

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

CONSTRUÇÃO E ANÁLISE DE MODELOS DE PREVISÃO DE INFLAÇÃO

Terence de Almeida Pagano

Nº de matrícula 9924347

Orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia

Co-orientador: Marcelo Cunha Medeiros

Dezembro de 2004

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO DE JANEIRO

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

MONOGRAFIA DE FINAL DE CURSO

CONSTRUÇÃO E ANÁLISE DE MODELOS DE PREVISÃO DE INFLAÇÃO

Terence de Almeida Pagano

Nº de matrícula 9924347

Orientador: Márcio Gomes Pinto Garcia

Co-orientador: Marcelo Cunha Medeiros

Dezembro de 2004

“Declaro que o presente trabalho é de minha autoria e que não recorri para realizá-lo, a nenhuma fonte externa, exceto quando autorizado pelo professor tutor”.

“As opiniões expressas neste trabalho são de responsabilidade única e exclusiva do autor”

À minha família, por todo o suporte que me deram durante minha formação;
Aos professores Márcio Garcia e Marcelo Medeiros, pela valiosa contribuição no desenvolvimento deste trabalho, assim como em minha formação acadêmica.

“A economia é um tema difícil e técnico, mas ninguém quer acreditar nisso”

- John Maynard Keynes

SUMÁRIO

1. Introdução	5
2. Método	8
3. Mecanismo de Avaliação das previsões	12
4. Modelo Estrutural	13
4.1 Modelo estatístico	13
4.2 Especificação do modelo	13
5. Modelo Auto-regressivo	24
5.1 Modelo estatístico	24
5.2 Especificação do modelo	25
6. Análise dos resultados	26
6.1 Previsões de curto prazo	26
6.2 Previsões de médio prazo	28
6.3 Análise das previsões do Banco Central	30
7. Conclusão	32
Bibliografia	34

1. Introdução

Em janeiro de 1999, ocorreu uma importante mudança na economia brasileira. O regime cambial passou de um sistema de “*crawling peg*”, para um sistema de câmbio flutuante. No antigo regime, a política monetária era voltada prioritariamente para o controle da taxa de câmbio, que funcionava como uma âncora nominal. Em outras palavras, a taxa de câmbio, que estava apreciada, continha o preço dos bens comercializáveis, que por sua vez tinham influência sobre os demais preços da economia. Nesse contexto, a política monetária não tinha independência para obter outros resultados, senão o de garantir a paridade da moeda local com a moeda estrangeira. Diz-se que nesse modelo, o Banco Central (BC) importa credibilidade do Banco Central do país ao qual fixou a sua moeda, pois perde a autonomia sobre a condução da política monetária, em um ambiente de alta mobilidade dos fluxos internacionais de capital.

As sucessivas crises ocorridas nos mercados internacionais, principalmente nos países emergentes, e a decorrente crise de confiança, fizeram com que o Banco Central optasse por adotar o regime de câmbio flutuante em 1999, uma vez que o país vinha acumulando sucessivos déficits em transações correntes, e o aumento da aversão ao risco causada por tais crises dificultou bastante o seu financiamento através da conta de capitais, causando uma queda acentuada do nível de reservas internacionais brasileiras.

Em um regime de câmbio flutuante, o objetivo principal da política monetária passa a ser o de garantir a estabilidade de preços, e não mais o de garantir a paridade cambial. Nesse novo regime, o Banco Central precisava de algo que ancorasse as expectativas dos agentes quanto à inflação, sendo o sistema de metas de inflação o meio encontrado para tanto.

Em tal sistema, o Banco Central do Brasil (BCB) deve cumprir uma meta de inflação estipulada anualmente pelo Conselho Monetário Nacional. No caso brasileiro, optou-se pela escolha do IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) divulgado mensalmente pelo IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística), como parâmetro para a meta de inflação, por se considerar este o índice mais abrangente disponível.

A transparência é fundamental nesse modelo, ou seja, o Banco Central deve ser o mais claro possível em seus comunicados com o público, devendo expressar impressões sobre a economia e sobre as perspectivas futuras da inflação regularmente. O Banco Central deve ter credibilidade o suficiente para que as expectativas dos agentes econômicos convirjam para as metas por ele estipuladas. Quanto maior for a credibilidade do Banco Central, tanto mais as expectativas convergirão para as metas.

Nesse novo modelo, prever a inflação passou a ser de suma importância, pois essas previsões representam uma variável chave na condução da política monetária. Diante disso, o Banco Central começou a realizar uma pesquisa semanal junto as principais instituições financeiras e consultorias para aferir a expectativa média dos agentes econômicos sobre variáveis relevantes da economia.

O objetivo deste trabalho é obter estimativas para a taxa de inflação e compará-las àquelas da pesquisa que o BCB faz com o mercado, de modo a encontrar a melhor forma de previsão possível. Para obtermos tais estimativas, utilizaremos um modelo auto-regressivo (ARIMA), utilizando apenas valores defasados da própria variável, e um outro modelo baseado em um modelo estrutural simples¹ com algumas modificações.

O resultado esperado deste trabalho é testar se o modelo auto-regressivo, que não procura estimar relações econômicas entre variáveis, obtém previsões melhores ou piores do que o modelo estrutural, que leva em conta relações mais complexas entre as variáveis. Além disso, seria desejável obter previsões tão boas ou melhores que a média do mercado.

Organizamos o restante do trabalho da seguinte forma. No capítulo 2, apresentamos as características principais do Índice Nacional de Preços ao consumidor Amplo (IPCA), assim como algumas características do modelo estrutural proposto neste trabalho. No capítulo 3, descrevemos o método com o qual avaliaremos as previsões obtidas. Nos capítulos 4 e 5, trataremos detalhadamente dos modelos estrutural e auto-regressivo propostos neste trabalho.

¹ BOGDANSKI, Joel et al. **Implementing Inflation Targeting in Brazil**. Banco Central do Brasil: Working Paper Series Nº1, 2000.

No capítulo 6, analisaremos as previsões obtidas pelos modelos e pelo Banco Central. Por fim, no capítulo 7, faremos as conclusões sobre o objeto deste trabalho.

2. Método

A variável que pretendemos prever é o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). O IPCA é medido mensalmente (os preços são coletados geralmente do dia 01 a 30 do mês de referência) e divulgado geralmente oito dias úteis após o término da coleta. O índice mede as variações de preços ao consumidor ocorridas nas regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, Brasília e Goiânia. Depois, agregam-se essas medidas, usando-se os respectivos pesos regionais, obtendo assim o índice nacional. O IPCA reflete a variação dos preços das cestas de consumo das famílias com recebimento mensal de 1 a 40 salários mínimos, qualquer que seja a fonte deste rendimento².

Para construir um modelo estrutural macroeconômico, o Banco Central fez diversos estudos sobre os canais de transmissão monetária na economia brasileira, tais como o canal da taxa de juros (como instrumento de política), da taxa de câmbio, da demanda agregada, de preços de ativos, expectativas, crédito e agregados monetários, salários e riqueza. O resultado desse estudo demonstrou que o canal de transmissão monetária da demanda agregada leva de 6 a 9 meses para ter seu efeito total sobre a inflação, que a taxa de juros nominal afeta a taxa de câmbio, que por sua vez afeta a inflação dos bens comercializáveis e que o canal do crédito se mostrou insignificante no comportamento da inflação (BOGDANSKI et al, 2000).

Depois de determinados quais os principais canais de transmissão da política monetária, o modelo estrutural simples do BCB foi estruturado da seguinte maneira, por BOGDANSKI et al (2000):

(i) uma equação que representasse a curva IS, expressando o hiato do produto como uma função dos seus valores defasados, da taxa de juros real e da taxa de câmbio real (que não se mostrou significativa na estimação do BCB, devido ao longo período em que o regime cambial foi administrado);

² www.ibge.com.br

- (ii) uma equação que representasse a curva de Phillips, expressando a taxa de inflação como uma função de seus valores defasados, da expectativa quanto aos seus valores futuros, do hiato do produto e da taxa de câmbio nominal;
- (iii) uma equação que apresentasse a paridade descoberta da taxa de juros, relacionando a diferença entre a taxa de juros doméstica e externa com a depreciação esperada da taxa de câmbio e do prêmio de risco; e
- (iv) uma regra de taxa de juros, do tipo regra de Taylor, ou uma função de reação que envolva expectativas (*forward-looking*), ou alternativamente regras fixas de taxas de juros nominal ou real.

