

"A FEA e a USP respeitam os direitos autorais deste trabalho. Nós acreditamos que a melhor proteção contra o uso ilegítimo deste texto é a publicação online. Além de preservar o conteúdo motiva-nos oferecer à sociedade o conhecimento produzido no âmbito da universidade pública e dar publicidade ao esforço do pesquisador. Entretanto, caso não seja do interesse do autor manter o documento online, pedimos compreensão em relação à iniciativa e o contato pelo e-mail bibfea@usp.br para que possamos tomar as providências cabíveis (remoção da tese ou dissertação da BDTD)."

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
Departamento de Economia

DEDALUS - Acervo - FEA



20600025600

***Política monetária e controlabilidade da inflação: a
experiência brasileira recente***

Beatriz Helena Lopes de Oliveira

*Trabalho de dissertação
apresentado no Instituto de
Pesquisas Econômicas da
Universidade de São Paulo*

Orientador: Prof. Dr. Fábio Kanczuk

Co-orientador: Prof. Márcio Issao Nakane

São Paulo
2003

Oliveira, Beatriz Helena Lopes de
Política monetária e controlabilidade da inflação: a experiência
brasileira recente / Beatriz Helena Lopes de Oliveira. -- São Paulo :
FEA/USP, 2003.
84 f.

Dissertação (Mestrado) -- Universidade de São Paulo, 2003
Bibliografia.

I. Economia 2. Inflação - Brasil 3. Controle (Teoria de sistema
e controle) 4. Controlabilidade I. Faculdade de Economia, Adminis-
tração e Contabilidade da USP II. Título.

CDD – 330

T33C 0487
T85534



206002500



Powered by RfidProSistm - www.togprocess.com.br

Prof. Dr. Adolpho Jose Melfi
Reitor da Universidade de São Paulo

Profa. Dra. Maria Tereza Leme Fleury
Diretora da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Profa. Dra. Elizabeth Maria Mercier Querido Farina
Chefe do Departamento de Economia

José Paulo Zeetano Chahad
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

Dedico essa dissertação ao meu marido, Pedro, e aos meus pais, Jandira e Armando.

AGRADECIMENTOS

Agradeço o Prof. Marcio Nakane, pela exímia orientação.

À minha família: Pedro, meus pais, Lia e Fukui.

Aos professores do mestrado – Gilberto Tadeu, Fábio Kanczuk, Vera Fava, Fabiana Rocha, Basília Aguirre, Paulo Picchetti, José Roberto M. de Barros, Heron do Carmo, Flavio Saes e Dante Aldrighi.

Pelo suporte financeiro: à Fipe, ao meu marido, aos meus pais e à minha avó (esqueci de mencionar alguém?).

Aos funcionários da Fea que me ajudaram, sempre com eficiência e bom humor: Valéria, Cidinha, Sônia, Beth, Johnny, Rubens, Irene, Ana...

Aos meus colegas de mestrado: Guilherme, Fernanda, Camila...

Enfim, a todos que de alguma forma colaboraram para a realização deste trabalho.

Índice

Lista de Figuras.....	ii
Lista de Tabelas.....	iii
Resumo.....	v
Abstract.....	v
1. Introdução.....	1
2. Metas inflacionárias no Brasil.....	3
3. Metodologia.....	10
3.1 Cointegração e Representações dos modelos VAR.....	10
3.2 O problema do Controle.....	13
3.3 O novo processo.....	21
4. Análise Empírica.....	25
4.1 Modelo com Dados Diários.....	26
4.2 Modelo com Dados Mensais.....	39
4.2.1 1º Modelo – desde a criação do Copom e IPCA cheio.....	41
4.2.2 2º Modelo – desde a criação do Copom e IPCA preços livres.....	51
4.2.3 3º Modelo – desde a adoção do regime de metas de inflação e IPCA cheio.....	59
4.2.4 4º Modelo – desde a adoção do regime de metas e IPCA preços livres.....	66
5. Conclusão.....	73
6. Referências Bibliográficas.....	78
7. Apêndice.....	80
7.1 Uma regra geral de controle.....	80

Lista de Figuras

Figura 1: dinâmica de correção de erro do processo x_t	15
Figura 2: o processo x_t controlado pelo Banco Central.....	20
Figura 3: meta selic versus selic over.....	27
Figura 4: os gráficos com os três vetores restritos, que identificam as relações de longo prazo do processo com dados diários.....	36
Figura 5: valores das taxas mensais efetivas selic over, TBC e Tban.....	41
Figura 6: taxas mensais efetivas selic over e meta selic.....	42
Figura 7: vetores de cointegração identificados no 1º modelo com dados mensais.....	49
Figura 8: vetores identificados no 2º modelo com dados mensais.....	56
Figura 9: vetor restrito identificado no 3º modelo com dados mensais.....	64
Figura 10: os vetores restritos identificados no 4º modelo com dados mensais.....	70

Lista de Tabelas

Tabela 1: testes de diagnóstico do modelo com dados diários.....	32
Tabela 2: testes da análise de cointegração do modelo com dados diários.....	33
Tabela 3: análise de cointegração – vetores restritos do modelo com dados diários...	35
Tabela 4: a matriz C do modelo com dados diários.....	37
Tabela 5: testes de diagnóstico do 1º modelo com dados mensais.....	45
Tabela 6: testes da análise de cointegração do 1º modelo com dados mensais.....	45
Tabela 7: testes de exogeneidade fraca do 1º modelo.....	46
Tabela 8: testes de cointegração entre pares de variáveis do 1º modelo com dados mensais.....	46
Tabela 9: vetor de cointegração identificado pelo 1º modelo com dados mensais....	48
Tabela 10: A matriz C do 1º modelo com dados mensais.....	50
Tabela 11: testes de diagnóstico do 2º modelo com dados mensais.....	52
Tabela 12: : testes da análise de cointegração do 2º modelo com dados mensais.....	52
Tabela 13: testes de exogeneidade fraca do 2º modelo com dados mensais.....	53
Tabela 14: testes de cointegração entre pares de variáveis do 2º modelo com dados mensais.....	54
Tabela 15: vetores de cointegração identificados pelo 2º modelo com dados mensais.....	55
Tabela 16: a matriz C do 2º modelo com dados mensais.....	57
Tabela 17: testes de diagnóstico do 3º modelo com dados mensais.....	61
Tabela 18: testes da análise de cointegração do 3º modelo com dados mensais.....	62
Tabela 19: testes de exogeneidade fraca do 3º modelo com dados mensais.....	62
Tabela 20: testes de cointegração entre pares de variáveis do 3º modelo com dados mensais.....	62

Tabela 21: vetor de cointegração identificado no 3º modelo com dados mensais.....	63
Tabela 22: a matriz C do 3º modelo com dados mensais.....	64
Tabela 23: testes de diagnóstico do 4º modelo com dados mensais.....	67
Tabela 24: testes da análise de cointegração – 4º modelo com dados mensais.....	67
Tabela 25: testes de exogeneidade fraca do 4º modelo com dados mensais.....	68
Tabela 26: testes de cointegração entre pares de variáveis do 4º modelo com dados mensais.....	69
Tabela 27: vetor de cointegração identificado do 4º modelo com dados mensais.....	69
Tabela 28: a matriz C do 4º modelo com dados mensais.....	71

Resumo

O trabalho analisa o desempenho do regime de metas inflacionárias no Brasil. Este regime tem por pressuposto considerar a inflação controlável pelo uso de instrumentos de política monetária. O que se pretendeu nesta dissertação foi verificar se este pressuposto é corroborado pelos dados empíricos da economia brasileira. Para tanto, utilizou-se o procedimento proposto por Johansen e Juselius (2001). Os resultados revelaram que: (i) é possível controlar a inflação no Brasil; (ii) a adoção do regime de metas melhorou as condições de controlabilidade da inflação; (iii) não existem evidências de que a presença dos preços administrados piora a controlabilidade; e finalmente (iv) existem dois efeitos contrários de longo prazo da política de juros. O maior efeito - causado pelo instrumento selic over - reduz a inflação. No entanto, o segundo efeito - provocado pela meta selic - faz com que elevações de juros provoquem aumento dos preços.

Abstract

This dissertation analyzes the performance of the inflation target in Brazil. The inflation target regime assumes that inflation is controllable by the use of monetary policy instruments. Thus, the purpose of this dissertation was to verify if this assumption is corroborated by empirical data. The empirical analysis was then based on the procedures proposed by Johansen and Juselius (2001). The results reveal that: (i) it is possible to control the inflation in Brazil, (ii) the adoption of the inflation target regime improved the controllability conditions of inflation; (iii) no empirical evidence was found to corroborate the idea that monitored prices worsen the controllability of inflation; and finally (iv) there are two opposite effects of interest rate policy in the long term. The larger effect - caused by the selic over instrument - decreases inflation. However, the second effect - caused by the target interest rate - increases inflation.

1. Introdução

Recentemente, diversos países, dentre os quais o Brasil, passaram por um processo de desestatização e liberalização do mercado. O Estado “ganhou” papéis específicos, não obstante cruciais para o desempenho econômico. A ele coube realizar tarefas como prover adequada regulação do mercado, conduzir as políticas fiscal e monetária, e fornecer infraestrutura. Criou-se o consenso de que a estabilidade de preços é condição necessária para o crescimento, e de que a principal e mais eficiente maneira para controlar a inflação no médio prazo é através da política monetária. Uma determinada estratégia de política monetária, denominada regime de metas de inflação, tem sido adotada com êxito por um número crescente de países que buscam o controle da inflação. O Brasil adotou esse regime em junho de 1999.

Assim como os demais estudos sobre o regime de metas de inflação, a dissertação será desenvolvida com base na idéia de que o regime tem por pressuposto considerar a inflação controlável pelo uso de instrumentos de política monetária. Entretanto, diferentemente desses estudos, o que se pretende é justamente verificar se esse pressuposto é corroborado pelos dados empíricos. Para tanto, será utilizado o procedimento proposto por Johansen e Juselius (2001). Os autores analisaram a controlabilidade da inflação americana, através do estudo da relação entre os instrumentos de política monetária, as metas intermediárias utilizadas pelo banco central e a meta final, no caso a inflação, medida pelo IPC americano. Eles queriam descobrir sob quais circunstâncias a variável de interesse poderia ser controlada - se puder se tornar estacionária em torno de um valor desejado - pelo uso dos instrumentos de política monetária. No contexto do regime de metas de inflação, o banco central busca garantir que a inflação permaneça dentro de um determinado

intervalo de variação através das intervenções que realiza no mercado de juros. A metodologia proposta por Johansen e Juselius (2001) consiste basicamente da conciliação da teoria da controlabilidade – os autores foram pioneiros no uso dessa teoria no contexto de modelos VAR cointegrados – e da análise de cointegração de Johansen. Dessa forma, o que se pretende é replicar o estudo feito por Johansen e Juselius (2001) para o caso da economia brasileira.

O trabalho será desenvolvido com a seguinte estrutura: primeiramente, discutiremos brevemente as principais características do regime de metas de inflação, detalhando alguns aspectos específicos do regime na economia brasileira, como por exemplo o índice de inflação escolhido, o comportamento da inflação desde sua adoção e alguns aspectos empíricos de sua implementação no Brasil. Em seguida, explicaremos detalhadamente alguns conceitos teóricos que serão utilizados no desenvolvimento do trabalho, tais como cointegração, controlabilidade e modelos VAR. Finalmente, os dados da economia brasileira serão analisados, através de um modelo com dados diários e quatro modelos com dados mensais. A análise dos dados diários abrange o período que se estende desde a criação do Copom, em 20 de junho de 1996, até o final de abril de 2003. Já os dados mensais são avaliados através de quatro modelos, sendo que dois consideram o período a partir do qual o Copom passou a existir e os restantes consideram apenas o período a partir do qual o regime de metas de inflação foi adotado. A outra característica que os diferencia é a medida de inflação utilizada: dois modelos utilizam o IPCA cheio e os outros dois o IPCA preços livres (com preços monitorados expurgados). Uma explicação mais detalhada dessa escolha será feita posteriormente. Por fim, o trabalho será concluído com uma avaliação dos resultados obtidos.

2. Metas inflacionárias no Brasil

Uma descrição detalhada da evolução do contexto brasileiro, culminando na adoção do regime de metas de inflação, é feita por Fachada (2001), Minella et al (2002) e Bogdanski et al (2000). Apresentaremos resumidamente alguns aspectos do regime e de seu desempenho desde que foi adotado.

O regime de metas de inflação foi implementado no Brasil em junho de 1999, menos de seis meses após a desvalorização do câmbio, ocorrida em janeiro do mesmo ano. A adoção do regime cambial flutuante implicava na necessidade de uma nova âncora nominal para a política econômica. O regime de metas não somente forneceria essa nova âncora nominal, como também possibilitaria uma melhora das expectativas inflacionárias, ao estabelecer um compromisso “legal” em relação ao desempenho de preços e dar transparência à dinâmica de política monetária. No entanto, a implementação do regime não poderia ser feita imediatamente. Eram necessárias algumas mudanças institucionais: o Banco Central precisaria dotar de uma área de pesquisa, e apresentar uma maior independência na condução da política monetária. Além disso, não seria conveniente a adoção imediata do regime de metas de inflação logo após uma desvalorização tão recente, considerando-se que a maior parte do contágio do câmbio para a inflação levaria um certo tempo para ocorrer, e conseqüentemente o estabelecimento de limites para o comportamento da inflação deveria ser feito somente quando boa parte do contágio já tivesse ocorrido e o cenário se tornasse menos incerto.

O regime de metas de inflação foi formalmente adotado pelo Brasil em 21 de junho de 1999¹. O Conselho Monetário Nacional ficou responsável pela definição do

¹ O regime de metas de inflação foi adotado através do Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999.

índice de inflação utilizado como meta, pelo valor nominal a ser perseguido para o índice escolhido, e pela definição do intervalo de tolerância, enquanto que a política monetária seria conduzida pelo Banco Central. Mensalmente, o Comitê de Política Monetária² (Copom) realizaria uma reunião para decidir sobre o valor da taxa de juros referencial selic para vigorar no mês subsequente. Ao término da reunião, o Copom passaria a divulgar a decisão final à imprensa e oito dias após cada reunião, divulgar as *Notas da Reunião do Copom*. Além disso, um *Relatório de inflação*, que explicita as condições da economia que orientaram as decisões do Copom com relação à condução da política monetária seria divulgado trimestralmente.

Ficou estabelecido que caso o comportamento da inflação não se situasse dentro do intervalo de tolerância da meta, definido pelo Copom, o presidente do Banco Central deveria escrever uma carta aberta ao ministro da Fazenda na qual justificaria as razões do comportamento da inflação diferente do previsto, e apresentaria as medidas a serem tomadas para garantir que a inflação retorne aos limites estabelecidos.

O índice escolhido pelo CMN foi o IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo), calculado pelo IBGE. O IPCA existe desde 1980 e reflete a variação dos preços entre os dias 1 e 30 de cada mês das cestas de consumo das famílias com recebimento mensal de 1 a 40 salários mínimos (qualquer que seja a fonte) de 11 regiões metropolitanas.

A escolha de índice de preços abrangente, em contraposição à escolha de um núcleo de inflação, implicava numa maior dificuldade no controle da meta, em função da

² O COPOM foi instituído em 20 de junho de 1996, com o objetivo de estabelecer as diretrizes da política monetária e definir a taxa de juros. Porém, somente após a adoção do regime de metas de inflação, a taxa de juros referencial passou a ser divulgada. Além disso, somente com o novo regime a taxa de juros passou a ser utilizada como um instrumento com o objetivo explícito de cumprir as metas para a inflação definidas pelo Conselho Monetário Nacional

maior sensibilidade daquele em relação a choques externos. No entanto, o IPCA atendia a vários outros interesses: tratava-se de um índice com praticamente 20 anos de vida – portanto uma medida bastante conhecida da população brasileira – e dado o histórico de manipulações e expurgos de índices no país, uma meta utilizando-se de um núcleo inflacionário poderia causar desconfiança por parte da população, enquanto que um índice como o IPCA mais dificilmente poderia ser manipulado. Conseqüentemente o IPCA gozava de maior credibilidade. Por fim, esperava-se que a determinação de um intervalo de tolerância acomodasse a maior sensibilidade do índice escolhido em relação a choques externos.

A meta estabelecida para 1999 foi de 8%aa., de 6% em 2000 e 4% em 2001, e o intervalo de tolerância foi definido em $\pm 2\%$ para os três anos. Para os anos subseqüentes, a meta deveria ser anunciada com pelo menos dois anos e meio de antecedência. Seguindo essa regra, em junho de 2000³ o CMN anunciou a meta para 2002, de 3,5% com tolerância de $\pm 2\%$. Em junho de 2001, o CMN anunciou a meta de 2003, de 3,75% com intervalo de tolerância de $\pm 2,5\%$. A meta de 2003 foi revista em junho de 2002⁴, para 4%, e através da mesma Resolução, foi definida a meta para 2004, de 3,75% $\pm 2,5\%$.

Parte do IPCA é composta pelos preços administrados, cujos reajustes seguem regras previamente determinadas em contratos. Os preços administrados são na maior parte dos casos reajustados com base no desempenho de um índice geral de preços, os IGPs. Os índices gerais de preço, por sua vez, são impactados por mudanças no câmbio com maior intensidade, pois mais da metade da composição desses índices gerais é formada pelo IPA (índice de preços por Atacado), que é praticamente todo

³ Através da Resolução 2.744, de 28 de junho de 2000.

⁴ Através da Resolução 2.842, de 28 de junho de 2001 e Resolução 2.972, de 27 de junho de 2002.

composto de bens *tradeables*, cujos preços são balizados pelo mercado internacional. Conseqüentemente, uma desvalorização cambial tem um impacto mais rápido e de maior magnitude nos IGPs. A inflação nos preços administrados é mais persistente, e a inércia inflacionária é maior. Além disso, a elasticidade dos preços administrados com relação a mudanças de política monetária é extremamente baixa, o que torna o controle inflacionário desses preços mais difícil. Desde a desvalorização do câmbio ocorrida em 1999, os preços administrados vêm crescendo sistematicamente mais do que o resto dos preços. Por este motivo, o comportamento dos preços administrados⁵ têm constituído, desde o início do regime de metas, uma preocupação considerável em relação à gestão de política monetária. Entre o início de 1999 e final de 2002, os preços administrados cresceram mais de 70%, enquanto que os preços livres cresceram aproximadamente 30%. O descasamento nos reajustes tem provocado uma mudança nos preços relativos da economia e dificultado a condução da política monetária necessária para manter a meta dentro do intervalo definido.

Em 1999, a inflação medida pelo IPCA foi de 8,94%, acima da meta de 8% estipulada pelo CMN, porém abaixo do limite superior. O comportamento da inflação durante o primeiro semestre de 2000 foi excelente (IPCA acumulado de apenas 1,6%), o que possibilitou sucessivas reduções da meta selic, que foi de 19% para 16,5% ao final do semestre. A trajetória de queda da inflação só foi interrompida com o reajuste dos preços administrados, e com um choque inesperado de oferta (alimentos e combustíveis, afetados pelo aumento do preço internacional do

⁵ Considera-se preços administrados aqueles que são determinados com menor sensibilidade em relação a fatores de oferta e demanda, porque o reajuste foi determinado por contrato ou por algum órgão do poder público (geralmente por uma Agência Reguladora). Os preços administrados respondem por aproximadamente um terço do IPCA.

açúcar), que causou um novo pico no IPCA. Apesar desse aumento, a inflação acumulada em 2000 ficou em 5,97%, dentro da meta estipulada de 6%.

Os fatores de risco de inflação, divulgados pelo Copom no início de cada ano, têm sido praticamente os mesmos desde o início do regime: (i) evolução do preço do petróleo; (ii) desempenho dos preços administrados; e (iii) a política monetária americana/internacional.

Em 2001 e 2002, uma série de choques tanto domésticos como externos atingiram a economia, prejudicando o desempenho da inflação. A desvalorização cambial tornou-se significativa nesses anos. Em 2001, o IPCA alcançou 7,7%, ou 1,7% acima do limite superior determinado para a meta. A contribuição dos preços administrados nesse aumento foi significativa: durante o ano, a inflação dos preços administrados atingiu 10,4%. A desaceleração da economia mundial, o contágio proveniente da crise argentina e os ataques terroristas ocorridos em 11 de setembro produziram forte pressão na cotação do dólar em 2001. A depreciação média do real acumulada em 12 meses até dezembro foi de 20,9%. Essa depreciação pressionou significativamente os preços internos, principalmente os preços administrados, e em especial, as tarifas de energia elétrica. Nesse ano, o país enfrentou uma grave crise de oferta de energia elétrica, e foi obrigado a instituir um programa de racionamento do consumo. Para compensar a perda de receitas das concessionárias decorrente do racionamento, o governo permitiu que as tarifas sofressem elevados reajustes.

