$ ,  $A_j = B_0^{-1} B_j$ , para todo  $j = 1, \dots, k$ , e o vetor de choques deve satisfazer à seguinte condição  $U_t = B_0^{-1} e_t$ , de forma que  $\sum_u = B_0^{-1} \sum_e (B_0^{-1})$  seja verdadeiro.

#### 4.4. Choques monetários e mecanismo de transmissão do SVAR

A equação (35) tem sido utilizada, por diversos autores, para evidenciar o ajustamento de variáveis macroeconômicas a choques monetários não esperados, a exemplo dos trabalhos de CHRISTIANO et al. (1997), BERNANKE e MIHOV (1998) e BOIVIN e GIANNONI (2002). Geralmente, esses trabalhos empíricos aplicados à economia americana utilizam-se de choques na taxa juros dos fundos federais (*federal funds rate*).

É importante salientar que o instrumento de política monetária é a fixação da taxa de juros em detrimento do controle dos agregados monetários. De acordo com BERNANKE e BLINDER (1992) e BLINDER (1999), o alvo

comumente utilizado na administração da política monetária de países que têm Banco Central autônomo ou independente tem sido a taxa de juros em detrimento da expansão/contração monetária, uma vez que não é viável encontrar um agregado monetário inequivocamente relevante.

Segundo LEU (2004), a partir das equações (19), (21) e (23) definidas no modelo teórico de CLARIDA et al. (1999), podem-se impor restrições teóricas ao estimar um modelo SVAR. Assim, têm-se as equações:

$$x_t = \mathbf{a}_0 + E_t x_{t+1} - \mathbf{j} [i - E_t \mathbf{p}_{t+1}] + g_t, \quad (36)$$

$$\mathbf{p}_t = \mathbf{b}_0 + \mathbf{b}_1 E_t \mathbf{p}_{t+1} + \mathbf{b}_2 x_t + u_t, \quad (37)$$

$$i_t = \mathbf{g}_0 + \mathbf{p}_t + \mathbf{g}_1 (E_t \mathbf{p}_{t+1} - \mathbf{p}^T) + \mathbf{g}_2 x_t + \mathbf{e}_t. \quad (38)$$

A estrutura dinâmica das relações contemporâneas pode ser descrita pelas equações (37) e (38), na forma matricial:

$$\Gamma_0 y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \dots + \Gamma_q y_{t-q} + \mathbf{e}_t, \quad \mathbf{e}_t \sim (0, D), \quad (39)$$

em que  $y_t = (x_t, \mathbf{p}_t, i_t)'$  contém as variáveis endógenas;  $\Gamma_i$  são os coeficientes da matriz, com defasagens  $q$ ;  $\mathbf{e}_t = (\mathbf{e}_t^x, \mathbf{e}_t^p, \mathbf{e}_t^i)'$  é o vetor de distúrbios estruturais. A equação acima, dada por  $\Gamma_0^{-1}$ , reduz-se ao VAR:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_q y_{t-q} + \mathbf{e}_t, \quad \mathbf{e}_t \sim (0, \Omega), \quad (40)$$

em que  $A_i = \Gamma_0^{-1} \Gamma_i$ ,  $i = 1, \dots, q$ ;  $\mathbf{e}_t = \Gamma_0^{-1} \mathbf{e}_t$  e  $\Omega = \Gamma_0^{-1} D \Gamma_0^{-1}$ . Dessa forma, foram impostas as relações teóricas no SVAR.

Segundo LEU (2004), reescrevendo a equação (40), quanto a distúrbios estruturais e inovações, ou seja,  $\mathbf{e}_t = \mathbf{G}_0 \mathbf{e}_t$ , pela subtração de cada variável pelas expectativas no período t-1, constata-se que as variáveis são condicionadas pelas informações passadas. Assim, têm-se as seguintes expressões:

$$\mathbf{e}_t^x = (x_t - E_{t-1}x_t) - (E_t x_{t+1} - E_{t-1} x_{t+1}) + \mathbf{a}_1(i_t - E_{t-1}i_t) - \mathbf{a}_1(E_t \mathbf{p}_{t+1} - E_{t-1} \mathbf{p}_{t+1}); \quad (41)$$

$$\mathbf{e}_t^p = (\mathbf{p}_t - E_{t-1} \mathbf{p}_t) - \mathbf{b}_1(E_t \mathbf{p}_{t+1} - E_{t-1} \mathbf{p}_{t+1}) - \mathbf{b}_2(x_t - E_{t-1} x_t); \quad (42)$$

$$\mathbf{e}_t^i = (i_t - E_{t-1} i_t) - (\mathbf{p}_t - E_{t-1} \mathbf{p}_t) - \mathbf{g}_1(E_t \mathbf{p}_{t+1} - E_{t-1} \mathbf{p}_{t+1}) - \mathbf{g}_2(x_t - E_{t-1} x_t). \quad (43)$$

De acordo com as expressões (41) a (43), os valores das inovações estruturais do desvio do produto, da inflação e da taxa de juros são representados por  $(x_t - E_{t-1}x_t)$ ,  $(\mathbf{p}_t - E_{t-1}\mathbf{p}_t)$  e  $(i_t - E_{t-1}i_t)$ , respectivamente. Assim, há possibilidade de revisão de expectativas do nível de desvio do produto e da taxa de inflação, ou seja,  $(E_t x_{t+1} - E_{t-1} x_{t+1})$  e  $(E_t \mathbf{p}_{t+1} - E_{t-1} \mathbf{p}_{t+1})$ . Essas duas condições precisam ser calculadas antes da estimativa do SVAR.

Primeiramente, a equação (40) pode ser representada por:

$$y_t = A y_{t-1} + Q e_t, \quad (46)$$

ou na forma matricial:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ M \\ y_{t-p-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & L & L & A_p \\ I_n & 0_n & L & L & 0_n \\ 0_n & I_n & 0_n & L & 0_n \\ M & O & O & O & M \\ 0_n & L & 0_n & I_n & 0_n \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ y_{t-3} \\ M \\ y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} I_n \\ 0_n \\ 0_n \\ M \\ 0_n \end{bmatrix} e_t,$$

em que  $I_n$  a é matriz identidade com dimensão  $n \times n$ ; e  $0_n$ , matriz nula.

As expectativas de um passo  $j$  à frente da equação (40) é denotada pela expressão:

$$E_t y_{t+j} = (A)^j y_t. \quad (47)$$

Dessa forma, os valores futuros do desvio do produto e da taxa de juros para  $j=1$ , ou um passo à frente, são dados por:

$$E_t x_{t+1} = r'_x A y_t, \quad (48)$$

$$E_t p_{t+1} = r'_p A y_t,$$

em que  $r'_x = (1, 0, 0, \dots, 0)$ , para o desvio do produto, e  $r'_p = (0, 1, 0, \dots, 0)$ , para a taxa de inflação. Esses vetores, de dimensão  $n \times p$ , representam as variáveis selecionadas pelos agentes privados para as suas previsões.

Segundo LEU (2004), o processo de revisão de expectativas pelos agentes privados são as diferenças entre as expressões (49) e seus valores esperados em  $t-1$ , pelo qual, ao utilizar a expressão (46), obtêm-se:

$$E_t x_{t+1} - E_{t-1} x_{t+1} = r'_x A (y_t - E_{t-1} y_t) = r'_x A Q e_t, \quad (49)$$

$$E_t p_{t+1} - E_{t-1} p_{t+1} = r'_p A (y_t - E_{t-1} y_t) = r'_p A Q e_t. \quad (50)$$

Ainda de acordo com LEU (2004), inserindo (49) e (50) no sistema de inovações do SVAR, descrito pelas equações (41) a (43), obtêm-se:

$$e_t^x = e_t^x - r'_x A Q e_t + a_1 (e_t^i - r'_x A Q e_t), \quad (51)$$

$$e_t^p = e_t^p - b_1 r'_p A Q e_t - b_2 Q e_t^x, \quad (52)$$

$$e_t^i = e_t^i - e_t^p - g_1 r'_p A Q e_t - g_2 e_t^x. \quad (53)$$

#### 4.5. Análise do impulso-resposta e da variância de decomposição do erro

Segundo LUTKEPOHL e KRATZIG (2004), se  $y_t$  for estacionário ou integrado de ordem  $I(0)$ , os efeitos dos choques nas variáveis serão dados por um sistema representado por um processo de media móvel, dado por:

$$y_t = \Phi_0 + e_t + \Phi_1 e_{t-1} + \Phi_2 e_{t-2} + \dots, \quad (54)$$

em que  $F_0 = I_k$  e  $\Phi_s = \sum_{j=1}^s \Phi_{s-j} A_j$ ,  $s = 1, 2, 3, \dots$

A expressão anterior pode ser estimada, recursivamente, a partir dos coeficientes determinados na equação (54). Os  $(i, j)$  elementos das matrizes  $F_s$  são considerados função de  $S_i$ , que, por sua vez, é a resposta esperada em  $y_{it+s}$ , para uma variação unitária em  $y_{it}$ , mantendo constante todos os valores passados de  $y_{it}$ . As variações em  $y_{it}$ , dado  $\{y_{t-1}, y_{t-2}, \dots\}$ , são mensuradas pelas inovações  $u_{it}$ , e os elementos de  $F_s$  representam os impulsos-resposta dos componentes de  $y_{it}$ , com respeito aos choques das inovações  $u_{it}$ , para o caso  $I(0)$ ,  $F_s \rightarrow 0$  e  $s \rightarrow \infty$ . Assim, o efeito do impulso é transitório e desaparece com o passar do tempo.