Nas atas do COPOM (Comitê de Política Monetária) e nos relatórios de inflação produzidos pelo BCB, são feitas hipóteses a respeito do comportamento futuro de algumas variáveis. Por exemplo, ao apresentar a sua previsão de inflação, o BCB faz alusão a dois cenários. No primeiro cenário, de referência, apresenta-se a hipótese de que a taxa de câmbio e a taxa de juros manter-se-ão constantes por todo o período de previsão. No cenário alternativo, de mercado, o BCB leva em consideração as expectativas do mercado para essas variáveis ao longo do horizonte de previsão. As previsões feitas neste trabalho levarão em conta o cenário de referência, ou seja, não serão feitas previsões sobre o comportamento da taxa de juros ou sobre a taxa de câmbio, sendo assim nosso modelo composto apenas das equações (i) e (ii).

Levando em consideração que durante o processo de privatizações, muitas tarifas públicas (água e esgoto, telefonia, energia elétrica, etc) foram indexadas, podemos esperar que esses preços apresentem um comportamento muito distinto do dos preços livres. Para lidarmos com isso, estimaremos a inflação dos preços livres e a dos preços administrados.

Para os preços administrados, utilizaremos o modelo de determinação endógena de preços administrados do Banco Central do Brasil³. Esse modelo consiste em duas equações. A primeira estima o IGP-DI em função do seu valor passado, da taxa de inflação dos preços livres, da primeira diferença da taxa de câmbio, da taxa de inflação externa e componentes

³ Relatório de Inflação do Banco Central. **Modelo de Determinação Endógena dos Preços Administrados**. Banco Central do Brasil, dezembro de 2003, p.120.

sazonais. A segunda equação representa os preços administrados, que são função do seu valor passado, da taxa de inflação do IGP-DI no período passado, da variação cambial, da inflação externa e de componentes sazonais. O BCB não especifica este modelo no relatório de inflação, e, quando estimamos as equações, obtivemos especificações um pouco diferentes para as equações, conforme explicitadas adiante.

Para estimar a inflação dos preços livres, utilizaremos as equações IS e curva de Phillips, sendo a taxa de inflação dos preços livres a variável dependente na curva de Phillips, conforme proposto por MINELLA et al (2003).

O Brasil tem um passado repleto de planos econômicos que alteraram profundamente as relações entre as variáveis econômicas. Além disso, no passado conviveu-se por um longo período com altas taxas de inflação, o que fez com que essas relações econômicas ficassem distorcidas. Ao analisarmos a série de dados, verificamos várias mudanças estruturais nas variáveis, sendo a taxa de inflação um exemplo disso. No gráfico 1, que apresenta a taxa de inflação mensal do IPCA para o período de janeiro de 1985 a setembro de 2004, podemos observar a realização de processos explosivos (hiperinflação) seguidos por quebras estruturais (planos econômicos) na série da taxa de inflação, obtendo uma certa estabilidade após a introdução do plano real, como podemos observar no gráfico 2. Tal fato prejudica o trabalho de análise das séries temporais, pois o tamanho da amostra fica limitado.

Gráfico 1 – Taxa de Inflação Mensal do IPCA (jan. 85 a set. 04)

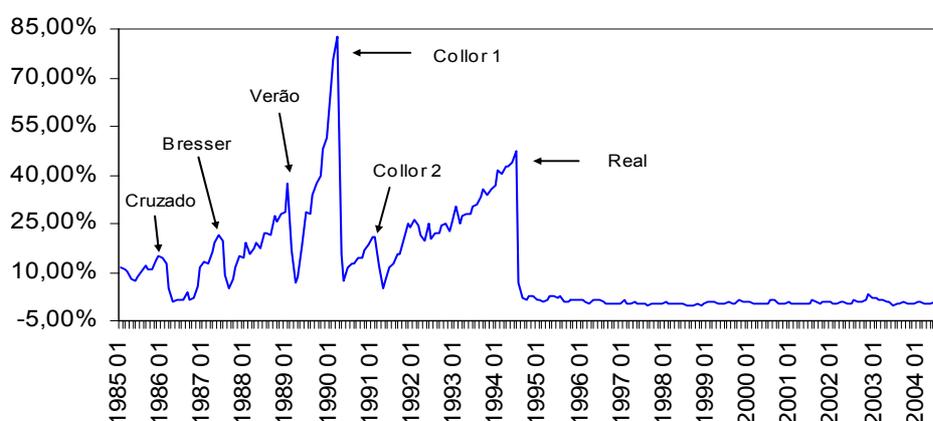
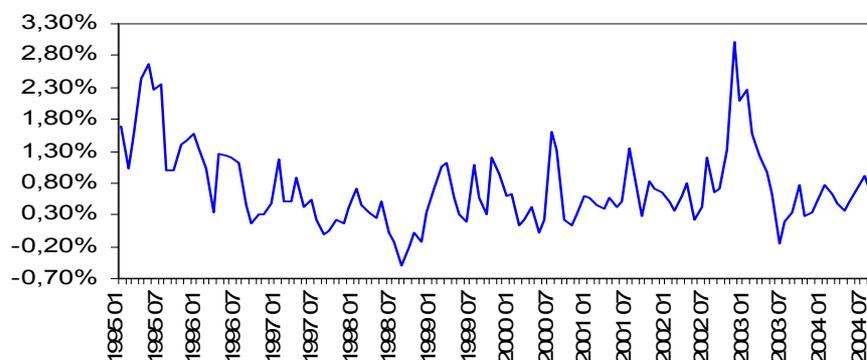


Gráfico 2 – Taxa de Inflação Mensal do IPCA (jan. 95 a set. 04)

Com vistas a minimizar tal prejuízo, em vez de estimarmos o hiato do produto para o PIB (Produto Interno Bruto) como proposto por Bogdanski et al. (2000), utilizaremos a série de produção física industrial dessazonalizada, medida pelo IBGE, como *proxy* para o produto da economia (MINELLA et al, 2003). Ao fazermos isso, obteremos um número maior de observações, uma vez que o PIB é divulgado trimestralmente e a produção industrial é divulgada mensalmente. Com base nisso, faremos previsões mensais de inflação ao invés de previsões trimestrais, como sugerido no modelo estrutural do BCB.

Além disso, estimaremos um modelo auto-regressivo para a taxa de inflação do IPCA que servirá como base de comparação para o modelo estrutural.

3. Mecanismo de avaliação das previsões

Avaliaremos as previsões obtidas pelos modelos seguindo os critérios propostos por ALVES (2001), que consistem em se considerar o erro de previsão médio, o erro de previsão absoluto médio e o erro de previsão quadrático médio. A primeira indica a presença de viés nas previsões e as outras o grau de dispersão. Para se obter tais estatísticas, consideram-se as previsões feitas com informação até o período T , em que T é menor que o tamanho total da amostra, possibilitando a obtenção de previsões fora da mesma, sendo o erro de previsão a diferença entre a inflação projetada e a efetivamente ocorrida.