Em 2002, o desempenho do IPCA também ultrapassou o limite determinado pelo CMN, de 3,5% mais 2% de intervalo. A inflação acumulada no ano, medida pelo IPCA, foi de 12,5%. A enorme depreciação cambial ocorrida ao longo do ano (de mais de 40%), e o conseqüente impacto do câmbio sobre os preços administrados

dificultaram o controle de preços direta e indiretamente, pois causaram, além do aumento de parte dos preços da economia, uma deterioração das expectativas de inflação.

A cotação do dólar aumentou de um valor médio de R\$2,55 no quarto trimestre de 2001 para R\$3,67 no quarto trimestre de 2002, correspondente a uma variação de 43,9% no período. Fatores externos e internos influenciaram a depreciação cambial. Internamente, as incertezas quanto à evolução da economia brasileira, decorrente, em parte, do processo eleitoral, conduziram ao aumento da aversão ao risco. O impacto externo foi decorrência de uma aversão ao risco e redução na liquidez, causado pelo baixo crescimento mundial, pelo surgimento de problemas contábeis em grandes empresas americanas, e pela perspectiva de uma nova guerra no Golfo.

Desde o início de 2001, a taxa mensal anualizada do núcleo da inflação medido pelo IPCA vem caminhando acima do limite superior do intervalo contendo a meta inflacionária. Dado o descumprimento da meta em 2002 e a expectativa de contágio dessa dinâmica na inflação em 2003, o Banco Central decidiu “flexibilizar” a meta, isto é, buscar de forma gradativa a redução do IPCA para um patamar mais baixo. Para cumprir a meta em 2003, seria necessária uma enorme elevação da meta selic, com conseqüências indesejadas, tais como um enorme impacto sobre o custo da dívida, e sobre o crescimento da economia. Ao invés disso, o Banco Central resolveu seguir um outro critério, o de perseguir uma trajetória de convergência, definida com base em metas ajustadas⁶, que consistem na soma de três componentes: (i) a meta para a inflação preestabelecida pelo CMN; (ii) os impactos inerciais da inflação do ano anterior; e (iii) o efeito primário dos choques de preços

⁶ A metodologia do cálculo da meta ajustada foi apresentada no *Relatório de inflação* de junho de 2002.

administrados (a parte da inflação dos preços administrados que excede a meta, descontada dos efeitos do câmbio e da inércia inflacionária). Utilizando-se dessa nova metodologia, o BC visará atingir a meta apenas no médio prazo, ou seja, deverá desempenhar a política monetária necessária para reverter a trajetória, mas não de forma abrupta. O cumprimento da meta deverá ser obtido apenas em 2004. A meta ajustada para 2003 é de 8,5%, de 5,5% para 2004 e 4,5% em 2005.

3. Metodologia

Passemos a descrever sucintamente a metodologia econométrica utilizada na análise empírica. Todos os resultados e respectivas demonstrações são apresentados em detalhe por Johansen e Juselius (2001) e portanto o que se pretende com o capítulo a seguir é apenas apresentar uma explicação resumida da metodologia proposta pelos autores, visto que a mesma será utilizada na análise empírica.

A análise considera que o mecanismo de transmissão da economia possa ser descrito por um modelo VAR(k), e por isso a metodologia tratará desse tipo de modelo. A teoria da controlabilidade já foi extensivamente aplicada em economia para dados estacionários, porém Johansen e Juselius foram pioneiros na sua aplicação no contexto de modelos VAR cointegrados.

3.1 Cointegração e Representações dos modelos VAR

Considere o processo autoregressivo de dimensão k para um vetor x_t de p variáveis, definido pelas equações:

$$x_t = \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_k x_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (1)$$

para valores iniciais fixos (x_{-k+1}, \dots, x_0) e erros independentes e identicamente distribuídos $\varepsilon_t \sim N_p(0, \Omega_\varepsilon)$, onde Ω_ε é a matriz de covariância dos erros (simétrica, positiva definida).

Os parâmetros Π_1, \dots, Π_k representam matrizes constantes e irrestritas. O termo determinista D_t pode conter uma constante, um termo linear, vetores com variáveis dummies, ou outros regressores considerados fixos ou não estocásticos.

O modelo dado por (1) pode ser representado pela forma de Modelo de Correção de Erro (MCE), tornando-se

$$\Delta x_t = \Pi x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \Phi D_t + \pi + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde $\Pi = \sum_{i=1}^k \Pi_i - I$ e $\Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^k \Pi_j$

O polinômio característico do processo x_t definido por (1) é

$$A(z) = I - \sum_{i=1}^k \Pi_i z^i, \text{ com determinante } |A(z)|.$$

Johansen (1995) apresenta as condições que asseguram a estacionariedade do processo X_t , e mostra que quando isso ocorre, o processo pode ser representado como a soma dos erros acumulados e das condições iniciais. Inicialmente, considera-se que o processo não possua raízes explosivas. Formalmente, o polinômio característico do processo definido por (1) deve satisfazer a condição de que, sendo $|A(z)|=0$, então ou $|z| > 1$ ou $z=1$.

Quando o processo não possui raízes explosivas ou sazonais, uma condição necessária para assegurar que, através da escolha da distribuição dos valores iniciais de x_t , o processo $x_t - E(x_t)$ seja estacionário, é dada por $|A(1)| \neq 0$ (e no caso em que $\Phi \neq 0$, deve-se assegurar adicionalmente a condição de D_t ser limitado por um polinômio em t). Esse resultado mostra que a condição que $A(1)$ tenha posto completo é suficiente para assegurar a estacionariedade de $x_t - E(x_t)$.

Se $|A(z)|=0$ implica que $z=1$ ou $|z|>1$, e posto $(\Pi)=r<p$ (ou seja, a matriz Π possui posto reduzido), então existem matrizes α e β de dimensão $(p \times r)$ e posto r tal que a matriz Π possa ser decomposta em

$$\Pi = \alpha\beta'$$

Para fins de ilustração, considere um caso particular de (1), representado por um modelo VAR(1) sem tendência. Nesse caso, (2) pode ser reescrito como:

$$\Delta x_t = \alpha(\beta'x_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Johansen e Juselius (2001) mostram que o modelo dado por (3) define um processo cointegrado I(1) se, e somente se, os parâmetros satisfazem a restrição

$$|\text{eig}(I_r + \beta'\alpha)| < 1, \quad (4)$$

e, nesse caso, o processo cointegrado I(1) pode ser representado como

$$x_t = C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + y_t + A + \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\mu, \quad (5)$$

onde A depende dos valores iniciais ($\beta'A = 0$), y_t é estacionário com média zero e portanto $\beta'x_t = \beta'y_t + \mu$ é estacionário com média μ , e a matriz de impacto de longo prazo é dada por

$$C = \beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}\beta_{\perp})^{-1}\alpha'_{\perp} = I_p - \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\beta', \quad (6)$$

sendo que α_{\perp} é uma matriz de posto completo com dimensão $p \times (p-r)$, de forma que $\alpha'\alpha_{\perp} = 0$ e β_{\perp} é definido de modo similar, $\beta'\beta_{\perp} = 0$. Se $\alpha=0$ – quando não existir equilíbrio de correção de erro, então $\alpha_{\perp} = I_p$. Nesse caso, dizemos que existem p tendências estocásticas autônomas nos dados. De forma análoga, se $\alpha = I_p$

então $\alpha_{\perp} = 0$, isto é, $x_t \sim I(0)$ e portanto os dados não contêm nenhuma tendência estocástica.

A condição (4) implica que $\beta'\alpha$ possui posto completo, e isso é equivalente a ter $|\alpha'_{\perp}\beta_{\perp}| \neq 0$, tornando a matriz C bem definida. Uma vez que $\beta'x_t$ é um processo VAR(1) com matriz de coeficientes $(I_r + \beta'\alpha)$, então a condição para a estacionariedade (4) exclui a existência de raízes unitárias ou explosivas. A representação na forma dada por (5) é conhecida como Representação de Granger.

3.2 O problema do Controle

Define-se um conjunto atrator

$$\{x | \beta'x = \mu\} = \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\mu + \text{sp}(\beta_{\perp}). \quad (7)$$

O conjunto atrator pode ser interpretado como sendo um espaço vetorial para o qual o processo x_t é atraído pela própria dinâmica de ajuste, isto é, na ausência de choques e sem intervenções. De acordo com a definição (7), nota-se que o conjunto atrator pertence ao espaço vetorial gerado por β_{\perp} . Para um processo $I(1)$ x_t dado por (3) a esperança $E(x_t | x_0)$ – que é o valor esperado de longo prazo de x – converge para

$$x_{\infty} = \lim_{t \rightarrow \infty} E(x_t | x_0) = Cx_0 + \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\mu \quad (8)$$

Johansen e Juselius (2001) mostram através de (8) que $\beta'x_{\infty} = \beta'(Cx_0 + \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\mu) = \mu$, ou seja, que o valor esperado de longo prazo do processo $\beta'x_t$ é μ .

Portanto, conclui-se que x_{∞} se encontra no conjunto atrator, e que portanto x_{∞} é um ponto de estado estacionário.

Nos pontos sobre o conjunto atrator, em que $\beta'x_t = \mu$, não existe tendência para que o processo se afaste. Por isso esses pontos são denominados pontos de equilíbrio ou pontos de estado estacionário. Por outro lado, se $\beta'x_t \neq \mu$, o processo estará sujeito a uma dinâmica de ajuste, que no caso de um simples VAR(1) é dada pelos vetores $\pm \alpha$. Os vetores $\pm \alpha$ se direcionam para o conjunto atrator, fazendo com que o processo seja atraído para este com uma força que depende justamente da magnitude da distância entre $\beta'x_t$ e μ .

De modo a simplificar o entendimento, apresentaremos um exemplo simples – similar ao que será utilizado na análise empírica da economia brasileira – do processo x_t . Considere $x_t' = (\pi_t, R_t)'$, onde π_t é a taxa de inflação, R_t é a taxa de juros de mercado. Suponha que a taxa de inflação que se deseja obter é π^* .

Portanto, o controle do processo tem por objetivo fazer com que π_t atinja π^* . O conhecimento da dinâmica de ajuste “natural” do processo permite fazer com que x_t se dirija ao ponto em que $\pi_t = \pi^*$, através da mudança de R_t . Por exemplo, suponha o caso ilustrado pela Figura 1. R_t deverá ser alterado com a magnitude necessária para fazer com que o processo x_t se desloque para o ponto x_t^{ctr} . Uma vez que ponto x_t^{ctr} não faz parte do conjunto atrator, o processo continuará a ser atraído para este através de uma dinâmica de ajuste, dada pelos vetores $\pm \alpha$. Portanto, se o processo for trazido para o ponto x_t^{ctr} , essa dinâmica de ajuste deverá levar o processo para o ponto Z, que é justamente o ponto sobre o conjunto atrator em que $\pi_t = \pi^*$. Na ausência de choques, espera-se que o processo permaneça num ponto pertencente ao espaço gerado por $\beta \perp$.

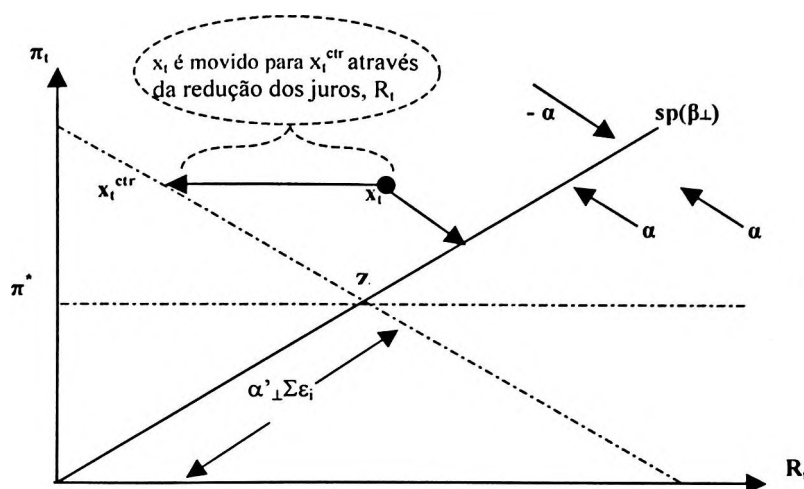


Figura 1: dinâmica de correção de erro do processo x_t no ponto $x_t = (R_t, \pi_t)$ o processo é movido para x_t^{ctr} através da mudança da taxa de juros nominal R_t . Se o impacto dos erros fossem anulados, o processo se moveria da posição atual para o ponto onde $\pi = \pi^*$, com a direção dada por $-\alpha$

O comportamento não estacionário, que empurram o processo ao longo do espaço gerado pelo conjunto atrator, ou $sp(\beta \perp)$, é gerado pelas tendências comuns, representadas por $\alpha' \perp \sum_{i=1}^t \varepsilon_i$.

A teoria do controle pressupõe a escolha de uma variável meta, cujo comportamento deseja-se controlar, de um ou mais instrumentos de controle, e quando necessário, a escolha de uma ou mais variáveis intermediárias. No contexto de política monetária e, mais especificamente, do regime de metas inflacionárias, a variável de interesse é sempre algum índice de preços. E uma vez que a autoridade monetária tenha definido essa meta, ela precisa determinar a maneira pela qual irá persegui-la, ou seja, escolher as “ferramentas”– instrumentos de política monetária e informações econômicas – que utilizará para obter o desempenho desejado do índice de preços escolhido. O uso de variáveis intermediárias, como por exemplo os agregados monetários, é frequente. As variáveis intermediárias são mais facilmente

controláveis pela autoridade monetária e ao mesmo tempo apresentam uma relação relativamente estável com a variável meta final. A literatura a respeito da escolha de instrumentos e meta se desenvolveu muito a partir do momento em que a política monetária se tornou mais ativa, após a II Guerra Mundial. Friedman (1990) estuda as características desejadas para cada uma dessas variáveis, e apresenta diversos modelos – com preços flexíveis ou não, em economias em que a autoridade monetária se preocupa com preços ou em economias em que somente variáveis reais importam etc. – para exemplificar o problema da escolha do melhor instrumento e da necessidade ou não do uso de variáveis intermediárias.

As definições a seguir, necessárias à discussão da teoria do controle, são dadas por Johansen e Juselius (2001):

Definição 1:

- (i) *Variáveis instrumento $a'x_t$, ($a(p \times m)$) possuem a propriedade de que é possível modificá-las através de uma intervenção, substituindo os valores originais $a'x_t$ por $a'x_t + v$, para qualquer $v \in R^m$.*
- (ii) *Variáveis que são metas finais $b'x_t$, ($b(p \times m)$) são aquelas variáveis as quais deseja-se torná-las estacionárias com média b^* - o valor determinado para a meta. O espaço gerado pela variável meta final é dado pelas posições de x que satisfazem $\{x \mid b'x = b^*\}$.*
- (iii) *Variáveis que são metas intermediárias $c'x_t$, ($c(p \times m)$) são aquelas que são cointegradas com as metas finais $b'x_t$, de forma que existe uma relação estacionária $c'x_t + \phi b'x_t$ na qual a matriz ϕ ($m \times m$) possui posto completo.*

Após a intervenção que altera o valor de $a'x_t$ para $a'x_t + v$, o valor controlado do processo x_t se torna:

$$x_t^{ctr} = \bar{a}_\perp a'_\perp x_t^{ctr} + \bar{a} a' x_t^{ctr} = \bar{a}_\perp a'_\perp x_t + \bar{a}(a'x_t + v) = x_t + \bar{a}v$$

onde $\bar{a} = a(a'a)^{-1}$ e, analogamente, $\bar{a}_\perp = a_\perp(a'_\perp a_\perp)^{-1}$.

Repare que a intervenção só produz um efeito sobre o espaço vetorial gerado por a , enquanto que o espaço ortogonal, dado por $sp(a_\perp)$, não é impactado pela intervenção.

Na prática a intervenção v vai depender dos valores contemporâneos e defasados do processo. Trata-se de uma premissa de suma importância para esse estudo que se a mesma regra de intervenção é utilizada em todos os instantes de tempo a equação (1) gerará o novo processo $b'x_t^{new}$ e os parâmetros do modelo não são alterados pelas intervenções.

Definição 2: *Um conjunto de variáveis meta $b'x_t$ com um valor para a meta final de b^* é controlável por uma intervenção $a'x_t$ e por uma regra de controle (κ, κ_0) se, ao se intervir em todos os instantes utilizando*

$$x_t^{ctr} = x_t + \underbrace{\bar{a}(\kappa'x_t - \kappa_0)}_{=v},$$

o novo processo possuir a propriedade de que a meta, $b'x_t^{new}$, se torne estacionária com média b^ .*

Assim, o efeito do controle é justamente o de eliminar a não estacionariedade e de tornar a média da meta igual a b^* .

Considere o exemplo apresentado anteriormente, em que $x'_t = (\pi_t, R_t)$. O banco central deseja atingir uma determinada taxa de inflação π^* , utilizando a taxa de juros referencial como instrumento. Nesse caso $b' = (1, 0)$, $a' = (0, 1)$ e as posições no espaço da meta que satisfazem $b'x_t = b^*$ são dados por $\pi_t = \pi^*$.

Uma simples regra de controle consiste em substituir $a'x'_t = R_t$ por $R_t + v$, e o problema é escolher $v = \kappa'x_t - \kappa_0$ de tal forma que $b'x_t = \pi_t$ se torne estacionária em torno de π^* , no novo processo. Johansen e Juselius apresentam as condições para tornar uma variável meta final não estacionária em uma variável estacionária com uma determinada média (o valor desejado para a meta) baseando-se na regra geral de intervenção dada por $v = \kappa'x_t - \kappa_0$. Os principais resultados dessas condições são apresentados no Apêndice.

A figura 1 ilustra a maneira pela qual o controle é feito, isto é, o processo é trazido para a posição controlada x_t^{ctr} através da escolha de uma intervenção v tal que, ao se eliminar os erros, o processo x_{t+h} , $h=1,2,\dots$, começando em x_t^{ctr} , continuará a se mover em direção a um ponto no espaço desejado. Ou seja, v seria escolhido de tal forma que

$$b^* = b' \underbrace{(Cx_t^{ctr} + \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\mu)}_{=x_\infty} = b'(C(x_t + \bar{a}v) + \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\mu), \quad (10)$$

Para que as equações tenham solução para v , a condição

$$\text{posto}(b'Ca) = m \quad (11)$$

precisa ser satisfeita, ou seja, a matriz $b'Ca$ precisa ter posto completo. A controlabilidade só existe quando essa condição é satisfeita, visto que a solução para

v está em função de $(b'Ca)^{-1}$. O resultado preciso dessa condição é formulado pelos autores.

Se $|b'Ca| \neq 0$, a equação (10) pode ser resolvida para v , e uma regra de controle pode ser explicitada:

$$\bar{a}v = a(b'Ca)^{-1} [b^* - b'x_t + b'\alpha(\beta'\alpha)^{-1}(\beta'x_t - \mu)] \quad (12)$$

A intervenção (13) necessária para colocar o processo na trajetória correta depende de

- $b^* - b'x_t$, que é a discrepância entre o valor da variável meta $b'x_t$ e o seu valor desejado b^* ,
- $\beta'x_t - \mu$, que mede o desvio a partir do estado estacionário no instante da intervenção.

Se a economia estiver em estado estacionário (se estiver sobre um ponto no conjunto atrator $\{\beta'x = \mu\}$), então somente a discrepância entre o valor presente da variável meta e o seu valor desejado determinará a magnitude necessária de intervenção. Por outro lado, se a situação não for de estado estacionário, então a magnitude desse desvio também influenciará a intervenção necessária para tornar $b^* = b'x_t$.