Para LUTKEPOHL e KRATZIG (2004), a crítica que pode ser feita aos impulsos-resposta é que os choques não ocorrem de forma isolada, visto que os componentes  $e_{it}$  são instantaneamente correlacionados, ou seja, se a matriz  $E(\mathbf{e}\mathbf{e}') = \hat{\mathbf{a}}_{1t}$  não for diagonal. Desse modo, as inovações devem ser ortogonais para analisar as repostas de impulso. O método de decomposição da matriz de covariância ( $\hat{\mathbf{a}}_{1t}$ ), de *Choleski*, é comumente utilizado para transformar as inovações em ortogonais.

De acordo com LUTKEPOHL e KRATZIG (2004), se  $B_0$  for uma matriz triangular inferior e  $\hat{\mathbf{a}}_u = BB'$ , a ortogonalização dos choques poderá ser representada por  $\mathbf{e}_t = B^{-1}e_t$ . Assim, a partir da equação (54), tem-se:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{y}_0 \mathbf{e}_t + \mathbf{y}_0 \mathbf{e}_{t-1} + \dots, \quad (55)$$

em que  $\mathbf{y}_i = F_i B_0$  ( $i = 0, 1, 2, \dots$ ), e  $\mathbf{y}_0 = B_0$  é a matriz triangular inferior. Então, um choque em  $\mathbf{e}$ , na primeira variável, terá efeitos sobre as demais variáveis, enquanto um choque na segunda variável não terá efeitos sobre a primeira ( $y_t$ ), e assim sucessivamente. É importante salientar que o ordenamento das variáveis no vetor  $y_t$  pode gerar diferentes trajetórias de impulso-resposta.

Para encontrar a variância de decomposição do erro, considera-se um VAR com  $h$  passos de previsão dos erros:

$$y_{T+h} - y_{t+h/T} = e_{T+h} + \Phi_1 e_{T+h-1} + \dots + \Phi_{h-1} e_{T+1}. \quad (56)$$

Ao expressar os erros pelas inovações estruturais,  $\mathbf{e}_t = (\mathbf{e}_{1t}, \dots, \mathbf{e}_{kt})' = B_0^{-1} A e_t$ , tem-se que:

$$y_{T+h} - y_{t+h/T} = \mathbf{y}_0 \mathbf{e}_{T+h} + \mathbf{y}_1 \mathbf{e}_{T+h-1} + \dots + \mathbf{y}_{h-1} \mathbf{e}_{T+1}, \quad (57)$$

em que  $\mathbf{y}_j = F_j A^{-1} B_0$ . O elemento  $ij$  de  $\mathbf{y}_n$ , dado por  $y_{ij,n}$  de  $k$  elementos do vetor de previsão dos erros, pode ser representado por:

$$y_{k,T+h} - y_{k,T+h/T} = \sum_{n=0}^{h-1} (\Psi_{k1,ne1,T+h-n} + \dots + \mathbf{y}_{kK,neK,T+h-n}). \quad (58)$$

Dado que  $\mathbf{e}_{kt}$ s são contemporâneos e serialmente não-correlacionados e têm variância unitária, a variância de previsão dos erros pode ser representada por:

$$\mathbf{s}_k^2(h) = \sum_{n=0}^{h-1} (\mathbf{y}_{k1,n}^2 + \dots + \mathbf{y}_{kK,n}^2) = \sum_{j=1}^K (\mathbf{y}_{k1,0}^2 + \dots + \mathbf{y}_{k1,h-1}^2), \quad (59)$$

em que o termo  $(\mathbf{y}_{kj,0}^2 + \dots + \mathbf{y}_{kj,h-1}^2)$  é interpretado pela contribuição da variável  $j$ , para  $h$  passos da variância de previsão, à frente da variável  $k$ . Assim, essa interpretação fará sentido se  $\mathbf{e}_{kt}$ s puder ser visto como choque na variável  $i$ . Ao dividir os termos por  $\mathbf{s}_k^2(h)$ , encontra-se a porcentagem de contribuição da variável  $j$  para  $h$  passos de previsão da variância de previsão do erro da variável  $k$ , ou seja:

$$\mathbf{s}_k^2(h) = (\mathbf{y}_{kj,0}^2 + \dots + \mathbf{y}_{k1,h-1}^2) / \mathbf{s}_k^2(h). \quad (60)$$

#### 4.6. Fonte de dados e procedimentos empíricos

As variáveis que foram utilizadas para estimar o SVAR foram as seguintes: TJ = taxa básica de juros (*Over/Selic*); e P = índice de preços ao consumidor, IPCA e PIB = produto interno bruto suavizado pelo filtro de *Hodrick-Prescott* (HP). A partir deste procedimento pode-se encontrar o *gap* do produto. O filtro de HP está disponível no *software Eviews 4.1*.

Os dados encontram-se em anexo no trabalho.

A taxa de juros básica (*Over/Selic* corrigida pelo IGP-DI do mês de julho de 1998) e o índice de preços IPCA foram coletados no Instituto de Pesquisa em Economia Aplicada (IPEA), e o Produto Interno Bruto (PIB), no BACEN. O PIB corresponde ao PIB acumulado no ano (corrigido pelo IGP-DI do mês de julho de 1998, em milhões de reais).

Cada série econômica apresenta 109 observações, entre julho de 1994 e julho de 2003, sendo todas elas dados mensais.

O número de defasagens do SVAR é importante, pois a inclusão de defasagens sem a devida necessidade pode levar à subestimação ou à superestimação do modelo. Na definição das defasagens podem-se utilizar os critérios de *Akaike Information Criterion* (AIC), *Schwarz Information Criterion* (SIC) e *Hannan-Quinn Information Criterion* (HQIC). Utilizou-se o *Software Econometrics Views 4.1* no cálculo dos valores desses critérios, assim como nos testes relativos à raiz unitária.

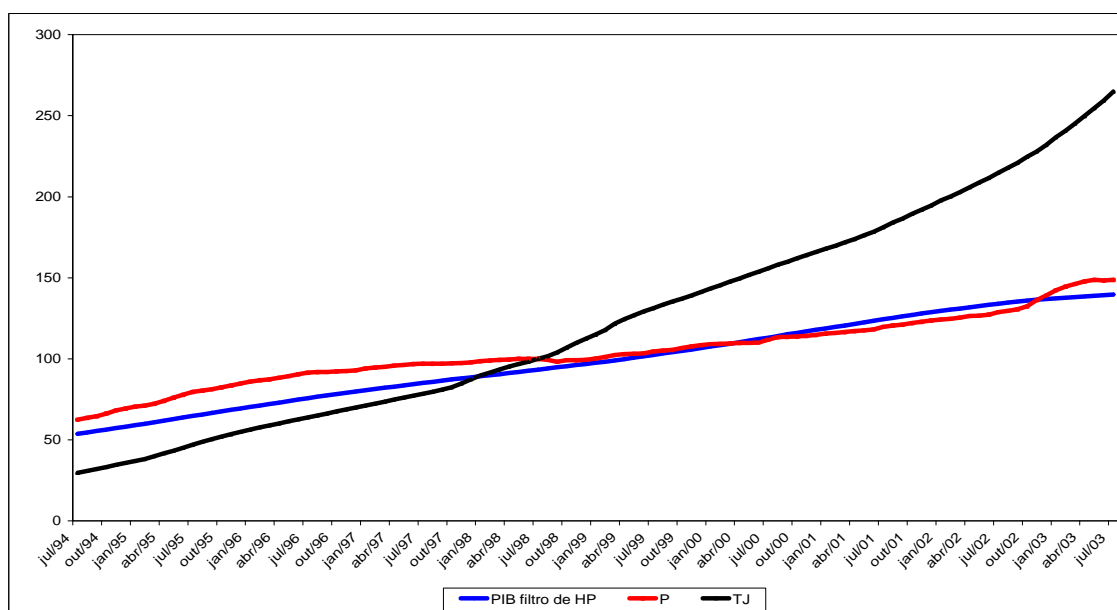
Na investigação empírica foi usado o logaritmo *neperiano* das quatro séries consideradas, ressaltando-se que todas estão na forma de número-índice (base: 1998: 07=100). As três variáveis foram ordenadas da seguinte forma: TJ é considerada a mais exógena em relação às demais e, em seguida, PIB, P conforme os modelos teóricos de LEU (2004) e CLARIDA et al. (1999). Assim, foi possível proceder-se à identificação da matriz de interações contemporâneas ( $B_0$ ).

