



**BANCO CENTRAL DO BRASIL**

Trabalhos para Discussão

16

**Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural  
do Banco Central do Brasil para a Taxa de Variação do IPCA**

*Sergio Afonso Lago Alves*  
Março/2001

ISSN 1519-1028

CGC 00.038.166/0001-05

Trabalhos para Discussão	Brasília	nº 16	Mar	2001	P. 1 – 31
--------------------------	----------	-------	-----	------	-----------

# *Trabalhos para Discussão*

Editado por:

**Departamento de Estudos e Pesquisas (Depep)**

(e-mail: [conep.depep@bc.gov.br](mailto:conep.depep@bc.gov.br) , [workingpaper@bc.gov.br](mailto:workingpaper@bc.gov.br))

Reprodução permitida somente se a fonte for citada como: Trabalhos para Discussão nº 16.

Autorizado por Ilan Goldfajn (Diretor de Política Econômica).

**Controle Geral de Assinaturas:**

Banco Central do Brasil  
Demap/Disud/Subip  
SBS – Quadra 3 – Bloco B – Edifício-Sede – 2º subsolo  
70074-900 - Brasília (DF)  
Telefone (61) 414-1392  
Fax (61) 414-3165

Tiragem: 450 exemplares

The views expressed in this work are those of the authors and do not reflect those of the Banco Central or its members.

Although these Working Papers often represent preliminary work, citation of source is required when used or reproduced.

*As opiniões expressas neste trabalho são exclusivamente do(s) autor(es) e não refletem a visão do Banco Central do Brasil.*

*Ainda que este artigo represente trabalho preliminar, citação da fonte é requerida mesmo quando reproduzido parcialmente.*

**Central de Informações do Banco Central do Brasil**

Endereço: Secre/Surel/Dinfo  
Edifício-Sede, 2º subsolo  
SBS - Quadra 3, Zona Central  
70074-900 - Brasília (DF)  
Telefones: (61) 414 (...) 2401, 2402, 2403, 2404, 2405, 2406  
DDG: 0800 992345  
Fax: (61) 321 9453  
Internet: <http://www.bcb.gov.br>  
E-mail: [cap.secre@bc.gov.br](mailto:cap.secre@bc.gov.br)  
[dinfo.secre@bc.gov.br](mailto:dinfo.secre@bc.gov.br)

# Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil Para a Taxa de Variação do IPCA

Sergio Afonso Lago Alves<sup>▽</sup>

*Este artigo visa avaliar o desempenho do modelo estrutural de pequena escala do Banco Central do Brasil como ferramenta de apoio ao processo de decisão da política monetária. Avaliou-se a capacidade de projeção trimestral da taxa de variação do IPCA do modelo estrutural para 1 a 3 trimestres a frente, quando comparada com a capacidade de projeção das instituições e agentes financeiros do mercado, coletadas pelo Grupo de Comunicação Institucional (GCI) do Banco Central do Brasil e com a capacidade de projeção de um modelo simples, considerado "benchmark" para projeções de curto prazo. Um modelo "near VAR", tendo como variáveis endógenas a inflação trimestral, medida pelo IPCA, e o hiato do produto estimado para cada trimestre, foi escolhido como o modelo simples. Esse modelo mostrou-se muito bom para projeções de curtíssimo prazo, em 1 período a frente, porém tendo seu poder preditivo não tão bom para os demais períodos analisados. As projeções das instituições e agentes financeiros de mercado se mostraram bastante eficientes, pelo menos até 2 períodos a frente, sendo observadas estimativas de viés quase nulas e de dispersão baixas, o que era esperado, aceitando-se a hipótese de eficiência de mercado. O modelo estrutural se mostrou muito eficiente por suas projeções para todos os períodos a frente, sendo observadas estimativas de viés quase nulas e estimativas de dispersão baixas, não explosivas para projeções até 3 trimestres a frente, e menores, em média, que as alcançadas pelo mercado. Por essas características, concluiu-se que o modelo estrutural possui as características desejáveis para uma ferramenta de apoio ao processo de decisão da política monetária.*

---

<sup>▽</sup> Banco Central do Brasil – DEPEP/CONEP (DF)  
sergio.lago@bcb.gov.br

# Avaliação das Projeções do *Modelo estrutural* do Banco Central do Brasil Para a Taxa de Variação do IPCA <sup>♦</sup>

## 1. Introdução

O Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil desenvolveu um *modelo estrutural macroeconômico de pequena escala* como ferramenta de apoio ao processo de decisão da *política monetária*. Objetivando capturar as principais relações entre as variáveis chaves da economia, esse modelo é composto por um conjunto de equações simplificadas, conforme descrito em *Bogdanski et alli* (2000):

- i) *uma equação do tipo IS expressando o hiato do produto como função de suas próprias defasagens, da taxa de juro real (ex ante ou ex post), e da taxa de câmbio real;*
- ii) *uma curva de Phillips expressando a taxa de inflação como função de suas próprias defasagens, das expectativas de seus valores futuros, do hiato do produto e da taxa de câmbio nominal;*
- iii) *uma condição de paridade descoberta de juros relacionando a diferença entre as taxas de juros doméstica e internacional com a taxa de desvalorização esperada da moeda doméstica (o Real), e o prêmio de risco soberano; e*
- iv) *uma regra de taxas de juros, alternativamente regras fixas para taxas de juros nominal ou real, regras de Taylor (com pesos para desvios contemporâneos da inflação e do hiato do produto), e regras ótimas determinísticas e estocásticas.*

Por ser ferramenta de apoio ao processo de decisão da *política monetária*, é necessário que o modelo tenha um bom poder preditivo de médio e longo prazo para a

---

<sup>♦</sup> O autor agradece a Tito Nícias T. S. Filho, do Departamento de Estudos e Pesquisas do Banco Central do Brasil, e a José Regis A. Varão e Vanessa A. Simbalista e Silva, do Grupo de Comunicação Institucional (GCI) do Banco Central do Brasil, pela cooperação prestada para a realização deste trabalho.

taxa de inflação, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)<sup>1</sup>. Justifica-se essa necessidade pelo fato de a evidência empírica indicar que são necessários vários trimestres para que o impacto de mudanças no instrumento de *política monetária*<sup>2</sup> nas taxas de inflação tenha seu pico. De fato, em trabalho desenvolvido pelo *Comitê de Política Monetária (Monetary Police Committee – MPC) do Banco da Inglaterra* (2000), estima-se que, nesse país, são necessários aproximadamente 2 anos. Em *Sterne* (2000), são apresentados os tempos médios estimados para esse impacto em diversas economias. Como ilustração, pode-se citar que na Alemanha, Austrália, Canadá, Espanha e nos EUA, o tempo médio é de pouco menos de 2 anos. No Chile, cerca de 15 meses e, na República Checa, aproximadamente 10 meses. Na economia brasileira, segundo estimativas de *Bogdanski et al* (2000), a *política monetária* tem seu efeito máximo sobre a inflação em 6 a 9 meses.

Torna-se, portanto, necessária a avaliação *ex post* do desempenho do *modelo estrutural* para projeções da taxa de inflação. E, como será justificado logo em seguida, é importante que esta avaliação seja feita comparativamente com modelos alternativos mais simples de projeção. A avaliação comparativa é importante devido ao elevado custo de oportunidade decorrente do desenvolvimento do *modelo estrutural* e de seu contínuo aprimoramento, que utiliza técnicas e ferramentas avançadas de modelagem, estimação e simulação, além da alocação de recursos humanos especializados.

Neste contexto, decidiu-se também por comparar as projeções obtidas pelo *modelo estrutural* com as feitas pelo mercado, coletadas diariamente pelo Grupo de Comunicação Institucional (GCI) do Banco Central do Brasil<sup>3</sup>. Aceitando-se a hipótese de o mercado ser eficiente, espera-se que o desempenho alcançado pelo *modelo estrutural* seja tão bom ou melhor que o alcançado pelo mercado por suas projeções para a taxa de inflação.

Este artigo consta de 4 seções e 1 apêndice. A **Seção 2** descreve o mecanismo de avaliação de desempenho das projeções. A **Seção 3** descreve os procedimentos

---

<sup>1</sup> Medido e divulgado mensalmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), o IPCA é o índice de preços utilizado para a definição das metas anuais a serem atingidas no sistema de Metas Para a Inflação.

<sup>2</sup> A taxa de juros utilizada na condução da política monetária brasileira, pelo Banco Central do Brasil, é a meta para a Taxa SELIC, que é a taxa média ajustada dos financiamentos diários nas operações de mercado aberto, principal instrumento de política monetária.

<sup>3</sup> Desde junho de 1999, o GCI vem realizando pesquisas diárias das projeções mensais de mercado a respeito dos principais indicadores macroeconômicas. Dentre esses, constam os seguintes índices de preço: IGP-DI, IGP-M, IPC-Fipe, INPC e IPCA.

utilizados para se selecionar séries de projeções de mercado compatíveis com as demais projeções a serem avaliadas, além de descrever a escolha de um modelo simples, considerado "*benchmark*", para comparação das projeções. A **Seção 4** comenta os resultados obtidos e conclui e, no **Apêndice**, constam as tabelas e os gráficos obtidos pelas análises.

## 2. Mecanismo de Avaliação de Desempenho das Projeções

Para se avaliar comparativamente o desempenho das projeções, três estatísticas serão utilizadas: o *resíduo médio*, o *resíduo absoluto médio* e o *resíduo quadrático médio*. A primeira é uma estatística indicando o viés das projeções e as duas últimas indicam o grau de dispersão das mesmas. No modelo estrutural, as variáveis utilizadas são trimestrais e, por conseguinte, as projeções feitas para a *taxa de inflação* apresentam essa frequência. Neste artigo, portanto, serão consideradas apenas informações trimestrais, de modo que cada período é um trimestre do ano. É importante frisar que as projeções do modelo estrutural consideradas neste artigo foram feitas com regra de juros fixas para períodos a frente.