Essas estatísticas podem ser representadas pelo seguinte sistema:

$$\varepsilon_{T+n} = \hat{\pi}_{T+n} - \pi_{T+n}$$

$$r_n^m = (\sum \varepsilon_{T,n})/N \quad r_n^{am} = (\sum |\varepsilon_{T,n}|)/N \quad r_n^{qm} = [\sum (\varepsilon_{T,n})^2]/N$$

onde:

$T \rightarrow$ período da última observação de cada sub-amostra $2002:5 \leq T \leq 2003:9$

$N \rightarrow$ número de períodos considerados entre (2002:5 e 2003:9)

$n \rightarrow$ número de períodos a frente da previsão $n \in [1,12]$

$\pi_{T+n} \rightarrow$ é a taxa de inflação do IPCA relativa ao período $T+n$

$\varepsilon_{T+n} \rightarrow$ erro de previsão para a taxa de inflação para o período $T+n$

$r_n^m \rightarrow$ erro de previsão médio das previsões, medida n períodos a frente

$r_n^{am} \rightarrow$ erro de previsão absoluto médio das previsões, medida n períodos a frente

$r_n^{qm} \rightarrow$ erro de previsão quadrático médio das previsões, medida n períodos a frente

Para compararmos as estimativas obtidas dos modelos com aquelas obtidas junto ao mercado, é preciso que todas estejam baseadas nos mesmos conjuntos de informação. O BCB coleta previsões para a inflação todos os dias. Para garantir que a expectativa do mercado tenha o mesmo conjunto de informação do que as previsões do modelo, só foram consideradas as expectativas do mercado coletadas entre o dia 10 e o dia 20 de cada mês.

4. Modelo Estrutural

4.1 Modelo estatístico

Em um modelo VAR (Vetor Auto-Regressivo), geralmente tem-se o mesmo número de regressores endógenos e exógenos em todas as equações. Nas equações que serão estimadas, foram impostas algumas restrições sobre as variáveis endógenas e exógenas. Quando tal procedimento é adotado, o mais indicado é estimar o modelo através do método SUR (Seemingly Unrelated Regressions).

Quando se estima o modelo pelo método SUR, uma questão que devemos considerar é se devemos tratar as equações como um conjunto ou separadamente. Se os resíduos das equações apresentarem autocorrelação serial, pode haver fatores que influenciam os resíduos das equações que não foram modelados. Nesse caso, o mais correto é usar o método de mínimos quadrados generalizados. Se os resíduos das equações não apresentarem autocorrelação serial, então se pode estimar cada equação separadamente pelo método dos mínimos quadrados ordinários (JOHNSTON & DINARDO, 1997).

4.2 Especificação do modelo

O modelo estrutural que estimaremos pode ser dividido em dois segmentos. Em um segmento, estimaremos a inflação dos preços livres, através de uma equação que melhor representa a curva IS e outra que representa a curva de Phillips. No outro segmento, obteremos uma estimativa para os preços administrados, utilizando uma equação que estima os preços administrados e outra o IGP-DI. Aqui estamos fazendo a junção do modelo estrutural para os preços livres com o modelo de determinação endógena dos preços administrados do BCB. Ao obtermos tais estimativas para os preços livres e para os administrados, agregaremos com o devido peso essas duas medidas para obtermos a inflação do IPCA. A ponderação dentro do IPCA de cada um desses grupos tem uma pequena margem de variação de um mês para outro.

Nesse trabalho, para efeitos de simplificação, utilizaremos as ponderações dos preços livres e administrados do mês de agosto, que estavam expressas na ata do COPOM de setembro, com o peso de 28,95% para os preços administrados e de 71,05% para os preços livres.

A seguir apresentaremos a especificação das equações utilizadas no modelo estrutural:

- Curva IS

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-3} + \beta_3 r_{t-2} + \beta_4 pr_{t-1} + \beta_5 D_t + \varepsilon_t$$

onde:

h → hiato do logaritmo do produto

r → logaritmo da taxa de juros real [$\log(1+R)$]

pr → logaritmo do superávit primário, como percentual do PIB [$\log(1+sup)$]

D → variável *dummy* que assume valor 1 de junho a outubro de 2002, e zero nos demais períodos, motivada pelo processo eleitoral

ε → Choque de demanda

A medida para o produto aqui utilizada foi a produção física industrial brasileira dessazonalizada, pelas razões explicadas anteriormente. O hiato do produto foi obtido através da diferença do valor observado do produto com o valor da produção potencial. A produção potencial foi obtida aplicando-se o filtro de Hodrick-Prescott na série de produção física industrial dessazonalizada.

A taxa de juros real expressa na equação é a taxa de juros real *ex-ante*. Tal taxa foi obtida dividindo-se a taxa de *Swap* de 180 dias pela expectativa de inflação do mercado para os próximos doze meses.

O superávit primário como percentual do PIB foi incluído com o objetivo de representar o esforço fiscal do governo.

A presença da variável *dummy* neste período foi motivada pela grande incerteza gerada pelo processo eleitoral, o que acreditamos tornar difícil a modelagem para esse período. A variável *dummy* se mostrou, como esperávamos, significativa.

A tabela 1 mostra as estatísticas da equação da curva IS. Como podemos ver, esta especificação parece representar bem a dinâmica do hiato do produto, com um R² ajustado elevado, além de os resíduos não apresentarem autocorrelação serial ao nível de 10%, conforme podemos observar nas estatísticas do teste do Multiplicador de Lagrange de Breusch-Godfrey (LM) de 1° e 4° defasagem.

Tabela 1

Variável Dependente: HIATO

Método: Mínimos Quadrados

Data: 10/20/04

Amostra(ajustada): 2000:03 2004:08

Observações incluídas: 54 depois de ajustamento

Variável	Coefficiente	Des. Padrão	Estatística -t	Prob.
C	0.120849	0.037088	3.258432	0.0021
HIATO(-1)	0.754528	0.098409	7.667238	0.0000
HIATO(-3)	-0.247639	0.095395	-2.595950	0.0125
LNR180(-2)	-0.341675	0.096735	-3.532084	0.0009
DUM02	0.018768	0.006718	2.793590	0.0075
LOG (NFSP(-1))	-2.022626	0.795356	-2.543044	0.0143
R-quadrado	0.725437	Akaike info criterion	-5.657295	
R-quadrado ajustado	0.696837	Schwarz criterion	-5.436297	
LM Teste Autocorrelação Resíduos (p-valor)				
1° defasagem	0.564413	4° defasagem	0.110457	

- Curva de Phillips

Especificação *Backward-looking*

$$\pi_t^L = \alpha_1^b \pi_{t-1} + \alpha_2^b \pi_{t-2} + \alpha_3^b h_{t-1} + \alpha_4^b \Delta(p_t^f + e_t) + \varepsilon_t^b$$

Especificação *Forward-looking*

$$\pi_t^L = \alpha_1^f \pi_{t-1} + \alpha_2^f E_t(\pi_t) + \alpha_3^f h_{t-1} + \alpha_4^f \Delta(p_t^f + ma(e_t)) + \varepsilon_t^f$$

onde:

$\pi^L \rightarrow$ taxa de inflação dos preços livres do IPCA

π → taxa de inflação do IPCA

h → hiato do logaritmo do produto

p^f → taxa de inflação ao produtor norte-americana

e → logaritmo da taxa de câmbio (R\$/US\$)

$ma(e)$ → média móvel de doze meses da taxa de câmbio

Δ → operador da primeira diferença

$E_t(\pi_t)$ → mediana das expectativas do mercado no período t , coletada entre o dia 10 e 20, para o IPCA do período t que é divulgado somente em $t+1$

ε → Choque de oferta

A especificação da primeira equação leva mais em conta a dinâmica da inércia da inflação, ou seja, a inflação de hoje é fortemente afetada pela inflação passada. Já a especificação *forward-looking*, dá um peso maior para as expectativas e a inércia inflacionária é menor, ou seja, a taxa de inflação responde rapidamente a mudanças nas expectativas dos agentes, tornando mais fácil a prática da política monetária.

Ao analisarmos a equação da curva de Phillips *forward-looking*, notamos a possível presença de endogeneidade entre as variáveis, quais sejam, a taxa de inflação dos preços livres e a taxa de inflação esperada. Caso houvesse endogeneidade entre tais variáveis, o coeficiente da variável independente estimado por MQO seria viesado, mas como o intuito do modelo é fazer previsões e não analisar relações entre as variáveis, tais como elasticidade, não nos preocuparemos com isso.

