

PREVISÕES DO IPCA*

Pedro L. Valls Pereira**
Sergio Portugal***

1 – INTRODUÇÃO

Alguns exercícios sobre previsões da inflação são pertinentes no atual momento de incerteza em que se encontra a economia brasileira. Neste sentido, este trabalho procura gerar alguns números preliminares para obter intervalos aceitáveis para previsões da inflação.

Embora o indexador da economia seja atualmente o IPC, utilizou-se a série do IPCA. Isto foi feito porque o objetivo é comparar os resultados aqui obtidos com os de outros estudos já feitos no passado. A série do IPCA utilizada não incorpora as correções metodológicas previstas após o Plano Cruzado, que compatibilizam as séries, pré e pós-cruzado, quanto ao período de coleta. Num trabalho posterior pretende-se utilizar a nova série, mas para isto será preciso um estudo mais detalhado, já que se faz ne-

cessário identificar um novo modelo para os dados.

Os diversos métodos de previsão da inflação podem ser divididos em dois grupos:

1) "Planilha de Cálculo": são aqueles que utilizam o sistema de ponderação do índice de preços e algumas suposições, muitas vezes *ad hoc*, sobre o comportamento futuro de cada um desses itens e do sistema de ponderação; e

2) *Model-Based*: são aqueles que utilizam algum modelo para o processo de geração dos dados (por exemplo, ajustam a série de preços por algum modelo de série temporal da classe Box e Jenkins).

O primeiro método tem a desvantagem de não levar em consideração a estória existente na série temporal. Porém, sua principal vantagem é a possibilidade de interferência no processo de previsão, dado que o modelador pode incorporar informações relevantes às suas previsões. Por esta característica — incorporação de subjetivida-

* Este trabalho foi escrito utilizando-se as informações disponíveis até 16/02/87. Os autores desejam agradecer os comentários e sugestões de Ricardo Paes de Barros e Hélio Migon, de dois pareceristas desta Revista, a revisão de Nilson Souto Maior e a Marcelo Landau pela ajuda computacional

** Do Instituto de Pesquisas do IPEA e do Departamento de Economia da UFF.

*** Do Instituto de Pesquisas do IPEA.

de —, este método pode tornar-se um pouco mais científico ao se introduzir algum grau de incerteza, tanto na intervenção quanto na utilização das informações. Se isto fosse possível, a tendência seria chamar este método de *Ad Hoc Bayesiano*.

O segundo método possui características diametralmente opostas em relação ao primeiro.

Este estudo apresenta uma abordagem *Model-Based* para o problema de como prever a taxa de inflação quando esta é medida pelo IPCA. Na Seção 2, a seguir, procede-se a uma descrição do método de "Planilha de Cálculo", na Seção 3, no título Previsões do IPCA via Modelos ARIMA, faz-se uma introdução aos modelos de previsão do tipo ARIMA, assim como descrevem-se as previsões obtidas com estes modelos e atualizam-se os modelos utilizados em Brasil et alii (1986); e, finalmente, na Seção 4, apresenta-se uma introdução aos Modelos Estruturais de Séries Temporais, assim como os resultados obtidos com a sua utilização, e faz-se uma comparação das duas abordagens.

2 — PLANILHA DE CÁLCULO

Os objetivos dos métodos *Model-Based* e "Planilha de Cálculo" para calcular a inflação são distintos, pois no primeiro o que se quer estimar são as taxas mensais de inflação, enquanto que no segundo o interesse primordial é mensurar impactos de variações de preços de um conjunto de bens ou serviços na taxa de inflação. Esse interesse, em geral, resulta dos órgãos responsáveis pela política de controle de preços.

Sob o ponto de vista macroeconômico, é útil, muitas vezes, simular o impacto inflacionário de vetores alternativos de variações de preços. Numa economia hipotética, onde o governo controlasse todos os preços, seria possível, com a "Planilha de Cálculo", antecipar perfeitamente a taxa mensal da inflação. No Brasil, em ocasiões de estrito controle de preços, o governo chegou a controlar, através de uma cesta de bens e serviços, 60% da taxa mensal de inflação.

A "Planilha de Cálculo" é um instrumento que visa a mensurar o impacto da variação de preços de um conjunto de bens na taxa mensal de inflação, podendo, a partir de hipóteses para os demais bens, antecipar por um ou no máximo dois períodos a taxa mensal de inflação. Os impactos podem ser separados em:

1) diretos ou de primeira ordem, que resultam diretamente da variação de preços de um determinado bem sobre a taxa mensal de inflação; e

2) indiretos ou de ordens superiores à primeira, que resultam de efeitos secundários na variação de preços de um dado produto sobre os demais e destes na taxa de inflação.