Para a obtenção de tais estatísticas, primeiramente consideram-se as projeções, feitas com informações relativas até o período  $T$ , conforme descrito em seguida, para 1, 2 e 3 períodos a frente. O menor valor de  $T$  considerado foi o relativo ao segundo trimestre de 1999 (1999:2)<sup>4</sup> e o maior foi o relativo ao terceiro trimestre de 2000 (2000:3), que foi o período mais recente, quando da execução deste trabalho, em que a projeção da taxa de variação do IPCA de um período a frente (2000:4) pudesse ser comparada com o valor ocorrido, já divulgado pelo IBGE. Resíduos são calculados como as diferenças entre essas projeções e os valores da taxa de variação do IPCA ocorridos naqueles períodos.

---

<sup>4</sup> Como o modelo estrutural em questão foi desenvolvido a partir da implementação do Programa de Metas Para a Inflação como sistema de política monetária do Banco Central do Brasil, em julho de 1999, considera-se que a menor subamostra conterà o segundo trimestre de 1999 como limite.

O IBGE divulga mensalmente os valores da inflação, medida pelo IPCA. Desse modo, é possível que se reavalie as projeções feitas para os trimestres seguintes, no decorrer de um mesmo trimestre. Nestas reavaliações, também são consideradas variações de outras variáveis tais como taxa de juro e cambio. Deste modo, definem-se três conjuntos de projeções: *projeções sem informação*, *projeções com informação de 1 mês* e *projeções com informação de 2 meses*. É importante frisar que também se reavaliam mensalmente as projeções trimestrais obtidas pelo modelo estrutural, de acordo com o que foi explicado anteriormente.

Para ilustrar como ocorre a sequência de fatos relacionados às projeções do *modelo estrutural* para períodos a frente, utilizando-se ou não de informações mensais de inflação divulgadas pelo IBGE, considere o seguinte exemplo. Suponha-se que o mês contemporâneo é janeiro do ano  $X$ . O IBGE, divulgou o valor da inflação de dezembro do ano  $X-1$  por volta do dia 10 de janeiro. A partir de então, foi conhecido o valor da inflação do quarto trimestre do ano anterior. Considerando-se que se leve aproximadamente 10 dias para que se conheçam os valores de outros indicadores econômicos e se reestimem o modelo, por volta do dia 19 de janeiro foram feitas projeções da *taxa de inflação* para o primeiro, segundo e terceiro trimestre do ano<sup>5</sup>.

Por volta do dia 10 de fevereiro, o IBGE divulgou o valor da inflação de janeiro. Deste modo, foi possível a reavaliação da projeção para o primeiro trimestre do ano e, conseqüentemente, para os demais trimestres. Note-se que a reavaliação não é feita com a reestimação do modelo, pois ainda não se teve nova informação trimestral, e sim, mensal. É feita pela substituição de determinada fração da projeção da *taxa de inflação* do primeiro trimestre pela inflação ocorrida em janeiro. Em março, o IBGE divulgou a inflação de fevereiro e procedimentos análogos foram feitos. Em abril, em contrapartida, foi divulgada a inflação de março. Neste caso, uma informação trimestral nova da inflação foi conhecida e foi possível a reestimação do modelo.

---

<sup>5</sup> Também são feitas projeções para mais trimestres a frente, porém não são objeto de estudo deste artigo.

As estatísticas mencionadas anteriormente serão obtidas utilizando os valores dos resíduos de projeção de *1 a 3 períodos a frente*, para cada um dos conjuntos de projeções. Pode-se representar a obtenção de tais estatísticas conforme o **Sistema (1)**.

$$\begin{aligned} \varepsilon_{j,T+n} &= \hat{\Pi}_{j,T+n} - \Pi_{T+n} \\ r_{j,n}^m &= \frac{\sum_{T=1999:2}^{2000:3} \varepsilon_{j,T,n}}{N} & r_{j,n}^{am} &= \frac{\sum_{T=1999:2}^{2000:3} |\varepsilon_{j,T,n}|}{N} & r_{j,n}^{qm} &= \frac{\sum_{T=1999:2}^{2000:3} (\varepsilon_{j,T,n})^2}{N} \end{aligned} \quad (1)$$

onde:

- T** *é o período da última observação de cada subamostra:  $T \geq (1999:2)$ ;*
- N** *é o número de períodos considerados entre 1999:2 e 2000:3;*
- j** *é o conjunto de projeções considerado, de acordo com o número de meses de um determinado trimestre em que se conhece o valor ocorrido da inflação:  $j \in [1, 3]$ ;*
- n** *é o número de períodos a frente:  $n \in [1, 3]$ ;*
- $\Pi_{T+n}$  *é a taxa de variação da inflação, medida pelo IPCA, relativa ao período  $T+n$ ;*
- $\hat{\Pi}_{j,T+n}$  *é a projeção, do conjunto  $j$ , para a taxa de inflação, medida pelo IPCA, relativa ao período  $T+n$ ;*
- $\varepsilon_{j,T+n}$  *é o resíduo da projeção, do conjunto  $j$ , para a taxa de inflação, medida pelo IPCA, relativa ao período  $T+n$ ;*
- $r_{j,n}^m$  *é o resíduo médio das projeções, do conjunto  $j$ , para a taxa de inflação, medida  $n$  períodos a frente;*
- $r_{j,n}^{am}$  *é o resíduo absoluto médio das projeções, do conjunto  $j$ , para a taxa de inflação, medida  $n$  períodos a frente;*
- $r_{j,n}^{qm}$  *é o resíduo quadrático médio das projeções, do conjunto  $j$ , para a taxa de inflação, medida  $n$  períodos a frente.*

### 3. Seleção das Séries de Projeções Para Comparação

Nesta seção, serão descritos os procedimentos utilizados para a seleção das séries de projeções que serão utilizadas para a avaliação comparativa com as projeções do *modelo estrutural*. Para que essa avaliação seja coerente, é preciso que projeções, para um mesmo período, tenham sido obtidas com o mesmo nível de informação. Para garantir essa restrição, foram feitas certas considerações para a obtenção das séries de projeções do mercado e dos modelos alternativos considerados simples.

### 3.1. Projeções de Mercado

O Grupo de Comunicação Institucional (GCI) do Banco Central do Brasil coleta, diariamente, projeções mensais de mercado para os principais indicadores macroeconômicos da economia brasileira. Estas projeções são obtidas de agentes financeiros e instituições, domésticos e estrangeiros, interessados na economia brasileira. De acordo com relatório da SURVEY do Banco Central do Brasil, de 15/09/1999, dentre os pesquisados estão estrategistas de mercado, analistas de pesquisa (econômica), membros de diretoria e professores universitários. A mediana das projeções de mercado de cada sexta-feira é publicada semanalmente para que seja de conhecimento público.

Apesar das projeções serem feitas para os meses seguintes à pesquisa, a frequência da série das medianas das projeções de mercado agregada é diária e varia devido a:

- (a) Publicação do IPCA pelo IBGE por volta do dia 10 de cada mês;
- (b) Publicação, ao longo de cada mês, dos demais índices de preços e de outros indicadores conjunturais, tanto pelo IBGE, quanto por outras instituições;
- (c) Choques econômicos;
- (d) Aprimoramento dos modelos de projeção.

Levando-se em conta essas características, é preciso um critério a ser seguido para que se determine uma série trimestral compatível com as projeções feitas pelo *modelo estrutural*:

- i. Para que possuíssem aproximadamente o mesmo nível de informação disponível quando da obtenção das projeções do *modelo estrutural*, era preciso que as projeções de mercado tivessem sido feitas após a publicação do IPCA pelo IBGE, mas não o suficiente para incorporar informação de outros indicadores econômicos não presentes no *modelo estrutural*. Convencionou-se então utilizar a média, ao longo de um período a ser determinado, das medianas das projeções diárias coletadas no período do dia

10 ao dia 19 de cada mês. Optou-se pelas medianas para se evitar influência de *outliers*.

- ii. Como a periodicidade da análise comparativa desejada era trimestral, aglutinou-se as projeções mensais para se determinar as projeções dos trimestres a frente, conforme o **Sistema (2)**. Devido ao fato de as projeções serem coletadas para um número não tão extenso de meses a frente, somente foi possível a determinação de projeções para até 2 trimestre a frente.

$$\hat{\Pi}_{T,T+n}^t = (1 + \hat{\Pi}_{M,m_1}^m) \cdot (1 + \hat{\Pi}_{M,m_2}^m) \cdot (1 + \hat{\Pi}_{M,m_3}^m) - 1 \quad (2)$$

onde:

**M** é o mês em que a coleta com as projeções de mercado foi feita;

**T** é o trimestre que contém o mês *M*;

**n** é o número de trimestres a frente;

**m<sub>j</sub>** é o *j*-ésimo mês do trimestre *T+n*;

**t** é um índice indicando que a projeção em questão é trimestral;

**m** é um índice indicando que a projeção em questão é mensal;

$\hat{\Pi}_{T,T+n}^t$  é a projeção, feita no trimestre *T*, para a inflação *n* períodos a frente;

$\hat{\Pi}_{M,m_j}^m$  é a projeção, coletada no mês *M*, para a inflação no mês *m<sub>j</sub>*.