## 5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

### 5.1. Teste de raiz unitária ESTAR

Para verificar o comportamento das séries temporais utilizaram-se os testes de raiz unitária *Augmented Dickey Fuller* (ADF) e *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Schin* (KPSS). Os testes de raiz unitária foram feitos em nível, e em primeira diferença e os resultados foram confrontados, uma vez que estes podem ser conflitantes quanto à ordem correta de integração da série temporal. Entretanto, os resultados dos testes de raiz unitária indicam que as variáveis podem ser consideradas tanto integradas de ordem zero quanto de ordem um.

Em face do conflito, optou-se pelo teste ESTAR, que, segundo CHORTARCAS e KAPETANIOS (2003) e KAPETANIOS et al. (2003), leva os resultados a previsão mais robusta e permite detectar a presença de estacionariedade da série, principalmente na presença de componente tendência não-linear (Figura 6).



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 6 – Análise gráfica das séries temporais.

A Tabela 2 mostra os resultados do teste ESTAR para as três séries.

Tabela 2 – Resultados do teste de ESTAR para as séries Taxa de Juros (TJ), Produto (PIB) e Preços (P), julho de 1994 a julho de 2003

Variável	Teste de raiz unitária (t)*	Valor crítico 1%	Valor crítico 5%	Valor crítico 10%
TJ	16,6811	-2,82	-2,22	-1,92
P	10,5785	-2,82	-2,22	-1,92
PIB	2,19862	-2,82	-2,22	-1,92

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Os valores críticos estão de acordo com CHORTARCAS e KAPETANIOS (2003).

\* Estimativa da equação  $\Delta Y_T = dY_{T-1}^3 + e_T$  e para a equação  $\Delta Y_T = \sum_{j=1}^p r \Delta Y_{T-j} + dY_{T-1}^3 + e_T$  apresentaram-se testes *t-student* iguais -3,9878; 7,2213; 18,1443 para TJ, P e PIB.

De acordo com a Tabela 2, os valores calculados, em termos absolutos, são maiores que os valores críticos do teste de ESTAR. Conclui-se que as séries são estacionárias em nível, ou seja, integradas de ordem zero ou simplesmente I(0).

## 5.2. Estimativas dos SVARs

Dados os resultados dos testes de raiz unitária ESTAR, estimou-se o SVAR com duas defasagens. Segundo GUJARATI (2000), o número de defasagens a serem consideradas nos SVARs é importante, pois um número excessivo destas implicaria perda de graus de liberdade do modelo. A Tabela 3 evidencia os critérios de informação para escolha do número de defasagens (K), do SVAR.

Conforme a Tabela 3 utilizou-se duas defasagens nas estimativas. De acordo com os critérios de *Akaike Information Criterion* (AIC), haveria três defasagens no modelo, enquanto pelos critérios de *Schwarz Information Criterion* (SIC) e *Hannan-Quinn Information Criterion* (HQIC), duas. Optou-se por utilizar duas defasagens, e o teste de Razão de Verossimilhança (LR) indicou também que havia duas defasagens, a 5% de significância.

Tabela 3 – Critérios de informação para escolha do número de defasagens (K), pelo SVAR

K	L.R	AIC(K)	SC(K)	HQ(K)
1	956,13820	-13,34576	-12,96662	-13,19212
2	137,8490*	14,59545	-13,98883*	-14,34964*
3	16,12727	-14,59559*	-13,76149	-14,25760
4	10,52429	-14,53981	-13,47823	-14,109

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: \* indica duas defasagens no modelo SVAR.

Na Tabela 4, apresentam-se as estimativas do SVAR com duas defasagens. Os valores dos coeficientes  $R^2$  foram altos, o que indica que o modelo estimado explica as variações percentuais do logaritmo *neperiano* das séries macroeconômicas.

Tabela 4 – Parâmetros estimados pelo VAR irrestrito, julho de 1994 a julho de 2003

Variáveis	LOG( <i>TJ</i> )	LOG( <i>PIB</i> )	LOG( <i>P</i> )
LOG ( <i>TJ</i> <sub><i>t-1</i></sub> )	1,777743 [28,6634]	-1,036032 [-0,67326]	0,096635 [0,88377]
LOG ( <i>TJ</i> <sub><i>t-2</i></sub> )	-0,790865 [-13,0815]	9,929191 [ 0,66194]	-0,110599 [-1,03765]
LOG ( <i>PIB</i> <sub><i>t-1</i></sub> )	0,000475 [1,18152]	0,500395 [5,01351]	0,000999 [1,40890]
LOG ( <i>PIB</i> <sub><i>t-2</i></sub> )	-0,000689 [-1,70969]	-0,127585 [-1,27514]	-0,000372 [-0,52338]
LOG( <i>P</i> <sub><i>t-1</i></sub> )	0,039669 [0,80174]	-4,554176 [-0,37098]	1,491024 [17,0929]
LOG( <i>P</i> <sub><i>t-2</i></sub> )	0,037416 [0,75333]	4,369,452 [0,35458]	-0,510987 [-5,83561]
Intercepto	0,064386 [2,18906]	5,159667 [0,70704]	0,136029 [2,62327]
Tendência	0,000228 [2,89162]	0,012316 [0,62940]	0,000370 [2,65997]

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: os valores entre colchetes são as estatísticas de *student*.

De acordo com SACK (1998) e MARTIN e SALMON (1999), a equação em que a taxa de juros é variável dependente no SVAR pode representa a regra ótima ou a política monetária ótima para a taxa de juros adotada pelo Banco Central. Para esses autores', a equação designa a função-reação do Banco Central às demais variáveis do modelo. Sendo assim, a equação (60) representou a regra *forward looking Taylor rule* ou a função de reação do BACEN a choques na economia.

$$\begin{aligned} \text{LOG}(TJ_t) = & 1,777743 \text{ LOG}(TJ_{t-1}) - 0,790865 \text{ LOG}(TJ_{t-2}) + \\ & + 0,000475 \text{ LOG}(PIB_{t-1}) - 0,000689 \text{ LOG}(PIB_{t-2}) + \\ & + 0,039669 \text{ LOG}(P_{t-1}) + 0,037416 \text{ LOG}(P_{t-2}) + 0,064386 + \\ & + 0,000228 t_t \end{aligned} \quad (60)$$

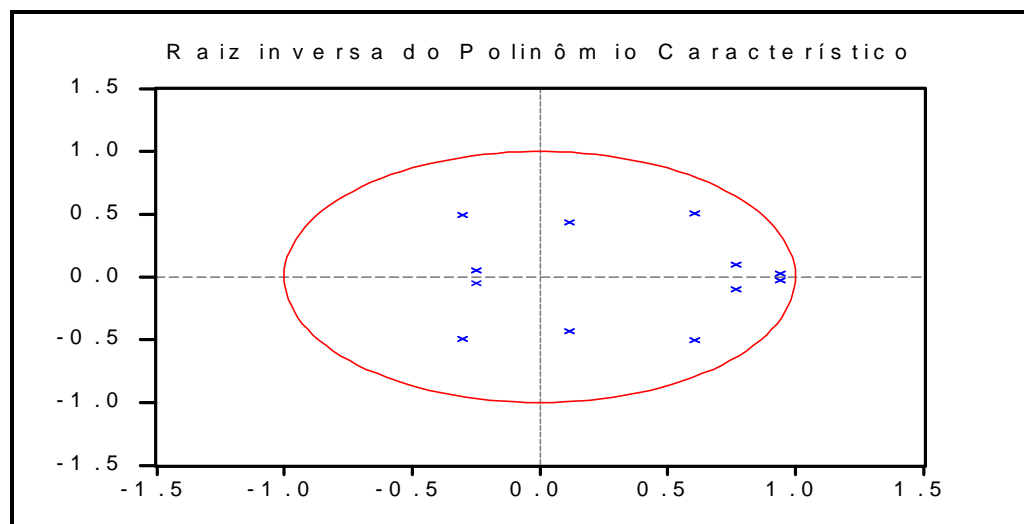
Conforme resultados da equação (60), a taxa de juros, em  $t-1$ , teve efeitos positivos sobre a determinação da taxa de juros no período  $t$ , enquanto a taxa de juros, em  $t-2$ , teve efeitos negativos sobre a taxa de juros no período corrente ( $t$ ). Este resultado condiz com os da economia brasileira, pois o BACEN se limitou a definir a taxa de juros atual com base somente na expectativa futura da inflação e na ata do COPOM, divulgada no período anterior, caso, por exemplo, tenha indicado algum *viés*. A reunião do COPOM, no tempo  $t-1$ , influenciou a decisão no tempo  $t$ , pois o anúncio no tempo  $t$  é resultado da preocupação em manter a credibilidade e a reputação da autoridade monetária.