A taxa de inflação que estimaremos na curva de Phillips é a dos preços livres, sendo os preços administrados calculados a seguir. É importante notar que o BCB estima duas equações para a curva de Phillips. O artigo que descreve o modelo estrutural do BCB é de julho de 2000 (BOGDANSKI et al., 2000). À época, o sistema de metas para a inflação funcionava há apenas um ano. Ao estimar as equações, o BCB achou parâmetros que indicavam que a inércia inflacionária era pequena e que as expectativas tinham um importante papel na determinação da inflação. Devido ao pouco tempo em que o regime estava em vigor, o departamento técnico

do BCB acreditou que a média dos parâmetros estimados nas duas equações representaria melhor a realidade naquele momento.

A motivação do BCB para usar uma média das duas equações, ao invés de escolher uma ou outra, foi a crença de que depois da adoção do sistema de metas de inflação, a inércia inflacionária tende a cair e os agentes econômicos passem a reajustar seus preços dando um maior peso para a expectativa de inflação futura (especificação *forward-looking*)⁴, porém naquele momento, o BCB ainda não acreditava que já tivesse obtido tamanha credibilidade.

Estimamos as duas especificações da curva de Phillips, e como podemos observar nas tabelas 2 a 4 abaixo, a especificação *forward-looking* parece representar melhor a dinâmica dos preços livres do que a especificação *backward-looking*, em ambos os períodos selecionados, pois o seu R² ajustado é significativamente maior, além de não apresentar autocorrelação serial dos resíduos. Sendo assim, não iremos fazer como o BCB, que estimou uma média dos coeficientes das duas equações, pois o regime de metas de inflação já está no seu quinto ano, e acreditamos que realmente houve uma mudança na maneira como os agentes reajustam os preços, diminuindo a inércia inflacionária nos preços livres. Além disso, nesse artigo BOGDANSKI et al (2000) não faz diferença entre os preços livres e os preços administrados, sendo os últimos mais afetados pela inércia.

Depois de identificarmos e estimarmos uma equação, devemos analisar a série de resíduos dessa equação, e tentar encontrar alguma estrutura identificável nela. Caso se encontre, é um sinal que a equação não capturou toda a informação contida na série original. Ao analisarmos os resíduos da equação *forward-looking*, notamos a necessidade de se incluir um termo MA(1) (média móvel de primeira ordem). Ao incluirmos o termo MA(1) na equação, os resíduos tornaram-se bem comportados, ou seja, não apresentaram nenhuma estrutura identificável.

⁴BOGDANSKI, Joel et al. **Implementing Inflation Targeting in Brazil**. Banco Central do Brasil: Working Paper Series N°1, 2000, p.20

Especificação *backward-looking* (período 1994:8 a 2004:9)

Tabela 2

Variável Dependente: FREEP
 Método: Mínimos Quadrados
 Data: 10/20/04
 Amostra: 1994:08 2004:09
 Observações incluídas: 122

Variáveis	Coefficiente	Des. Padrão	Estatística-t	Prob.
IPCA(-1)	0.886309	0.046267	19.15633	0.0000
IPCA(-2)	-0.079121	0.012347	-6.407917	0.0000
HIATO(-1)	0.038596	0.012314	3.134231	0.0022
D(PPI+LOG(REAL))	0.006260	0.005963	1.049807	0.2960
R-quadrado	0.633122	Akaike info criterion		-7.990725
R-quadrado ajustado	0.623795	Schwarz criterion		-7.898790
LM Teste Autocorrelação Resíduos (p-valor)				
1° defasagem	0.030838	4° defasagem		0.172297

Especificação *backward-looking* (período 2000:4 a 2004:9)

Tabela 3

Variável Dependente: FREEP
 Método: Mínimos Quadrados
 Data: 10/20/04
 Amostra: 2000:04 2004:09
 Observações incluídas: 54

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPCA(-1)	0.744130	0.115109	6.464548	0.0000
IPCA(-2)	0.017372	0.113700	0.152788	0.8792
HIATO(-1)	0.010882	0.021899	0.496936	0.6214
D(PPI+LOG(REAL))	0.006554	0.008291	0.790581	0.4329
R-quadrado	0.475254	Akaike info criterion		-8.280697
R-quadrado ajustado	0.443769	Schwarz criterion		-8.133365
LM Teste Autocorrelação Resíduos (p-valor)				
1° defasagem	0.000550	4° defasagem		0.006844

Especificação *forward-looking*

Tabela 4

Variável Dependente: FREEP

Método: Mínimos Quadrados

Data: 10/20/04

Amostra: 2000:04 2004:09

Observações incluídas: 54 depois de ajustamento

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IPCA (-1)	0.144622	0.076165	1.898789	0.0635
Expect. IPCA	0.689571	0.108245	6.370488	0.0000
HIATO (-1)	0.012386	0.018873	0.656292	0.5147
D(PPI+@MOVSUM (REAL,12)/12)	0.026203	0.008819	2.971206	0.0046
MA (1)	0.670280	0.110402	6.071298	0.0000
R-quadrado	0.755826	Akaike info criterion		-9.008692
R-quadrado ajustado	0.735893	Schwarz criterion		-8.824527
LM Teste Autocorrelação Resíduos (p-valor)				
1° defasagem	0.441190	4° defasagem		0.353536
Raiz Invertida MA	-0.67			

- Inflação dos preços administrados

$$\pi_t^{adm} = \beta_1 \pi_{t-1}^{igp-di} + \beta_2 \pi_{t-12}^{igp-di} + \beta_3 (e_t - e_{t-12}) + \beta_4 \pi_{t-1}^{facum} + \beta_5 D_t^{adm} + \varepsilon_t$$

$$\pi_t^{igp-di} = \alpha_1 \pi_{t-1}^{igp-di} + \alpha_2 \pi_t^L + \alpha_3 (e_t - e_{t-3}) + \alpha_4 \pi_{t-1}^f + \alpha_5 D_t^{igp-di} + \alpha_6 D_t^{it} + \varepsilon_t$$

onde:

π^{adm} → taxa de inflação dos preços administrados

π^{igp-di} → taxa de inflação IGP-DI

e → logaritmo da taxa de câmbio (R\$/US\$)

π^f → taxa de inflação ao produtor norte-americana

π^{facum} → taxa de inflação ao produtor americana acumulada em 12 meses

D^{adm} → variável *dummy* com valor 1 nos meses de janeiro, junho, julho e dezembro, e zero nos demais

$D^{\text{igp-di}}$ → variável *dummy* com valor 1 nos meses de junho e julho, e zero nos demais

D^{it} → variável *dummy* com valor zero até maio de 1999, e valor 1 de junho de 1999 em diante

Ao analisarmos as equações baseadas no modelo de determinação endógena do BCB, notamos a possível presença de endogeneidade entre as variáveis, quais sejam, a taxa de inflação dos preços administrados e a taxa de câmbio na equação dos preços administrados, e a taxa de inflação do IGP-DI e a taxa de inflação dos preços livres na equação que estima o IGP-DI. Caso houvesse endogeneidade entre tais variáveis, o coeficiente da variável independente estimado por MQO seria viesado, mas como o intuito do modelo é fazer previsões e não analisar relações entre as variáveis, tais como elasticidade, não nos preocuparemos com isso.

O R^2 da equação dos preços administrados é relativamente baixo, como podemos observar na tabela 5 abaixo. Porém ao fazermos previsões dentro da amostra, o modelo de determinação endógena mostrou-se melhor para a previsão dos preços administrados do que o IGP-DI. O coeficiente de correlação entre o IGP-DI e os preços administrados é de 0.49, enquanto o coeficiente de correlação entre os preços administrados e o modelo endógeno é de 0.58. Alguns preços administrados sofrem indexação e também sofrem impactos de decisões administrativas.⁵ Para se fazer previsões no curto prazo, o BCB diz no próprio relatório de inflação que é mais adequado fazer coletas de dados do que usar um modelo. Porém no médio e longo prazo, o modelo de determinação endógena é mais eficiente para a previsão dos preços administrados do que se usar a previsão do IGP-DI como *proxy* para tais preços, como era feito antigamente.