Controlabilidade ocorre através de uma condição sobre os elementos da matriz de impacto de longo prazo, dada por $C = \beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}\beta_{\perp})^{-1}\alpha'_{\perp}$. Portanto, uma variável estacionária, que é uma combinação linear de $\beta'x_t$, não pode ser controlada por essa regra. Quando se trata de um problema simples com uma meta e um instrumento, a condição (11) requer que o impacto de longo prazo do choque (intervenção) da variável instrumento sobre a variável meta não seja nulo. Conseqüentemente, a controlabilidade é inconsistente com a neutralidade de longo prazo da meta em

relação ao instrumento. De uma forma resumida, foi demonstrado que se $|b'Ca| \neq 0$ é possível definir uma regra natural de controle através de

$$x_t^{ctr} = x_t + \underbrace{a(b'Ca)^{-1}[(b' - b'x_t) + b'\alpha(\beta'\alpha)^{-1}(\beta'x_t - \mu)]}_{=\bar{a}v} \quad (13)$$

A regra é construída de maneira que a posição x_t^{ctr} seja atraída para o valor da meta,

ou seja, de forma que $b'(Cx_t^{ctr} + \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\mu) = b'$

$$\underbrace{b'(Cx_t^{ctr} + \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\mu)}_{=x_\infty} = b'$$

A figura 2 mostra como o ponto x_t é movido pela autoridade monetária para a trajetória marcada pela linha pontilhada. Uma vez que a variável esteja sobre essa trajetória, a própria dinâmica do processo a levará para o ponto no conjunto atrator definido pelo valor desejado para a meta π^* , partindo do pressuposto de que o Banco Central se encarregará de movê-la para a linha pontilhada em todos os instantes.

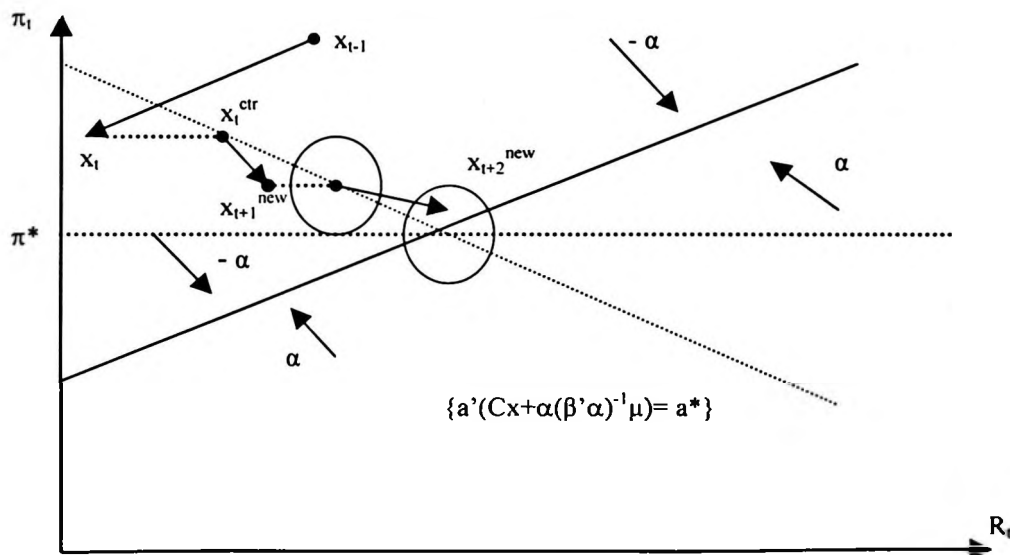


Figura 2: O processo x_t controlado pelo Banco Central

O ponto x_t é movido pelo Banco Central para x_t^{ctr} , e as equações geram o ponto x_{t+1}^{new} , que no caso de um modelo VAR(2) é baseado em x_t^{ctr} e x_t . Esse ponto é movido para x_{t+1}^{ctr} , e as equações geram x_{t+2}^{new} a partir de x_{t+1}^{ctr} e x_t^{ctr} ; e assim sucessivamente.

Através do uso da regra de controle (13) a variável instrumento é movida para uma nova posição x_1^{ctr} , a partir da qual a dinâmica do processo irá eventualmente trazer a variável meta para o valor desejado, b^* , considerando que os erros serão anulados. O processo está sempre sujeito a novos distúrbios, e por isso x_{t+h} , ($h=1,2,\dots$) poderá se afastar de x_1^{ctr} . Portanto, a cada novo distúrbio, o processo terá que ser trazido novamente para uma nova posição que esteja sobre a trajetória correta, ou seja, na qual b^* seja alcançado. A regra de controle descrita anteriormente precisa ser utilizada em todos os instantes, de forma a gerar o novo processo. Nesse novo processo a variável meta se torna estacionária em torno de um determinado valor, considerando-se que a condição de controlabilidade (11) seja satisfeita.

A diferença entre as duas figuras é que a figura 1 considera que uma vez que o processo é movido para a trajetória ótima— aquela que o moverá para o ponto onde a variável meta final adquire a estacionariedade com a média desejada, ele não se desviará mais, ou seja, a figura 1 desconsidera novos distúrbios. Já a figura 2 considera que a qualquer momento novos distúrbios podem afastar o processo da trajetória desejada, e que portanto, toda vez que o processo for afetado por novo distúrbio, para trazê-lo novamente para uma posição sobre essa trajetória, uma nova intervenção precisa ser realizada.

3.3 O novo processo

Considere o processo $I(1) x_t$ dado por

$$\Delta x_t = \alpha(\beta'x_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t;$$

onde a restrição $|b'Ca| \neq 0$ é atendida. Quando a regra de controle

$$x_t^{crr} = x_t + \underbrace{a(b'Ca)^{-1} \left[(b^* - b'x_t) + b'\alpha(\beta'\alpha)^{-1}(\beta'x_t - \mu) \right]}_{=\bar{a}v}$$

é aplicada em todos os instantes do tempo, o processo resultante x_t^{new} será um processo VAR(1) cointegrado I(1) com espaço de cointegração $sp(\beta, b)$ e espaço de ajuste $sp(\alpha, a)$.

Johansen e Juselius (2001) mostram que (i) $\beta'x_t^{new}$ é estacionário com média μ ; (ii) $b'x_t^{new}$ é estacionário com média b^* ; e (iii) $b'Cx_t^{new}$ é um ruído branco com média $b^* - b'\alpha(\beta'\alpha)^{-1}\mu$.

Utilizando a regra de controle linear geral da forma $v = \kappa'x_t - \kappa_0$, a condição para estabilidade é satisfeita e $\beta'x_t^{new}$ torna-se estacionário com média μ através da escolha de

$$\kappa' = -(b'Ca)^{-1}b'C, \text{ e } \kappa_0 = -(b'Ca)^{-1}(b^* - b'\alpha(\beta'\alpha)^{-1}\mu),$$

de forma que κ' satisfaz as relações

$$\kappa'\alpha = 0, \quad I_m + \kappa'\bar{a} = 0.$$

Conseqüentemente, $\kappa'x_t^{new} = -(b'Ca)^{-1}b'Cx_t$ é um ruído branco em torno de

$$\kappa_0 = -(b'Ca)^{-1}(b^* - b'\alpha(\beta'\alpha)^{-1}\mu).$$

Considerando que

$$C = \beta_{\perp}(\alpha'_{\perp}\beta_{\perp})^{-1}\alpha'_{\perp} = I_p - \alpha(\beta'\alpha)^{-1}\beta'$$

então

$$b'Cx_t^{new} = b'x_t^{new} - b'\alpha(\beta'\alpha)^{-1}\beta'x_t^{new}.$$

Uma vez que $\beta'x_t^{ncw}$ é estacionário com média μ , e sabendo que $b'Cx_t^{ncw}$ é um ruído branco com média $b^* - b'\alpha(\beta'\alpha)^{-1}\mu$, então $b'x_t^{ncw}$ deve ser estacionário com média b^* , que é justamente o valor que se desejava obter para a variável meta!

Todos os resultados apresentados até o momento consideraram apenas as variáveis instrumento e a variável meta final. No entanto, conforme foi discutido anteriormente, nem sempre o controle da variável meta ocorre diretamente. Muitas vezes e, em se tratando de política monetária, na grande maioria dos casos, o controle é feito através do uso de variáveis intermediárias, isto é, de variáveis que sejam controláveis pelas variáveis instrumento e ao mesmo tempo que sejam cointegradas com a variável meta final.

No estudo empírico apresentado nesse trabalho, a análise da controlabilidade é feita indiretamente, pois sob o regime de metas de inflação, o Banco Central conduz a política monetária visando garantir a estabilidade de preços através do controle que exerce sobre as várias taxas de juros da economia. Caso o Banco Central realizasse a política monetária utilizando-se somente da medida conhecida do IPCA, levaria muito tempo para anular os choques que ocorrem sobre a economia a todo instante. Um choque ocorrido no início do mês só seria considerado no mês seguinte, quando uma nova medida do IPCA fosse anunciada. Por outro lado, o controle das taxas de juros de mercado pode ser feito diariamente, e se o Banco Central conhece o mecanismo de transmissão da economia, ou seja, a maneira pela qual uma mudança nas taxas de juros afeta o comportamento dos preços, pode corrigir eventuais desvios da trajetória desejada para a meta através de intervenções no mercado de juros. A política monetária torna-se muito mais eficaz.

Portanto, a análise da controlabilidade de uma variável meta final pode ser feita em duas etapas. Primeiramente, analisa-se a controlabilidade de variáveis intermediárias e, num segundo estágio, verifica-se se as variáveis intermediárias cointegram com a variável meta final.

Se $c'x_t$ for uma variável intermediária e $c'x_t$ for controlável pelo instrumento $a'x_t$, então a variável meta final também é controlável por $a'x_t$. Para demonstração mais detalhada, ver Teorema 5, de Johansen e Juselius (2001).

4. Análise Empírica

Um importante pressuposto deste estudo é o de assumir que, tendo adotado o regime de metas inflacionárias em 1999, a autoridade monetária no Brasil considera a inflação, medida pelo IPCA, controlável pelo uso dos instrumentos de política monetária utilizados desde então. Conseqüentemente, a análise empírica tem como principal objetivo verificar se os dados empíricos corroboram esse pressuposto.

Conforme dito no capítulo anterior, o controle da inflação ocorre através das intervenções que o Banco Central realiza no mercado de juros, isto é, indiretamente. As variáveis intermediárias permitem que o combate aos choques seja feito diariamente. No entanto, para que o controle seja possível é necessário que as variáveis intermediárias sejam controláveis pelos instrumentos de política monetária e ao mesmo tempo que sejam cointegradas com a variável meta final. Quando essas duas condições são atendidas é possível estabelecer uma regra de controle da inflação, que será função de (i) os desvios entre o valor atual da meta e o valor desejado, (ii) os desvios em relação à situação de equilíbrio da relação de estado estacionário da economia como um todo, e (iii) da maneira como os instrumentos afetam a meta final.

Dessa forma, a análise empírica com os dados da economia brasileira será feita em duas etapas⁷. A primeira visa analisar a relação entre as variáveis instrumentos e as variáveis intermediárias – feita com dados diários. A segunda etapa, feita com dados mensais, tem por objetivo analisar a relação entre as variáveis intermediárias e a variável meta final.

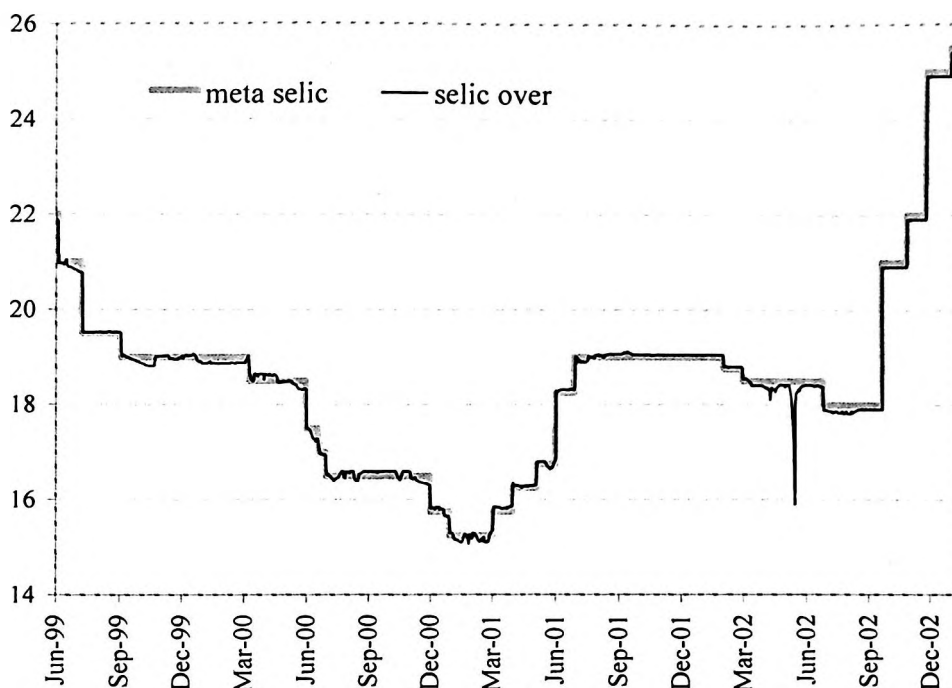
⁷ As duas etapas da análise empírica foram realizadas através do uso do software PcGive 10 (Doornik and Hendry, 2001), e somente o cálculo das matrizes C foi realizado com o uso do CATS in RATS (Hansen and Juselius, 1995), visto que o PcGive não apresenta os desvios padrões e nem as estatísticas t dos coeficientes desta matriz.

4.1 Modelo com Dados Diários

O estudo da relação entre os instrumentos de política monetária e as metas intermediárias – feito na primeira etapa da análise empírica – tem o propósito de verificar se a taxa selic over acompanha o movimento da taxa meta selic, divulgada nas reuniões do Copom, e se a selic over impacta a estrutura a termo da taxa de juros. Com isso, pretende-se verificar se o uso da taxa de juros referencial é um instrumento adequado para controlar as taxas de juros de mercado. Serão utilizados dados diários da taxa referencial selic (“meta”), taxa selic over (“selic”), swaps entre taxa pré e pós (DI) com prazos de 40, 125 e 250 dias úteis (“pré40”, “pré125” e “pré250”, respectivamente). Os dados analisados compreendem o período que se inicia no dia 21 de junho de 1999 – data em que o regime de metas de inflação foi adotado – até o final de fevereiro de 2003, totalizando 909 observações.

Conforme pode ser observado na figura 3, a taxa selic acompanha de perto os movimentos da taxa referencial meta selic. Além disso, essas duas variáveis parecem apresentar um comportamento não estacionário bem similar. Por isso espera-se que a relação de cointegração entre as duas taxas seja bem próxima da proporcionalidade.

Figura 3 – meta selic versus selic over



A variável meta selic não possui as características estocásticas necessárias aos modelos VAR. Apesar de ser em teoria uma variável aleatória contínua – podendo assumir qualquer valor – na prática, os incrementos da meta, promovidos pelo Copom, foram sempre de múltiplos de 0,25%, e quase sempre realizados durante as reuniões previamente agendadas. Por este motivo, ela é considerada no modelo como completamente exógena. Ela pertence ao espaço de cointegração e está presente na dinâmica de curto prazo do processo (a variável em diferenças, tanto corrente, como todas as defasagens), porém o modelo não a considera como parte do VAR.

O modelo analisado possui a seguinte especificação VAR:

$$y_t = \Pi_0 + A_0 z_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i x_{t-i} + \Phi D_t + \Theta DI_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T$$

onde $x'_t = [y_t, z_t]$, $z_t = \text{meta}_t$, $y'_t = [\text{selic}_t, \text{pre40}_t, \text{pre125}_t, \text{pre250}_t]$ e D_t e DI_t são vetores de variáveis dummies. O mesmo modelo pode ser representado pela forma dada pelos Modelos de Correção de Erro (MCE), que evidencia as dinâmicas de curto e longo prazo do processo de interesse, ou seja:

$$\Delta y_t = \alpha(\beta'x_{t-1} - \mu) + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + A_0 \Delta z_t + \Phi D_t + \Theta DI_t + \varepsilon_t$$

$$\text{sendo } \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^k \Pi_j.$$

Foram incluídas no VAR sete defasagens, de forma a minimizar o problema da autocorrelação, e o da não normalidade dos erros. Além disso, foram consideradas 16 variáveis dummies para responderem pelos choques adversos ocorridos no período:

$$D_t = [D16, D68, D437, D453, D457, D511, D731, D732, D733, D734, D770, D774, D825, D826, D872] \text{ e } DI_t = [DI1517],$$

onde Dx é uma dummy do tipo ...0,0,0,1,0,0,..., que descreve um choque tipo impulso na observação $t=x$, e DIx é uma dummy que descreve um efeito transitório, no qual o choque em $t=x$ é revertido em $t = x+1$.

Parte das dummies inseridas no modelo diário coincide com mudanças na meta selic promovidas pelo Copom. Além disso, um número considerável está associado a movimentos bruscos no mercado de juros e câmbio, provocados pelo contágio da crise argentina, que por mais de três anos “ensaiava” o fim da conversibilidade (que só ocorreu em fevereiro de 2002). A inclusão de dummies para datas nas quais a meta selic foi alterada equivale a desconsiderar as mudanças promovidas na taxa referencial, algo que não é desejável, visto que o que se pretende com o modelo é

justamente analisar a eficácia da política monetária, que basicamente consiste dessas mudanças. Acontece que essas mudanças bruscas na meta selic – e consequentemente em toda a estrutura a termo de juros – provocam uma elevada assimetria e curtose nas distribuições dos respectivos erros, e isso precisa ser minimizado, de forma a não comprometer os resultados da análise. A análise de cointegração é razoavelmente robusta à presença de efeitos ARCH [Hansen, E. e Hahbek (1998)] e de curtose, mas não à presença de assimetria [Gonzalo (1994)]. Por estes motivos, a inclusão de dummies tem por objetivo justamente minimizar a assimetria e curtose, a fim de garantir a validade dos resultados da análise.

Uma breve descrição das dummies incluídas no modelo é feita a seguir:

- D16 – equivale ao dia 12 de julho de 1999. Nessa data, tanto fatores externos (receio de moratória argentina), como internos (previsões pessimistas para a inflação) provocaram uma enorme instabilidade no mercado financeiro. Os preços dos contratos futuros de juros subiram consideravelmente, a Bovespa fechou em forte queda e o real se depreciou;
- D68 – no dia 23 de setembro de 1999, o mercado financeiro teve um comportamento atípico, pois apesar da meta selic ter sido reduzida de 19,5 para 19%, a estrutura a termo de juros sofreu uma enorme elevação, devido a uma escassez de reais no mercado interbancário;
- D437 – dia 22 de março de 2001. Esse dia foi caótico para o mercado financeiro mundial. Temores de que a desaceleração americana poderia provocar uma recessão global derrubaram os mercados financeiros internacionais (Bolsa de Tóquio caiu 1,9%, Londres 4,08%, Paris 3,96% e Frankfurt 4,16%). Além disso, rumores de renúncia do presidente Fernando

de La Rúa, acompanhados dos boatos do fim do regime de conversibilidade na Argentina colaboraram para o aumento do nervosismo. Internamente, a decisão do Copom em elevar a selic em 0,50 ponto porcentual, para 15,75%, contrariou as expectativas do mercado, de manutenção da taxa. O Ibovespa fechou em queda de 5,28%, o C-bond caiu 2,15%, enquanto que toda estrutura a termo de juros sofreu forte ajuste;

- D453 – dia 16 de abril de 2001. A tentativa de introduzir uma nova regra de conversibilidade na Argentina (“europlano”) provocou uma forte elevação no câmbio, e uma piora das expectativas do mercado em relação à decisão do Copom, que seria anunciada na mesma semana. Os contratos futuros de juros subiram fortemente para se ajustarem a essa piora na expectativa em relação ao novo valor da meta selic, que de fato foi elevada em 0,5%, para 16,25%;
- D457 – no dia 20 de abril de 2001, a incerteza quanto à rolagem de títulos cambiais concomitantemente a um mercado preocupado com sustentabilidade da paridade cambial do peso assim como com a possibilidade de uma moratória argentina provocou uma considerável piora no mercado de juros e de câmbio;
- D511 – 10 de julho de 2001 foi mais um dia de extremo nervosismo no mercado financeiro provocado pelo crescente temor de uma moratória argentina. A bolsa de Buenos Aires fechou em queda de 6,14%, e os preços do título soberanos da Argentina sofreram forte queda. No Brasil, a estrutura a termo de juros, assim como a cotação do dólar, sofreram forte ajuste, à espera de algum desfecho para a crise argentina;

- D1517 – dia 17 e 18 de julho de 2001. Novamente, rumores em relação a um possível fracasso da tentativa de um ajuste fiscal na Argentina provocaram extremo nervosismo no mercado financeiro, ou seja, elevação da cotação do dólar, queda acentuada da Bovespa e elevação das taxas de juros. Um aumento de 0,75% na meta selic, para 19%, e um movimento de realização de lucros colaboraram para aumentar ainda mais a volatilidade do mercado financeiro;
- D731, D732, D733 e D734 – dummies para os dias 3 à 6 de junho de 2002. Nesse período houve um descolamento entre a meta selic e a selic over, causado por uma mudança promovida pelo Banco Central na regulamentação dos fundos de investimento concomitantemente à uma tentativa de incentivar a compra de títulos públicos;
- D770 e D774, ou 29 de julho e 2 de agosto de 2002 – nessas datas, houve um descolamento entre a estrutura a termo e a meta selic, provocado por um nervosismo do mercado, decorrente do receio em relação a uma possível vitória do Lula nas eleições, conforme apontavam as pesquisas de opinião;
- D826 – dia 15 de outubro de 2002. Foi a primeira convocação de Reunião Extraordinária (portanto inesperada) realizada pelo Copom desde que Arminio Fraga assumiu a presidência do Banco Central. A meta selic foi elevada de 18 para 21% para conter o aumento dos preços decorrente da elevada desvalorização cambial;
- D872 – o dia 19 de dezembro de 2002 foi um dia de extremo otimismo no mercado financeiro, como consequência da excelente receptividade em relação tanto às declarações de continuidade do regime de metas, dado pela

nova equipe econômica nomeada por Lula, como também em relação ao aumento da meta selic - de 22 para 25% - promovido pelo Copom.