Os choques no produto, no período  $t-1$ , afetaram, positivamente, a definição da taxa de juros no período  $t$ , resultado que mostra que os efeitos positivos sobre o nível do produto nacional tenderam a deslocar a demanda agregada. Em um sistema de metas de inflação, o Banco Central deve aumentar a taxa de juros para conter os efeitos sobre a expansão da demanda agregada. Já os choques nos preços, nos períodos  $t-1$  e  $t-2$ , afetaram, positivamente, a definição da taxa de juros no período  $t$ . Se os preços apresentassem comportamento ascendente em períodos anteriores, o Banco Central tenderia a elevar a taxa de

juros corrente ( $t$ ), dado o comportamento das expectativas inflacionárias no futuro, ou seja, no período  $t+1$ .

Se o Banco Central adotasse a regra de política monetária para a taxa de juros (*forward-looking Taylor Rule*), não poderia esperar até que inflação corrente começasse a elevar-se; deveria agir no período corrente, com elevação da taxa de juros corrente, como forma de reduzir as expectativas futuras de elevação de preços.

O SVAR com duas defasagens mostrou-se estável, uma vez que não houve nenhuma raiz inversa do polinômio característico fora do círculo unitário (Figura 7).



Nota: Existem 12 raízes do polinômio dentro do círculo unitário.

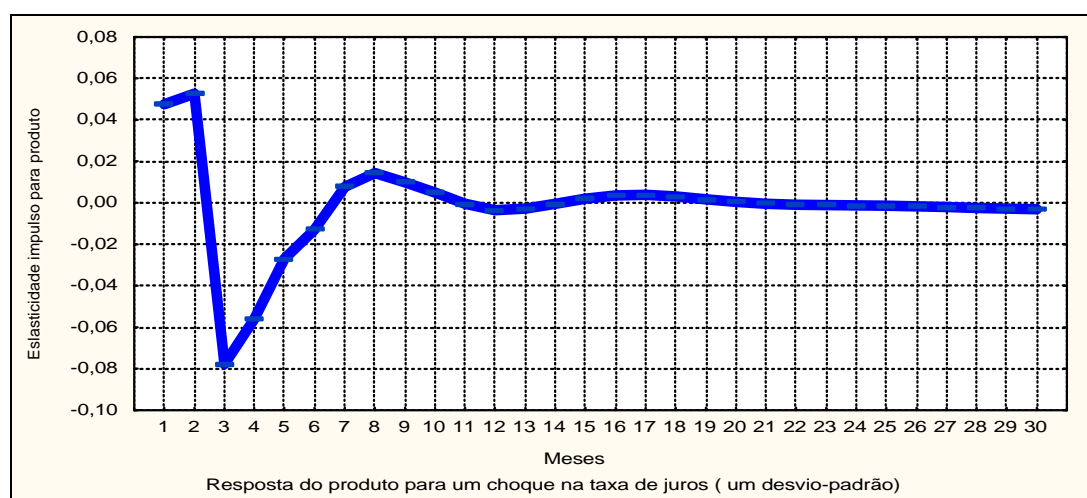
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 7 – Análise da estabilidade do modelo SVAR.

Pela análise gráfica das elasticidades-impulso, com choque de um desvio-padrão, pode-se evidenciar o efeito de choques na variável selecionada (taxa de juros), levando-se em conta os efeitos simultâneos sobre as outras variáveis incluídas na análise (produto e preços).

Na Figura 8 tem-se o comportamento dos choques na taxa de juros sobre o nível de produto, que levaram à queda brusca no nível de atividade econômica, que retornou ao nível de equilíbrio no décimo primeiro mês após o choque não-esperado. De acordo com essa figura, um aumento na taxa de juros levaria à queda do produto, do segundo ao terceiro mês, após o anúncio do aumento desta taxa pelo BACEN e retornaria ao equilíbrio inicial no décimo mês após o choque monetário.

No trabalho de SILVA e MAIA (2004), o choque na taxa de juros levou à queda no produto no segundo mês, elevação no terceiro mês e, novamente, redução a partir do quarto mês. A partir do sétimo mês, os efeitos desses choques sobre o produto tornaram-se praticamente nulos. No trabalho de FERNANDES e TORO (2005), o choque na taxa de juros gerou efeitos sobre o produto até no máximo seis meses após o choque.

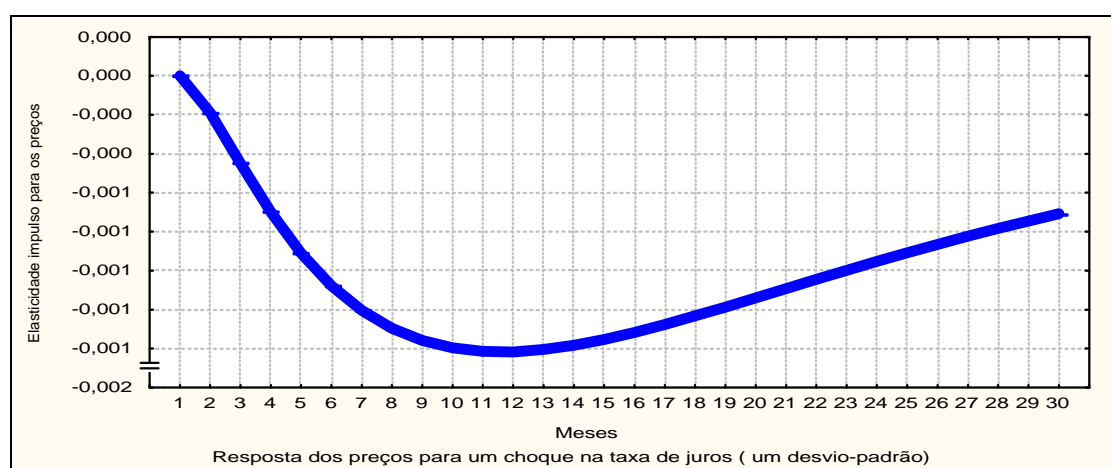


Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 8 – Resposta do produto ao choque na taxa de juros, em meses, julho de 1994 a julho de 2003.

Esses resultados foram menores do que os estimados para os Estados Unidos, onde a resposta de produto ao choque de política monetária prevaleceu por mais de um ano. A velocidade do ajuste, no caso do Brasil, pode estar relacionada com a predominância do crédito no curto prazo, onde a taxa de juros respondeu, rapidamente, às mudanças na taxa de juros *Selic*, conforme argumentaram MINELLA (2001) e SILVA e MAIA (2004).

Na Figura 9 evidencia-se o comportamento dos choques na taxa de juros sobre o nível de preços. O choque positivo na taxa de juros não resultou em reduções temporárias na taxa de inflação da economia, que permaneceu em queda até o décimo primeiro mês, estabilizou-se e voltou a subir a partir do décimo terceiro mês.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 9 – Resposta do nível de preços ao choque na taxa de juros, em meses, julho de 1994 a julho de 2003.

Nos trabalhos de SILVA e MAIA (2004) e MINELLA (2001), o choque na taxa de juros apresentou efeitos negativos sobre esta variável até, no máximo, o quinto mês. Vale salientar que as estimativas dos modelos de SILVA e MAIA (2004) e MINELLA (2001) não são VAR estrutural e ainda há a presença de

outras variáveis. Neste trabalho estimou-se o modelo SVAR pela utilização de hipóteses teóricas do modelo de CLARIDA et al. (1999) e LEU (2004).

Na Tabela 5, apresentam-se as estimativas dos parâmetros da matriz  $B_0$ .

Tabela 5 – Estimativa dos parâmetros da matriz triangular inferior ( $B_0$ )

Variáveis	LOG(TJ)	LOG(PIB)	LOG(P)
LOG(TJ)	1,00000	0,00000	0,00000
LOG(PIB)	0,00018	1,00000	0,00000
LOG(P)	-0,24362	8,51678	1,00000

Fonte: Dados da pesquisa.

De acordo com a Tabela 5 tem-se que os resultados dos efeitos dos choques estruturais e o mecanismo de propagação das inovações desses choques podem ser identificados pela matriz triangular inferior.

O regime de metas de inflação permitiu que o BACEN respondesse aos choques inflacionários pela regra da taxa de juros. Assim, apesar dos desvios em torno da meta preestabelecida, os resultados mostram que o choque na taxa de juros teve efeitos, até o décimo primeiro mês, sobre os preços. Para manter a inflação em patamares aceitáveis, o BACEN procurou alcançar maior credibilidade e reputação na condução da política monetária.

Segundo SICSÚ (2002), a credibilidade tem um significado básico: uma regra ou um objetivo não será crível se existir, na avaliação dos agentes privados, incentivos ao rompimento da regra ou possibilidades de não cumprimento de um objetivo preestabelecido. A política monetária crível seria definida por regras e objetivos que os agentes acreditam que serão mantidos, ou seja, credibilidade é o oposto de flexibilidade.

De acordo com SICSÚ (2002), os tomadores de decisão estão envolvidos em movimentos de ação e reação com os agentes privados, principalmente quanto às políticas monetárias adotadas e seus resultados sobre as expectativas futuras. A perda de reputação, quanto aos resultados das políticas monetárias adotadas, pode reduzir o grau de liberdade da autoridade monetária para futuras ações; logo, esses erros modificariam a credibilidade dos agentes privados, no que concerne aos efeitos da política monetária a ser adotada no futuro.