⁵ Relatório de Inflação do Banco Central. **Modelo de Determinação Endógena dos Preços Administrados**. Banco Central do Brasil, dezembro de 2003, p.120.

Tabela 5

Variável Dependente: IPCA_ADM

Método: Mínimos Quadrados

Data: 10/20/04

Amostra: 1995:06 2004:09

Observações incluídas: 112

Variável	Coeficiente	Des. Padrão	Estatística-t	Prob.
IGP_DI(-1)	0.272697	0.117696	2.316962	0.0224
IGP_DI(-12)	0.117766	0.022993	5.121801	0.0000
LOG(REAL)- LOG(REAL(-12))	0.015078	0.006770	2.227255	0.0280
PPIINDEX(- 1)/PPIINDEX(-13)	0.003487	0.001700	2.051104	0.0427
DUMSAZ	0.007199	0.002312	3.113743	0.0024
R-quadrado	0.352516	Akaike info criterion		-6.070439
R-quadrado ajustado	0.328311	Schwarz criterion		-5.949078
LM Teste Autocorrelação Resíduos (p-valor)				
1° defasagem	0.567141	4° defasagem		0.192357

Tabela 6

Variável Dependente : IGP_DI

Método: Mínimos Quadrados

Data: 10/20/04

Amostra: 1995:06 2004:09

Observações incluídas: 112

Variável	Coeficiente	Des. Padrão	Estatística-t	Prob.
IGP_DI(-1)	0.181404	0.074301	2.441478	0.0163
FREEP	0.859815	0.130829	6.572024	0.0000
LOG(REAL)- LOG(REAL(-3))	0.033618	0.005090	6.604852	0.0000
PPI(-1)	0.098266	0.085972	1.142999	0.2556
DUMSAZIGP	0.003735	0.001363	2.740426	0.0072
DUMIT	0.002326	0.000955	2.436160	0.0165
R-quadrado	0.686719	Akaike info criterion		-7.417122
R-quadrado ajustado	0.671942	Schwarz criterion		-7.271488
LM Teste Autocorrelação Resíduos (p-valor)				
1° defasagem	1.000000	4° defasagem		0.432217

Como podemos observar nas tabelas 1, 4, 5 e 6, ao nível de 10% não rejeitamos a hipótese de ausência de autocorrelação serial nos resíduos nas equações. Esse resultado permite-nos estimar as equações separadamente pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), ao invés de estimarmos as equações em conjunto, pois nesse caso MQO será BLUE (Best Linear Unbiased Estimator).

O modelo completo pode ser representado pelas seguintes equações:

$$\begin{aligned}
 h_t &= \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-3} + \beta_3 r_{t-2} + \beta_4 pr_{t-1} + \beta_5 D_t + \varepsilon_t \\
 \pi_t^L &= \alpha_1^f \pi_{t-1} + \alpha_2^f E_t(\pi_{t+1}) + \alpha_3^f h_{t-1} + \alpha_4^f \Delta(p_t^f + ma(e_t)) + \varepsilon_t^f \\
 \pi_t^{adm} &= \beta_1 \pi_{t-1}^{igp-di} + \beta_2 \pi_{t-12}^{igp-di} + \beta_3 (e_t - e_{t-12}) + \beta_4 \pi_{t-1}^{facum} + \beta_5 D_t^{adm} + \varepsilon_t \\
 \pi_t^{igp-di} &= \alpha_1 \pi_{t-1}^{igp-di} + \alpha_2 \pi_t^L + \alpha_3 (e_t - e_{t-3}) + \alpha_4 \pi_{t-1}^f + \alpha_5 D_t^{igp-di} + \alpha_6 D_t^{it} + \varepsilon_t \\
 \pi_t &= \pi_t^L \times (0,7105) + \pi_t^{adm} \times (0,2895)
 \end{aligned}$$

Para montarmos o modelo estimaremos as equações separadamente por MQO, obtendo estimativas para as variáveis endógenas do modelo, que são a taxa de inflação dos preços livres, o hiato do produto, a taxa de inflação dos preços administrados e a taxa de inflação do IGP-DI. Adicionalmente, criamos uma identidade⁶ que fez com que a taxa de inflação do IPCA se tornasse endógena nas previsões mais de um período à frente, de tal modo que a variável defasada do IPCA na curva de Phillips fosse determinada de acordo com as previsões feitas pelo modelo.

Fizemos algumas hipóteses a respeito do comportamento das variáveis exógenas, tais como: (i) regra de taxa de juros real e taxa de câmbio constantes, sendo seus valores iguais aos do último período considerado, por exemplo, para fazer previsão para o período de 2002:6 a 2003:05, utilizaram-se os dados de 2002:05 para todo o período; (ii) para a taxa de inflação esperada, utilizou-se a mediana das projeções coletadas pelo BCB entre o dia 10 e o dia 20 de cada mês, por exemplo, o IPCA de março é divulgado geralmente até o dia 10 de abril, entre o dia 10 e 20 de abril coleta-se a expectativa média dos agentes para a inflação do mês de abril que será divulgada somente em maio sendo estes os valores que entram na equação da curva

⁶ A identidade criada foi: $IPCA = IPCA_{livres} \times (0,7105) + IPCA_{administrados} \times (0,2895)$

de Phillips que estima a inflação do mês de abril, e, as previsões coletadas no mês de abril para o meses de maio, junho, julho, ..., até março do outro ano, no caso de previsões 12 meses a frente; (iii) sobre a taxa de inflação ao produtor americana, supôs-se que ela seria de 2% a.a. e de 0.2% a.m.⁷; (iv) e para o superávit primário utilizou-se o valor da meta determinada pelo governo à época, como percentual do PIB.

⁷ A média histórica da inflação ao produtor norte americana acumulada em 12 meses de 1981 até 2004 (setembro) é de 2.04% ao ano.

5. Modelo Auto-regressivo

5.1 Modelo estatístico

Estimaremos um modelo univariado da série da taxa de inflação do IPCA, para tanto utilizaremos uma classe de modelos conhecida como ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*).

Esta técnica utiliza apenas informações a respeito do comportamento passado da série, é um modelo puramente estatístico, mas que geralmente fornece previsões tão boas ou até mesmo melhores do que modelos que levam em conta a teoria econômica na hora de sua formulação.

A primeira etapa para se fazer previsões de uma variável é observar determinadas características da sua série temporal. Ao observamos tais características, poderemos então compará-las às propriedades teóricas dos modelos ARIMA, e se a série for suficientemente parecida com uma possível realização de processo ARIMA, poderemos trabalhar com o processo em questão como se a série tivesse sido gerada por ele.

Para identificarmos uma realização de um processo ARIMA na série, primeiramente devemos checar se esta é estacionária ou não, através da análise do gráfico da série e de testes que identificam se ela é estacionária ou não, tais como o teste de Dickey-Fuller Aumentado e o teste de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Schin (KPSS). Se a série não for estacionária, deve-se transformá-la em estacionária, para que se possa fazer uma análise sobre sua função de autocorrelação (FAC) e a função de autocorrelação parcial (FACP), a fim de identificar as características da série. Depois de determinada a especificação que melhor representa a série, devemos estimá-la, e por fim fazer uma análise sobre os resíduos da série gerada, afim de garantir que o modelo foi corretamente especificado.

5.2 Especificação do modelo

O período analisado da série de taxa de inflação do IPCA foi de janeiro de 1995 até setembro de 2004. Escolheu-se tal período pois se considera que a taxa de inflação teve um comportamento razoavelmente estável, não apresentando sinais de descontrole como em períodos anteriores. Porém, dentro do período ocorreram mudanças significativas na economia, como a mudança do regime cambial, a adoção de um sistema de metas para a inflação, tais mudanças devem ter influência sobre como a série da taxa de inflação se comporta.