O modelo produziu os testes de diagnóstico, apresentados a seguir, na tabela 1.

Tabela 1: testes de diagnóstico do modelo com dados diários
(p-valores entre parênteses)

Testes Univariados	Δselic_t	$\Delta\text{pré}40_t$	$\Delta\text{pré}125_t$	$\Delta\text{pré}250_t$
Normalidade ⁸ - $\chi^2(2)$	856,86 (0,00)	408,96 (0,00)	217,36 (0,00)	238,90 (0,00)
Assimetria	0,73	0,68	0,06	-0,04
Excesso de Curtose	14,05	11,28	7,18	7,83
Assimetria transformada ⁹	8,10	7,69	0,74	-0,48
Curtose transformada	28,11	22,81	17,23	19,11
AR 1-2 F(2, 850)	2,49 (0,08)	0,48 (0,62)	0,09 (0,92)	0,32 (0,73)
ARCH 1 F(1, 850)	64,29 (0,00)	70,22 (0,00)	34,87 (0,00)	42,84 (0,00)
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	0,03	0,28	0,40	0,45
R^2	0,99	0,99	0,99	0,99

O modelo VAR(7) produziu os seguintes resultados: o teste de normalidade foi rejeitado para todas as variáveis – o que já era esperado, dada a presença de caudas pesadas em todas as distribuições. Testou-se a assimetria e curtose dos erros separadamente, através do teste de normalidade proposto por Doornik e Hansen (1994). Esse teste, além de apresentar uma correção para pequenas amostras, utiliza uma transformação para a assimetria e curtose que produz uma estatística de teste muito mais próxima da distribuição normal padrão. Os coeficientes da assimetria e

⁸ O teste para normalidade é baseado em Doornik e Hansen (1994). A estatística de teste é $e_2 = z_1^2 + z_2^2 \sim \chi^2(2)$, onde z_1 e z_2 denotam, respectivamente, os coeficientes da assimetria e da curtose transformadas.

⁹ A partir da estatística de teste de normalidade, testa-se a assimetria através da comparação de z_1^2 com a distribuição $\chi^2(1)$. O teste para curtose é feito de forma análoga.

curtose transformadas devem ser elevados ao quadrado e comparados com a distribuição $\chi^2(1)$. Conforme esperado, dados os elevados coeficientes apresentados na tabela 1, a hipótese de normalidade é rejeitada devido ao excesso de curtose para todos os casos. Porém, em relação à assimetria, rejeita-se a hipótese de erros simétricos apenas no caso dos erros das variáveis selic e pré40. As estatísticas de teste para a assimetria da pré125 e pré250, com valores de 0,39 e 0,49, respectivamente, quando comparadas à $\chi^2(1)$, equivalem a p-valores de 0,46 e 0,63, e portanto as hipóteses de erros simétricos não são rejeitadas. Além disso, todos os resíduos apresentaram efeitos ARCH. Por outro lado, o modelo não apresentou sinais de autocorrelação dos erros.

A rejeição da hipótese de normalidade é frequente quando se lida com dados diários, especialmente dados financeiros. No entanto, resolveu-se seguir com a análise, uma vez que a parte fundamental desta – na qual se estuda o comportamento da inflação em relação aos instrumentos de política monetária – é feita com os dados mensais.

Tabela 2: testes da análise de cointegração do modelo com dados diários (p-valores entre parênteses)

Estatística do Traço	124,06 (0,00)	68,28 (0,00)	31,81 (0,00)	4,74 (0,32)
Raízes características do processo	0,06	0,04	0,03	0,00

A tabela 2 apresenta os resultados do teste de cointegração de Johansen. Considerou-se apenas o teste do traço pois, de acordo com Doornik (1998), o procedimento desse teste é consistente, e o mesmo não se pode afirmar a respeito do teste do autovalor máximo, dada a inexistência de um resultado análogo para esse teste. Os resultados da análise de cointegração indicam a presença de 3 raízes

características significativas – com valores de 0,06, 0,04 e 0,03. Portanto, assumiu-se a existência de 3 vetores de cointegração.

Os testes de exogeneidade fraca para os parâmetros de longo prazo apresentaram os seguintes valores para as estatísticas: 31,23, 27,30, 15,42, e 8,49 para a selic over, pré40, pré125, e pré250, respectivamente. Tais estatísticas são distribuídas conforme uma $\chi^2(3)$, e portanto, rejeita-se a hipótese de exogeneidade fraca para todos os casos.

Procurou-se então identificar os vetores de cointegração através da imposição de restrições sobre seus coeficientes. A análise dos vetores de cointegração restritos buscou conhecer a relação entre a taxa selic over e a taxa referencial meta selic, identificar a influência de mudanças da selic over na estrutura a termo assim como analisar a relação entre as taxas de juros de diferentes prazos. A primeira restrição isolou a relação entre a selic over e a meta selic, desconsiderando as demais taxas de mercado. Com isso, procurou-se avaliar o quão próximo é o movimento da selic over em relação à meta. Já no segundo vetor, as restrições foram impostas para avaliar a influência que a selic over exerce sobre as demais taxas de juros e, por último, avaliou-se apenas a relação entre as taxas da estrutura a termo, de modo a verificar se fazem sentido: por exemplo, espera-se que as taxas mais longas tenham uma variação de maior magnitude em relação às taxas mais curtas.

A tabela 3 apresenta os vetores de cointegração identificados.

Tabela 3: análise de cointegração – vetores restritos do modelo com dados diários (valores significantes em negrito e valor dos erros-padrão entre parênteses)

Var	Vetores de Cointegração β			Coeficientes de Ajuste α		
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$
selic _t	1,00	-0,80 (0,07)	0,00 ^(*)	-0,07 (0,01)	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)
pré40 _t	0,00 ^(*)	1,00	-0,39 (0,04)	0,05 (0,11)	-0,07 (0,02)	-0,05 (0,03)
pré125 _t	0,00 ^(*)	-0,32 (0,04)	1,00	-0,00 (0,16)	-0,04 (0,03)	-0,10 (0,05)
pré250 _t	0,00 ^(*)	0,00 ^(*)	-0,60 (0,02)	-0,17 (0,18)	-0,05 (0,03)	-0,01 (0,05)
constante	0,05 (0,02)	2,47 (0,87)	0,05 (0,42)			
meta _t	-1,00	0,00 ^(*)	0,00 ^(*)			

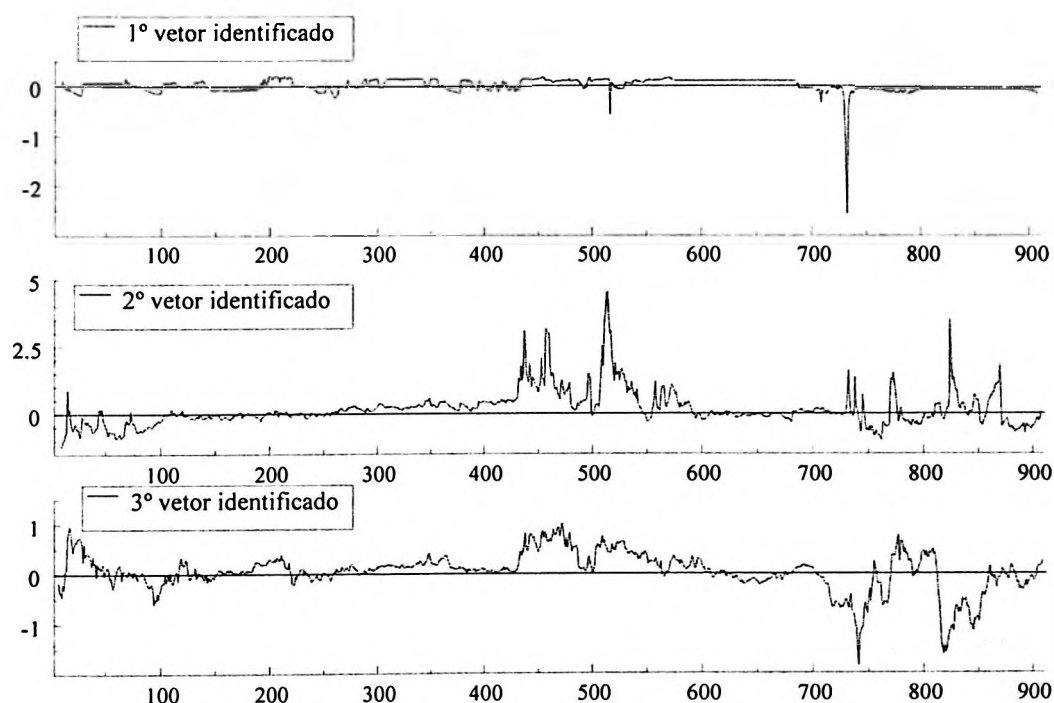
(*) coeficientes cujos valores foram determinados pelas restrições

O teste das restrições dos vetores de cointegração, que segue uma distribuição $\chi^2(2)$, produziu uma estatística de teste de 3,52, correspondente a um p-valor de 0,17. Portanto as restrições não são rejeitadas.

Conforme o esperado, o primeiro vetor identifica uma relação proporcional entre a selic over e a meta selic, o que confirma a impressão obtida a partir da análise da figura 3. Mudanças promovidas na meta selic pelo Copom impactam a selic over de maneira similar. O valor de $\hat{\alpha}_{11}$, de -0,07, mostra a velocidade do ajuste da selic over em relação à meta selic. Apesar de ser significativa e apresentar o sinal negativo – o que mostra que a selic over converge para a meta, o valor do coeficiente é pequeno, indicando um ajuste extremamente lento, mesmo para dados diários. Os

coeficientes $\hat{\alpha}_{21}$, $\hat{\alpha}_{31}$ e $\hat{\alpha}_{41}$ não são significantes, o que indica que as taxas pré40, pré125 e pré250 praticamente não reagem ao surgimento de desvios em relação à taxa selic over. De uma maneira geral, os coeficientes da matriz α possuem valores pequenos, o que demonstra que o mercado de juros apresenta um ajuste diário bastante lento. A figura 4 apresenta os vetores de cointegração apresentados na tabela 3.

Figura 4: os gráficos com os três vetores restritos, que identificam as relações de longo prazo do processo com dados diários



De acordo com a teoria proposta por Johansen e Juselius, a controlabilidade da estrutura a termo de juros, e por sua vez da inflação, só é possível se pelo menos parte da estrutura a termo dos juros não for neutra no longo prazo com relação aos choques da selic over. Ou seja, é necessário que a condição $|b'Ca| \neq 0$, descrita no capítulo anterior, seja atendida.

Tabela 4: a matriz C, as tendências comuns α_{\perp} e os pesos associados $\tilde{\beta}_{\perp} = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp})^{-1}$ (valores significantes em negrito e estatísticas t entre parênteses)

	A matriz C				α_{\perp}	$\tilde{\beta}_{\perp}$
	$\hat{\varepsilon}_{selic}$	$\hat{\varepsilon}_{pre40}$	$\hat{\varepsilon}_{pre125}$	$\hat{\varepsilon}_{pre250}$		
$selic_t$	-0,00 (-1,46)	-0,00 (-2,22)	0,00 (0,49)	0,00 (2,27)	2,83	-0,00
$pre40_t$	-0,71 (-1,46)	-0,25 (-2,22)	0,08 (0,49)	0,23 (2,27)	1,00	-0,25
$pre125_t$	-2,19 (-1,46)	-0,77 (-2,22)	0,25 (0,49)	0,72 (2,27)	-0,32	-0,77
$pre250_t$	-3,21 (-1,46)	-1,13 (-2,22)	0,36 (0,49)	1,06 (2,27)	-0,93	-1,13

A tabela 4 apresenta os resultados da estimação da matriz C, dos valores de α_{\perp} e de $\tilde{\beta}_{\perp} = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp})^{-1}$. Os valores de α_{\perp} representam os coeficientes das tendências comuns, responsáveis pelo comportamento não estacionário do processo. As estimativas de α_{\perp} indicam que as tendências estocásticas são determinadas principalmente pelos choques ocorridos na selic over, enquanto que as estimativas de $\tilde{\beta}_{\perp}$ mostram que a selic over não é afetada pelas tendências estocásticas no restante da estrutura a termo.

Através da matriz C, apresentada na tabela 4, analisa-se a condição para a controlabilidade da estrutura a termo de juros. Em particular, a primeira coluna dessa matriz mostra como cada variável reage no longo prazo aos choques da selic. Os resultados da estimação indicam que a condição de controlabilidade não é atendida, visto que nenhum coeficiente da primeira coluna de C é significativo.

Alguma cautela na interpretação dos resultados deve ser tomada devido ao fato de o modelo com dados diários ter produzido resíduos que violam alguns de seus pressupostos (a não normalidade e a presença de efeitos ARCH). Observa-se

também que, durante o período considerado, o mercado financeiro brasileiro apresentou elevada volatilidade, o que pode ter influenciado os resultados do modelo com dados diários. A ocorrência de crises externas, tais como a da Argentina, o ataque às torres do World Trade Center, a iminência da Guerra no Afeganistão, e o receio de uma mudança na política econômica com a mudança de governo, provocaram elevada instabilidade nos mercados financeiros, dificultando a condução da política monetária na busca da estabilidade de preços. Por outro lado, espera-se que os dados mensais apresentem uma menor volatilidade – o que pode implicar em resultados diferentes dos obtidos até então.

Além disso, pode-se argumentar que a elevada oscilação dos juros não necessariamente implica na ausência do controle. O controle da estrutura a termo – realizado através da determinação da taxa referencial meta selic – é quase sempre feito através de mudanças na meta selic realizadas durante as reuniões do Copom. Nessas reuniões, não são as oscilações no mercado de juros ocorridas num dia ou em outro que importam, mas sim o desempenho da inflação passada, assim como o patamar médio dos juros. Dessa forma, a análise da controlabilidade da inflação só pode ser conclusiva se tiver o respaldo dos resultados da análise dos dados mensais, visto que a variável inflação não faz parte do modelo com dados diários.

Por esses motivos, decidiu-se por prosseguir com o estudo, a fim de verificar se o comportamento dos dados mensais reforça ou não os resultados obtidos na análise dos dados diários.

4.2 Modelo com Dados Mensais

Conforme mencionado anteriormente, a análise dos dados diários tem por objetivo verificar se o uso dos instrumentos de política monetária – a determinação de uma taxa de juros referencial – permite controlar as variáveis intermediárias, dadas pela estrutura a termo de juros. Somente através do modelo com dados mensais é possível analisar o impacto das mudanças nas variáveis intermediárias sobre o comportamento da inflação. De acordo com o que foi apresentado no segundo capítulo, o regime de metas de inflação foi adotado em junho de 1999, e antes disso, até a desvalorização cambial ocorrida em janeiro do mesmo ano, o país adotava o regime de bandas cambiais (“crawling peg”). O Banco Central só começou a divulgar a meta para a taxa selic para fins de política monetária a partir de março de 1999. Antes, o Copom fixava um “teto” e um “pisso” para as taxas de juros de mercado, a Taxa Básica do Banco Central (TBC) e a Taxa de Assistência do Banco Central (Tban), respectivamente. Um modelo mensal que abrangesse apenas o período sob o regime de metas teria um número pequeno de observações. Por essa razão, optou-se por utilizar também um período mais extenso, a partir de julho de 1996, mês no qual o Copom foi constituído para estabelecer as diretrizes da política monetária e de definir a taxa de juros referencial.

Outra característica da economia brasileira motivou a extensão da análise mensal para um número maior de modelos. Conforme discutido no segundo capítulo, o comportamento da inflação no Brasil apresenta uma peculiaridade, que é a presença de preços cujos reajustes são determinados por contratos, denominados preços administrados. Desde a adoção do regime de metas, os preços administrados

sofreram reajustes muito superiores aos demais preços da economia¹⁰. Esses preços são praticamente inelásticos em relação a mudanças nas taxas de juros, o que dificulta consideravelmente o controle da inflação através da política monetária. Dessa forma, decidiu-se por analisar um modelo com dados mensais no qual a medida de inflação considerada passou a ser o IPCA sem os preços administrados. Através da comparação desse modelo com o que utiliza o IPCA cheio, pretende-se avaliar o quanto o controle é comprometido em função da presença desses preços no índice de inflação considerado como meta.

Com base no exposto anteriormente, foram utilizados quatro modelos de dados mensais para a análise da controlabilidade da inflação. Os dois primeiros abrangem o período entre julho de 1996 e abril de 2003 (desde a criação do Copom), sendo que um considera como medida de inflação o IPCA cheio e o outro o IPCA preços livres, sem os preços administrados. Os dois outros modelos consideram apenas o período sob o regime de metas, sendo que o terceiro modelo considera o IPCA cheio como medida de inflação, e o quarto utiliza o IPCA preços livres.

O uso desses quatro modelos torna possível avaliar se a adoção do regime de metas introduziu alguma mudança nas condições de controlabilidade da inflação – através da comparação entre os modelos que apenas consideram o período sob o regime de metas e os modelos que abrangem o período desde a criação do Copom – e também avaliar se a existência de preços rígidos no IPCA, imposta pelos preços administrados, altera as condições de controlabilidade, ou até mesmo, inviabiliza o controle da inflação. Isso é feito através da comparação entre os modelos com IPCA cheio e os com IPCA preços livres. Assim, nas próximas seções serão apresentadas

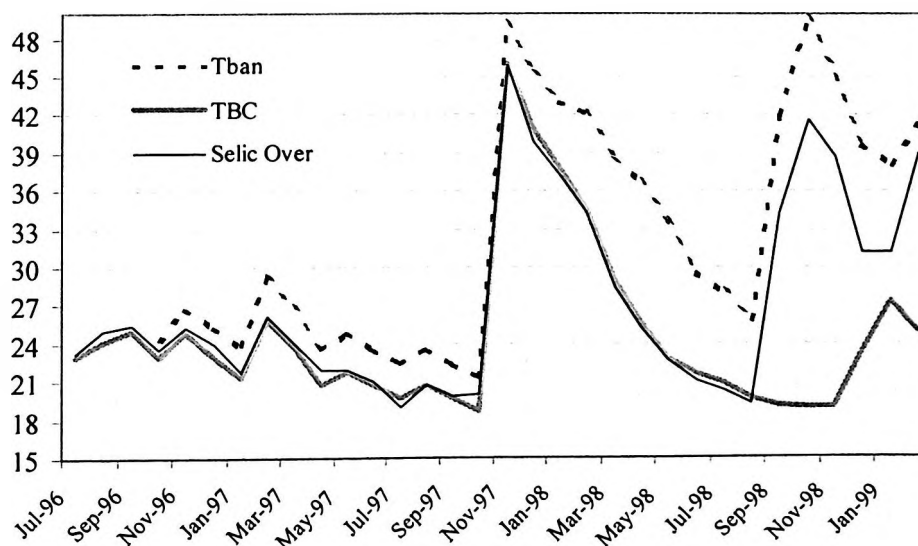
¹⁰ As causas desse “descolamento” são apresentadas no segundo capítulo deste trabalho.

quatro análises da controlabilidade da inflação, relativas aos modelos com dados mensais.

4.2.1 1º Modelo – desde a criação do Copom e IPCA cheio

O primeiro modelo mensal analisado abrange o período que se inicia em dezembro de 1996 até abril de 2003, totalizando 77 observações. Entre julho de 1996 e março de 1999, a taxa de juros considerada como instrumento de política monetária pelo modelo foi a Tban, visto que durante esse período, principalmente durante crises ocorridas no mercado financeiro, a estrutura a termo de juros apresentou um comportamento mais próximo desta, e não do “pisso” da banda (TBC). As figuras 5 e 6 mostram a relação entre as taxas referenciais (Tban e TBC até março de 1999, e depois a meta selic) e a taxa selic over.