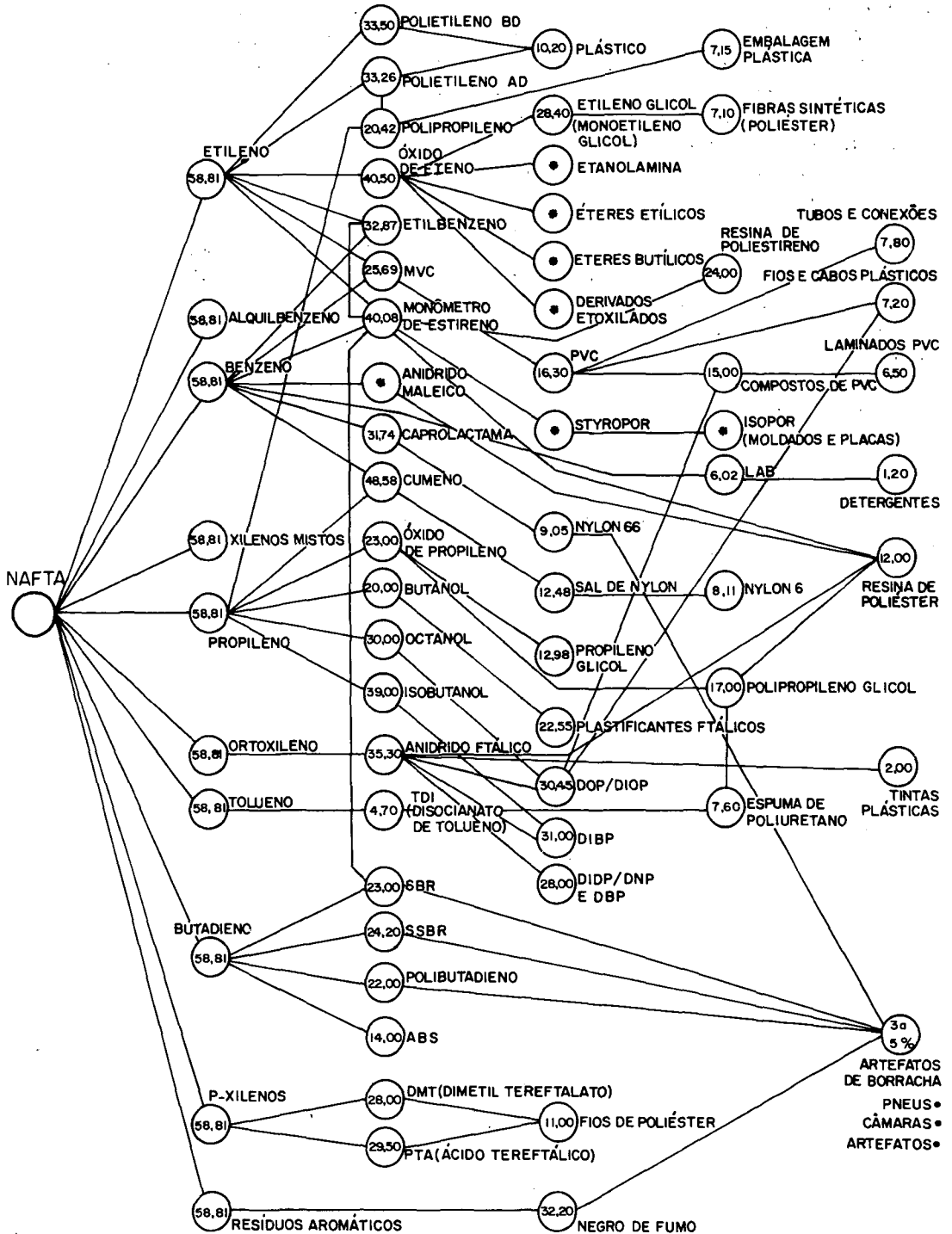
Um exemplo pode esclarecer a distinção: quando o governo autoriza o aumento do preço da gasolina, o efeito direto é medido pela variação de preço vezes o peso relativo da gasolina no índice em questão: as elevações de preços que derivam do aumento da gasolina, tais como tarifas de táxi, transporte escolar, etc., são os efeitos indiretos da elevação do preço da gasolina.

Para calcular o impacto indireto de um determinado produto, é necessário conhecer a estrutura de custos de cada serviço ou produto específico. Um exemplo para os produtos petroquímicos derivados da nafta pode ser observado no Quadro 1: uma elevação de 100% no preço da nafta eleva em 58,81% o preço de etileno, que por sua vez eleva em 40,50% o do óxido de eteno, em 28,40% o do etileno glicol e, finalmente, em 7,10% o das fibras sintéticas de poliéster. Nesse caso, o efeito de primeira ordem será determinado pelo aumento de 100% da nafta no índice de preço e os de ordem superior serão dados pela variação de preços dos demais produtos.