Ao analisarmos a série com a amostra integral (1995:01 a 2004:09), identificamos um processo ARIMA (1,0,0). Porém acreditamos que houve mudanças ao longo do tempo nesta série, então a cada período que foi feita previsão para n períodos à frente, analisou-se a série e buscou-se identificar a melhor estrutura que a representasse, com o conjunto de informação disponível até tal período. Ao obtermos informação nova de um mês, o modelo era reestimado usando o novo conjunto de informação disponível, e a nova especificação era usada para se fazer previsões. Por exemplo, suponha que para obtermos a previsão de inflação acumulada nos próximos 12 meses em maio de 2002, analisou-se a série com informação de janeiro de 1995 a maio de 2002, obtendo-se uma especificação ARIMA (2,0,0). Em junho, com um mês a mais de informação disponível, foi feita nova análise sobre a série e observou-se que a especificação que melhor representava a série agora era um ARIMA (1,0,0). Tal procedimento foi repetido a cada período em que se aumentava o conjunto de informações da série.

Dessa maneira, identificamos a série da taxa de inflação do IPCA como sendo representada por um processo ARIMA (2,1,1) de maio a setembro de 2002 (2002:05 a 2002:09), por um processo ARIMA (1,0,1) de outubro a novembro de 2002 (2002:10 a 2002:11) e por um processo ARIMA (1,0,0) no restante do período (2002:12 a 2004:09). Além disso, incluímos variáveis *dummies* sazonais mensais na estimação dos modelos.

6. Análise dos resultados

As estimativas obtidas tanto pelo modelo estrutural quanto pelo modelo auto-regressivo são estimativas fora da amostra, ou seja, só foram usadas as informações que estavam disponíveis até determinado período.

Foram feitas previsões para a taxa de inflação de 12 meses à frente. Compararemos as estimativas de curto prazo (estimativas de 1 mês) e as estimativas de médio prazo (inflação acumulada em 12 meses). A previsão foi feita em 17 períodos, sendo o menor período 2002:05 e o maior 2003:09.

6.1 Previsão de curto prazo

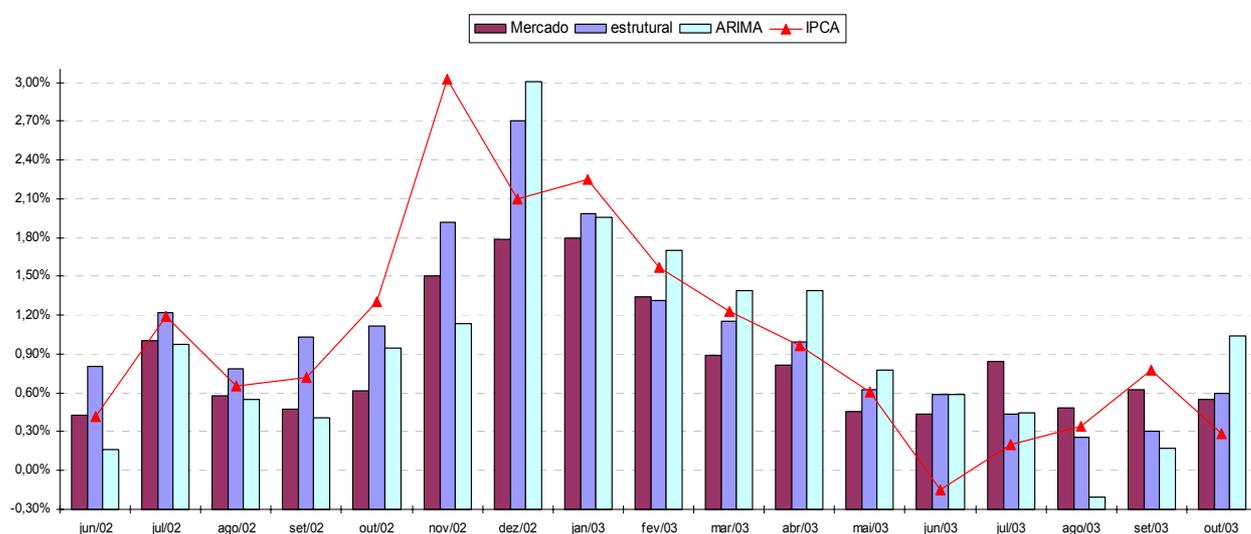
Analisando a tabela 7, que apresenta os erros de previsão das estimativas 1 mês à frente, podemos observar que a previsão do modelo estrutural mostrou-se melhor do que as previsões do mercado e do modelo ARIMA, apresentando tanto o erro de previsão médio, indicador de viés, quanto o erro de previsão absoluto médio e quadrático médio, indicadores de dispersão, menores. Os valores expressos na tabela referem-se ao erro de previsão da previsão realizada no período t para 1 mês à frente, ou seja, tomando a primeira linha como exemplo, em maio de 2002 a previsão do mercado para a taxa de inflação de junho foi 0.01% superior à inflação efetivamente ocorrida.

O gráfico 3 apresenta as estimativas dos modelos (estrutural e ARIMA) e da mediana das previsões do mercado para a taxa de inflação 1 período à frente, além da taxa de inflação efetivamente ocorrida no período seguinte. Podemos observar que as estimativas acompanham a tendência da inflação relativamente bem, embora o erro de previsão para um período isoladamente possa vir a ser grande devido a inúmeros fatores que podem ocorrer inesperadamente, como por exemplo, em junho de 2003 que uma decisão administrativa do governo (redução dos preços dos combustíveis por parte da Petrobrás) fez com que os modelos superestimassem a variação do IPCA.

Tabela 7

Período	Previsão 1 período a frente								
	Erro de previsão Médio			Erro prev. Absoluto Médio			Erro prev. Quadrático Médio		
	Mercado	Estrutural	ARIMA	Mercado	Estrutural	ARIMA	Mercado	Estrutural	ARIMA
2002.05	0,01	0,38	-0,25	0,01	0,38	0,25	0,00	0,15	0,06
2002.06	-0,19	0,03	-0,22	0,19	0,03	0,22	0,04	0,00	0,05
2002.07	-0,07	0,13	-0,10	0,07	0,13	0,10	0,00	0,02	0,01
2002.08	-0,25	0,31	-0,31	0,25	0,31	0,31	0,06	0,10	0,10
2002.09	-0,69	-0,19	-0,36	0,69	0,19	0,36	0,48	0,04	0,13
2002.10	-1,52	-1,10	-1,89	1,52	1,10	1,89	2,31	1,21	3,56
2002.11	-0,31	0,61	0,91	0,31	0,61	0,91	0,10	0,37	0,82
2002.12	-0,45	-0,26	-0,29	0,45	0,26	0,29	0,20	0,07	0,09
2003.01	-0,23	-0,26	0,14	0,23	0,26	0,14	0,05	0,07	0,02
2003.02	-0,34	-0,08	0,16	0,34	0,08	0,16	0,12	0,01	0,03
2003.03	-0,16	0,02	0,42	0,16	0,02	0,42	0,03	0,00	0,18
2003.04	-0,15	0,02	0,16	0,15	0,02	0,16	0,02	0,00	0,03
2003.05	0,59	0,74	0,74	0,59	0,74	0,74	0,35	0,55	0,54
2003.06	0,64	0,24	0,24	0,64	0,24	0,24	0,41	0,06	0,06
2003.07	0,14	-0,08	-0,55	0,14	0,08	0,55	0,02	0,01	0,30
2003.08	-0,15	-0,47	-0,60	0,15	0,47	0,60	0,02	0,23	0,36
2003.09	0,26	0,31	0,76	0,26	0,31	0,76	0,07	0,09	0,57
Total	-0,169	0,020	-0,062	0,362	0,307	0,476	0,251	0,173	0,406