Como ilustração, considere um exemplo da obtenção das projeções de mercado para os períodos a frente, de modo que essas sejam compatíveis com as obtidas no exemplo da **Seção 2** para o *modelo estrutural*. Como as projeções desse modelo para o primeiro, segundo e terceiro trimestre do ano *X* foram feitas no período do dia 10 ao dia 19 de janeiro, convencionou-se que a projeção do mercado para o primeiro trimestre seria obtida pela aglutinação das projeções para janeiro, fevereiro e março, feitas no período mencionado. Analogamente, a projeção para o segundo trimestre seria obtida pela aglutinação das projeções para abril, maio e junho.

Em decorrência da publicação, pelo IBGE, da inflação de janeiro, convencionou-se que a reavaliação do mercado para a projeção do primeiro trimestre seria obtida pela aglutinação da inflação ocorrida em janeiro com as projeções para fevereiro e março, feitas no período do dia 10 ao dia 19 de fevereiro. A reavaliação para o segundo

trimestre seria feita pela aglutinação das projeções, feitas no mesmo período, para abril, maio e junho. Quando da publicação da inflação de fevereiro, pelo IBGE, o processo foi feito de maneira análoga. A reavaliação da projeção do primeiro trimestre seria feita pela aglutinação da inflação ocorrida em janeiro e fevereiro com a projeção para março, feita no período do dia 10 ao dia 19 de março. Para o segundo trimestre, a única mudança foi a utilização desse último período.

### **3.2. Projeções de um Modelo Alternativo Simples**

Os modelos mais simples de projeção serão apresentados mais adiante. Convém antes apresentar o critério utilizado para que as projeções obtidas por esses modelos fossem compatíveis com as projeções obtidas pelo *modelo estrutural*.

Para se obter projeções de inflação com o nível de informação disponível em um determinado período  $T$ , foi preciso considerar um subconjunto da amostra, considerando apenas as observações anteriores ou contemporâneas ao período em questão, desprezando as observações relativas aos períodos seguintes. Em seguida, estimaram-se os coeficientes do modelo com as observações consideradas no subconjunto e obtiveram-se projeções para os períodos subsequentes:  $T+1$ ,  $T+2$  e  $T+3$ . Este procedimento foi repetido para todos os subconjuntos da amostra integral, de forma que o período mais antigo de  $T$  foi 1999:2 e o mais recente foi 2000:3, por razões já apresentadas na **Seção 2**.

Para incorporar informações mensais de inflação ocorrida dentro de um mesmo trimestre, substitui-se um terço ou dois terços do logaritmo da projeção em  $T+1$  pelos logaritmos dos valores efetivamente ocorridos dependendo do fato de já serem conhecidos no primeiro ou segundo mês do trimestre em questão. A partir dos novos valores de projeção para  $T+1$ , estimaram-se novos valores para os trimestres seguintes.

Para a construção dos modelos, as observações iniciais da amostra integral eram relativas ao terceiro trimestre de 1994 (1994:3), a partir do Plano Real. Justifica-se esta convenção pelo fato de se considerar uma mudança estrutural importante na economia,

o que deve ter mudado as relações entre as variáveis. Porém, esta decisão restringiu bastante o número de observações, havendo 25 observações entre 1994:3 e 2000:3. E este número se reduziu mais ainda nas estimações devido a presença de defasagens de diversas ordens.

### 3.2.1 Modelos Alternativos Simples Considerados

Como técnicas mais simples de projeção de curto prazo, duas são bastante difundidas: modelagem ARIMA (“*autoregressive integrated moving average*”) e modelagem VAR (“*vector autoregressive*”). Uma terceira técnica, conhecida por *near VAR*, foi também considerada por razões a serem apresentadas no decorrer desta subseção.

Quando comparadas ao *modelo estrutural*, essas técnicas são relativamente simples de serem implementadas e as ferramentas necessárias (softwares) para a implementação geralmente estão disponíveis nos ambientes destinados a análises econômicas. Convencionou-se que seriam construídos modelos utilizando essas técnicas e aquele que apresentasse melhor performance, medida pela soma de resíduos quadrados na estimação feita com a amostra integral, seria considerado “*benchmark*” de curto prazo para a comparação com o desempenho do *modelo estrutural*.

Modelou-se a *taxa de inflação* como um processo ARIMA(2, 1, 1), já que não se rejeitou a hipótese de não estacionaridade da série da taxa de variação do IPCA, pelo teste de Dickey-Fuller aumentado. Porém seu desempenho foi pior que o obtido pelo modelo selecionado, descrito mais a frente.

Para a modelagem VAR, utilizou-se a teoria econômica para a determinação inicial das variáveis consideradas endógenas ao sistema. A *taxa de inflação*, medida pelo IPCA, é diretamente explicada pelo *hiato do produto*<sup>6</sup>. Porém, outros indicadores são essenciais para a explicação da inflação. A *taxa de juro real* tem papel fundamental

---

<sup>6</sup> O *hiato do produto*, superficialmente definido, é a diferença entre o produto e o seu nível máximo sustentável a médio e longo prazo pela economia.

para controlar o *hiato do produto*. A variação da *taxa de câmbio*, em conjunto com a *inflação externa* afetaria os preços dos produtos importados, o que impactaria na inflação interna. Uma última endogeneidade ainda ocorre, porém não seria modelada : a *taxa de juro nominal*, que é a variável de controle do Banco Central do Brasil para a *política monetária*, é decidida após análise dos cenários possíveis internos e externos, o que afeta a *taxa de juro real*, reiniciando o ciclo.

Numa modelagem VAR, é comum se ter o mesmo conjunto de regressores endógenos e exógenos, com as mesmas ordens de defasagem para explicar as variáveis endógenas. Isto é aconselhável, para não se perder nenhum grau de informação e se aumentar o poder preditivo. Porém, como o número de observações era pequeno, a imposição do total de regressores, com suas defasagens, para explicar ambas as variáveis endógenas, reduziu bastante os graus de liberdade das equações, o que prejudicou as estimações. Os coeficientes estimados eram não significativos e verificava-se, pelas *funções de resposta ao impulso*, que o modelo era sempre instável. E este problema persistiu mesmo quando se considerou, por simplificação, somente a *taxa de inflação* e o *hiato do produto* como variáveis endógenas, e as demais como exógenas.

Optou-se então por estimar equações em que existisse liberdade para que certos regressores ou defasagens não estivessem presentes em uma das equações. Algumas dessas restrições foram embasadas pela teoria econômica: esperava-se, por exemplo, que a *taxa de juros real* não explicasse diretamente a *taxa de inflação*, mas explicasse o *hiato do produto*. Para equações com restrições desse tipo, utiliza-se a modelagem conhecida por *near VAR*.

Aconselha-se, nesse caso, a estimação das equações pelo método SUR (*seemingly unrelated regressions*), pois permite a obtenção de estimativas eficientes<sup>7</sup>, considerando que os componentes de erro de cada equação são correlacionados. E, para evitar problemas com os graus de liberdade, convencionou-se, por simplificação, que apenas a *taxa de inflação*, medida pelo IPCA, e o *hiato do produto* seriam as variáveis

---

<sup>7</sup> Vide Enders (1995) e Greene (1993) para maiores informações.

endógenas. Esta técnica permitiu a estimação de um modelo mais consistente, que foi considerado “*benchmark*” para a comparação com o desempenho do *modelo estrutural*.

### 3.2.2 Implementação do Modelo *near VAR*

Conforme comentado anteriormente, as variáveis endógenas escolhidas foram a *taxa de inflação*, medida pelo IPCA e o *hiato do produto*. Para a determinação de uma série trimestral de *hiato do produto*, o autor desenvolveu uma técnica de “*trimestralização*” do *produto potencial*<sup>8</sup> anual, estimado por uma função de produção, por da Silva Filho (2001). Esta técnica está descrita ao final desta subseção.

Como exógenas, os seguintes indicadores foram considerados: *taxa de juro real*, *variação do câmbio* e *taxa de variação do Producer Price Index (PPI) dos EUA*. Também foram incluídas variáveis de sazonalidade em ambas as equações.

Desejou-se modelar a hipótese de que o coeficiente da defasagem de primeira ordem da taxa de variação do IPCA foi reduzido após a implementação do Sistema de Metas Para a Inflação, em 1999:3, o que significaria uma redução do efeito inercial da inflação. Utilizou-se uma variável dummy para modelar a modificação do valor do coeficiente da defasagem em questão a partir de 1999:3.

Para as projeções *n períodos a frente*, considerando cada subconjunto da amostra integral, os valores das variáveis exógenas foram fixadas nos valores do último período de cada subconjunto. Para ilustração, o sistema de equações estimado com a amostra integral, de 1994:3 a 2000:3, está representado pelas **Equações (3) e (4)**.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \frac{\sum_{i=1}^3 h_{t-i}}{3} + \alpha_2 \cdot \frac{\sum_{j=0}^2 r_{t-j}}{3} + \alpha_3 \cdot \frac{\sum_{u=1}^4 \pi_{u-1}}{4} + \sum_{v=1}^3 \alpha_{3+v} \cdot SAZ_v + \varepsilon_{ht} \quad (3)$$

---

<sup>8</sup> O *produto potencial* é o nível de produção máximo sustentável a médio e longo prazo na economia.

$$\pi_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 \cdot IT) \cdot \pi_{t-1} + \beta_3 \cdot \frac{\sum_{i=0}^2 h_{t-i}}{3} + \beta_4 \cdot \Delta e_t + \beta_5 \cdot \frac{\sum_{u=1}^2 \pi_{t-u}^f}{2} + \beta_6 \cdot SAZ_2 + \beta_7 \cdot SAZ_4 + \varepsilon_{\pi} \quad (4)$$

onde:

- $h_t$**  é o logaritmo natural do hiato do produto no período  $t$ :  $\ln(1+HIATO\%)$ ;
- $\pi_t$**  é o logaritmo natural da taxa de variação do IPCA no período  $t$ :  $\ln(1+\Pi)$ ;
- $\pi_t^f$**  é o logaritmo natural da taxa de variação do PPI dos EUA no período  $t$ :  $\ln(1+PPI\%)$ ;
- $IT$**  é uma variável dummy indicando os períodos antes (0) e depois da implementação do Sistema de Metas Para a Inflação (1);
- $r_t$**  é o logaritmo natural da taxa de juros real no período  $t$ :  $\ln(\text{juros.nom}\%_t - \Pi)$ ;
- $\Delta e_t$**  é a variação do logaritmo natural do câmbio nominal no período  $t$ :  $\Delta[\ln(\text{cambio}_t)]$ ;
- $SAZ_v$**  é uma variável dummy de sazonalidade do período  $v$ .
- $\varepsilon_{ht}$**  é o componente de erro, aleatório puro, do hiato do produto no período  $t$ ;
- $\varepsilon_{\pi t}$**  é o componente de erro, aleatório puro, da taxa de inflação no período  $t$ .