A "Planilha de Cálculo" é construída a partir de um vetor de aumento de preços autorizado pelo governo para o período $(t + 1)$, cujos produtos compõem o índice de preço relevante para medir a inflação. Na prática, como se verá, é usual trabalhar com um conjunto restrito e significativo de produtos controlados pelo governo, para os quais se conhece antecipadamente as variações autorizadas, e supor que os demais produtos têm variações próximas da média da taxa de inflação do período anterior.

QUADRO 1

PRODUTOS PETROQUÍMICOS DERIVADOS DA NAFTA E ALGUMAS APLICAÇÕES



● INEXPRESSIVOS NO SETOR

FONTE: SEPLAN/CIP (o quadro foi montado a partir da estrutura de custo dos produtos considerados).

A Tabela 1 apresenta a saída de um programa de "Planilha de Cálculo" para três índices de preços calculados pela FGV—IPA, ICV/RJ e INCC.

Os produtos são divididos em controlados e não-controlados pelo governo. Dos controlados, a título de exemplo, são explicitados alguns na primeira coluna. As colunas subsequentes apresentam:

- 1) as ponderações dos produtos nos índices indicados;
- 2) o vetor de variação de preços autorizados pelo governo;
- 3) o impacto nos respectivos índices, dado o vetor de preços autorizados;
- 4) o "fator" representando o relativo do número de dias do mês em que cada aumento vigorou; e
- 5) o impacto no IGP/DI¹.

As colunas em grifo representam os vetores de entrada de dados da "Planilha de Cálculo".

No exemplo, a taxa de inflação prevista para o mês, medida pelo IGP/DI, é de

15,944%, sendo que 5,1210% representa o impacto direto dos produtos controlados indicados na primeira coluna e 3,9984% de outros produtos controlados pelo governo (cujo aumento médio considerado foi de 15%). No exercício hipotético, 60% (9,1185%) da taxa prevista de inflação resultariam da política de preços praticada pelo governo.

3 — PREVISÕES DO IPCA VIA MODELOS ARIMA

3.1 — Introdução²

Antes de considerar-se como uma série temporal pode ser prevista. É necessário introduzir alguns modelos, isto é, métodos que determinam o processo gerador dos dados. O mais simples que se pode conceber é o de uma série puramente aleatória, usualmente chamada de "ruído branco"³. Uma

TABELA 1
MODELO DE DECOMPOSIÇÃO DA TAXA DE INFLAÇÃO

	PONDERAÇÕES			VARIACÃO DE PREÇO	IMPACTOS			IMPACTO NO IGPDI		
	IPA	ICV	INCC		IPA	ICV	INCC	TOTAL	FATOR	NO MÊS
MARGARINA	0.1864	0.4856	0.0000	11.78	0.0220	0.0572	0.0000	0.0303	1.00	0.0303
SABÃO	0.2847	0.7396	0.0000	22.66	0.0645	0.1676	0.0000	0.0890	1.00	0.0890
DETERGENTE	0.1034	0.0884	0.0000	21.24	0.0220	0.0188	0.0000	0.0188	1.00	0.0188
SABONETE	0.0923	0.5249	0.0000	12.43	0.0115	0.0652	0.0000	0.0265	1.00	0.0265
BEBIDAS E REFRIG.	1.2759	0.6047	0.0000	20.00	0.2552	0.1209	0.0000	0.1894	1.00	0.1894
LEITE	0.0000	5.1672	0.0000	47.00	0.0000	2.4286	0.0000	0.7286	1.00	0.7286
PÃO FRANCÊS	0.0000	3.3281	0.0000	14.30	0.0000	0.4759	0.0000	0.1428	1.00	0.1428
CARNE	3.4285	8.9651	0.0000	20.00	0.6857	1.7930	0.0000	0.9493	1.00	0.9493
COMBUSTÍVEIS E DER.	6.0225	2.8221	0.0000	20.00	1.2045	0.5644	0.0000	0.8920	0.10	0.0892
AÇO	3.9779	0.0000	0.0000	15.00	0.5967	0.0000	0.0000	0.3580	1.00	0.3580
ENERGIA	0.0000	3.0741	0.0000	15.00	0.0000	0.4611	0.0000	0.1383	0.33	0.0457
TRANSP. URB.	0.0000	6.5834	0.0000	15.00	0.0000	0.9875	0.0000	0.2963	0.33	0.0978
CORRESPONDÊNCIAS	0.0000	0.0017	0.0000	20.00	0.0000	0.0003	0.0000	0.0001	1.00	0.0001
TELEFONE	0.0000	0.0632	0.0000	39.00	0.0000	0.0246	0.0000	0.0074	1.00	0.0074
IMPOSTOS	0.0000	0.6711	0.0000	34.30	0.0000	0.2302	0.0000	0.0691	1.00	0.0691
ALUGUEL	0.0000	5.3876	0.0000	68.80	0.0000	3.7067	0.0000	1.1120	1.00	1.1120
CASA PRÓPRIA	0.0000	0.2179	0.0000	112.00	0.0000	0.2440	0.0000	0.0732	1.00	0.0732
TOTAL	15.3716	38.7247	0.0000	24.57	2.8620	11.3462	0.0000	5.1210	0.79	4.0271
OUTROS CONTROLADOS	44.2284	0.3753	0.0000	15.00	6.6343	0.0563	0.0000	3.9974	1.00	3.9974
TOTAL CONTROLADOS	59.6000	39.1000	0.0000	19.20	9.4962	11.4025	0.0000	9.1185	0.88	8.0245
NÃO-CONTROLADOS	40.4000	60.9000	100	13.00	5.2520	7.9170	13.0000	6.8263	1.00	6.8263
TOTAL	100	100	100	16.10	14.7482	19.3195	13.0000	15.9448	0.93	14.8508