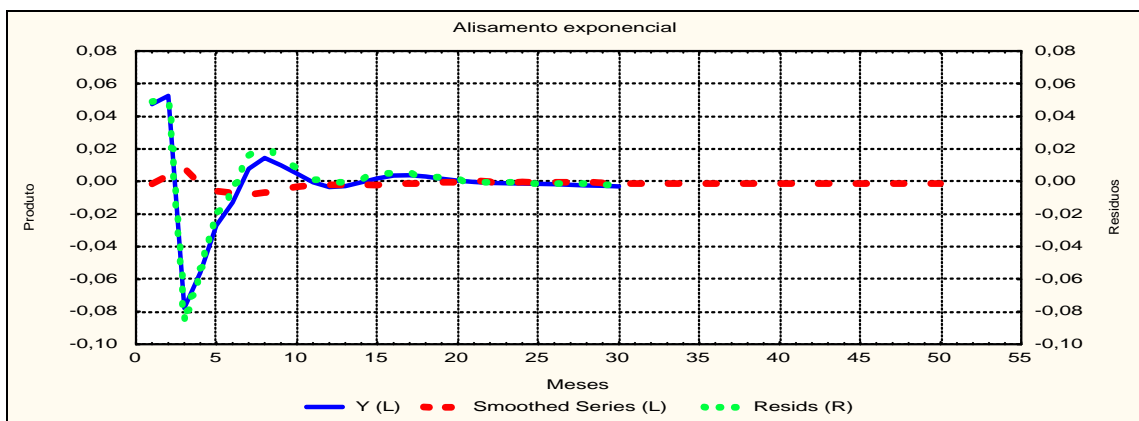
Segundo FRAGA e GOLDFAJN (2002), a política monetária é incapaz de gerar um crescimento do produto acima da produtividade da economia no longo prazo. A evidência empírica indica que o uso mais eficaz da política monetária é garantir a estabilidade de preços, que pode gerar maiores taxas de crescimento do produto, ao reduzir incertezas e distorções, alongar os horizontes de decisão e permitir aumento de investimentos e ganhos de produtividade. Assim, conforme esses autores, deve ficar claro que não há opção de maior crescimento sustentável com alta inflação.

Para elucidar a hipótese de que a política monetária tem somente efeitos passageiros no curto prazo sobre o nível de produto e preços da economia, foi feita a previsão futura das elasticidades-impulso dos níveis de produto e preços a partir do alisamento exponencial (*exponential smoothing*)<sup>20</sup>. Assim, evidenciou-se que a política monetária deve buscar a estabilidade de preços, pois, no curto prazo, os efeitos sobre produto são transitórios e retornam, posteriormente, ao equilíbrio estável.

A Figura 10 mostra a previsão futura da elasticidade-impulso do nível de produto. Pela análise da figura, nota-se que os efeitos da política monetária foram passageiros sobre o nível de produto.

---

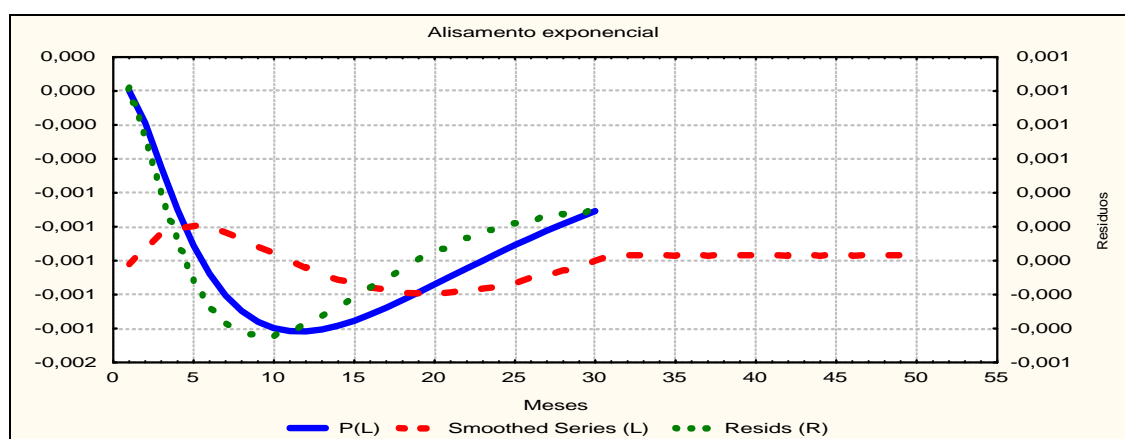
<sup>20</sup> Procedimento disponível nos *Softwares: STATISTICA e EViews 4.1*.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 10 – Alisamento exponencial da elasticidade-impulso do nível de produto, julho de 1994 a julho de 2003.

A Figura 11 mostra a previsão futura da elasticidade-impulso do nível de preços, pela qual se constata que os efeitos da política monetária foram passageiros sobre o nível de preços.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 11 – Alisamento exponencial da elasticidade-impulso do nível de preços, julho de 1994 a julho de 2003.

Os resultados estimados corroboram a hipótese de outros trabalhos para a economia brasileira, sobretudo de que a política monetária deva ser usada para estabilização dos preços, o que indica que os efeitos negativos sobre o nível de produto tiveram abrangência somente no curto prazo, entre o terceiro e o sétimo mês após o choque na taxa de juros, enquanto os efeitos sobre os preços tiveram abrangência até o décimo primeiro mês. Os resultados mostram que o BACEN deveria ajustar a taxa de juros em torno da meta inflacionária, na busca de maior credibilidade na condução da política monetária.

Na Tabela 6 evidencia-se o comportamento da decomposição da variância de previsão da variável taxa de juros (TJ), no período de julho de 1994 a julho de 2003.

Ao analisar a Tabela 6, referente à decomposição da variância dos erros de previsão para as séries taxa de juros (TJ), verifica-se que a sua variância de previsão é explicada, quase na totalidade, por choques na própria variável, ou seja, 81% da variância de previsão.

Na Tabela 7 há o comportamento da decomposição da variância de previsão da variável produto (PIB), no período de julho de 1994 a julho de 2003. Os choques dos erros de previsão da variável produto foram explicados, em torno de 94%, por choques advindos dela própria.

Na Tabela 8 evidencia-se o comportamento da decomposição da variância de previsão da variável preço (P), no período de julho de 1994 a julho de 2003.

De acordo com a Tabela 8, os choques monetários contribuem para a variância de previsão do produto no primeiro mês em torno 0,51%, perfazendo 2,51% no nono mês e, finalmente, 2,49% no vigésimo após o choque. Estes resultados estão de acordo com a economia norte-americana, em torno de 3% conforme ressaltou BOIVIN e GIANNONI (2002). Os choques monetários contribuem para a variância de previsão dos preços em torno de 1,62% no primeiro mês, atingindo o patamar de 3,09% no vigésimo mês após o choque monetário. Estes resultados foram menores que os encontrados BOIVIN e GIANNONI (2002) para economia norte americana que foram em torno de 6%.

Tabela 6 – Decomposição da variância de previsão da variável taxa de juros, em porcentagem, julho de 1994 a julho de 2003

Meses	Desvio-padrão	LOG(TJ)	LOG(PIB)	LOG(P)
1	0,002594	100,0000	0,000000	0,000000
2	0,005463	99,51954	0,456626	0,023833
3	0,008266	99,33631	0,199845	0,463847
4	0,011006	97,90114	0,128861	1,970001
5	0,013768	95,77841	0,128138	4,093452
6	0,016421	93,62739	0,125418	6,247193
7	0,018902	9152254	0,127897	8,349559
8	0,021182	89,56323	0,122183	10,31459
9	0,023234	87,82908	0,108377	12,06255
10	0,025054	86,34311	0,094503	13,56239
11	0,026644	85,11393	0,083564	14,80251
12	0,028014	84,12884	0,075883	15,79528
13	0,029178	83,35942	0,070463	16,57012
14	0,030156	82,77316	0,066416	17,16043
15	0,030969	82,33775	0,063275	17,59897
16	0,031637	82,02413	0,060810	17,91506
17	0,032182	81,80801	0,058891	18,13310
18	0,032621	81,66928	0,057408	18,27331
19	0,032972	81,59108	0,056262	18,35266
20	0,033250	81,55903	0,055368	18,38561

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 7 – Decomposição da variância de previsão da variável produto, em porcentagem, julho de 1994 a julho de 2003

Período	Desvio-padrão	LOG(TJ)	LOG(PIB)	LOG(P)
1	0,663141	0,513194	99,48681	0,000000
2	0,721859	0,963736	98,92752	0,108742
3	0,732091	2,067572	97,67966	0,252765
4	0,740866	2,590987	95,51700	1,892014
5	0,761519	2,578287	94,90949	2,512222
6	0,777253	2,502575	95,02832	2,469103
7	0,781252	2,486974	95,02791	2,485116
8	0,782597	2,512313	94,72442	2,763266
9	0,785067	2,512346	94,38439	3,103263
10	0,788056	2,497151	94,20644	3,296411
11	0,789582	2,487544	94,14517	3,367290
12	0,789885	2,487595	94,12948	3,382923
13	0,789907	2,488738	94,12588	3,385385
14	0,790065	2,487781	94,12611	3,386107
15	0,790252	2,487217	94,12153	3,391254
16	0,790373	2,488517	94,10538	3,406099
17	0,790476	2,490250	94,08079	3,428964
18	0,790599	2,490961	94,05631	3,452726
19	0,790717	2,490717	94,03734	3,471941
20	0,790797	2,490249	94,02408	3,485672

Fonte: Dados da pesquisa.