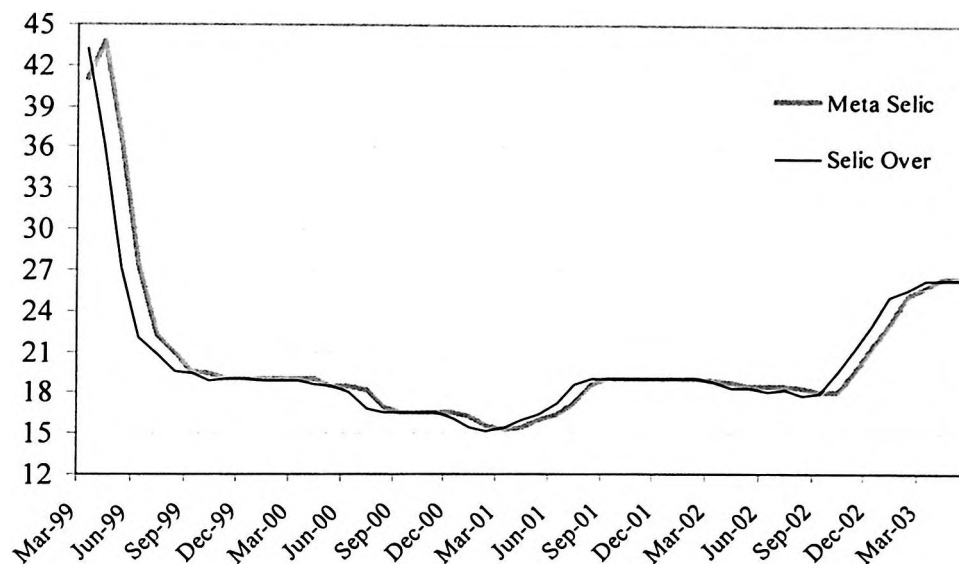
Figura 5 – valores das taxas mensais efetivas selic over, TBC e Tban (valores mensais anualizados)



Através da comparação entre as figuras 5 e 6 é possível verificar uma diminuição da amplitude de variação das taxas a partir de julho de 1999, justamente quando o regime de metas de inflação passou a vigorar. No entanto, não se pode deixar de

considerar que as maiores mudanças coincidem com a ocorrência das crises asiáticas e russa, em novembro de 1997 e setembro de 1998, respectivamente.

Figura 6 – taxas mensais efetivas selic over e meta selic (valores mensais anualizados)



Ao contrário do que ocorre com os dados diários, a taxa efetiva mensal da meta selic possui as características estocásticas necessárias aos modelos VAR. Por esse motivo, optou-se por considerar a meta selic uma variável endógena no modelo com dados mensais, o que permite avaliar a maneira pela qual o Copom determina o valor da taxa em função da condição das demais variáveis.

O primeiro modelo com dados mensais considera as seguintes variáveis: taxa referencial meta selic anualizada (“meta”), taxa selic over anualizada (“selic”), taxa anualizada do swap entre pré e pós (DI) com prazo de 125 dias úteis (“pré125”), a razão entre os índices de preço das exportações e das importações brasileiras, divulgados pela Funcex (“troca”), e finalmente a taxa anualizada da inflação (“inflação”), calculada a partir do desempenho mensal do índice de preços ao consumidor amplo, do IBGE. A inclusão da variável “troca” visou analisar o impacto do comércio exterior na inflação. A cotação do dólar não seria uma variável

apropriada para esse propósito, visto que seu padrão de comportamento durante o período não é homogêneo. Em 1996, o câmbio era controlado pela autoridade monetária, através de um regime de bandas cambiais (“crawling peg”), até que, em janeiro de 1999, o câmbio passou a flutuar. Essa mudança de regime teve um enorme efeito no comportamento dessa variável. Consequentemente, sua inclusão no modelo poderia retratar não somente os efeitos na inflação da competitividade do país como também os efeitos dessa mudança de regime, que não são objeto de análise do trabalho. Por essa razão, optou-se pelo uso da variável “troca”, que não apresenta os problemas acima descritos.

Foram incluídas no VAR cinco defasagens e cinco variáveis dummies, sendo elas:

$$Dt = [Dnov97, Dset98, Dout98, Djul00, Dnov02],$$

onde D_{xxyy} é uma dummy do tipo $\dots 0,0,0,1,0,0,\dots$, que descreve um choque tipo impulso na data mês=xx e ano=yy. Através da figura 5 é possível entender a necessidade da inclusão dessas dummies, visto que, com exceção da D_{jul00} , todas as demais correspondem a períodos de mudanças bruscas na taxa de juros referencial, e consequentemente em toda a estrutura a termo de juros. Com base na descrição das causas de tais instabilidades, apresentadas a seguir, percebe-se que as elevações da taxa de juros referencial foram promovidas pelo Banco Central não só para evitar a piora da inflação, mas também para minimizar a instabilidade no mercado financeiro:

- D_{nov97} – ápice da crise asiática. Para conter a fuga de capitais, o governo elevou as taxas referenciais: a TBC foi de 1,58% para 3,05% ao mês (ou 43,41% ao ano), enquanto que a Tban passou de 1,78% para 3,23% ao mês (ou 46,44% ao ano);

- Dset98 e Dout98 – moratória da Rússia e contágio no mercado financeiro mundial. Novamente, o Banco Central foi obrigado a elevar bruscamente a taxa referencial para evitar a saída de divisas. A Tban foi de 29,75% para 49,75% ao ano;
- Djul00 – inflação de 1,61% no mês, causada pelo reajuste dos preços monitorados, e por uma forte elevação do preço dos alimentos e do álcool, decorrente de uma antecipação dos efeitos da entressafra e quebra da safra de cana-de-açúcar;
- Dnov02 – inflação de 3,02%, causada pelo reajuste de alguns preços monitorados (combustíveis, passagens aéreas e planos de saúde) e aumento dos preços livres acima do esperado, influenciados pela desvalorização cambial.

O modelo VAR(5) não apresentou evidências de autocorrelação dos erros, e nem de efeitos ARCH, e apenas o resíduo da variável “meta” teve o teste de normalidade rejeitado a 5% de significância. Da mesma forma que foi feito com os dados diários, testou-se a assimetria do erro da variável inflação através do teste de normalidade proposto por Doornik e Hansen (1994). Com base nos resultados desses testes, concluí-se que o que provocou a rejeição da hipótese de normalidade da variável “meta” foi o excesso de curtose, visto que a estatística de teste para a assimetria de 0,81, comparada à $\chi^2(1)$, é equivalente a um p-valor de 0,37, e portanto a hipótese de normalidade não foi rejeitada. O mesmo não ocorre em relação à curtose, já que o coeficiente da curtose transformada, de 4,82, é excessivamente elevado.

A tabela 5 apresenta os testes de diagnóstico do modelo.

Tabela 5: testes de diagnóstico do 1º modelo com dados mensais (p-valores entre parênteses)

Testes Univariados	Δ inflação _t	Δ meta _t	Δ selic _t	Δ pré125 _t	Δ troca _t
Normalidade - $\chi^2(2)$	2,22 (0,33)	8,40 (0,015)	1,56 (0,46)	3,67 (0,16)	1,82 (0,40)
Assimetria	0,32	0,48	0,23	-0,12	-0,35
Excesso de Curtose	0,37	1,48	0,25	0,68	-0,09
Assimetria transformada ¹¹	1,30	0,90	0,88	0,07	-1,26
Curtose transformada	1,37	4,82	1,08	2,09	-0,04
AR 1-2 F(5,41)	2,38 (0,06)	1,06 (0,40)	1,40 (0,24)	0,54 (0,74)	2,11 (0,08)
ARCH 1 F(5,36)	1,06 (0,40)	2,02 (0,10)	1,56 (0,20)	0,97 (0,45)	0,62 (0,69)
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	4,30	1,30	1,43	1,96	0,18
R ²	0,90	0,99	0,99	0,97	0,98

Na análise de cointegração de Johansen, o teste da estatística do traço indicou a presença de dois vetores de cointegração. Os resultados dos testes e os valores das raízes características do processo são apresentados a seguir, na tabela 6.

Tabela 6: testes da análise de cointegração do 1º modelo com dados mensais (p-valores entre parênteses)

Estatística do Traço	134,25 (0,00)	64,43 (0,00)	28,01 (0,24)	8,04 (0,82)	0,32 (0,99)
Raízes características do processo	0,60	0,38	0,23	0,09	0,00

A tabela 7 apresenta os testes de exogeneidade fraca. A variável “troca” foi considerada fracamente exógena. Além disso, o teste de exogeneidade fraca para a variável inflação também não foi rejeitado, o que indica que a equação da inflação no VAR não depende das demais variáveis do modelo. Johansen e Juselius (2001)

¹¹ A partir da estatística de teste de normalidade, dada por $e_2 = z_1^2 + z_2^2 \sim \chi^2(2)$, testa-se a assimetria através da comparação de z_1^2 com a distribuição $\chi^2(1)$. O teste para curtose é feito de forma análoga.

também chegaram a um resultado semelhante para o caso americano. Entretanto, a inflação pode ser fracamente exógena e ao mesmo tempo controlável. As condições para a controlabilidade da inflação só são conhecidas através da análise da matriz de impacto de longo prazo C.

Tabela 7: testes de exogeneidade fraca do 1º modelo
(p-valores entre parênteses)

Exogeneidade Fraca	Δ inflação _t	Δ meta _t	Δ selic _t	Δ pré125 _t	Δ troca _t
$\chi^2(2)$	0,56 (0,75)	48,14 (0,00)	43,87 (0,00)	12,87 (0,00)	4,31 (0,12)

Primeiramente foi feita uma análise de cointegração entre pares de variáveis, apresentada na tabela 8. Para cada hipótese a ser testada, considerou-se a existência de dois vetores de cointegração. Sobre um deles não se impôs nenhuma restrição e sobre o outro vetor impôs-se as restrições apresentadas em cada linha da tabela 8.

Tabela 8: testes de cointegração entre pares de variáveis do 1º modelo com dados mensais

	inflação _t	meta _t	selic _t	pré125 _t	troca _t	constante	$\chi^2(2)$	p-valor
H_1	-0,60	1	0	0	0	-13,86	1,86	0,39
H_2	-0,51	0	1	0	0	-14,61	1,09	0,58
H_3	-0,55	0	0	1	0	-16,10	6,79	0,03
H_4	-0,04	0	0	0	1	-8,56	13,46	0,00
H_5	0	-0,93	1	0	0	-1,30	4,72	0,09
H_6	0	-0,96	0	1	0	-2,74	0,63	0,73
H_7	0	0,20	0	0	1	-13,02	5,04	0,08
H_8	0	0	-1,65	1	0	10,25	4,85	0,09
H_9	0	0	0,24	0	1	-13,92	5,22	0,07
H_{10}	0	0	0	8,49	1	-99,50	11,17	0,00

Os resultados dos testes que avaliam a relação entre a inflação e a meta selic, e entre a inflação e a selic over são bastante significativos (p-valores de 0,39 e 0,58, respectivamente), indicando a existência de relações estacionárias entre essas variáveis. Dos dez testes realizados, ao nível de significância de 5%, apenas três restrições foram rejeitadas – representadas por H_3 , H_4 e H_{10} - sendo que dois delas incluem a variável “troca”. Além disso, o teste H_5 indica uma relação de proporcionalidade entre a meta selic e a selic over bem próxima da unidade, o que constitui um resultado desejável, visto que demonstra que a meta selic acompanha “de perto” os movimentos da selic over.

Em seguida, procurou-se identificar um vetor de cointegração, através da imposição de diferentes restrições sobre seus coeficientes. A tabela 9 apresenta o vetor escolhido.

Tabela 9: vetor de cointegração identificado pelo 1º modelo com dados mensais (valores significantes em negrito e erros-padrão entre parênteses)

Var	Vetores de Cointegração β		Coeficientes de Ajuste α	
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
inflação _t	-0,50 (0,12)	0,00 ^(*)	0,12 (0,14)	-0,35 (0,37)
selic _t	1,00	-0,67 (0,14)	-0,20 (0,04)	0,08 (0,11)
meta _t	0,00 ^(*)	1,00	-0,14 (0,04)	-0,11 (0,10)
pré125 _t	0,00 ^(*)	-0,50 (0,18)	-0,25 (0,06)	0,51 (0,16)
troca _t	0,00 ^(*)	0,00 ^(*)	0,00 (0,00)	-0,02 (0,01)
constante	-14,64 (1,13)	4,08 (1,64)		

^(*) coeficientes cujos valores foram determinados pelas restrições

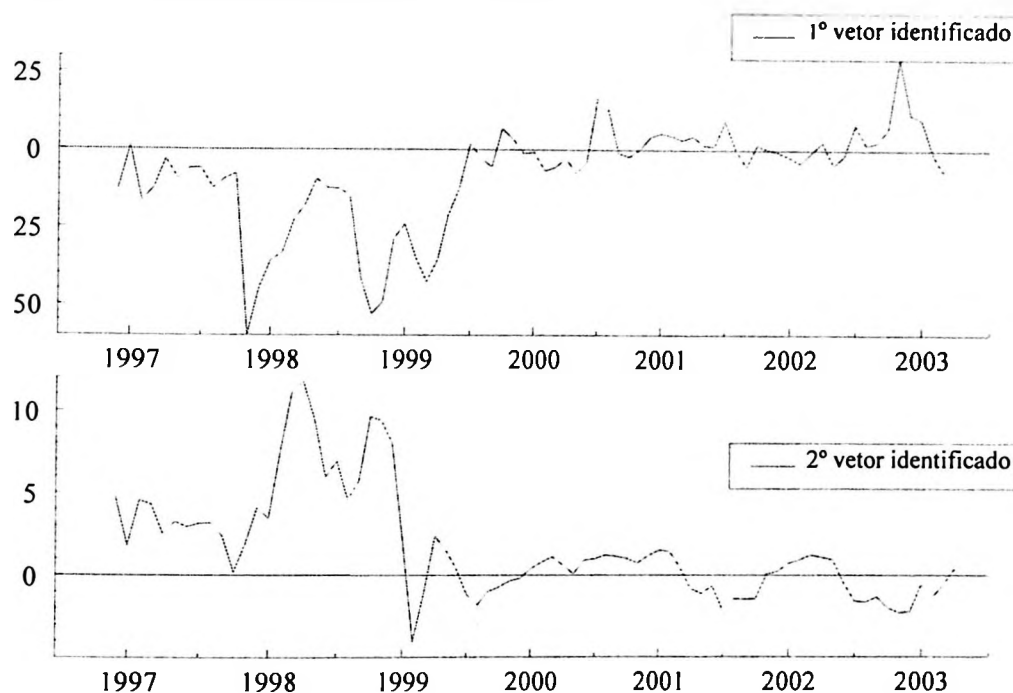
O teste das restrições do vetor, distribuído como uma $\chi^2(3)$, produziu uma estatística de teste de 1,76, correspondente a um p-valor de 0,62. Portanto as restrições não foram rejeitadas. O primeiro vetor de cointegração restrito identifica a relação entre a inflação e a selic over. As estimativas dos coeficientes de $\hat{\beta}'$ correspondentes à selic e à inflação, com valores de 1 e $-0,50$, respectivamente, indicam que um aumento da inflação é seguido por um aumento relativamente maior na selic. O sinal do coeficiente de α correspondente à selic é negativo ($-0,20$), o que demonstra que ela segue uma dinâmica de correção de erro. As restrições impostas no segundo vetor identificado visaram conhecer a estrutura a termo dos juros, através das relações entre a meta selic e as demais taxas de juros consideradas no modelo. As estimativas dos coeficientes desse vetor mostram que um aumento da meta selic é acompanhado de um aumento em ambas as taxas de juros selic e pré 125. No entanto, apenas um coeficiente em α_2 - relativo à taxa pré 125 - é significativo, sugerindo um fraco mecanismo de correção de erro.

A variável “troca” foi suprimida em ambos os vetores, sem que as restrições fossem rejeitadas. Além disso, conforme apresentado na tabela 7, essa variável foi considerada fracamente exógena. No entanto, de acordo com os testes de diagnóstico, sua inclusão no modelo é importante. Portanto, pode-se inferir que ela tenha alguma importância para a dinâmica de curto prazo do processo, mas não na relação de cointegração.

A figura 7 apresenta os dois vetores identificados nesse modelo. Deve-se notar que ambos os vetores apresentam dois padrões de comportamento distintos, no qual a partir de julho de 1999, justamente quando o regime de metas de inflação passou a ser adotado, a amplitude de variação é drasticamente reduzida, indicando maior

convergência para um equilíbrio. Essa mudança de comportamento sugere que a adoção do regime de metas de inflação tornou a dinâmica de longo prazo das taxas de juros mais estável.

Figura 7: vetores de cointegração identificados no 1º modelo com dados mensais



Em seguida calculou-se a matriz C , apresentada na tabela 10. Através da Representação de Granger, $x_t = C \sum_{i=1}^t \varepsilon_i + y_t + A + \alpha(\beta' \alpha)^{-1} \mu$, apresentada na equação (5) do capítulo 3, é possível entender com clareza o efeito da matriz C sobre os valores contemporâneos das variáveis do modelo. A análise da controlabilidade da inflação depende basicamente de condições da matriz C . De acordo com a teoria proposta por Johansen e Juselius (2001), a inflação só é controlável se não for neutra com relação a choques de longo prazo dos instrumentos utilizados pela autoridade monetária. Portanto é preciso que pelo menos um dos coeficientes da primeira linha da matriz C , correspondentes aos choques dados pela selic, meta, e taxa pré125, sejam significantes.

Tabela 10: a matriz C do 1º modelo com dados mensais

$$C = \beta_{\perp} (\alpha'_{\perp} \Gamma \beta_{\perp})^{-1} \alpha'_{\perp} \text{ onde } \Gamma = I_p - \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i$$

(valores significantes em negrito e estatísticas t entre parênteses)

A matriz C

	$\hat{\epsilon}_{inflaçãot}$	$\hat{\epsilon}_{metat}$	$\hat{\epsilon}_{selic_t}$	$\hat{\epsilon}_{pre125_t}$	$\hat{\epsilon}_{trocat}$
inflaçãot	0,48 (5,96)	0,72 (1,14)	-0,83 (-1,19)	0,45 (2,03)	-4,69 (-1,12)
metat	0,24 (4,96)	0,74 (1,97)	-0,95 (-2,26)	0,44 (3,31)	-0,88 (-0,35)
selic _t	0,24 (5,96)	0,36 (1,14)	-0,42 (-1,19)	0,23 (2,03)	-2,37 (-1,12)
pré125 _t	0,15 (3,15)	1,00 (2,60)	-1,33 (-3,12)	0,58 (4,25)	1,38 (0,54)
trocat	0,00 (0,41)	-0,09 (-2,43)	0,07 (1,79)	0,00 (0,04)	0,87 (3,45)

Não existem evidências de que a inflação seja controlável nesse período. Apenas os coeficientes referentes aos choques da própria inflação e da taxa pré de 125 dias sobre o valor contemporâneo da inflação são significativos. Além disso, ao contrário do que se esperava, o coeficiente relativo ao choque da taxa pré de 125 dias sobre a inflação apresenta sinal positivo, indicando um impacto positivo sobre a inflação. O mesmo ocorre em relação ao choque da meta sobre a inflação, porém esse coeficiente não é significantemente diferente de zero. As estimativas dos coeficientes de C também mostram que choques inflacionários têm um efeito de longo prazo sobre as taxas de juros significativo, visto que os quatro primeiros elementos da primeira coluna são significativos.

4.2.2 2º Modelo – desde a criação do Copom e IPCA preços livres

Com base na hipótese de que a presença dos preços administrados implica numa deterioração das condições de controlabilidade, decidiu-se por analisar um novo modelo, no qual a medida de inflação considerada passou a ser o IPCA sem os preços administrados. Uma vez que no modelo anterior – com o IPCA cheio - não foram encontradas evidências da existência das condições de controlabilidade, através da comparação daquele com este 2º modelo, pretende-se avaliar se a mudança do índice de inflação considerado como meta (o IPCA preços livres, ao invés do IPCA cheio) tornaria o controle possível.