Conforme o número de observações na subamostra se reduzia, certos regressores deixavam de explicar uma das equações. Este fato era esperado, tanto pelo efeito da redução dos graus de liberdade, tanto pelo fato de que a variável  $IT$  só ter se tornado eficiente para explicar mudanças no coeficiente da primeira defasagem da taxa de variação do IPCA depois de alguns períodos decorrentes da implementação do Sistema de Metas para a Inflação.

Em todas as estimações, utilizou-se o método SUR com *iterações simultâneas de coeficientes e ponderações*. Importante enfatizar que realmente foi observado que o coeficiente da primeira defasagem da taxa de variação do IPCA na **Equação (4)** diminuiu após a implementação do Sistema de Metas Para a Inflação.

Durante seleção das séries a serem utilizadas pelo modelo, foi necessária a estimação da série de *hiato do produto*, o que não é uma tarefa tão simples. No modelo estimado, essa variável é a diferença, em logaritmos, entre o *produto*, medido para o trimestre em questão, e o *produto potencial*, relativo ao mesmo período. O *produto* (PIB), no caso da economia brasileira, é calculado e divulgado trimestralmente pelo

IBGE. Porém, o *produto potencial* é uma variável não observada, devendo ser estimada por processos indiretos. Os processos normalmente mais utilizados são o *filtro de Hodrick e Prescott (Filtro HP)*, *tendência linear, com ou sem quebra estrutural*, e *função de produção*. Como exemplos, recomendam-se a leitura de *Apel et alli* (1996) e *Giorno et alli* (1995). Verificou-se que a utilização de séries de *hiato de produto* derivadas de séries de *produto potencial* obtidas por processos diferentes gerava resultados bem diferentes. Era preciso a utilização de uma série de *hiato de produto* que fosse considerada a mais plausível. Convencionou-se que essa seria a que possibilitasse melhores valores de aderência e significância na estimação do sistema de equações com a amostra integral.

Esta série foi então determinada a partir da série trimestral de *produto*<sup>9</sup> e de *produto potencial*, construída à partir de uma técnica de “*trimestralização*” da série de *PIB potencial* anual estimada por uma função de produção, por *da Silva Filho* (2001).

A principal hipótese dessa técnica consiste em considerar que o movimento do *produto potencial* apresenta comportamento bastante suave ao longo do tempo. Essa hipótese é plausível, uma vez aceitando a hipótese de que o *produto potencial* estaria, teoricamente, menos suscetível à volatilidade associada à demanda agregada. No processo de otimização, estimativas trimestrais para o produto potencial são feitas de modo a minimizar a volatilidade da série trimestral, sujeito a restrição de que, para cada ano, o somatório das estimativas trimestrais seja igual ao *produto potencial* anual. Matematicamente, o processo pode ser descrito conforme o **Sistema (5)**.

---

<sup>9</sup> *Série de PIB trimestral (deflacionada e a valores correntes de 1999), obtida da série de índices de PIB trimestral disponibilizada pelo IBGE.*

$$\begin{cases} Y^* \equiv \text{Série do PIB Potencial anual, com } n \text{ observações} \\ y_i^* \equiv \text{Valor particular de } Y^* \text{ no ano } t : t \in [1, n] \end{cases}$$

Deseja-se estimar a série  $U^*$  do PIB Potencial trimestral, de modo que :

$$\begin{cases} U^* \equiv \text{Série do PIB Potencial trimestral, com } 4n \text{ observações} \\ u_{i,T}^* \equiv \text{Valor particular de } U^* \text{ no trimestre } T \text{ do ano } t : t \in [1, n], T \in [1, 4] \end{cases} \quad (5)$$

$U^*$  satisfaz à seguinte equação de otimização :

$$\begin{cases} \text{Minimizar} & L = \sum_{i=1}^n \sum_{T=1}^4 (\Delta^2 u_{i,T}^*)^2 \\ \text{Sujeito a} & \sum_{T=1}^4 u_{i,T}^* = y_i^*, \quad \forall t \in [1, n] \end{cases}$$

Como os  $4n$  valores a serem estimados estão sujeitos a  $n$  equações de restrição, o número de graus de liberdade se reduz a  $3n$ . Como valores iniciais para o processo numérico de otimização, o autor sugere utilizar:  $u_{i,T} = y_i/4$ .

#### 4. Análise dos Resultados e Conclusões

As conclusões feitas aqui são antes descritivas que inferenciais. Decidiu-se assim, pois o número de estatísticas calculadas é pequeno, não permitindo uma análise mais rigorosa. Da **Tabela (1)** à **(9)** e do **Gráfico (1)** ao **(9)**, constantes no apêndice, estão mostrados os resultados de projeção para 1 a 3 períodos a frente, para os três conjuntos de projeção, de acordo com o número de meses de informação em um mesmo trimestre. Do **Gráfico (10)** ao **(12)**, também no apêndice, estão mostradas, para efeito ilustrativo, as evoluções das estatísticas para cada período a frente em cada conjunto de projeção.

Observou-se que as projeções para a *taxa de inflação*, medida pelo IPCA, feitas pelo *modelo estrutural de pequena escala* do Banco Central do Brasil apresentaram o resíduo médio, que é uma medida do viés de projeção, próximo de zero. E esta é uma propriedade desejada para projeções futuras feitas por qualquer modelo.

As estatísticas que mediram o grau de dispersão das projeções do *modelo estrutural*, para períodos a frente, foram estáveis e baixas, não apresentando comportamento exponencial, mesmo para 3 trimestres a frente. Portanto, o modelo seria capaz de proporcionar projeções mais confiáveis à médio prazo. O *modelo estrutural* foi melhor em todos os 6 casos em que estimativas de dispersão, tanto para o *desvio absoluto médio* quanto para o *desvio quadrático médio*, foram calculadas para as projeções para 2 e 3 períodos a frente.

Observou-se também que esse modelo foi mais eficiente nas reavaliações das projeção trimestrais, quando se adicionavam informações mensais ocorridas em cada trimestre, pois as estatísticas medindo dispersão, nesses casos, foram melhores que as observadas para as demais projeções analisadas. Dos 7 casos em que estimativas de dispersão, tanto para o *desvio absoluto médio* quanto para o *desvio quadrático médio*, foram calculadas para as reavaliações das projeções, o *modelo estrutural* foi melhor em 6.

O fato de que as estatísticas indicarem que o grau de dispersão de suas projeções não terem comportamento exponencial para períodos a frente é desejável, pois o *modelo estrutural* é uma ferramenta de apoio ao processo de decisão da *política monetária* brasileira. É necessário que suas projeções sejam relativamente precisas até 3 períodos a frente, pois é, aproximadamente, quando modificações na taxa de juro controlada pelo Banco Central do Brasil atingem, com maior intensidade, a inflação. Acrescenta-se a este fato a observação de que os valores medidos para a dispersão do modelo serem, em geral, menores que os valores medidos para as projeções de mercado, que é considerado, por hipótese, eficiente em suas projeções. Concluiu-se portanto que o *modelo estrutural* é capaz de responder de maneira melhor quando o objetivo é a realização da *política monetária*.

Como era esperado, as projeções feitas pelo mercado apresentaram níveis médios quase nulos de viés e baixos níveis de dispersão, o que está em paralelo com a hipótese de eficiência de mercado. Quanto ao modelo *near VAR*, foi verificado, através dos resultados, que o modelo é bom para a projeção da *taxa de inflação*, para somente um período a frente. Foi observado que as estatísticas que indicam o grau de dispersão são

pequenas e comparáveis às alcançadas pelas projeções de mercado. Para projeções à partir de 2 períodos a frente, o modelo *near VAR* se mostrou menos eficiente, ao contrário das projeções feitas pelo *mercado* e, principalmente, pelo *modelo estrutural*. A eficiência das projeções feitas por esse modelo para um período a frente, como esperava-se, tornou-se melhor de acordo com a adição de mais informações mensais ao longo de cada período, mas com desempenho inferior aos alcançados pelas demais projeções analisadas.

Os resultados sugerem que as projeções feitas pelo modelo *near VAR* apresentam viés positivo, superestimando as taxas de variação do IPCA. Este resultado se deve provavelmente ao fato de somente utilizar informações passadas para a projeção (especificação *backward-looking*), pois, quando a inflação é declinante, esse modelo tenderá a superestimar as projeções. Como o *modelo estrutural* incorpora também as expectativas futuras (especificação *forward-looking*), não apresenta esse viés.