Tabela 8 – Decomposição da variância de previsão da variável preços, em porcentagem, julho de 1994 a julho de 2003

Período	Desvio-padrão	LOG(TJ)	LOG(PIB)	LOG(P)
1	0,004832	1,626759	0,680882	97,9236
2	0,008762	2,423524	0,267785	97,30869
3	0,012065	2,589822	0,513859	96,89632
4	0,014816	2,701596	0,482050	96,81635
5	0,017102	2,925023	0,672036	96,40294
6	0,019034	3,255983	0,888088	95,85593
7	0,020663	3,502210	1,044285	95,45351
8	0,022028	3,650829	1,179253	95,16992
9	0,023181	3,713419	1,267366	95,01921
10	0,024173	3,689919	1,312967	94,99711
11	0,025044	3,598137	1,336829	95,06503
12	0,025826	3,460199	1,347683	95,19212
13	0,026544	3,299342	1,351958	95,34870
14	0,027215	3,139964	1,353709	95,50633
15	0,027851	3,003888	1,353279	95,64283
16	0,028463	2,908635	1,350122	95,74124
17	0,029054	2,866304	1,343807	95,78989
18	0,029631	2,883344	1,334194	95,78246
19	0,030196	2,961255	1,321729	95,71702
20	0,030749	3,097581	1,307200	95,59522

Fonte: Dados da pesquisa.

Segundo BOIVIN e GIANNONI (2002), os valores baixos para a economia norte americana indicam que a dispersão no produto e preços advindo de choques monetários vem diminuindo dado nível de inovações financeiras na economia. Os resultados deste trabalho sugerem que os choques monetários contribuem pouco para a variância de previsão do produto e dos preços devido, também, às inovações no sistema financeiro nacional brasileiro.

## 6. RESUMO E CONCLUSÕES

Neste trabalho, investigaram-se os efeitos da política monetária sobre os níveis de produto e preços durante o período pós-Real, tendo em vista a estabilidade macroeconômica. Utilizaram-se testes de raiz unitária não-lineares e o modelo de auto-regressão estrutural (SVAR).

No período pós-Real, até 1999, o controle da inflação se deu pela elevação da taxa de juros (*selic*) e pela adoção do sistema de taxa de câmbio fixo com sistema de bandas cambias, como forma de manter a demanda agregada sobre controle. A partir de 1999, com a desvalorização cambial, o Brasil passou a adotar o sistema de taxa de câmbio flexível e, como forma de controlar os preços, utilizou o sistema de metas de inflação, tendo a taxa de juros como instrumento.

No regime de metas de inflação, o Banco Central faz o anúncio da meta futura para a inflação no período inicial. Para isto, utiliza um índice de preços, em que a política monetária tem o objetivo de alcançar a meta preestabelecida. No Brasil, o índice de preços escolhido pelo BACEN foi o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Nesse contexto, a política monetária brasileira se deu pela maior credibilidade do BACEN junto aos investidores financeiros, o qual tem assegurado pelo regime de metas, o permanente compromisso com a estabilidade dos preços.

Os resultados estimados corroboram a hipótese de outros trabalhos para a economia brasileira, principalmente de que a política monetária deva ser usada para estabilização dos preços, o que indica que os efeitos negativos sobre o nível de produto tiveram abrangência somente no curto prazo até no máximo décimo primeiro mês, mês após o choque na taxa de juros. Já os efeitos sobre os preços tiveram abrangência até o décimo primeiro mês, o que evidencia que o BACEN deve buscar maior transparência na condução da política monetária, ou seja, não cedendo ao “viés inflacionário”. Pelas estimativas da função de reação do BACEN, percebe-se que este órgão tem procurado elevar a taxa de juros quando há elevação dos preços.

De acordo com os resultados estimados pelo SVAR, a implementação de uma política monetária expansiva, de redução da taxa de juros, seria inócua no curto prazo, visto que teria somente efeito transitório sobre o nível de produto. No regime de metas de inflação, o BACEN adota a regra de política monetária para a taxa de juros. Vale ressaltar que o BACEN não pode esperar que a inflação corrente comece a se elevar, mas deve agir, no período corrente, contra a elevação da taxa de juros corrente, como forma de reduzir as expectativas futuras de elevação de preços.

A função de reação do BACEN mostra que a taxa de juros em  $t-1$  teve efeitos positivos sobre a determinação da taxa de juros no período  $t$ , enquanto a taxa de juros no período  $t-2$  teve efeitos negativos sobre a taxa de juros no período atual. Este resultado mostra que o BACEN se limitou a definir a taxa de juros atual com base somente na expectativa futura da inflação e na ata do COPOM divulgada no período anterior, caso, por exemplo, tenha indicado algum viés. A taxa de juros defasada no tempo  $t-1$  influenciou a decisão no tempo  $t$ , pois o anúncio no tempo  $t$  foi resultante da preocupação em manter a credibilidade e a reputação da autoridade monetária.

Os choques no produto no período  $t-1$  afetaram, positivamente, a definição da taxa de juros no período  $t$ , resultado que mostra que os efeitos positivos sobre o nível produto nacional são deslocamentos da demanda agregada. Em um sistema de metas de inflação, o Banco Central deve aumentar a

taxa de juros para conter os efeitos sobre a expansão do produto. Já os choques nos preços do período  $t-1$ ,  $t-2$  afetaram, positivamente, a definição da taxa de juros no período  $t$ . Se os preços apresentassem comportamento ascendente em períodos anteriores, o Banco Central tenderia a elevar a taxa de juros corrente,  $t$ , em face do comportamento das expectativas inflacionárias no futuro, ou seja, no período  $t+1$ .

Os resultados mostram que a política monetária restritiva tem efeitos no curto prazo sobre o produto. O aumento na taxa de juros levaria à queda do produto, do primeiro ao terceiro mês, após o anúncio do aumento desta taxa pelo BACEN e retornaria ao equilíbrio inicial no décimo primeiro mês após o choque monetário.

Os choques monetários na taxa de juros reduziram a importância na variância de previsão do produto e dos preços, sendo este resultado condizente com a economia norte-americana. Neste contexto, conforme a literatura econômica internacional, os resultados sugerem que inovações no mercado financeiro estariam reduzindo a transmissão direta dos choques monetários sobre a economia. Desta forma, o mecanismo de transmissão monetária (*credit channel*) via inovações financeiras estaria amenizando o impacto direto da taxa de juros sobre a economia, reduzindo a variabilidade de previsão das variáveis produto e preços.

Para a conjuntura brasileira no pós-Real, a partir do exposto neste trabalho, fica claro que a política monetária adotada pelo BACEN teve efeitos somente no curto prazo no máximo até décimo primeiro mês. Entretanto, recomendam-se novas pesquisas sobre os efeitos da inserção da política cambial e da política fiscal tanto teoricamente quanto empiricamente. As recomendações são sugeridas com base nas discussões recentes da eficiência do sistema de cambial flexível, metas de superávit primário e adoção da Lei de Responsabilidade Fiscal (LRF), principalmente a LRF que limitou os gastos públicos nas três esferas. Este trabalho apresentou como principal limitação a modelagem do SVAR, dada a sensibilidade das estimativas dos parâmetros à estacionariedade e defasagens.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALESINA, A.; SUMMERS, L. Central Bank independence and macroeconomic performance: some comparative evidence. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 25, May 1993.

ANDRADE, J.P.; DIVINO, J.A.C.A. **Optimal rules for monetary policy in Brazil**. Brasília: IPEA, 2001. (Texto para discussão).

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, Brasília, 2003. **Anais...** Brasília: ANPEC, 2003.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. **Informações estatísticas**. Disponível em: <[www.bc.gov.br](http://www.bc.gov.br)>. Acesso em: set. 2003.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. **Informações estatísticas**. Disponível em: <[www.bc.gov.br](http://www.bc.gov.br)>. Acesso em: set. 2005.

BARRO, R.J. Recent developments in the theory of rules versus discretion. **The Economic Journal**, v. 96, 1986.

BARRO, R.; GORDON, D. A positive theory of monetary policy in natural rate model. **Journal of Political Economy**, n. 91, p. 589-610, 1983.