Gráfico 3



6.2 Previsão de médio prazo

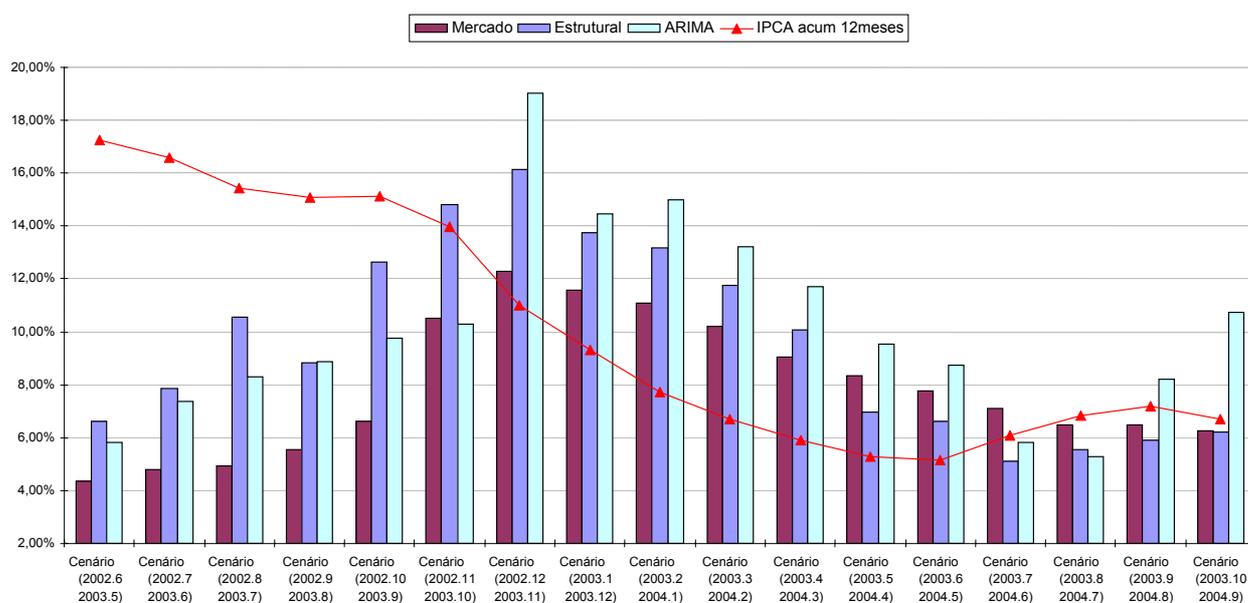
Analisando a tabela 8, podemos observar que os erros de previsão aqui são significativamente maiores que na previsão de curto prazo, o que era esperado, pois neste caso são realizadas previsões para um período de 12 meses à frente, período no qual a economia está sujeita a uma variedade de choques mais significativa. Os valores expressos na tabela 8 referem-se ao erro de previsão da projeção realizada no período t para 12 meses à frente, ou seja, tomando a primeira linha como exemplo, a previsão do mercado em maio de 2002 para o IPCA acumulado em 12 meses (de junho de 2002 a maio de 2003) subestimou a inflação em 12,9%. Apesar do modelo ARIMA apresentar um erro de previsão médio menor (em valor absoluto), o valor apresentado pelo modelo estrutural é relativamente próximo de zero (com viés negativo), e bem menor do que aquele observado nas previsões do mercado. Porém, nas estatísticas que medem a dispersão das estimativas, o modelo estrutural apresentou resultados significativamente menores do que as demais previsões.

O gráfico 4 apresenta as estimativas dos modelos (estrutural e ARIMA) e da mediana das previsões do mercado para a taxa de inflação acumulada em 12 meses, além da inflação efetivamente acumulada neste período. Analisando o gráfico, podemos notar que o modelo estrutural capta relativamente melhor a tendência de médio prazo da inflação do que os outros modelos.

Tabela 8

Período	Previsão 12 períodos à frente								
	Resíduo Médio			Res. Absoluto Médio			Res. Quadrático Médio		
	Mercado	Estrutural	ARIMA	Mercado	Estrutural	ARIMA	Mercado	Estrutural	ARIMA
2002.05	-12,905	-10,626	-11,423	12,905	10,626	11,423	166,547	112,910	130,496
2002.06	-11,770	-8,715	-9,209	11,770	8,715	9,209	138,530	75,954	84,799
2002.07	-10,519	-4,887	-7,124	10,519	4,887	7,124	110,658	23,882	50,748
2002.08	-9,534	-6,252	-6,220	9,534	6,252	6,220	90,895	39,089	38,686
2002.09	-8,542	-2,500	-5,406	8,542	2,500	5,406	72,973	6,251	29,219
2002.10	-3,463	0,833	-3,671	3,463	0,833	3,671	11,993	0,695	13,476
2002.11	1,282	5,116	7,995	1,282	5,116	7,995	1,644	26,177	63,914
2002.12	2,260	4,442	5,158	2,260	4,442	5,158	5,108	19,729	26,605
2003.01	3,393	5,486	7,283	3,393	5,486	7,283	11,511	30,100	53,043
2003.02	3,531	5,044	6,536	3,531	5,044	6,536	12,466	25,442	42,723
2003.03	3,182	4,183	5,836	3,182	4,183	5,836	10,124	17,497	34,058
2003.04	3,071	1,698	4,257	3,071	1,698	4,257	9,431	2,883	18,119
2003.05	2,596	1,450	3,601	2,596	1,450	3,601	6,737	2,101	12,970
2003.06	1,060	-0,955	-0,245	1,060	0,955	0,245	1,123	0,912	0,060
2003.07	-0,332	-1,280	-1,514	0,332	1,280	1,514	0,110	1,638	2,293
2003.08	-0,724	-1,287	1,029	0,724	1,287	1,029	0,524	1,656	1,058
2003.09	-0,436	-0,494	4,010	0,436	0,494	4,010	0,190	0,244	16,080
Total	-2,2265	-0,5144	0,0526	4,6235	3,8382	5,3244	38,2685	22,7742	36,3732

Gráfico 4



6.3 Análise das previsões do Banco Central

O BCB em seu relatório de inflação, divulgado sempre em março, junho, setembro e dezembro, explicita suas previsões para a taxa de inflação, sendo estas previsões trimestrais. Em suas previsões, o BCB não tem conhecimento do último valor da inflação do trimestre, por exemplo, em dezembro, quando se publica o relatório, o BCB faz previsões para o 1º, 2º, 3º e 4º trimestres do ano seguinte, mas não conhece ainda o valor efetivo da inflação ocorrida no mês de dezembro, embora já tenha informações sobre outros dados da economia.

Ao analisarmos as estimativas que o BCB faz para a inflação e as obtidas com os modelos e junto ao mercado, o resultado é surpreendente. A tabela 9 nos mostra os erros de previsão das estimativas da taxa de inflação acumulada 12 meses à frente feita pelos modelos (estrutural e ARIMA), pelo mercado e pelo BCB. Embora não se possam comparar as estimativas diretamente, pois o BCB tem um mês a menos de informação que os modelos e o mercado, os resultados obtidos pelo BCB são significativamente inferiores, apresentando um grande viés negativo, além de indicadores de dispersão grandes.

O resultado encontrado (grande diferença entre o modelo estrutural estimado e as previsões do BCB) é um pouco intrigante, uma vez que o modelo estrutural apresentado neste trabalho é baseado em um modelo estrutural sugerido pela equipe técnica do BCB com algumas modificações. Se o BCB publicasse a especificação completa do modelo que utiliza, além dos parâmetros das variáveis, seria possível uma análise mais detalhada das estimativas realizadas pelo BCB. Diante da ausência de tal especificação, só podemos afirmar que as estimativas apresentadas pelo BCB são inferiores as do mercado e a do modelo estrutural no período selecionado.