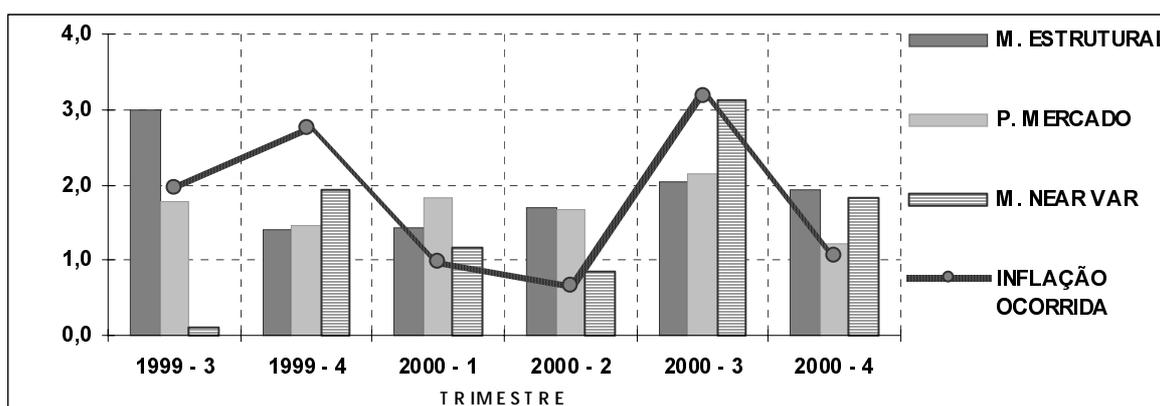
## Referências

- Apel, Mikael, Jan Hansen e Hans Lindberg (1996) – **Potencial Output and Output Gap** – Quarterly Review No. 3, Economics Department, Sveriges Riskbank
- Bank of England, Monetary Policy Committee (2000) – **The Transmission Mechanism of Monetary Policy**
- Bodganski, Joel , Alexandre A. Tombini e Sergio R. C. Werlang (2000) – **Implementing Inflation Target in Brazil** – Banco Central do Brasil, Working Paper No. 1
- da Silva Filho, Tito N. T. (2001) – **Estimando o Produto Potencial Brasileiro: Uma Abordagem de Função de Produção** – Banco Central do Brasil, mimeo.
- Enders, Walter (1995) – **Applied Econometric Time Series** – Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics
- FOCUS – SURVEY (Banco Central do Brasil): Endereço na Internet; <http://www.bcb.gov.br/UpdatesCD/Survey/Survey.asp>
- Giorno, Claude, Pete Richardson, Deborah Roseveare e Paul van der Noord (1995) – **Estimating Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances** – OCDE Economic Department, Working Paper No. 152
- Greene, Willian H. (1993) – **Econometric Analysis** – Prentice Hall Inc. - Second Edition
- Sterne, Gabriel (2000) – **Inflation Targets in a Global Context** – Fourth Annual Conference of the Central Bank of Chile – 10 Years of Inflation Targeting: Designs, Performance, Challenges

## Apêndice 1. Tabelas e Gráficos

Amostra Utilizada	Período de Projeção	Taxa de Variação do IPCA (%)			
		Inflação Ocorrida	Mod. Estrutural	Proj. Mercado	Mod. Near VAR
1994:3 a 1999:2	1999:3	1,97	2,99	1,78	0,10
1994:3 a 1999:3	1999:4	2,76	1,42	1,46	1,93
1994:3 a 1999:4	2000:1	0,97	1,42	1,82	1,18
1994:3 a 2000:1	2000:2	0,66	1,69	1,67	0,85
1994:3 a 2000:2	2000:3	3,18	2,04	2,15	3,12
1994:3 a 2000:3	2000:4	1,05	1,93	1,23	1,83
<i>RESÍDUO MÉDIO</i>			0,15	-0,08	-0,27
<i>RESÍDUO ABSOLUTO MÉDIO</i>			0,98	0,76	0,66
<i>RESÍDUO QUADRÁTICO MÉDIO</i>			1,03	0,76	0,82

*Tabela (1) Projeções Sem Informação (1 Período a Frente)*



*Gráfico (1) Projeções Sem Informação (1 Período a Frente)*

Amostra Utilizada	Período de Projeção	Taxa de Variação do IPCA (%)			
		Inflação Ocorrida	Mod. Estrutural	Proj. Mercado	Mod. Near VAR
1994:3 a 1999:2	1999:4	2,76	1,34	1,46	0,91
1994:3 a 1999:3	2000:1	0,97	1,68	1,52	2,29
1994:3 a 1999:4	2000:2	0,66	1,20	1,75	-0,18
1994:3 a 2000:1	2000:3	3,18	2,06	1,83	3,57
1994:3 a 2000:2	2000:4	1,05	1,45	1,68	1,65
<i>RESÍDUO MÉDIO</i>			-0,18	-0,08	-0,08
<i>RESÍDUO ABSOLUTO MÉDIO</i>			0,84	0,98	1,00
<i>RESÍDUO QUADRÁTICO MÉDIO</i>			0,85	1,08	1,28

*Tabela (2) Projeções Sem Informação (2 Períodos a Frente)*

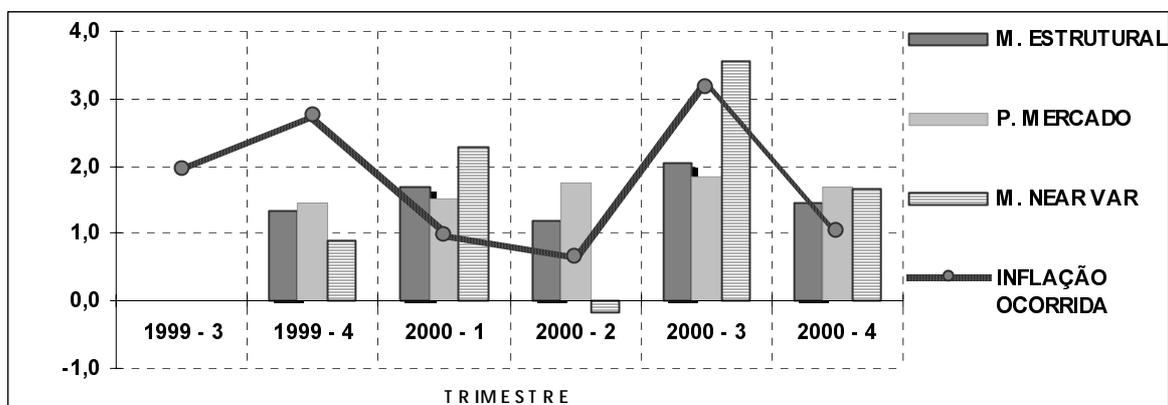


Gráfico (2) Projções Sem Informao (2 Perodos a Frente)

Subamostra Utilizada	Perodo de Projção	Taxa de Variao do IPCA (%)		
		Inflao Ocorrida	Mod. Estrutural	Mod. Near VAR
1994:3 a 1999:2	2000:1	0,97	1,63	1,35
1994:3 a 1999:3	2000:2	0,66	1,10	2,86
1994:3 a 1999:4	2000:3	3,18	1,73	1,21
1994:3 a 2000:1	2000:4	1,05	1,54	1,77
RESÍDUO MÉDIO			0,03	0,33
RESÍDUO ABSOLUTO MÉDIO			0,76	1,31
RESÍDUO QUADRÁTICO MÉDIO			0,74	2,34

Tabela (3) Projções Sem Informao (3 Perodos a Frente)

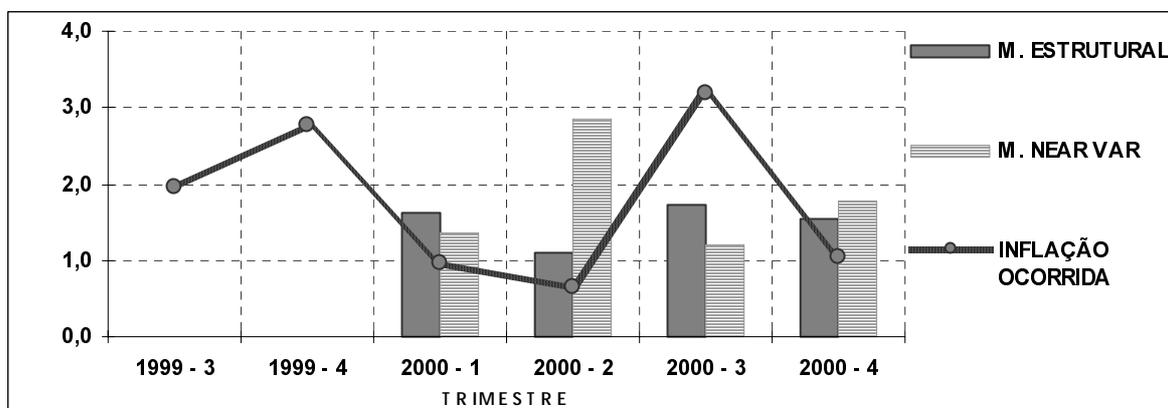
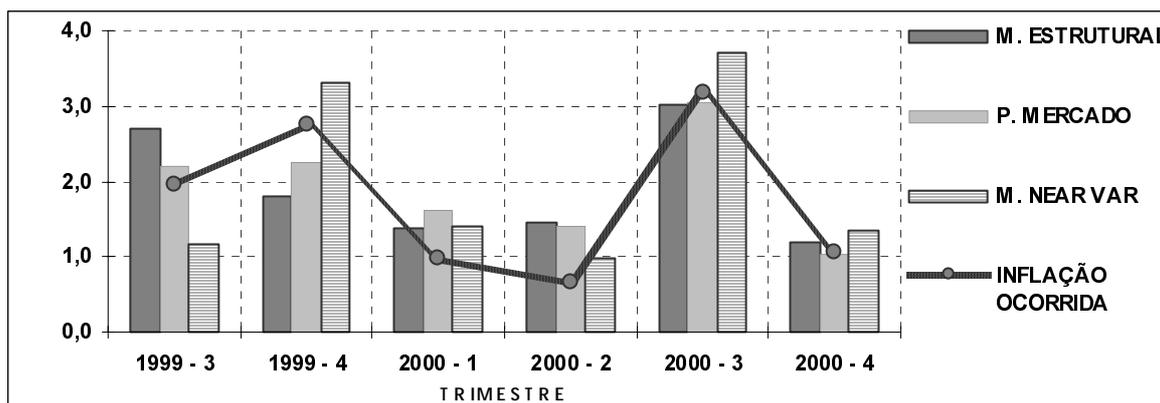