Dessa forma, um segundo modelo foi estimado, no qual, ao invés de utilizar como medida de inflação o IPCA cheio, foi considerado o IPCA preços livres. O período considerado é o mesmo do modelo anterior, ou seja, entre novembro de 1996 até abril de 2003. As variáveis consideradas por este modelo foram: “meta”, “selic”, “pré125”, “troca”, e finalmente a “inflação”, dessa vez calculada a partir do desempenho mensal do IPCA preços livres, também calculado pelo IBGE. Foram incluídas no VAR quatro defasagens e seis variáveis dummies tipo impulso, sendo elas:

$$Dt=[Dnov97, Dset98, Djun98, Dout98, Dout99, Dnov02]^{12}.$$

Além das dummies consideradas no modelo anterior, foram incluídas as dummies Djun98 e Dout99. A Djun98 foi inserida em função da redução significativa da taxa referencial, enquanto que a Dout99 foi necessária para minimizar os efeitos provocados pela brusca aceleração da inflação dos preços livres ocorrida nesse mês.

¹² A notação é igual à utilizada no primeiro modelo com dados mensais.

Os erros do modelo VAR(4) não apresentaram evidências de problemas de normalidade ou de autocorrelação e nem de efeitos ARCH. O teste conjunto para autocorrelação dos resíduos, distribuído como uma $F(125, 113)$ resultou numa estatística de teste de 1,33, equivalente a um p-valor de 0,06, e portanto a hipótese de erros autocorrelacionados foi rejeitada. A tabela 11 apresenta os testes de diagnóstico desse modelo.

Tabela 11: testes de diagnóstico do 2º modelo com dados mensais (p-valores entre parênteses)

Testes Univariados	Δ inflação _t	Δ meta _t	Δ selic _t	Δ pré125 _t	Δ troca _t
Normalidade - $\chi^2(2)$	0,44 (0,80)	5,04 (0,08)	2,19 (0,33)	5,83 (0,054)	2,85 (0,24)
Assimetria	-0,04	0,12	0,21	-0,17	-0,37
Excesso de Curtose	0,01	0,87	0,41	0,98	0,48
AR 1-2 F(5,46)	0,94 (0,47)	0,79 (0,56)	0,55 (0,74)	1,06 (0,39)	2,30 (0,06)
ARCH 1 F(5,41)	1,56 (0,19)	1,07 (0,39)	0,66 (0,65)	0,90 (0,49)	1,73 (0,15)
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	3,32	1,22	1,39	1,95	0,18
R^2	0,92	0,99	0,99	0,96	0,97

Em seguida, foi feita a análise de cointegração de Johansen, para identificar o número de vetores de cointegração existentes no processo. Conforme pode ser verificado na tabela 12, os testes da estatística do traço indicam a presença de três vetores de cointegração.

Tabela 12: testes da análise de cointegração do 2º modelo com dados mensais (p-valores entre parênteses)

Estatística do Traço	159,48 (0,00)	83,39 (0,00)	41,11 (0,00)	12,87 (0,38)	0,15 (0,99)
Raízes características do processo	0,62	0,42	0,30	0,15	0,00

Os testes de exogeneidade fraca são apresentados na tabela 13. Enquanto no modelo anterior, tanto a variável “inflação” como a “troca” foram consideradas fracamente exógenas, nesse modelo, a hipótese de exogeneidade fraca foi rejeitada em todos os casos. A rejeição da hipótese de exogeneidade fraca da inflação pode ter ocorrido como consequência da exclusão dos preços monitorados – reajustados de acordo com cláusulas contratuais, e portanto pouco afetados por mudanças nas taxas de juros. Portanto, a inflação só com os preços livres passou a ter seu comportamento influenciado pelas demais variáveis do modelo.

Tabela 13: testes de exogeneidade fraca do 2º modelo com dados mensais (p-valores entre parênteses)

Exogeneidade Fraca	Δ inflação _t	Δ meta _t	Δ selic _t	Δ pré125 _t	Δ troca _t
$\chi^2(3)$	14,44 (0,00)	62,21 (0,00)	46,85 (0,00)	24,99 (0,00)	9,82 (0,02)

A análise de cointegração foi retomada, inicialmente com a avaliação da relação entre pares de variáveis. Utilizou-se o mesmo procedimento da análise apresentada na tabela 8, na qual definiu-se o número de vetores com base nos resultados dos testes da estatística do traço, e impôs-se restrições a apenas um dos vetores de cointegração. Os resultados dessa análise são apresentados na tabela 14.

Tabela 14: testes de cointegração entre pares de variáveis do 2º modelo com dados mensais

	inflação _t	meta _t	selic _t	pré125 _t	troca _t	constante	$\chi^2(1)$	p-valor
H_{11}	0,98	1	0	0	0	-24,91	1,01	0,31
H_{12}	-2,12	0	1	0	0	-5,34	1,18	0,28
H_{13}	0,03	0	0	1	0	-20,92	0,07	0,79
H_{14}	0,54	0	0	0	1	-12,78	0,68	0,41
H_{15}	0	-3,81	1	0	0	52,91	1,35	0,24
H_{16}	0	-0,16	0	1	0	-17,62	0,00	0,97
H_{17}	0	-0,54	0	0	1	0,77	0,91	0,34
H_{18}	0	0	-0,11	1	0	-18,63	0,04	0,85
H_{19}	0	0	-8,38	0	1	146,38	2,21	0,14
H_{20}	0	0	0	-2,92	1	51,11	0,04	0,85

Nenhum teste de cointegração entre pares de variáveis é rejeitado, indicando que existem combinações possíveis entre qualquer par de variáveis desse modelo que sejam estacionárias. A interpretação desses testes deve ser feita com cautela, pois apenas através dos resultados da análise de cointegração não é possível conhecer a condição de causalidade da relação dada pelo teste. A relação apresentada pelo teste H_{11} , por exemplo, pode receber duas interpretações: se a variável inflação causar a mudança na variável meta, então conclui-se que um aumento da inflação é seguido de uma queda – e não um aumento – da taxa de juros, o que é incompatível com a dinâmica determinada pelo Banco Central. Por outro lado, pode-se analisar o mesmo teste de uma forma contrária, ou seja, considerando-se que a mudança começa pela meta. Nesse caso, um aumento da meta provoca uma redução da inflação. Portanto,

não analisaremos os sinais dos coeficientes das relações cuja ordem de causalidade não é conhecida.

A fim de identificar os vetores de cointegração do processo, foi feita a análise de cointegração com a introdução de diferentes restrições. A tabela 15 apresenta os vetores identificados.

Tabela 15: vetores de cointegração identificados pelo 2º modelo com dados mensais (valores significantes em negrito e valor dos erros-padrão entre parênteses)

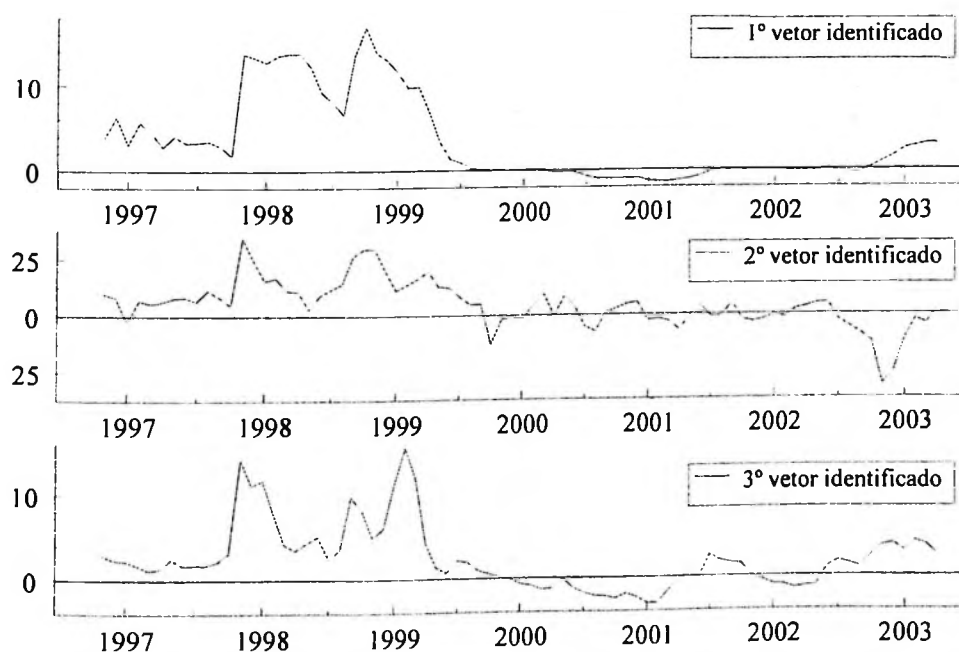
Vetores de Cointegração β				Coeficientes de Ajuste α		
Var	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$
inflação _t	0,00 ^(*)	-1,19 (0,18)	0,00 ^(*)	-0,35 (0,24)	0,28 (0,07)	-0,10 (0,18)
meta _t	1,00	0,00 ^(*)	0,00 ^(*)	-0,11 (0,09)	-0,08 (0,02)	0,01 (0,06)
selic _t	-0,61 (0,05)	1,00	0,00 ^(*)	0,11 (0,10)	-0,11 (0,03)	-0,12 (0,07)
pré125 _t	0,00 ^(*)	0,00 ^(*)	1,00	0,48 (0,14)	-0,04 (0,04)	-0,50 (0,10)
troca _t	0,00 ^(*)	0,00 ^(*)	1,63 (0,77)	-0,01 (0,01)	-0,00 (0,00)	0,01 (0,01)
constante	-7,38 (1,34)	-11,16 (1,57)	-35,97 (7,45)			

^(*) coeficientes cujos valores foram determinados pelas restrições

O teste das restrições dos vetores, distribuído como uma $\chi^2(3)$, produziu uma estatística de teste de 2,23, correspondente a um p-valor de 0,53. Portanto as restrições não foram rejeitadas. O primeiro vetor restrito mostra que uma elevação da meta selic é seguida de um aumento proporcionalmente menor na taxa selic over. Dos coeficientes de α correspondentes a esse vetor, apenas o que representa o ajuste da variável “pré125” é significantemente diferente de zero, o que sugere a inexistência de uma dinâmica de correção de erro. O segundo vetor apresenta a

relação entre a inflação e a taxa selic over, na qual um aumento da inflação é seguido de um aumento da taxa selic. Nessa relação, tanto a inflação como a meta selic apresentam coeficientes de ajuste significativos, e com sinais que indicam a convergência para o equilíbrio de estado estacionário. Por último, o terceiro vetor apresenta a relação entre os termos de troca e a taxa pré de 125 dias. Um aumento dos termos de troca é seguido de uma queda da taxa de juros. De fato, uma valorização real da moeda local provoca um aumento dos termos de troca e também permite uma redução dos juros. A taxa pré 125 se ajusta com rapidez aos movimentos dos termos de troca, visto que o coeficiente de α relativo a essa variável é significativo, e com sinal negativo, de $-0,50$. Os três vetores de cointegração identificados são representados na figura 8. Assim como no modelo anterior, os vetores desse 2º modelo também apresentam uma mudança de comportamento a partir de julho de 1999, justamente quando o regime de metas de inflação foi adotado.

Figura 8: vetores identificados no 2º modelo com dados mensais



Finalmente calculou-se a matriz C, a fim de verificar se as condições para a controlabilidade da inflação são atendidas. Os resultados da estimativa da matriz C são apresentados na tabela 16.

Tabela 16: a matriz C do 2º modelo com dados mensais
(valores significantes em negrito e estatísticas t entre parênteses)

A matriz C					
	$\hat{\epsilon}_{inflação}$	$\hat{\epsilon}_{meta}$	$\hat{\epsilon}_{selic}$	$\hat{\epsilon}_{pre125}$	$\hat{\epsilon}_{troca}$
inflação _t	0,13 (3,51)	-0,51 (-2,20)	0,79 (3,38)	-0,24 (-2,81)	-1,41 (-1,86)
meta _t	0,10 (3,51)	-0,38 (-2,20)	0,58 (3,38)	-0,18 (-2,81)	-1,04 (-1,86)
selic _t	0,16 (3,51)	-0,61 (-2,20)	0,94 (3,38)	-0,29 (-2,81)	-1,70 (-1,86)
Pré125 _t	-0,00 (-0,55)	0,12 (2,26)	-0,09 (-1,61)	0,01 (0,30)	-1,17 (-6,61)
troca _t	0,00 (0,55)	-0,07 (-2,26)	0,05 (1,61)	-0,00 (-0,30)	0,72 (6,61)

Diferentemente dos resultados obtidos no modelo anterior, que indicavam que apenas choques da própria inflação e da taxa pré 125 influenciavam o comportamento da inflação no longo prazo, neste modelo, apenas choques dos termos de troca são neutros no longo prazo em relação à inflação. Portanto, conclui-se que a inflação passa a ser controlável quando os preços monitorados são desconsiderados do índice de inflação.

Ambos os coeficientes relativos aos choques da taxa pré 125 e da meta selic em relação à inflação têm sinais negativos, indicando que, no longo prazo, choques dessas variáveis causam uma queda da inflação. Por outro lado, o coeficiente relativo aos choques da selic sobre a inflação apresenta valor positivo de 0,79, o que mostra um efeito contrário, de que choques da selic provocam mais inflação, no

longo prazo. O fato de choques da selic sobre a inflação terem um efeito contrário aos choques da meta constitui um resultado inesperado, ainda mais quando se considera o comportamento quase que proporcional entre a selic e a meta – conforme pode ser observado na figura 3. Os resultados encontrados por Johansen e Juselius (2001) apontaram para um efeito de longo prazo positivo dos choques dos Fed funds (equivalente à selic over) e da meta em relação à inflação americana. Os autores explicaram esse resultado como um efeito de custo.

Os resultados da matriz C desse segundo modelo sugerem a existência de dois efeitos contrários da política de juros sobre a inflação. O efeito positivo indica que choques de juros deprimem a demanda agregada e conseqüentemente reduzem a inflação. O outro efeito, a princípio, é menos óbvio, pois mostra que no longo prazo choques de juros causam aumento da inflação.

Durante o segundo semestre de 2002, a retomada da inflação fez surgir uma ampla discussão a respeito das causas desse evento. Uma das hipóteses apresentadas era de que a inflação era consequência de um efeito de custo, que é justamente a explicação dada por Johansen e Juselius (2001) para o resultado obtido no caso americano. Quando os juros são elevados, o custo da produção é afetado. Conseqüentemente, os preços são reajustados para contemplar esse aumento de custo, gerando inflação.

Uma segunda hipótese para explicar o efeito inflacionário dos choques de juros se baseia no regime de endividamento público prevalecente no país, conforme argumenta Pastore (1996): “Em países como o Brasil, nos quais a dívida pública é curta, ou composta por títulos longos indexados à taxa de juros de curto prazo (...) as alterações nas taxas de juros não produzem mudanças no valor de mercado do estoque da dívida, mas alteram o fluxo de juros pagos pelo Tesouro aos detentores

dos títulos. A política monetária não provoca um *efeito-riqueza*, mas provoca um *efeito-renda*.” Ou seja, elevações da estrutura a termo provocam uma expansão do fluxo de juros pagos pelo governo, e portanto aumentam a renda dos proprietários dos títulos públicos, através da maior remuneração desses títulos. Esse efeito provoca um aquecimento da demanda agregada, gerando mais inflação.

Outra possível interpretação para esse efeito dos choques de juros está relacionada com o canal de crédito no Brasil, mais especificamente com o canal de empréstimos bancários. De acordo com os resultados da análise empírica realizada por Graminho e Bonomo (2002), ao contrário do que acontece em outros países, no Brasil, os bancos se beneficiam de elevações dos juros. A dinâmica é semelhante à apresentada por Pastore (1996), na qual elevações de juros provocam um efeito-renda aos detentores dos títulos públicos – no caso – os bancos. Essa maior renda é utilizada na expansão do crédito bancário que, por sua vez, impacta positivamente a demanda agregada, gerando inflação.

4.2.3 3º Modelo – desde a adoção do regime de metas de inflação e IPCA cheio

Os terceiro e quarto modelos se diferenciam dos anteriores na medida em que consideram apenas o período a partir de julho de 1999, quando o regime de metas de inflação foi adotado. Apesar dessa opção implicar na redução do número de observações consideradas pela análise, somente a partir da adoção do regime de metas inflacionárias a política monetária passou a ter como principal objetivo o controle da inflação. Os vetores de cointegração dos modelos anteriores – apresentados nas figuras 7 e 8 - apresentam uma clara mudança de comportamento. A partir de julho de 1999, a amplitude de oscilação é bastante reduzida em todos os vetores, indicando uma maior convergência do processo para o equilíbrio de estado

estacionário. Portanto, espera-se que os modelos que consideram apenas o período sob o regime de metas de inflação produzam resultados diferentes dos obtidos pelos modelos que consideram o período desde 1996. A análise do 3º modelo pretende verificar em que medida a condução de uma política monetária voltada primordialmente para o controle da inflação altera as condições de controlabilidade da inflação.

Especificou-se um modelo bem parcimonioso, com apenas duas defasagens. As variáveis consideradas são as mesmas do modelo anterior, exceto a variável “troca”, que não foi considerada nesse modelo. O modelo abrange o período entre julho de 1999 e abril de 2003, totalizando 46 observações. Foram incluídas no VAR apenas três variáveis dummies tipo impulso, sendo elas:

$D_t = [D_{jul00}, D_{jul01}, D_{outnov02}]$.

As três variáveis dummies se referem a meses nos quais a inflação foi especialmente elevada, e portanto foram inseridas para minimizar os problemas de assimetria e excesso de curtose dessa variável. Os meses de julho são caracterizados por elevada inflação, pois é justamente nesse mês que ocorre o reajuste de importantes preços monitorados, como telefonia e energia elétrica. Em 2001 o país sofreu uma grave crise energética, tornando a inflação do mês de julho ainda mais afetada, visto que o governo foi obrigado a autorizar um reajuste de 20% nas tarifas de energia elétrica para conter o consumo. A dummy referente a outubro e novembro de 2002 também foi incluída em função da elevada inflação ocorrida nesses meses, de 1,31% e 3,02%, respectivamente. As principais causas foram o reajuste de alguns preços monitorados (combustíveis, passagens aéreas, planos de saúde) e elevação dos preços livres, como consequência da forte depreciação ocorrida no câmbio.

Os resultados da tabela 17 são baseados num modelo VAR(2). Esse modelo não apresentou problema de resíduos autocorrelacionados, visto que o teste conjunto, distribuído por uma $F(64, 60)$, resultou numa estatística do teste de 0,82, ou p-valor de 0,78. O teste conjunto para normalidade, dado por uma $\chi^2(8)$, produziu uma estatística de teste de 17, equivalente a um p-valor de 0,03. Nos testes individuais, ao nível de significância de 5%, a hipótese de normalidade é rejeitada apenas para o erro da variável meta. Analisou-se a assimetria dessa distribuição e o teste¹³ resultou numa estatística de 0,82, que em relação à distribuição $\chi^2(1)$, é equivalente a um p-valor de 0,36. Portanto concluí-se que a hipótese de normalidade foi rejeitada devido apenas ao excesso de curtose.

Tabela 17: testes de diagnóstico do 3º modelo com dados mensais

Testes Univariados	Δ inflação _t	Δ meta _t	Δ selic _t	Δ pré125 _t
Normalidade $\chi^2(2)$	2,05 (0,36)	6,86 (0,03)	2,23 (0,33)	4,37 (0,11)
Assimetria	0,25	-0,61	-0,22	0,62
Excesso de Curtose	0,38	1,51	0,42	-0,11
Assimetria transformada	0,91	-1,79	0,15	1,87
Curtose transformada	1,79	2,12	1,29	-0,22
AR 1-2 F(4, 30)	1,82 (0,15)	0,03 (0,99)	0,14 (0,97)	0,42 (0,79)
ARCH 4 F(4, 26)	0,33 (0,85)	0,07 (0,99)	0,20 (0,93)	0,82 (0,52)
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	5,05	0,33	0,33	1,26
R^2	0,85	0,99	0,99	0,95

¹³ Assim como no 1º modelo com dados mensais, testa-se a assimetria através da comparação de z_1^2 com a distribuição $\chi^2(1)$. Esse teste é derivado do teste de normalidade proposto por Doornik e Hansen (1994).

A tabela 18 apresenta a análise de cointegração, na qual o teste da estatística do traço indicou a presença de apenas um vetor de cointegração.

Tabela 18: testes da análise de cointegração do 3º modelo com dados mensais (p-valores entre parênteses)

Estatística do Traço	71,24 (0,00)	28,53 (0,22)	10,60 (0,59)	1,69 (0,83)
Raízes características do processo	0,60	0,32	0,18	0,04

Os testes de exogeneidade fraca para os parâmetros de longo prazo são apresentados na tabela 19. Somente a variável pré125 foi considerada fracamente exógena.