BERNANKE, B.; BLINDER, A. The federal funds rate and the channels of monetary transmission. **American Economic Review**, v. 82, p. 902-921, 1992.

BERNANKE, B.S.; MIHOV, I. Measuring monetary policy. **Quarterly Journal of Economics**, n. 113, p. 869-902, 1998.

BLINDER, A.S. **Bancos centrais: teoria e prática**. São Paulo: Editora 34, 1999.

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A.A.; WERLANG, S.R.C. **Implementing inflation targeting in Brazil**. Banco Central do Brasil, 2000. (Working Paper, 1).

BOGDANSKI, J.; FREITAS, P.S.; GOLDFJAN, I.; TOMBINI, A.A. **Inflation targeting in Brazil: shocks, backward looking prices and IMF conditionality**. Working Paper Series, Banco Central do Chile, 539, 2002.

BOIVIN, J.; GIANNONI, M. Assessing changes in the monetary transmission mechanism: a VAR approach. **Economic Policy Review**, n. 1, p. 97-111, 2002.

BOLETIM CONJUNTURA ECONÔMICA, n. 62, set. 2003. Disponível em: <[www.ipea.gov.br](http://www.ipea.gov.br)>. Acesso em: set. 2003.

BONOMO, M.A.; BRITO, R.D. Regras monetárias e dinâmica macroeconômica no Brasil: uma abordagem de expectativas racionais. **Revista Brasileira de Economia**, v. 56, n. 4, 2002.

BOULDING, K.E. **Princípios de política econômica**. São Paulo: Mestre JEU, 1967.

CALVO, G. A staggered prices in a utility-maximizing framework. **Journal of Monetary Economics**, v. 12, p. 383-398, 1983.

CARLIN, W.; SOSKICE, D. **The 3-equation new keynesian model - a graphical exposition**. University College London and CEPR, 2005. (Working paper).

CELLINI, R.; LAMBERTINI, L. **On the dynamic consistency of optimal monetary policy**. Catania, Itália: Departamento de Economia e Métodos Quantitativos, Universidade da Catania, 2001. (Working paper).

CHORTARCAS, G.; KAPETANIOS, G. **The yen real exchange rate may be stationary after all: evidence from nonlinear unit root tests**. University of London (Queen Mary), Department of Economics, 2003. (Working paper, 484).

CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. The effects of monetary policy shocks: some evidence from the flow of funds. **Review Economics Statistics**, n. 78, p. 16-34, 1996.

CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M.; EVANS, C. Sticky price and limited participation models of money: a comparison. **European Economic Review**, n. 41, p. 1201-1249, 1997.

CLARIDA, R. **The empirics of monetary policy rules in open economies**. 2001.NBER (Working paper, 8603).

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rules in some international evidence. **European Economic Review**, 42, 1033-1067, 1998.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. The science of monetary policy: a New Keynesian perspective. **Journal of Economic Literature**, v. 37, p. 1661-1707 Dec. 1999.

COCHRANE, J.H. What do the VARs mean? Measuring the output effects of monetary policy. **Journal of Monetary Economics**, 41, 277-280, 1998.

CUKIERMAN, A. Central bank independence and monetary control. **The Economic Journal**, p. 1437-1448, nov. 1994.

CUKIERMAN, A.; WEBB, S.; NEYAPTI, B. Measuring the independence of central banks and its effects on policy outcomes. **World Bank Economic Review**, v. 6, p. 353-398, set. 1992.

DALE, S.; HALDANE, A.G. Interest rate and channel of monetary transmission: some sectorial estimates. **European Economic Review**, v. 39, p. 1611-1626, 1995.

FERNANDES, M.; TORO, J. O mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 1, p. 5-32, jan./mar. 2005.

FIORENCIO, A.; MOREIRA, A.R.B. Núcleo da inflação como tendência comum dos preços. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 56, n. 2, p. 175-198, abr./jun. 2002.

FLASCHEL, P.; GONG, G.; SEMMLER, W. **A Keynesian based econometric framework for studying monetary policy rules**. CEPA, New School University, 2000. (Working paper).

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I. **Política monetária no Brasil**. Banco Central, 2002. Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/?BCIMP20021106>>. Acesso em: maio 2005.

FRAGA, A.; GOLDFAJN, I.; MINELLA, A. **Inflation targeting in emerging market economies**. 2003. (NBER Working Paper Series, 10019).

FREITAS, P.S.; MUINHOS, M.K. Simple model for inflation targeting in Brazil. **Revista Economia Aplicada**, v. 6, n. 1, p. 31-48, 2002.

FURUGUEM, A. **Caminhos da política monetária - para onde vamos em 2003?** 2002. Disponível em: <[www.furuguem.com.br/textos](http://www.furuguem.com.br/textos)>. Acesso em: set. 2003.

GIAMBIAGI, F.; VELHO, E. **Uma proposta de aperfeiçoamento do sistema de metas de inflação: o uso do IPCA médio de 12 meses**. Brasília: IPEA, 2004. (Nota técnica).

GUJARATI, D.N. **Econometria básica**. 3.ed. São Paulo: Markron Books, 2000. 830 p.

HAMILTON, J.D. **Time series analysis**. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HUBBARD, R.G. **Is there a “credit channel” for monetary policy?** Federal Reserve of St. Louis Review, v. 77, p. 63-74, 1995.

INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA – IPEA. **Informações estatísticas**. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em: set. 2003.

INSTITUTO DE PESQUISA EM ECONOMIA APLICADA – IPEA. **Informações estatísticas**. Disponível em: <[www.ipeadata.gov.br](http://www.ipeadata.gov.br)>. Acesso em: set. 2005.

KANCZUK, F. **Business cycles in a small open Brazilian economy**. Economia Aplicada, v. 5, n. 3, p. 455-471, 2001.

KANCZUK, F. Juros reais e ciclos reais brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 56, n. 2, p. 249-268, 2002.

KANCZUK, F. Choques de oferta em modelos de metas inflacionárias. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 58, n. 4, p. 559-581, out./dez. 2004.

KAPETANIOS, G.; SHIN, Y.; SNEEL, A. Testing for unit root in the nonlinear STAR framework. **Journal of Econometrics**, n. 112, p. 359-379, 2003.

KIACÇ, R. **A testing procedure for unit root in the STAR model.** Georgia Institute of Technology, School of Economics, 2003. (Working paper).

KIRSCHEN, E.S. **Economic policies compared west and east.** North-Holland, Amsterdam, 1975.

KYDLAND, F.E.; PRESCOTT, E.C. Rules rather than discretion: the inconsistency of optimal plans. **Journal of Political Economy**, n. 85, p. 473-492, 1977.

LEU, S. **A new keynesian perspective of monetary policy implementation in Australia.** School of Economics and Political Science at University Sidney, 2004. (Working papers).

LUTKEPOHL, H.; KRATZIG, M. **Applied times series econometrics.** Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

MALDONADO FILHO, E. **Autonomia do Banco Central, democracia e desenvolvimento.** Porto Alegre: UFRGS, 2003. (Mimeogr.).

MARTIN, B.; SALMON, C. **Should uncertain monetary policy-makers do less?** Bank of England, 1999. (Working paper, 99).

MAXFIELD, S. **Gatekeepers of growth: the international political economy of Central Banking in developing countries.** Princeton: Princeton University Press, 1997.

MAYA, M.V. **Regras monetárias e restrição fiscal: uma análise da política de metas para a inflação no Brasil.** 2004. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro.

MENDONÇA, H.F.A. Aspectos teóricos e empíricos sobre bancos centrais independentes: implicações para o caso brasileiro. **Revista Economia Aplicada**, São Paulo, v. 2, n. 1, p. 83-111, 1998.

MENDONÇA, H.F. A teoria da independência do Banco Central: uma interpretação crítica. **Revista Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 30, n. 1, p. 101-127, 2000.

MENDONÇA, H.F. A teoria da credibilidade da política monetária. **Revista de Economia Política**, v. 22, n. 3, 2002.

MINELLA, A. **Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation.** Banco Central do Brasil, 2001. (Working paper).

MISHKIN, F.S. **The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy.** 1996. (NBER Working Paper).

MISHKIN, F.S. **Inflation targeting in emerging market countries.** 2000. (NBER Working Paper).

MOREIRA, A.R.B.; FLORENCIO, A.; LIMA, E.C.R. **Os impactos das políticas monetária e cambial no Brasil pós-Real.** Brasília: IPEA, 1998. (Texto para discussão, 579).

NIKOLOV, K. **Monetary policy rules at the bank of England.** Bank of England, 2002. (Working paper).

NUNES, S.P.P.; NUNES, R.C. **A proposta de independência do banco central no Brasil: uma visão crítica.** Rio de Janeiro: UFRJ, 1999. (Working paper).

OREIRO, J.L.; LEMOS, B.P.; PADILHA, R.A. **O regime de metas de inflação e a governança da política monetária no Brasil: análise e proposta de mudança.** Curitiba: UFPR, 2005. (Working paper).