Gráfico (3) Projções Sem Informao (3 Perodos a Frente)

Amostra Utilizada	Período de Projeção	Taxa de Variação do IPCA (%)			
		Inflação Ocorrida	Mod. Estrutural	Proj. Mercado	Mod. Near VAR
1994:3 a 1999:2	1999:3	1,97	2,69	2,21	1,16
1994:3 a 1999:3	1999:4	2,76	1,80	2,25	3,32
1994:3 a 1999:4	2000:1	0,97	1,38	1,61	1,41
1994:3 a 2000:1	2000:2	0,66	1,45	1,40	0,98
1994:3 a 2000:2	2000:3	3,18	3,02	3,05	3,71
1994:3 a 2000:3	2000:4	1,05	1,20	1,03	1,35
<i>RESÍDUO MÉDIO</i>			0,16	0,16	0,22
<i>RESÍDUO ABSOLUTO MÉDIO</i>			0,53	0,38	0,49
<i>RESÍDUO QUADRÁTICO MÉDIO</i>			0,38	0,22	0,27

*Tabela (4) Projeções Com Informação de 1 Mês (1 Período a Frente)*



*Gráfico (4) Projeções Com Informação de 1 Mês (1 Período a Frente)*

Amostra Utilizada	Período de Projeção	Taxa de Variação do IPCA (%)			
		Inflação Ocorrida	Mod. Estrutural	Proj. Mercado	Mod. Near VAR
1994:3 a 1999:2	1999:4	2,76	1,23	1,46	1,72
1994:3 a 1999:3	2000:1	0,97	1,69	1,88	3,13
1994:3 a 1999:4	2000:2	0,66	1,43	1,79	-0,16
1994:3 a 2000:1	2000:3	3,18	2,29	1,82	3,59
1994:3 a 2000:2	2000:4	1,05	1,33	1,38	1,73
<i>RESÍDUO MÉDIO</i>			-0,13	-0,06	0,27
<i>RESÍDUO ABSOLUTO MÉDIO</i>			0,84	1,00	1,02
<i>RESÍDUO QUADRÁTICO MÉDIO</i>			0,86	1,15	1,40

*Tabela (5) Projeções Com Informação de 1 Mês (2 Períodos a Frente)*

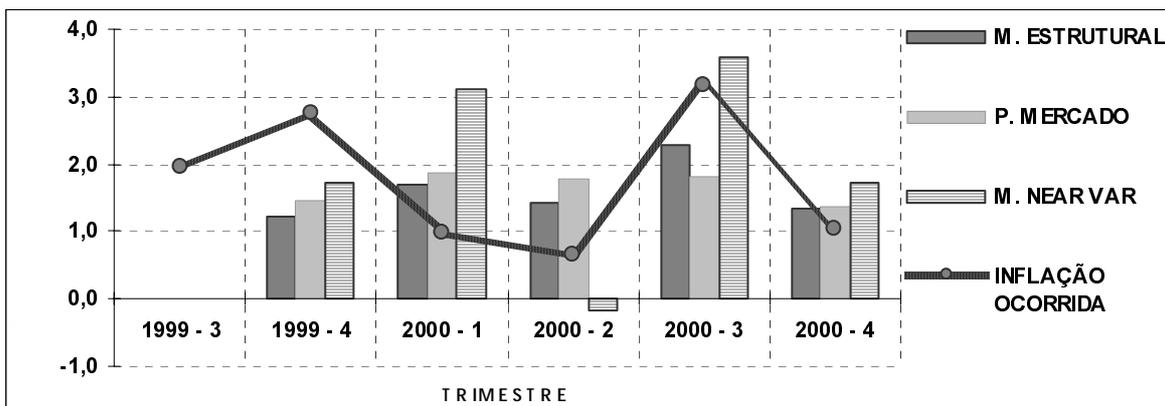


Gráfico (5) Projeções Com Informação de 1 Mês (2 Períodos a Frente)

Subamostra Utilizada	Período de Projeção	Taxa de Variação do IPCA (%)		
		Inflação Ocorrida	Mod. Estrutural	Mod. Near VAR
1994:3 a 1999:2	2000:1	0,97	1,45	2,22
1994:3 a 1999:3	2000:2	0,66	1,64	3,41
1994:3 a 1999:4	2000:3	3,18	1,56	1,22
1994:3 a 2000:1	2000:4	1,05	1,49	1,77
RESÍDUO MÉDIO			0,07	0,69
RESÍDUO ABSOLUTO MÉDIO			0,88	1,67
RESÍDUO QUADRÁTICO MÉDIO			0,99	3,38

Tabela (6) Projeções Com Informação de 1 Mês (3 Períodos a Frente)

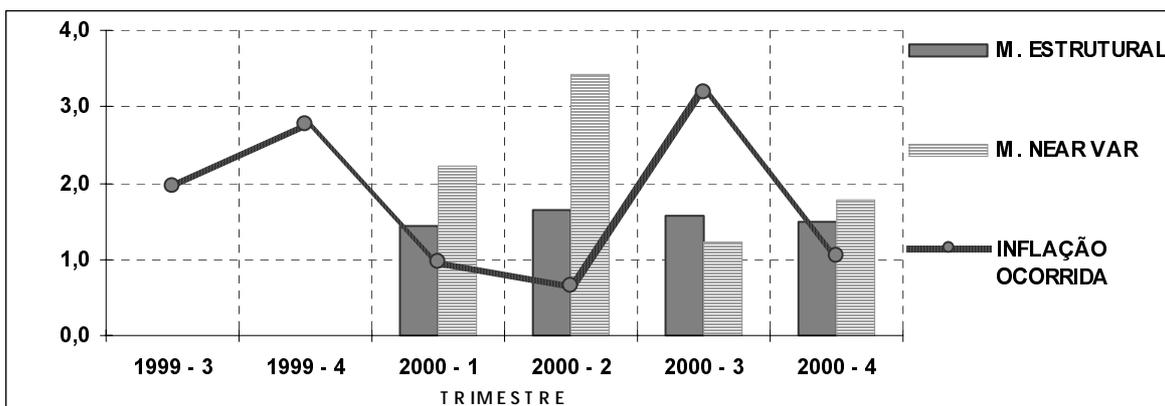


Gráfico (6) Projeções Com Informação de 1 Mês (3 Períodos a Frente)

Amostra Utilizada	Período de Projeção	Taxa de Variação do IPCA (%)			
		Inflação Ocorrida	Mod. Estrutural	Proj. Mercado	Mod. Near VAR
1994:3 a 1999:2	1999:3	1,97	2,23	2,08	1,69
1994:3 a 1999:3	1999:4	2,76	2,73	2,76	3,57
1994:3 a 1999:4	2000:1	0,97	1,04	1,19	1,14
1994:3 a 2000:1	2000:2	0,66	0,73	0,99	0,74
1994:3 a 2000:2	2000:3	3,18	3,35	3,42	4,02
1994:3 a 2000:3	2000:4	1,05	1,13	1,06	1,37
RESÍDUO MÉDIO			0,10	0,15	0,32
RESÍDUO ABSOLUTO MÉDIO			0,11	0,15	0,42
RESÍDUO QUADRÁTICO MÉDIO			0,02	0,04	0,26

Tabela (7) Projeções Com Informação de 2 Meses (1 Período a Frente)

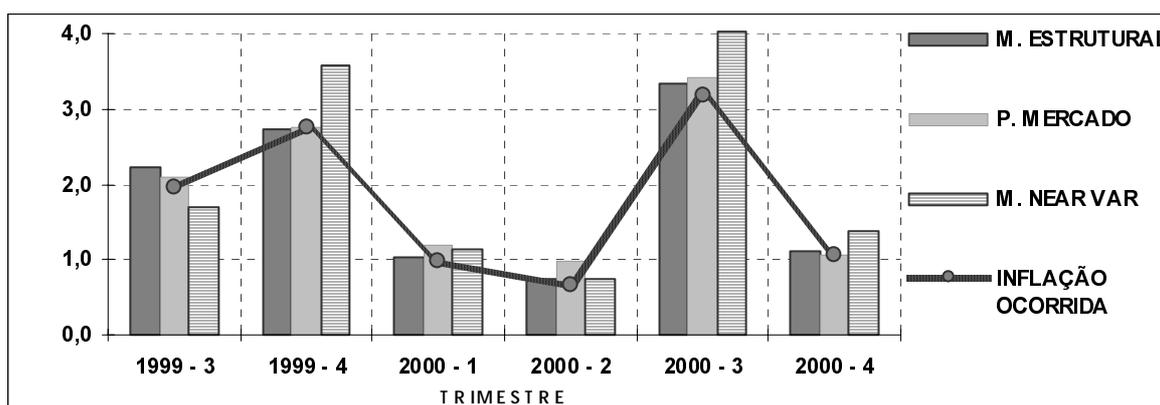


Gráfico (7) Projeções Com Informação de 2 Meses (1 Período a Frente)