Tabela 19: testes de exogeneidade fraca do 3º modelo com dados mensais (p-valor entre parênteses)

Exogeneidade Fraca	Δ inflação _t	Δ meta _t	Δ selic _t	Δ pré125 _t
$\chi^2(1)$	8,08 (0,00)	24,29 (0,00)	22,74 (0,00)	1,03 (0,31)

Em seguida, foram feitos também testes de cointegração entre pares de variáveis, a fim de conhecer a relação entre elas. O mesmo procedimento das análises anteriores (tabelas 8 e 14) também foi utilizado neste modelo.

Tabela 20: testes de cointegração entre pares de variáveis do 3º modelo com dados mensais

	inflação _t	meta _t	selic _t	Pré125 _t	constante	$\chi^2(2)$	p-valor
H_{21}	-0,80	1	0	0	-12,05	4,20	0,12
H_{22}	-0,79	0	1	0	-12,07	4,52	0,10
H_{23}	-1,34	0	0	1	-9,96	10,63	0,00
H_{24}	0	-0,97	1	0	-0,40	25,42	0,00
H_{25}	0	-0,84	0	1	-4,61	28,62	0,00
H_{26}	0	0	-0,85	1	-4,57	28,96	0,00

De acordo com os resultados dos testes de cointegração, apresentados na tabela 20, apenas as relações entre inflação e meta selic e inflação e selic over – representadas

pelos testes H_{21} e H_{22} , respectivamente - foram consideradas estacionárias. Todas as demais restrições foram rejeitadas. Novas restrições foram impostas, a fim de identificar o vetor de cointegração. A tabela 21 apresenta os vetores identificados.

Tabela 21: vetor de cointegração identificado no 3º modelo com dados mensais (valores significantes em negrito e erros-padrão entre parênteses)

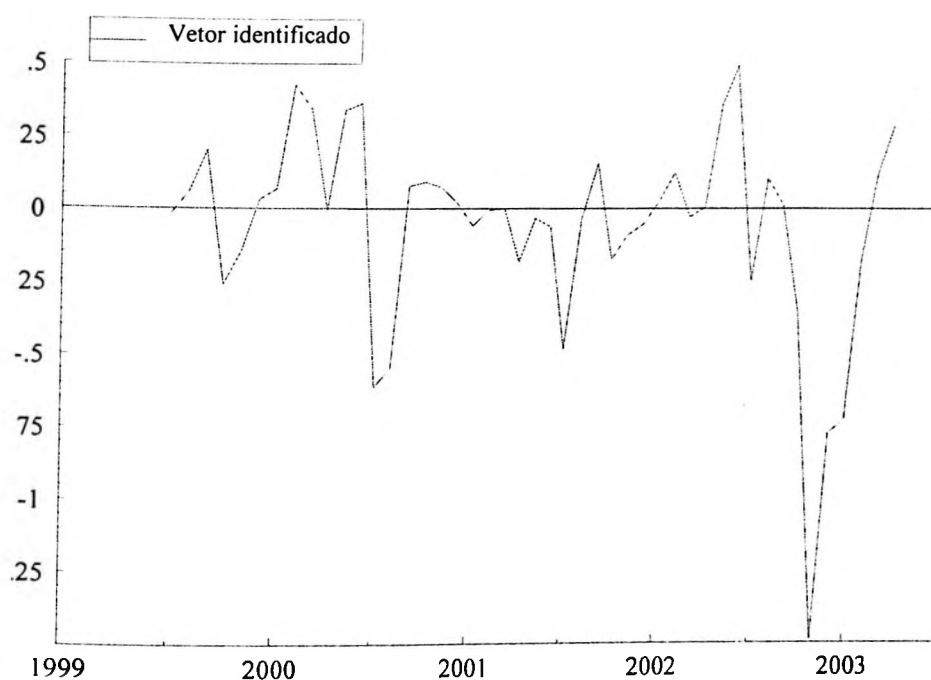
	Vetores de Cointegração β	Coefficientes de Ajuste α
Var	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\alpha}_1$
inflação _t	-0,05 (0,01)	10,25 (3,18)
meta _t	1,00	-1,07 (0,20)
selic _t	-0,96 (0,02)	-1,09 (0,20)
pré125 _t	0,00 ^(*)	0,52 (0,86)
constante	-0,44 (0,30)	

(*) coeficientes cujos valores foram determinados pelas restrições

O vetor identificado estabelece uma relação entre a inflação, a meta e a selic. As restrições impostas, cuja estatística de teste resultou num valor de 1,40 (p-valor de 0,24), não foram rejeitadas. Os coeficientes de $\hat{\beta}'$ mostram que a meta é positivamente relacionada tanto com a selic como também com a inflação. Portanto tanto um aumento da selic como da inflação são seguidos de um aumento da meta. Esse resultado é consistente com a idéia de que se a inflação aumenta, a autoridade monetária promove uma elevação da meta, e também com o fato de a selic acompanhar “de perto” os movimentos da meta.

O coeficientes de α indicam que a meta segue um mecanismo de correção de erro. A velocidade de ajuste da inflação é alta, dado o elevado valor do coeficiente $\hat{\alpha}_{21}$, de -1,02. A figura 9 apresenta o vetor de cointegração identificado.

Figura 9: vetor restrito identificado no 3º modelo com dados mensais



Em seguida calculou-se a matriz C, apresentada na tabela 22.

Tabela 22: a matriz C do 3º modelo com dados mensais
(valores significantes em **negrito** e estatísticas t entre parênteses)

A matriz C

	$\hat{\varepsilon}_{inflação}$	$\hat{\varepsilon}_{meta}$	$\hat{\varepsilon}_{selic}$	$\hat{\varepsilon}_{pré125}$
$inflação_t$	0,11 (1,69)	14,81 (7,31)	-13,57 (-6,71)	0,05 (0,28)
$meta_t$	0,10 (3,70)	-0,84 (-0,95)	1,85 (2,11)	0,13 (1,67)
$selic_t$	0,10 (3,64)	-1,60 (-1,81)	2,60 (2,94)	0,13 (1,70)
$pré125_t$	-0,06 (-1,09)	0,34 (0,18)	-0,40 (-0,22)	1,09 (6,79)

As estimativas da matriz C indicam que a inflação é controlável, visto que não é neutra no longo prazo com relação a choques da meta selic assim como em relação à variável intermediária selic over. A comparação dos resultados desse modelo com o primeiro – que abrange o período desde o início do Copom - permite avaliar se a adoção do regime de metas inflacionárias teve alguma importância na busca do controle da inflação. Uma vez que as condições de controlabilidade foram encontradas no terceiro modelo, mas não no primeiro, conclui-se que a adoção do regime de metas inflacionárias melhorou as condições de controlabilidade da inflação.

Ao contrário dos resultados obtidos no modelo anterior (que abrange o período desde o início do Copom, e mede a controlabilidade do IPCA preços livres), o coeficiente correspondente aos choques da meta é positivo, e o referente a choques da selic na inflação é negativo. Ou seja, a elevação da selic over reduz a inflação, enquanto que o aumento da meta selic provoca uma piora da inflação. As possíveis explicações para o efeito positivo de choques de juros sobre a inflação foram apresentados anteriormente. Pode-se argumentar que o aumento da meta impacta as demais taxas de juros de mercado, que por sua vez constituem parte do custo da produção. Dessa forma, os preços são reajustados para refletir o aumento de custo gerado pela elevação dos juros. Uma outra possibilidade para explicar o efeito está relacionada ao regime de endividamento público prevalecente no país, caracterizado por ser de curto prazo, indexada aos juros de curto prazo ou à variação cambial. Essa composição de dívida faz com que elevações de juros causem um aumento do fluxo de recursos pagos ao detentores dos títulos públicos. Esse aumento de fluxo constitui um aumento de renda, que justamente tem um efeito expansionista na demanda agregada, e que portanto pode causar inflação.

As estimativas dos coeficientes da matriz C mostram outras características da dinâmica de longo prazo da economia brasileira. Choques da inflação influenciam o comportamento de longo prazo tanto da meta, como da selic, de maneira bem similar: o sinal positivo dos coeficientes c_{21} e c_{31} indicam que choques inflacionários provocam uma elevação tanto da meta selic como também da selic over, conforme o esperado. A taxa pré125 parece ser neutra no longo prazo com relação às demais variáveis, e ao mesmo tempo não apresentar nenhum efeito significativo no comportamento das taxas de juros mais curtas. Por outro lado, esperava-se que choques da meta tivessem um efeito sobre a selic, o que não parece ocorrer, visto que o coeficiente c_{32} não é significativo.

4.2.4 4º Modelo – desde a adoção do regime de metas e IPCA preços livres

Com o objetivo de conhecer a influência dos preços administrados nas condições de controlabilidade da inflação a partir da adoção do regime de metas, foi especificado um quarto – e último – modelo com dados mensais. O modelo considera as variáveis meta selic, selic over, as taxas de swap pré com 40 e 125 dias úteis de duração, a média mensal da cotação de venda do real em relação ao dólar (“cambio”), e o índice de inflação IPCA preços livres. O período de análise coincide com o utilizado pelo modelo anterior, ou seja, de julho de 1999 a abril de 2003. Foram incluídas no VAR 2 defasagens e duas variáveis dummies que também já foram consideradas anteriormente, sendo elas:

$Dt=[Djul01, Doutnov02]$.

O modelo não apresentou problema de resíduos autocorrelacionados ou com efeito ARCH. O teste conjunto para autocorrelação dos resíduos, distribuído por uma $F(100,$

48), resultou numa estatística do teste de 1,03, ou p-valor de 0.46. Além disso, a hipótese de normalidade não foi rejeitada em nenhum caso. A tabela 23 apresenta os testes de diagnóstico do modelo.

Tabela 23: testes de diagnóstico do 4º modelo com dados mensais
(p-valores entre parênteses)

Testes Univariados	Δ inflação _t	Δ meta _t	Δ selic _t	Δ pré40 _t	Δ pré125 _t
Normalidade χ^2 (2)	5,45 (0,06)	5,11 (0,08)	2,08 (0,35)	5,50 (0,06)	2,94 (0,23)
Assimetria	0,73	-0,31	-0,04	0,70	0,48
Excesso de Curtose	1,25	1,00	0,39	0,00	-0,36
AR 1-2 F(4, 29)	1,03 (0,41)	1,57 (0,21)	2,49 (0,06)	0,44 (0,78)	0,78 (0,54)
ARCH 4 F(4, 25)	0,13 (0,97)	0,40 (0,80)	1,07 (0,39)	0,73 (0,58)	0,93 (0,46)
$\hat{\sigma}_\varepsilon$	4,75	0,29	0,28	0,67	1,27
R ²	0,84	0,99	0,99	0,98	0,95

O teste de cointegração de Johansen indicou a presença de dois vetores de cointegração, conforme pode ser verificado na tabela 24.

Tabela 24: testes da análise de cointegração – 4º modelo com dados mensais
(p-valores entre parênteses)

Estatística do Traço	132,51 (0,00)	66,25 (0,00)	35,80 (0,04)	15,02 (0,23)	0,29 (0,996)
Raízes características do processo	0,76	0,48	0,36	0,27	0,01

A tabela 25 apresenta os resultados dos testes de exogeneidade fraca para os parâmetros de longo prazo. Apenas a variável pré125 foi considerada fracamente exógena.

Tabela 25: testes de exogeneidade fraca do 4º modelo com dados mensais (p-valor entre parênteses)

Exogeneidade Fraca	$\Delta\text{infla}\tilde{c}\tilde{a}\tilde{o}_t$	Δmeta_t	Δselic_t	$\Delta\text{pré40}_t$	$\Delta\text{pré125}_t$
$\chi^2(2)$	11,57 (0,00)	35,92 (0,00)	36,07 (0,00)	11,92 (0,00)	1,10 (0,58)

Em seguida, foram feitos os testes de cointegração com restrições. Primeiramente, foram feitos testes de cointegração entre pares de variáveis, apresentados na tabela 26¹⁴. De acordo com os resultados dos testes H_{27} ao H_{30} , a variável inflação cointegra com todas as demais variáveis do modelo. Pode-se interpretar os resultados desses testes da seguinte forma: um aumento da inflação provoca uma elevação de toda a estrutura a termo considerada pelo modelo. No entanto, conforme mencionado anteriormente, os resultados desses testes não permitem determinar a relação de causalidade entre os pares de variáveis, e portanto é possível interpretar os resultados de forma contrária, ou seja, de que aumento da estrutura a termo provoca mais inflação. Por fim, ao contrário do que se esperava, o teste H_{31} – que considera a cointegração entre a meta selic e a taxa selic over – foi rejeitado, indicando a inexistência de uma relação estacionária entre essas duas taxas.

¹⁴ O procedimento é o mesmo que foi utilizado para as análises entre pares de variáveis dos modelos anteriores.

Tabela 26: testes de cointegração entre pares de variáveis do 4º modelo com dados mensais

	inflação _t	meta _t	selic _t	pré40 _t	pré125 _t	cte	$\chi^2(2)$	p-valor
H_{27}	-1,05	1	0	0	0	-10,97	4,31	0,11
H_{28}	-1,04	0	1	0	0	-11,01	4,80	0,09
H_{29}	-1,05	0	0	1	0	-11,57	3,75	0,15
H_{30}	-1,22	0	0	0	1	-11,66	3,65	0,16
H_{31}	0	-0,98	1	0	0	-0,39	12,85	0,00
H_{32}	0	-0,99	0	1	0	-0,71	4,79	0,09
H_{33}	0	-1,04	0	0	1	-1,00	10,18	0,01
H_{34}	0	0	-1,01	1	0	-0,36	4,91	0,08
H_{35}	0	0	-1,06	0	1	-0,68	10,48	0,00
H_{36}	0	0	0	-1,04	1	-0,54	12,87	0,00

Em seguida, foi feita uma nova análise de cointegração, na qual os dois vetores do processo foram identificados. Os resultados são apresentados na tabela 27.

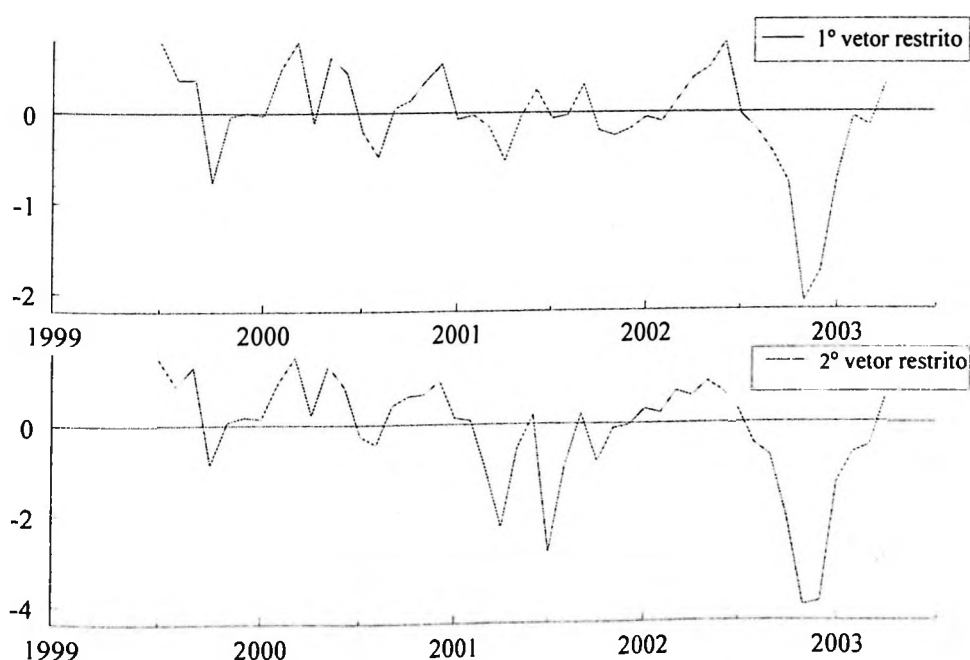
Tabela 27: vetor de cointegração identificado do 4º modelo com dados mensais (valores significantes em negrito e erros-padrão entre parênteses)

Var	Vetores de Cointegração β		Coeficientes de Ajuste α	
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
inflação _t	-0,08 (0,01)	-0,14 (0,02)	3,89 (4,08)	1,51 (2,06)
selic _t	-0,94 (0,02)	1,00	-0,67 (0,22)	-0,13 (0,11)
meta _t	1,00	0,00 ^(*)	-0,73 (0,22)	-0,09 (0,11)
pré40 _t	0,00 ^(*)	-1,21 (0,08)	-1,84 (0,56)	0,56 (0,28)
pré125 _t	0,00 ^(*)	0,34 (0,06)	-1,09 (1,09)	0,49 (0,55)
constante	-0,59 (0,31)	-1,26 (0,79)		

(*) coeficientes cujos valores foram determinados pelas restrições

As restrições impostas ao vetor não foram rejeitadas, visto que produziram uma estatística de teste de 1,48, equivalente a um p-valor de 0,22 da distribuição $\chi^2(1)$. O primeiro vetor identifica a relação entre a meta selic, a selic over e a inflação. Os coeficientes estimados indicam que a meta selic segue um comportamento bem próximo dos movimentos da selic, e que um aumento da inflação causa um ajuste positivo no valor da meta. No segundo vetor, tentou-se identificar a estrutura a termo de juros. A meta foi suprimida, enquanto que as taxas pré de 40 e 125 dias úteis foram reconsideradas na relação. O coeficiente de β correspondente à taxa pré 40, com valor de -1,21, mostra que um aumento da selic provoca uma elevação da taxa pré 40 com maior magnitude. Já o coeficiente relativo à taxa pré 125 possui sinal positivo, indicando que um movimento contrário ao ocorrido na selic. O coeficiente de α relativo ao ajuste da selic no segundo vetor, de -0,67, é significativo, e indica a existência de um mecanismo de correção de erro. A figura 11 apresenta os dois vetores identificados.

Figura 10: o vetores restritos identificados no 4º modelo com dados mensais



Finalmente, calculou-se a matriz C, que é apresentada na tabela 28.

Tabela 28: a matriz C do 4º modelo com dados mensais
(valores significantes em negrito e estatísticas t entre parênteses)

A matriz C

	$\hat{\epsilon}_{inflaçãot}$	$\hat{\epsilon}_{metat}$	$\hat{\epsilon}_{selicot}$	$\hat{\epsilon}_{pre40t}$	$\hat{\epsilon}_{pre125t}$
inflaçãot	0,16 (3,13)	5,94 (3,81)	-4,15 (-2,06)	-0,75 (-1,03)	0,37 (1,04)
metat	0,17 (3,00)	-2,02 (-1,18)	3,45 (1,56)	-0,29 (-0,36)	0,36 (0,92)
selicot	0,17 (2,92)	-2,69 (-1,55)	4,04 (1,81)	-0,24 (-0,30)	0,35 (0,89)
Pré40t	0,11 (1,98)	-3,58 (-2,06)	4,64 (2,07)	-0,45 (-0,56)	0,75 (1,93)
pré125t	-0,02 (-0,23)	-2,36 (-0,92)	2,89 (0,88)	-1,20 (-1,01)	1,80 (3,13)

A matriz C desse modelo é bem parecida com a do modelo anterior, com IPCA cheio. De acordo com as estimativas dos coeficientes da matriz C, a inflação não é neutra em relação a choques da meta, da selic over. Novamente o coeficiente referente à meta é positivo, indicando que um choque positivo de juros provoca um aumento da inflação no longo prazo. Assim como a matriz C do modelo anterior, no longo prazo, choques inflacionários provocam um aumento praticamente idêntico na selic over e na meta (ver coeficientes c_{21} e c_{31}). Além disso, não existem evidências estatísticas de que choques na meta tenham algum efeito sobre a selic no longo prazo, contrariando a idéia de que são justamente os choques da meta que “guiam” o comportamento da selic, dado o comportamento tão similar entre as duas variáveis. O mesmo resultado foi obtido no modelo anterior.

Portanto, ao contrário do que se esperava, a comparação destes resultados com os obtidos no terceiro modelo mostra que não existem evidências de que o controle da

inflação é dificultado pela presença de preços administrados após a adoção do regime de metas inflacionárias. Entretanto, a análise dos dois primeiros modelos, os quais consideram o período a partir do início do Copom, mostra que a exclusão dos preços administrados altera as condições de controlabilidade. Com base nessas duas comparações, pode-se inferir que a partir do momento em que o regime de metas inflacionárias foi adotado, a rigidez imposta pela presença dos preços administrados deixou de ser empecilho ao controle inflacionário. Quando decide a respeito da meta necessária para controlar a inflação, o Banco Central considera o comportamento dos preços administrados: a rigidez imposta por esses preços não é inesperada. Portanto a presença desses preços pressupõe uma política monetária mais restritiva, mais isso não significa que o controle seja prejudicado.