PÉTURSSON, T. **The transmission mechanism of monetary policy: analyzing the financial market pass-through.** Central Bank Iceland, 2001. (Working paper, 14).

POSEN, A. Why Central Bank independence does not cause low inflation: there is no institutional fix for politics. **The Amex Bank Review**, p. 40-65, 1993.

POSEN, A. **Central Bank independence and disinflationary credibility: a missing link?** Federal Reserve Bank of New York, 1995. (Staff Reports, 1).

ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. **The Quarterly Journal of Economics**, Nov. 1985.

ROMER, D. Keynesian macroeconomics without the LM curve. **Journal of Economics Perspectives**, v. 14, n. 2, 2000.

ROTHER, C.; SIBBERTSEN, P. **Phillips-Perron-type unit root tests in the nonlinear ESTAR framework.** Wiwi: University of Hanover, 2005. 19 p. (Working paper).

SACK, B. **Does the fed act gradually? A VAR analysis.** Federal Reserve Board of Governors, 1998. (FEDS Working Paper, 17).

SADDI, J. **O poder e o cofre: repensando o Banco Central.** Texto Novo, 1997.

SICSÚ, J. Uma crítica a tese da independência do Banco Central. **Nova Economia**, Belo Horizonte, n. 2, p. 133-141, 1996.

SILVA, J.M.A. **Elementos de avaliação macroeconômica**. Viçosa: UFV, 2001. (Mimeogr.).

SILVA, K.E.; MAIA, S.F. **Política monetária no Brasil (1994-2002): uma análise utilizando vetores auto-regressivos**. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 42, 2004, Cuiabá. **Anais...** Brasília: SOBER, 2004.

SIMS, C.; ZHA, T. **Does monetary policy generate recessions?** Yale University, 1995. (Mimeogr.).

SVENSSON, L.E.O. Inflation forecast targeting: implementing and monitoring inflation. **European Economic Review**, v. 41, n. 6, 1997.

SVENSSON, L.E.O. Monetary policy and inflation targeting. **NBER Reporter Winter**, 1998.

SVENSSON, L.E.O. Inflation targeting as a monetary policy rule. **Journal of Monetary Economics**, v. 43, p. 607-654, 1999.

SVENSSON, L.E.O. What is wrong with Taylor Rule? Using judgment in monetary policy through targeting rules. **Journal of Economic Literature**, jan, 2003.

TAYLOR, J.B. Discretion versus policy rules in practice. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 39, n. 1, p. 195-214, 1993.

TAYLOR, J.B. The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European Central Bank. **Journal of Monetary Economics**, v. 43, n. 3, 1999.

THEIL, H. **Economic forecasts and policy**. 2.ed. Amsterdam: North Holland, 1961.

TINBERGEN, J. **On the theory of economic policy**. Amsterdam: North Holland, 1952.

VIEIRA, W.C. **Ajuste macroeconômico e preço relativo agricultura-indústria no Brasil: 1982/88**. 1995. 134 f. Tese (Doutorado em Economia Agrária) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Piracicaba, SP.

WALSH, C. Optimal contracts for Central Bankers. **American Economic Review**, v. 85, p. 150-167, 1995.

WOODFORD, M. The Taylor rule and optimal monetary policy. **American Economic Review**, v. 91, n. 2, p. 232-237, 2001.

## **APÊNDICE**

## APÊNDICE

Tabela 1A – Dados empíricos utilizados no trabalho

Observações	PIB	P	TJ
1994:07	42.52000	62.50000	29.65000
1994:08	57.47000	63.66000	30.88000
1994:09	66.72000	64.63000	32.07000
1994:10	77.05000	66.33000	33.23000
1994:11	87.71000	68.19000	34.58000
1994:12	96.64000	69.36000	35.90000
1995:01	8.570000	70.54000	37.11000
1995:02	17.38000	71.26000	38.31000
1995:03	27.69000	72.36000	39.95000
1995:04	38.14000	74.12000	41.65000
1995:05	48.04000	76.10000	43.42000
1995:06	59.29000	77.82000	45.17000
1995:07	70.96000	79.65000	46.99000
1995:08	82.58000	80.44000	48.78000
1995:09	92.30000	81.24000	50.41000
1995:10	103.6400	82.38000	51.97000
1995:11	116.9100	83.59000	53.47000
1995:12	128.9200	84.90000	54.95000
1996:01	11.06000	86.04000	56.37000
1996:02	21.82000	86.92000	57.69000
1996:03	32.64000	87.23000	58.97000

Tabela 1A, Cont.

Observações	PIB	P	TJ
1996:04	44.16000	88.33000	60.19000
1996:05	57.18000	89.40000	61.40000
1996:06	70.46000	90.47000	62.62000
1996:07	84.40000	91.47000	63.83000
1996:08	97.50000	91.87000	65.08000
1996:09	110.1300	92.01000	66.32000
1996:10	123.6900	92.29000	67.55000
1996:11	137.8500	92.58000	68.77000
1996:12	153.0000	93.02000	70.01000
1997:01	13.08000	94.12000	71.23000
1997:02	25.06000	94.59000	72.42000
1997:03	37.13000	95.07000	73.61000
1997:04	49.99000	95.91000	74.83000
1997:05	63.70000	96.30000	76.01000
1997:06	78.40000	96.82000	77.24000
1997:07	92.72000	97.03000	78.47000
1997:08	106.8500	97.01000	79.72000
1997:09	121.5200	97.07000	80.99000
1997:10	137.8000	97.29000	82.34000
1997:11	153.9100	97.46000	84.85000
1997:12	170.4500	97.88000	87.37000
1998:01	14.35000	98.57000	89.70000
1998:02	27.26000	99.03000	91.61000
1998:03	40.22000	99.36000	93.62000
1998:04	53.94000	99.60000	95.22000
1998:05	69.08000	100.1000	96.77000
1998:06	84.93000	100.1200	98.32000
1998:07	100.0000	100.0000	100.0000
1998:08	114.7600	99.49000	101.4800
1998:09	129.0200	98.27000	104.0000
1998:10	143.8100	99.29000	107.0600
1998:11	158.7200	99.17000	109.8800
1998:12	175.3700	99.50000	112.5100
1999:01	14.28000	100.2000	114.9700
1999:02	28.57000	101.2500	117.7000
1999:03	43.45000	102.3600	121.6200
1999:04	58.39000	102.9300	124.4900
1999:05	73.85000	103.2400	127.0000
1999:06	91.23000	103.4400	129.1200
1999:07	108.5200	104.5700	131.2600

Tabela 1A, Cont.

Observações	PIB	P	TJ
1999:08	125.5700	105.1500	133.3200
1999:09	142.0800	105.4800	135.3100
1999:10	160.5500	106.7300	137.1800
1999:11	181.6000	107.7500	139.0800
1999:12	201.2900	108.3900	141.3000
2000:01	16.27000	109.0700	143.3600
2000:02	32.15000	109.2100	145.4400
2000:03	47.92000	109.4500	147.5500
2000:04	63.92000	109.8100	149.4600
2000:05	81.81000	109.9200	151.6900
2000:06	100.9600	110.1700	153.8100
2000:07	121.4600	111.9500	155.8100
2000:08	142.1700	113.4100	158.0000
2000:09	160.7500	113.6700	159.9400
2000:10	179.8800	113.8300	162.0000
2000:11	199.4100	114.2000	163.9700
2000:12	219.5900	114.8700	165.9400
2001:01	18.02000	115.5200	168.0400
2001:02	35.48000	116.0600	169.7400
2001:03	53.82000	116.5000	171.8800
2001:04	72.82000	117.1700	173.9200
2001:05	92.49000	117.6500	176.2400
2001:06	112.4400	118.2700	178.4900
2001:07	133.5900	119.8400	181.1600
2001:08	154.4600	120.6800	184.0600
2001:09	173.8800	121.0100	186.5000
2001:10	196.4700	122.0200	189.3600
2001:11	218.7300	122.8900	192.0000
2001:12	239.4400	123.6800	194.6700
2002:01	19.43000	124.3300	197.6600
2002:02	37.85000	124.7800	200.1300
2002:03	56.48000	125.5200	202.8700
2002:04	76.42000	126.5300	205.8800
2002:05	98.07000	126.7900	208.7900
2002:06	121.2300	127.3300	211.5700
2002:07	145.3500	128.8400	214.8200
2002:08	170.4200	129.6800	217.9200
2002:09	195.9400	130.6100	220.9200
2002:10	226.7000	132.3200	224.5700

Tabela 1A, Cont.

Observações	PIB	P	TJ
2002:11	263.5400	136.3200	228.0300
2002:12	294.0000	139.1800	232.0000
2003:01	22.59000	142.3100	236.5700
2003:02	44.43000	144.5500	240.9000
2003:03	66.74000	146.3300	245.1800
2003:04	90.75000	147.7500	249.7700
2003:05	115.8000	148.6500	254.6800
2003:06	141.0800	148.4200	259.4100
2003:07	166.8900	148.7200	264.8000

Fonte: Dados do IPEA, BACEN, 2003. Elaboração do autor.