Amostra Utilizada	Período de Projeção	Taxa de Variação do IPCA (%)			
		Inflação Ocorrida	Mod. Estrutural	Proj. Mercado	Mod. Near VAR
1994:3 a 1999:2	1999:4	2,76	1,02	1,43	2,13
1994:3 a 1999:3	2000:1	0,97	1,61	1,91	3,28
1994:3 a 1999:4	2000:2	0,66	1,43	1,77	-0,18
1994:3 a 2000:1	2000:3	3,18	2,09	1,93	3,57
1994:3 a 2000:2	2000:4	1,05	1,55	1,23	1,76
RESÍDUO MÉDIO			-0,19	-0,07	0,38
RESÍDUO ABSOLUTO MÉDIO			0,95	0,96	0,97
RESÍDUO QUADRÁTICO MÉDIO			1,10	1,10	1,41

Tabela (8) Projeções Com Informação de 2 Meses (2 Períodos a Frente)

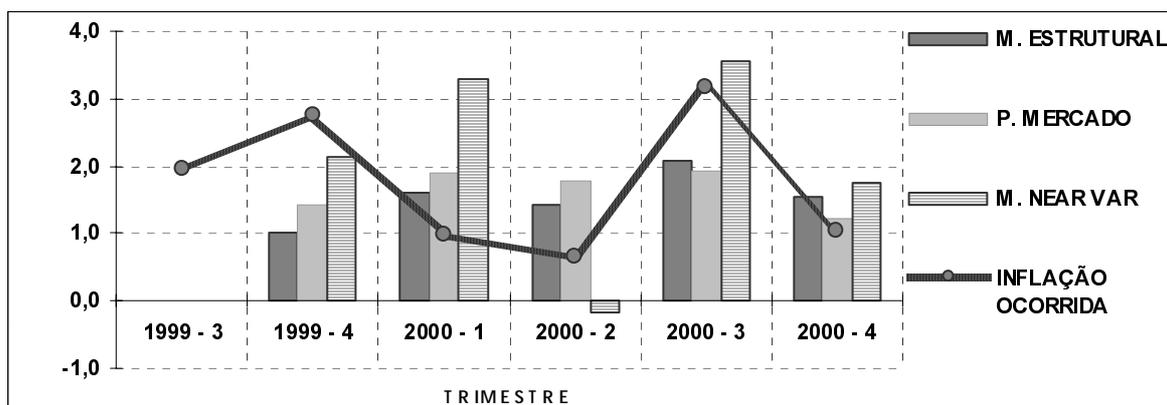


Gráfico (8) Projeções Com Informação de 2 Meses (2 Períodos a Frente)

Subamostra Utilizada	Período de Projeção	Taxa de Variação do IPCA (%)		
		Inflação Ocorrida	Mod. Estrutural	Mod. Near VAR
1994:3 a 1999:2	2000:1	0,97	1,63	2,60
1994:3 a 1999:3	2000:2	0,66	1,26	3,51
1994:3 a 1999:4	2000:3	3,18	2,07	1,21
1994:3 a 2000:1	2000:4	1,05	1,71	1,77
RESÍDUO MÉDIO			0,20	0,81
RESÍDUO ABSOLUTO MÉDIO			0,75	1,79
RESÍDUO QUADRÁTICO MÉDIO			0,61	3,79

Tabela (9) Projeções Com Informação de 2 Meses (3 Períodos a Frente)

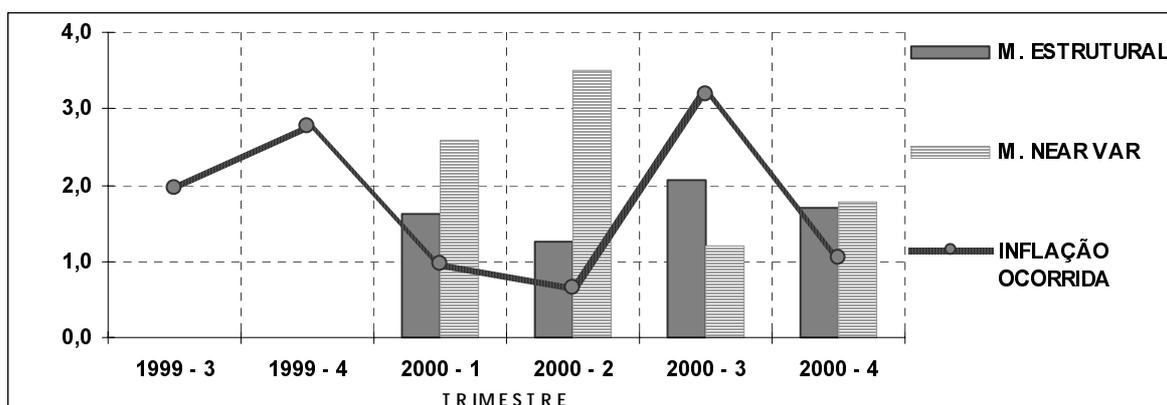


Gráfico (9) Projeções Com Informação de 2 Meses (3 Períodos a Frente)

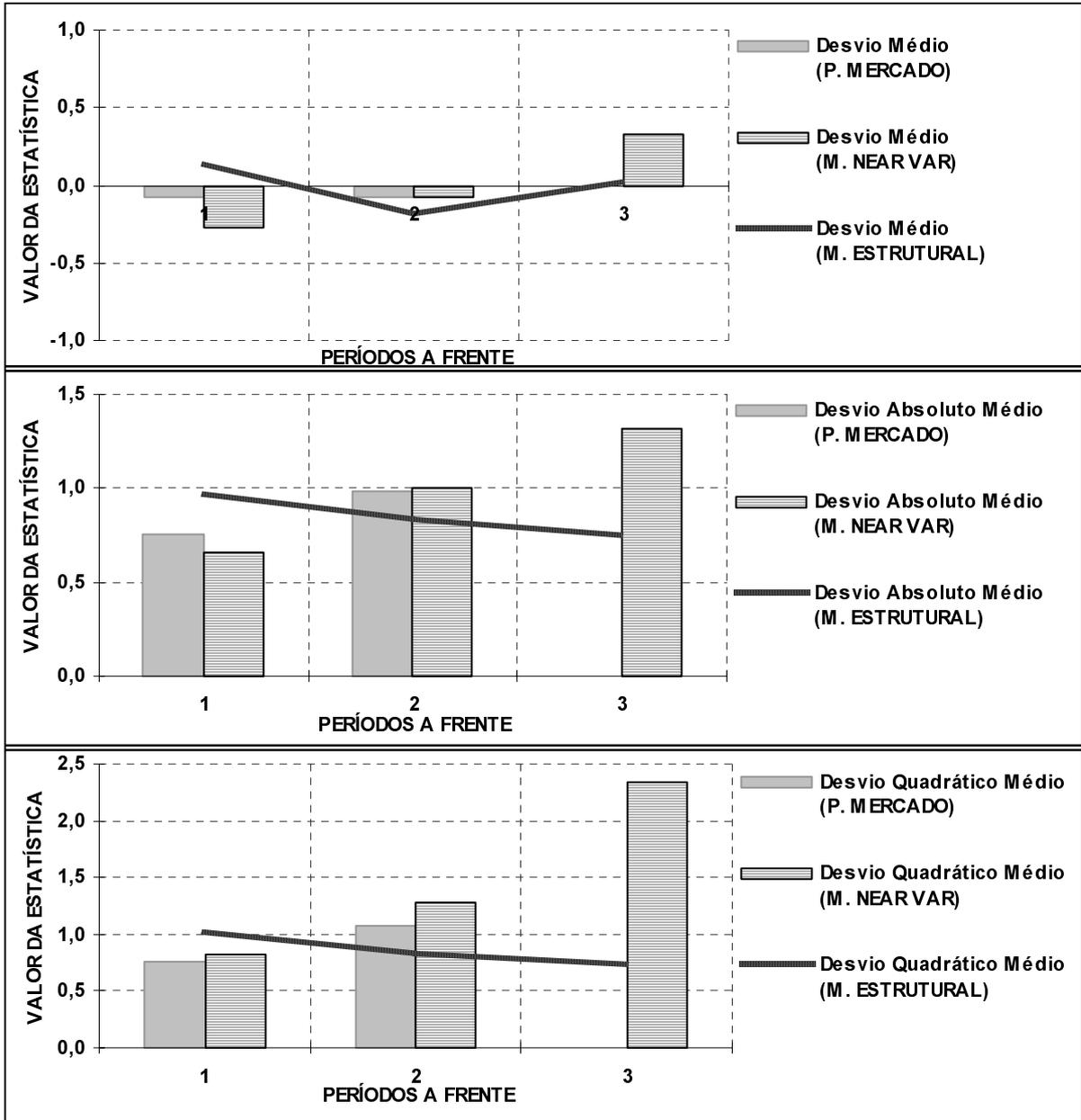


Gráfico (10) Evolução das Estatísticas (Projeções Sem Informação)