A adoção do regime de metas constituiu um compromisso formal por parte do Banco Central em relação ao controle da inflação. Dessa forma, pode-se também argumentar que essa “formalização” da política monetária possibilitou uma melhoria das expectativas do mercado em relação à sua eficácia, tornando as condições de controlabilidade melhores, independentemente de a inflação ser o IPCA cheio ou de preços livres.

Em relação ao segundo modelo, no qual o IPCA preços livres também é considerado como medida de inflação, deve-se ressaltar dois aspectos dos resultados desta seção que os diferenciam dos obtidos naquele caso: (i) os coeficientes relativos aos choques da meta e da selic, ambos em relação à inflação, tornaram-se numericamente bastante superiores e, além disso, bem mais significativos; e (ii) os sinais dos coeficientes dos choques da selic e da meta sobre a inflação são contrários aos obtidos anteriormente.

5. Conclusão

A proposta desse trabalho foi analisar um dos pressupostos inerentes ao regime de metas de inflação, o de que a inflação é controlável pelo uso dos instrumentos de política monetária utilizados pelo Banco Central. Normalmente, a literatura sobre o assunto avalia o desempenho do regime de metas em um determinado país, durante um determinado período. O que se pretendeu com esta dissertação foi “dar um passo atrás” e justamente analisar o pressuposto de que a inflação é controlável, e mostrar quais condições precisam ser atendidas para que ele seja válido. Primeiramente foi apresentada a teoria utilizada na análise, seguindo o procedimento proposto por Johansen e Juselius (2001). Em seguida, foi feita uma análise empírica, na qual as condições de controlabilidade da inflação na economia brasileira foram avaliadas.

Assim como em Johansen e Juselius (2001), a análise foi baseada em uma regra de política monetária, descrita através de um modelo VAR, que considera a discrepância entre o valor atual da meta de inflação e seu valor desejado além de considerar um mecanismo de correção de erro dos desequilíbrios da economia, descrito pelas relações de cointegração.

Deve-se ressaltar que este trabalho se limitou a analisar apenas o uso de um – juros de curto prazo – dentre os vários instrumentos de política monetária disponíveis. O Banco Central faz uso de outros instrumentos, tais como definição de reservas e depósitos compulsórios, expansão de linhas de crédito etc. Além disso, existem outros canais de transmissão que não foram contemplados por esta análise. Considerou-se apenas o canal de transmissão via juros, enquanto que outros canais relevantes – como por exemplo o de crédito – não foram considerados. Um estudo

detalhado dos mecanismos de transmissão da política monetária é feito por Minshkin (1995).

A análise empírica foi feita em duas etapas, uma com dados diários e a outra com dados mensais. Na primeira, analisou-se a controlabilidade das variáveis intermediárias, e somente na análise com dados mensais considerou-se a controlabilidade da inflação.

Na análise dos dados diários, não foram encontradas evidências de que as variáveis intermediárias sejam controláveis pelo uso do instrumento. No entanto, decidiu-se por priorizar os resultados obtidos na análise dos dados mensais, visto que somente nesse caso a inflação é considerada. Além disso, argumentou-se que as oscilações dos juros – verificadas na análise dos dados diários - não implicam na ausência de controle da inflação. O que de fato influencia a decisão do Copom na determinação da meta selic necessária para assegurar a convergência da inflação para a meta é o patamar médio dos juros (e não o valor num dia ou outro), assim como o desempenho da inflação passada.

Na segunda etapa, foram avaliados quatro modelos com dados mensais: (1º) considera o IPCA cheio como medida de inflação e abrange o período desde o início do Copom, em 1996; (2º) abrange o mesmo período, desde 1996, e substitui o IPCA cheio pelo IPCA preços livres; (3º) considera apenas o período sob o regime de metas inflacionárias, e utiliza o IPCA cheio como medida de inflação; e (4º) considera o período sob o regime de metas inflacionárias e utiliza o IPCA preços livres como medida de inflação.

A avaliação de um número maior de modelos teve por objetivo conhecer as mudanças nas condições da controlabilidade da inflação decorrentes da adoção do

regime de metas em 1999 e da consideração de uma medida de inflação sem a presença dos preços administrados.

Os principais resultados obtidos a partir da análise dos quatro modelos com dados mensais são:

- (i) a inflação brasileira é controlável pelo uso dos instrumentos de política monetária considerados neste estudo;
- (ii) a adoção do regime de metas inflacionárias permitiu uma melhoria da controlabilidade da inflação;
- (iii) a presença dos preços administrados não compromete o controle da inflação; e finalmente
- (iv) observou-se a presença de dois efeitos opostos dos choques de juros sobre a inflação: no longo prazo, elevações da selic over reduzem a inflação enquanto que elevações da meta selic promovem o seu aumento.

O primeiro, e mais importante resultado deste trabalho, de que a inflação é controlável, foi obtido em três, dos quatro modelos com dados mensais. As condições de controlabilidade só não foram verificadas quando se considerou o período desde o início do Copom e com o IPCA cheio. Nesse modelo, a inflação se mostrou neutra no longo prazo em relação a choques tanto da meta selic como também da taxa selic over.

Além disso, quando se considerou apenas o período sob o regime de metas, as condições de controlabilidade tornaram-se bem mais significativas, indicando que a adoção do regime de metas propiciou uma melhoria do controle da inflação.

Os resultados dos dois modelos que consideraram o período a partir da adoção do regime de metas – um com o IPCA cheio e o outro com o IPCA preços livres –

foram bem parecidos, ambos indicando que a inflação é controlável. Dessa forma, ao contrário do que se esperava, conclui-se que a presença dos preços administrados não compromete o controle da inflação. Esse mesmo resultado não pode ser generalizado para o período mais extenso, visto que as condições de controlabilidade dos modelos que consideraram o período desde o início do Copom são bem diferentes, e as condições de controlabilidade da inflação são atendidas em apenas um deles, que considera o IPCA preços livres.

Por fim, os dois modelos mais relevantes - visto que consideram o período que nos interessa, a partir da adoção do regime de metas inflacionárias – apresentaram um resultado inesperado, de que no longo prazo elevações da meta selic impactam positivamente a inflação. Nesses modelos, os coeficientes correspondentes aos choques da meta foram positivos, enquanto os referentes aos choques da selic na inflação foram negativos. Esses resultados indicam a presença de dois efeitos opostos da elevação dos juros sobre a inflação no longo prazo.

Foram apresentadas algumas explicações possíveis para a existência desse efeito positivo dos choques de juros. Inicialmente, argumentou-se que o aumento da inflação poderia ser consequência de um efeito de custo. Johansen e Juselius (2001) também encontraram um resultado semelhante para a economia americana e atribuíram o efeito positivo dos choques de juros a um efeito de custo. No entanto, além dessa hipótese, outras duas explicações foram sugeridas, dadas as especificidades da economia brasileira. Uma delas decorre do perfil de endividamento público no Brasil, caracterizado por ser de curto prazo e, em sua maior parte, pós-fixada ou indexada à própria taxa de juros. Nesse caso, elevações dos juros provocam uma expansão dos recursos pagos aos detentores dos títulos

públicos, elevando a renda destes. Esse efeito renda é explicado em detalhe por Pastore (1996).

Por fim, considerou-se ainda uma outra possível explicação, relacionada com o canal de crédito no Brasil. De acordo com os resultados da análise empírica realizada por Graminho e Bonomo (2002), ao contrário do que acontece em outros países, no Brasil, os bancos se beneficiam de elevações dos juros, através da mesma dinâmica apresentada por Pastore (1996). Essa maior renda dos bancos é utilizada na expansão do crédito bancário que, por sua vez, impacta positivamente a demanda agregada, gerando inflação.

A avaliação detalhada das hipóteses apresentadas para explicar o efeito positivo dos choques de longo de prazo da selic na inflação constitui uma agenda de trabalho futuro, e não faz parte da proposta inicial deste estudo.

Os resultados obtidos com os quatro modelos com dados mensais permitem concluir que a inflação no Brasil após a adoção do regime de metas é controlável. Porém, deve-se atentar para a existência dois efeitos de longo prazo distintos de choques de juros sobre a inflação, mencionados acima.

A presença de um efeito positivo faz com que, para que a autoridade monetária consiga cumprir com a meta de inflação pré-estabelecida, precise de uma política monetária muito mais restritiva que na ausência desse efeito.

6. Referências Bibliográficas

- [1] Bogdanski, J., A. Tombini, e S. Werlang, “Implementing inflation targeting in Brasil”, Banco Central do Brasil, Working Paper Series nº1, 2000.
- [2] Doornik, J.A., “Approximations to the asymptotic distribution of cointegration tests”, *Journal of Economic Surveys*, **12**, 573-593, 1998.
- [3] Doornik, J.A., e D. F. Hendry, *Modeling dynamic systems using PcGive10*, vol. II, Timberlake Consultants Ltd., 2001.
- [4] Doornik, J.A., e H. Hansen, “An omnibus test for univariate and multivariate normality”, mimeo, 1994. Disponível online em www.nuff.ox.ac.uk/Users/Doornik/papers/normal2.pdf
- [5] Fachada, P., “Inflation targeting in Brazil: reviewing two years of monetary policy”, Banco Central do Brasil, Working Paper Series nº25, 2001.
- [6] Friedman, B. M., “Targets and instruments of monetary policy”, em Friedman, B. M. and F. H. Hahn (editors), *Handbook of monetary economics*, Vol II, Elsevier Science Publishers, 1990.
- [7] Gonzalo, J., “Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships”, *Journal of Econometrics*, **60**, 203-233.
- [8] Graminho, F. M., e M. A. Bonomo, “O canal de empréstimos bancários no Brasil: uma evidência microeconômica”, *Anais do XXX Encontro Nacional de Economia*, ANPEC, 2002.
- [9] Hansen, E. e K. Juselius, *CATS in RATS: cointegration analysis of time series*, Estima, 1995.

- [10] Johansen, S. e K. Juselius, "Controlling inflation in a cointegrated vector autoregressive model with an application to US data", European University Institute Working Paper ECO n°2, 2001.
- [11] Johansen, S., *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford University Press, 1996.
- [12] Minella, A., P. Freitas, I. Goldfajn, and M. Muinhos, "Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges", Banco Central do Brasil, Working Paper Series n°53, 2002.
- [13] Mishkin, F., "Symposium of the monetary transmission mechanism", *Journal of Economic Perspectives*, .9, n°4, 1995.
- [14] Pastore, A. C., "Por que a política monetária perde eficácia?", *Revista Brasileira de Economia*, 50, 281-311, 1996.
- [15] Rahbek, A., E. Hansen, e J. Dennis, "ARCH innovations and their impact on cointegration rank testing", Department of Theoretical Statistics, University of Copenhagen, 2002. Disponível online em www.stat.ku.dk/~rahbek/

7. Apêndice

Johansen e Juselius (2001) apresentam detalhadamente a formulação de uma regra de controle para o caso em que o número de variáveis meta é igual ao número de variáveis instrumentos. O principal resultado é apresentado pelos autores através do Teorema 5, que trata do controle de um processo não estacionário com uma defasagem e sem tendência. Em seguida, os autores aplicam o mesmo resultado em processos com várias defasagens e tendência (Teorema 6), e finalmente demonstram como alterar a média de uma variável estacionária para que ela assuma o valor desejado. Apresentaremos resumidamente esses resultados.

7.1 Uma regra geral de controle

Assumimos que um modelo simples VAR(1) dado por (3) descreve adequadamente a economia e a partir disso definimos uma regra de controle geral composta por uma matriz κ ($p \times m$), e por um vetor κ_0 ($m \times 1$)

$$x_t^{ctr} = x_t + \bar{a}(\kappa'x_t - \kappa_0).$$

Quando se aplica essa regra em todos os instantes um novo modelo gera o processo x_t^{new} . Baseado em x_t^{new} o Banco Central escolhe a intervenção através da seguinte regra de controle

$$x_t^{ctr} = (I_p + \bar{a}\kappa')x_t^{new} - \bar{a}\kappa_0. \quad (14)$$

O mercado, por sua vez, gera o valor subsequente do novo processo com base em

$$x_{t+1}^{new} = (I_p + \alpha\beta')x_t^{ctr} - \alpha\mu + \varepsilon_{t+1} \quad (15)$$

Teorema 5 Se x_t é dado pelo modelo

$$\Delta x_t = \alpha(\beta'x_{t-1} - \mu) + \varepsilon_t$$

e a regra de controle é aplicada

$$x_t^{cir} = x_t + \bar{a}(\kappa'x_t - \kappa_0). \quad (16)$$

em todos os instantes do tempo, então o novo processo x_t^{new} será dado por um modelo VAR(1).

O novo processo é I(1) com espaço de cointegração $sp(\beta, \kappa)$, de dimensão $(r+m)$, e espaço de ajuste $sp(\alpha, a)$ se, e somente se,

$$\left| \text{eig} \begin{pmatrix} I_r + \beta'\alpha & (I_r + \beta'\alpha)\beta'\bar{a} \\ \kappa'\alpha & I_m + \kappa'(I_p + \beta'\alpha)\bar{a} \end{pmatrix} \right| < 1 \quad (17)$$

$$\text{Nesse caso, } |\kappa'Ca| \neq 0 \quad (18)$$

e $(\beta, \kappa)'x_t^{new}$ torna-se estacionário com média $(\mu', \kappa_0)'$ e matriz de impacto de longo prazo dada por

$$C^{new} = C - Ca(\kappa'Ca)^{-1}\kappa'C \quad (19)$$

A demonstração desse resultado é feita por Johansen e Juselius (2001).

Dessa forma, através da adição de $\bar{a}(\kappa'x_t - \kappa_0)$ ao processo em todos os instantes, é possível eliminar m raízes unitárias, nos casos em que a condição (17) for válida. Essa condição exclui raízes explosivas, não somente de novas combinações de $\kappa'x_t^{new}$ como também de $\beta'x_t^{new}$. Por isso é que a condição (17) é necessária para que o novo processo $(\beta, \kappa)'x_t^{new}$ seja estacionário. Em particular, se escolhermos $\kappa'\alpha = 0$, o resultado pode ser bastante simplificado, e o processo $\kappa'x_t^{new}$ se torna autoregressivo.

Em seguida, os autores aplicam o principal resultado do Teorema 5 num modelo com mais defasagens e uma tendência linear, e permitem que a regra de controle dependa dos desvios a partir da tendência das observações presentes e passadas:

$$x_t^{\text{ctr}} = x_t + \bar{a} \left(\sum_{i=1}^k \kappa_i' (x_{t-i+1} - \gamma(t-i+1)) - \kappa_0 \right) \quad (20)$$

Um processo conjunto (stacked process) é desenvolvido para o qual a análise torna-se análoga ao que foi feito no Teorema 5. Portanto, define-se:

$$\tilde{x}_t = \begin{pmatrix} x_t - \gamma t \\ x_{t-1} - \gamma(t-1) \\ x_{t-2} - \gamma(t-2) \end{pmatrix}, \quad \tilde{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} \text{ e } \tilde{\mu} = \begin{pmatrix} \mu \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad (21)$$

O processo é então apresentado pelo MCE

$$\Delta \tilde{x}_t = \tilde{\alpha} (\tilde{\beta}' \tilde{x}_{t-1} - \tilde{\mu}) + \tilde{\varepsilon}_t, \quad (22)$$

onde

$$\tilde{\alpha} = \begin{pmatrix} \alpha & \Gamma_1 & \Gamma_2 \\ 0 & I_p & 0 \\ 0 & 0 & I_p \end{pmatrix}, \quad \tilde{\alpha}_\perp = \begin{pmatrix} \alpha_\perp \\ -\Gamma_1' \alpha_\perp \\ -\Gamma_2' \alpha_\perp \end{pmatrix}, \quad (23)$$

$$\tilde{\beta} = \begin{pmatrix} \beta & I_p & 0 \\ 0 & -I_p & I_p \\ 0 & 0 & -I_p \end{pmatrix}, \quad \tilde{\beta}_\perp = \begin{pmatrix} \beta_\perp \\ \beta_\perp \\ \beta_\perp \end{pmatrix}, \quad (24)$$

A partir das matrizes anteriores, encontra-se

$$\tilde{\alpha}'_\perp \tilde{\beta}_\perp = \alpha'_\perp (I_p - \Gamma_1 - \Gamma_2) \beta_\perp = \alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp,$$

que para um processo I(1) possui posto completo, (Johansen 1995, Teorema 4.2).

Finalmente, encontramos a matriz de impacto de longo prazo

$$\tilde{C} = \tilde{\beta}_\perp (\tilde{\alpha}'_\perp \tilde{\beta}_\perp)^{-1} \tilde{\alpha}'_\perp = \begin{pmatrix} I_p \\ I_p \\ I_p \end{pmatrix} \cdot C \begin{pmatrix} I_p \\ -\Gamma'_1 \\ -\Gamma'_2 \end{pmatrix} \quad (25)$$

onde

$$C = \beta_\perp (\alpha'_\perp \Gamma \beta_\perp)^{-1} \alpha'_\perp \quad (26)$$

Em seguida os autores definem as matrizes que representam as variáveis instrumento, meta e controle

$$\tilde{a} = \begin{pmatrix} a \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \tilde{b} = \begin{pmatrix} b \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \quad \tilde{\kappa} = \begin{pmatrix} \kappa_1 \\ \kappa_2 \\ \kappa_3 \end{pmatrix},$$

e formulam um resultado geral para o modelo (3), do segundo capítulo.

Teorema 6 Se (i) x_t é um processo VAR(k) dado por (1) e (ii) aplicamos recursivamente a regra de controle

$$x_t^{\text{ctr}} = x_t^{\text{new}} + \bar{a} \kappa'_1 (x_t^{\text{new}} - \gamma t) + \bar{a} \left(\sum_{i=1}^{k-1} \kappa'_{i+1} (x_{t-i}^{\text{ctr}} - \gamma(t-i)) - \kappa_0 \right), \quad (27)$$

em todos os instantes do tempo, e (iii) o novo processo é definido pelas equações

$$x_{t+1}^{\text{new}} = (I_p + \alpha \beta') x_t^{\text{ctr}} - \alpha \rho' t - \alpha \mu + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i (\Delta x_{t+1-i}^{\text{ctr}} - \gamma) + \varepsilon_{t+1},$$

então o processo conjunto $\left(x_t^{\text{new}}, x_{t-1}^{\text{ctr}}, \dots, x_{t-k+1}^{\text{ctr}} \right)'$ é dado por um modelo VAR(1).

O processo é I(1) com r+m relações de cointegração se, e somente se

$$\left| \text{eig} \begin{pmatrix} (I_r + \tilde{\beta}'\tilde{\alpha}) & (I_r + \tilde{\beta}'\tilde{\alpha})\tilde{\beta}'\tilde{a}(\tilde{a}\tilde{a})^{-1} \\ \tilde{\kappa}'\tilde{\alpha} & I_m + \kappa'(I_p + \tilde{\alpha}\tilde{\beta}')\tilde{a}(\tilde{a}\tilde{a})^{-1} \end{pmatrix} \right| < 1 \quad (28)$$

Nesse caso,

$$|\kappa'Ca| \neq 0 \quad (29)$$

e $\beta'x_t^{\text{new}} - \rho't - \mu$ e $\kappa'(x_t^{\text{new}} - \gamma t) - \kappa_0$ são ambos estacionários com média zero.

Considere $\kappa = (\sum_{i=1}^k \kappa_i)$. O processo possui uma matriz de impacto de longo prazo dada por

$$\begin{pmatrix} I_p \\ I_p \\ \vdots \\ I_p \end{pmatrix} (C - Ca(\kappa'Ca)^{-1}\kappa'C) \begin{pmatrix} I_p \\ -\Gamma'_1 \\ \vdots \\ -\Gamma'_{k-1} \end{pmatrix} \quad (30)$$

Se $\tilde{\kappa}'\tilde{\alpha} = 0$, ou equivalentemente

$$\alpha'\kappa_i = 0, \quad \tilde{\kappa}' = \kappa'_1(I_p, -\Gamma_1, \dots, -\Gamma_{k-1}), \quad (31)$$

então $\kappa'_1 x_t^{\text{new}} + \sum_{i=2}^{k-1} \kappa'_i x_{t+1-i}^{\text{ctr}}$ é um VAR(1) com matriz de coeficientes dada por

$I_m + \kappa'_1 \bar{a}$. Além disso, se

$$I_m + \kappa'_1 \bar{a} = 0, \quad (32)$$

então $\kappa'_1 x_t^{\text{new}} + \sum_{i=2}^{k-1} \kappa'_i x_{t+1-i}^{\text{ctr}}$ é um ruído branco.

Para demonstração, ver Johansen e Juselius (2001).