O BCB vem recebendo duras críticas de alguns setores da sociedade e até mesmo de alguns integrantes do governo sobre a condução da política monetária. A maioria de tais críticas argumenta que o BCB é muito conservador e que deveria realizar uma política monetária mais expansionista. Analisando-se o sistema de metas para a inflação, somente em dois dos cinco anos de funcionamento do sistema, a meta foi cumprida pelo BCB, e analisando-se a previsão 12 meses à frente para os períodos selecionados, o desempenho do

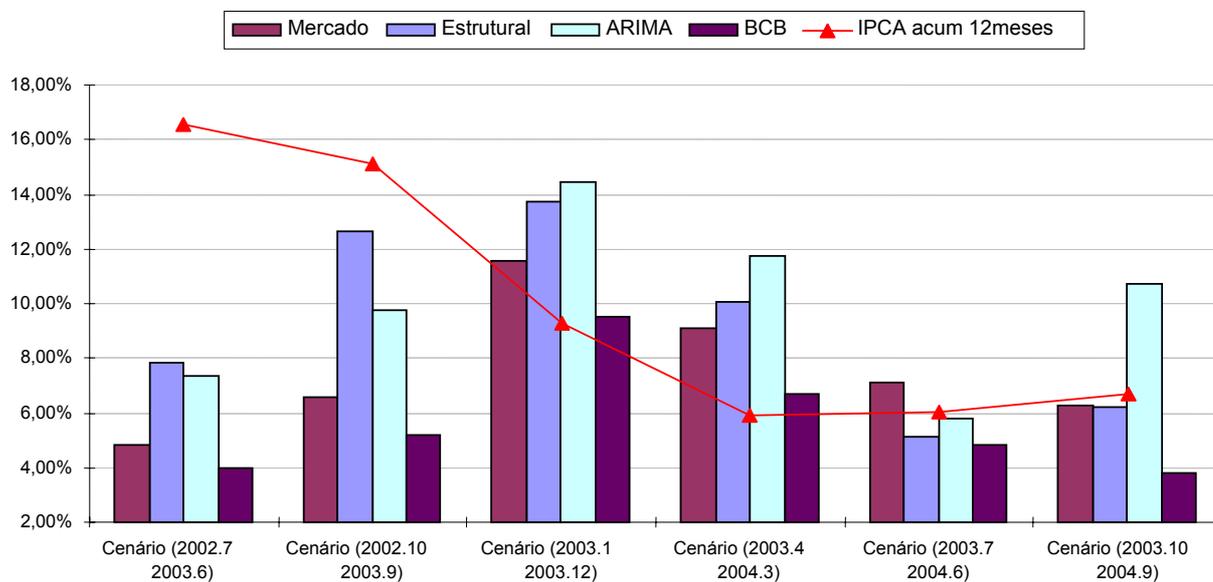
BCB como previsor da inflação é pior do que o do mercado. Tais evidências nos mostram que o BCB não tem um comportamento conservador a respeito da taxa de inflação futura, pois frequentemente suas expectativas quanto à inflação são superadas.

Tabela 9

	Resíduo Médio				Res. Absoluto Médio				Res. Quadrático Médio*			
	BACEN	Mercado	Estrutural	ARIMA	BACEN	Mercado	Estrutural	ARIMA	BACEN	Mercado	Estrutural	ARIMA
2002.6	-12,57%	-11,77%	-8,72%	-9,21%	12,57%	11,77%	8,72%	9,21%	1,58%	1,39%	0,76%	0,85%
2002.9	-9,94%	-8,54%	-2,50%	-5,41%	9,94%	8,54%	2,50%	5,41%	0,99%	0,73%	0,06%	0,29%
2002.12	0,20%	2,26%	4,44%	5,16%	0,20%	2,26%	4,44%	5,16%	0,00%	0,05%	0,20%	0,27%
2003.03	0,81%	3,18%	4,18%	5,84%	0,81%	3,18%	4,18%	5,84%	0,01%	0,10%	0,17%	0,34%
2003.06	-1,26%	1,06%	-0,96%	-0,24%	1,26%	1,06%	0,96%	0,24%	0,02%	0,01%	0,01%	0,00%
2003.9	-2,91%	-0,44%	-0,49%	4,01%	2,91%	0,44%	0,49%	4,01%	0,08%	0,00%	0,00%	0,16%
Total	-4,278	-2,374	-0,673	0,024	4,615	4,542	3,548	4,977	4,460	3,801	2,010	3,180

* Multiplicou-se por 10 para facilitar a comparação.

Gráfico 5



7. Conclusão

Construímos, ao longo deste trabalho, dois modelos que servem para prever o comportamento da taxa de inflação do IPCA. Um modelo estrutural de pequena escala, que estima uma equação do tipo IS e outra que estima a curva de Phillips, para determinar os preços livres, e conjuntamente, utilizamos o modelo de determinação endógena dos preços administrados proposto pelo Banco Central do Brasil. Tal modelo consiste em estimar uma equação para os preços administrados e uma equação para os preços livres. Utilizamos o método SUR (Seemingly Unrelated Regressions) para estimar as equações descritas acima, pois não se rejeitou a hipótese de ausência de autocorrelação serial dos distúrbios, obtendo-se valores para os preços livres e para os preços administrados, e agregando-os com as respectivas ponderações de modo a encontrar a taxa do IPCA.

O outro modelo construído foi um modelo auto-regressivo univariado, sendo a taxa de inflação do IPCA explicado unicamente por seus valores passados, além da utilização de variáveis *dummies* sazonais.

O objetivo deste trabalho era encontrar a melhor maneira possível de se estimar a taxa de inflação do IPCA, fazendo assim um comparativo entre as previsões obtidas pelo modelo estrutural, pelo modelo auto-regressivo e pelas previsões obtidas junto ao mercado pelo BCB. O resultado encontrado é que o modelo estrutural proposto neste trabalho encontrou as melhores previsões para a taxa de inflação do IPCA, sendo superior as demais previsões tanto no curto (previsão de 1 mês), quanto no médio prazo (previsão IPCA acumulado em 12 meses).

Além disso, fez-se uma análise das previsões divulgadas trimestralmente pelo Banco Central no relatório de inflação. Embora tais previsões não possam ser comparadas diretamente, pois o Banco Central tinha sempre um mês a menos de informação, as previsões do BCB mostraram-se significativamente inferiores àquelas obtidas tanto pelos modelos como pelo mercado. O resultado mais surpreendente foi a grande diferença encontrada entre as previsões do modelo estrutural estimado nesse trabalho e as previsões do Banco Central, sendo

que as previsões do modelo proposto nesse trabalho mostraram-se melhores, pois o modelo estrutural que construímos foi baseado em um modelo proposto pela equipe técnica do Banco Central, com algumas modificações. Além disso, as previsões do Banco Central também se mostraram inferiores às do mercado no período analisado, fato que pode vir a prejudicar a ação da autoridade monetária, pois, à medida que vão se acumulando erros em suas previsões, estas vão perdendo credibilidade.

Bibliografia

ALVES, Sérgio Afonso Lago. **Avaliação das Projeções do Modelo Estrutural do Banco Central do Brasil para a Taxa de Variação do IPCA**. Banco Central do Brasil: Trabalhos para Discussão N°16, 2001.

BERNANKE, Ben S. et al. **Inflation Targeting: Lessons from the International Experience**. New Jersey: Princeton University Press, 1999.

BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomia**. Tradução 2° ed.. Rio de Janeiro: Campus, 2001.

BOGDANSKI, Joel et al. **Implementing Inflation Targeting in Brazil**. Banco Central do Brasil: Working Paper Series N°1, 2000.

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. < www.ibge.com.br >

JOHNSTON, Jack; DINARDO, John. **Econometric Methods**. 4° ed. Nova York: McGraw-Hill, 1997.

MINELLA, André et al. **Inflation Targeting in Brazil: Constructing Credibility Under Exchange Rate Volatility**. Banco Central do Brasil: Working Paper Series N°77, 2003.

MISHKIN, Frederic S.. **Moedas, Bancos e Mercados Financeiros**. 5° ed. Rio de Janeiro: LTC Editora, 2000.

Relatório de Inflação do Banco Central. **Modelo de Determinação Endógena dos Preços Administrados**. Banco Central do Brasil, dezembro de 2003.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M... **Introductory Econometrics: A Modern Approach**. Estados Unidos da América: The South-Western College Publishing, 2000.