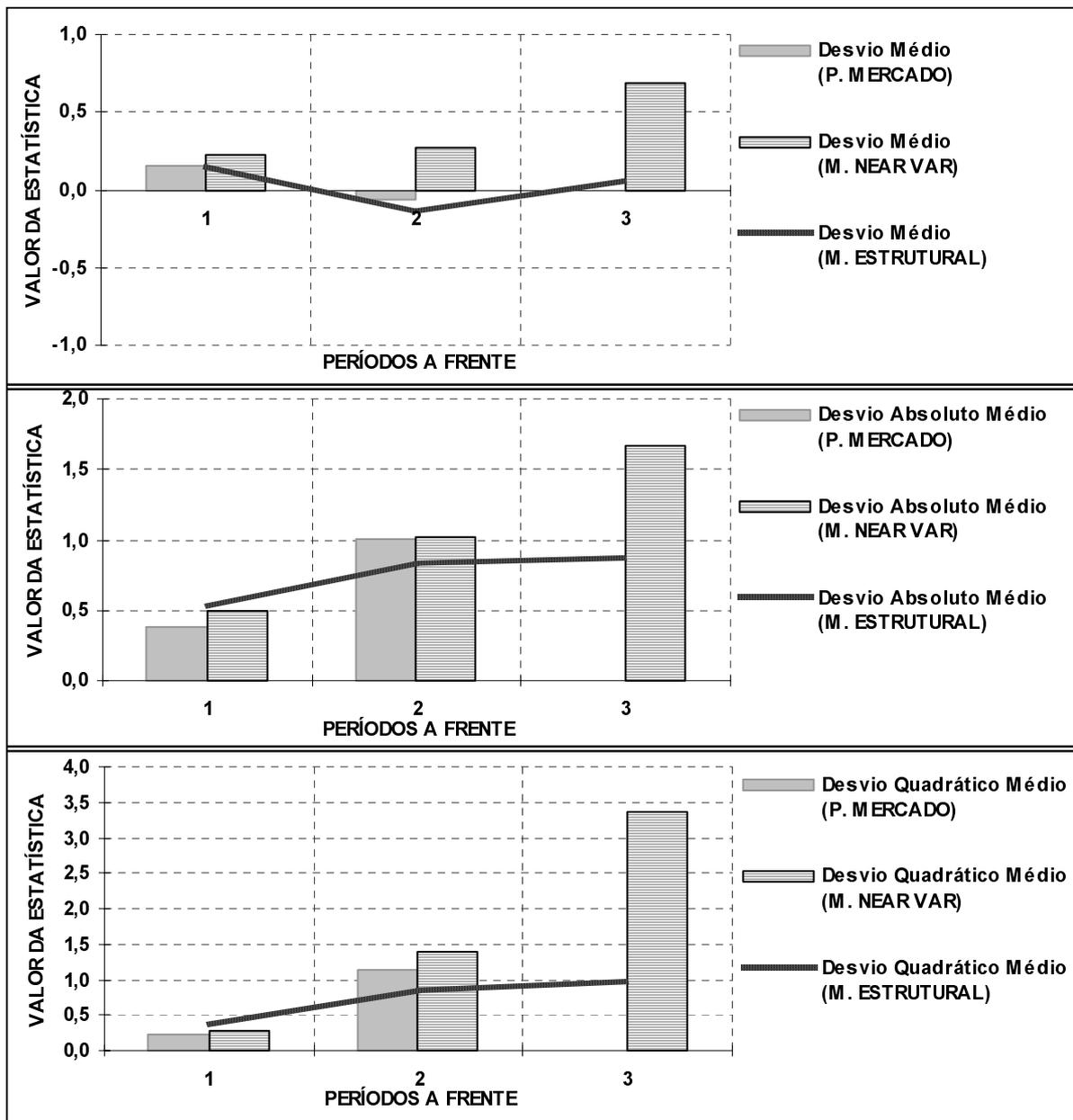


Gráfico (11) Evolução das Estatísticas (Projeções Com Informação de 1 Mês)

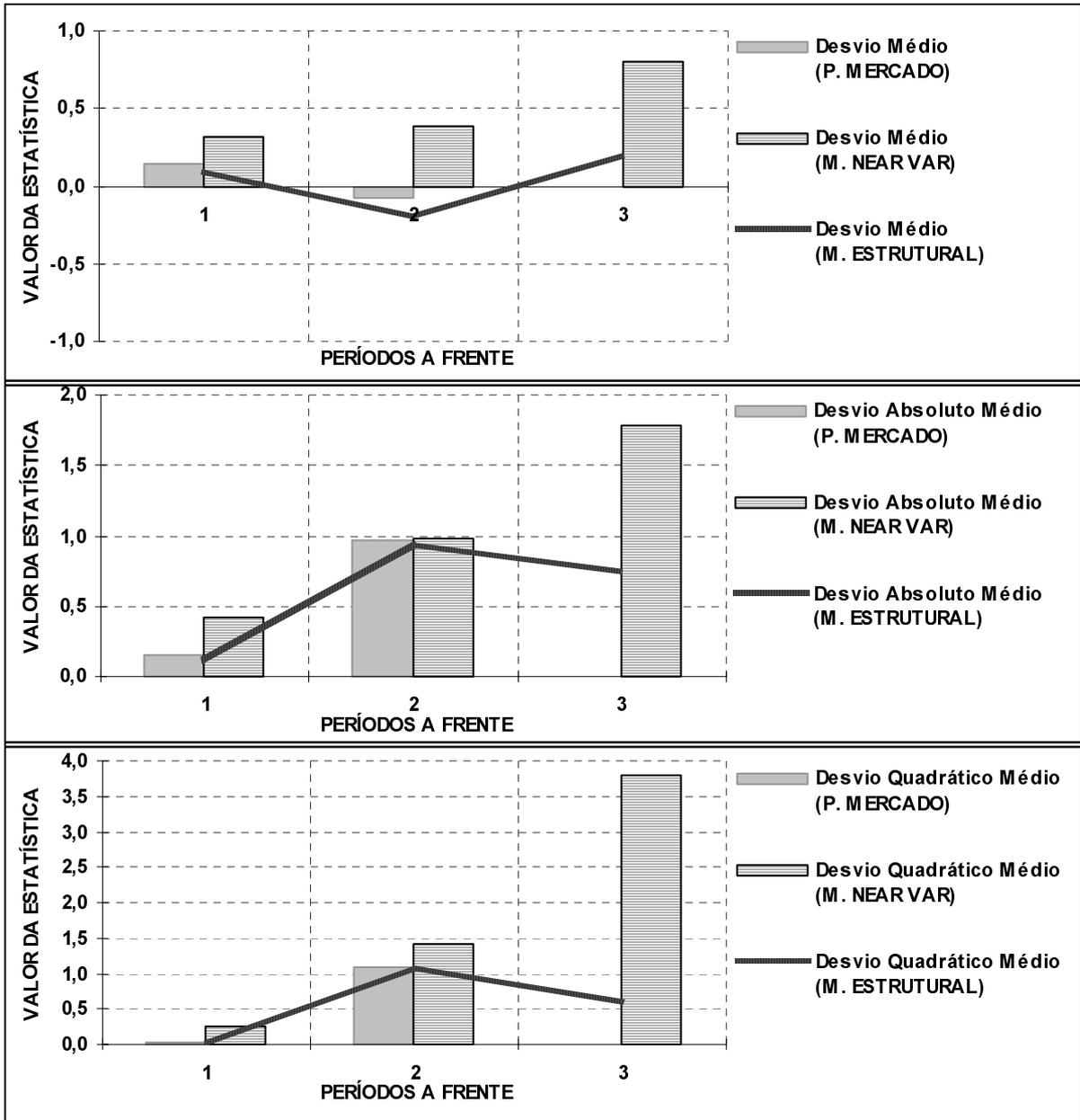


Gráfico (12) Evolução das Estatísticas (Projeções Com Informação de 2 Meses)

## Working Paper Series Banco Central do Brasil

1	Implementing Inflation Targeting in Brazil	Joel Bogdanski, Alexandre Antonio Tombini, and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang	07/2000
2	Política Monetária e Supervisão do SFN no Banco Central	Eduardo Lundberg	07/2000
	Monetary Policy and Banking Supervision Functions on the Central Bank	Eduardo Lundberg	07/2000
3	Private Sector Participation: A Theoretical Justification of the Brazilian Position	Sérgio Ribeiro da Costa Werlang	07/2000
4	An Information Theory Approach to the Aggregation of Log-Linear Models	Pedro H. Albuquerque	07/2000
5	The Pass-through from Depreciation to Inflation: A Panel Study	Ilan Goldfajn and Sérgio Ribeiro da Costa Werlang	07/2000
6	Optimal Interest Rate Rules in Inflation Targeting Frameworks	José Alvaro Rodrigues Neto, Fabio Araújo, and Marta Baltar J. Moreira	09/2000
7	Leading Indicators of Inflation for Brazil	Marcelle Chauvet	09/2000
8	Standard Model for Interest Rate Market Risk	José Alvaro Rodrigues Neto	09/2000
9	Estimating Exchange Market Pressure and Intervention Activity	Emanuel-Werner Kohlscheen	11/2000
10	Análise do Financiamento Externo a Uma Pequena Economia	Carlos Hamilton Vasconcelos Araújo e Renato Galvão Flôres Júnior	03/2001
11	A Note on the Efficient Estimation of Inflation in Brazil	Michael F. Bryan and Stephen G. Cecchetti	03/2001
12	A Test of Competition in Brazilian Banking	Márcio I. Nakane	03/2001
13	Modelos de Previsão de Insolvência Bancária no Brasil	Marcio Magalhães Janot	03/2001
14	Evaluating Core Inflation Measures for Brazil	Francisco Marcos Rodrigues Figueiredo	03/2001
15	Is it worth tracking dollar / real implied volatility ?	Sandro Canesso de Andrade and Benjamin Miranda Tabak	03/2001
16	Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil Para a Taxa de Variação do IPCA	Sergio Afonso Lago Alves	03/2001