Vetor entrada =

¹ Considera-se o IGP = 0,6 IPA + 0,3 ICV + 0,1 INCC.

² Muitas das idéias contidas nesta seção são devidas a Granger (1980).

³ Este nome vem da literatura de engenharia. Difícil tentar explicá-lo sem algumas técnicas de análise espectral.

série é "ruído branco" se a média e a variância da série são independentes do tempo e não existe correlação temporal.

Suponha-se que o mercado de fumo de cachimbo no Brasil seja pequeno, que este produto seja negociado numa bolsa de mercadorias na Bahia, que não tenha atraído a atenção de especuladores e que este mercado esteja em equilíbrio, isto é, todos os que nele estejam envolvidos concordem sobre o preço correto a ser praticado num instante do tempo. Suponha-se, ainda, que em algum instante do tempo uma informação inesperada chegue ao mercado, como por exemplo, a respeito de uma tempestade tropical que tenha destruído a plantação de fumo em Cuba. Esta nova informação provavelmente acarretará um aumento do preço do tabaco na Bahia. Suponha-se que o preço seja denotado por P_t e que o novo preço seja determinado por:

$$P_{t+1} = P_t + \epsilon_{t+1} \quad (3.1.1)$$

onde ϵ_{t+1} é o efeito desta informação inesperada nos preços. Denotando-se a variação dos preços por Y_t , pode-se escrever (3.1.1) da seguinte forma:

$$Y_{t+1} = \epsilon_{t+1} \quad (3.1.2)$$

Neste caso, o modelo que representa a variação do preço do tabaco é "ruído branco".

Como estamos interessados em projeções, pode-se mostrar que o melhor⁴ preditor dos valores futuros de uma série do tipo "ruído branco" é a média da série. Neste caso, a função de previsão deste modelo é a média da série.

Suponha-se que as informações inesperadas continuem chegando à bolsa de mercadorias. Por exemplo, no instante $t=2$ chega a informação de que a chuva em Cuba continua, mas que a do dia anterior não foi tão devastadora quanto levava a crer a pri-

meira informação. Neste caso, a variação dos preços no instante $t+2$ é dada por:

$$Y_{t+2} = \epsilon_{t+2} + \theta \epsilon_{t+1} \quad (3.1.3)$$

onde ϵ_{t+2} é o efeito da nova informação e $\theta \epsilon_{t+1}$ reflete a perda de importância da informação anterior. Por exemplo, se $\theta = 0,5$, somente 50% da informação inesperada no instante $t+1$ é repassada para a mudança dos preços no instante $t+2$.

O modelo (3.1.3), para fins da previsão, é mais informativo do que um "ruído branco"⁵. Como já foi visto antes, a função de previsão para um "ruído branco" é a média da série. Quando esta for zero, tem-se que a função de previsão seja sempre zero, qualquer que seja o horizonte de previsão. No caso do modelo (3.1.3), pode-se mostrar que a função de previsão um passo à frente é dada por:

$$f_{n,1} = v(y_n - f_{n-1,1}) \quad (3.1.4)$$

onde $f_{n,h}$ representa a previsão, h passos à frente, feita no instante n . Pode-se mostrar que:

$$f_{n,h} = 0 \quad h > 1 \quad (3.1.5)$$

A propriedade (3.1.5) implica que a função de previsão "perde memória" para um horizonte acima da ordem do modelo. No exemplo acima, como a ordem do modelo é 1, se houver interesse em obter previsões para a variação dos preços mais de um período à frente, chega-se à conclusão de que esta variação é nula.

Os modelos do tipo média-móvel satisfazem a propriedade (3.1.5) e, em consequência, são de uso limitado em termos de previsão. Deseja-se obter modelos cuja história contida na série seja informativa.

Considere-se o seguinte modelo: o número de pessoas desempregadas num mês⁶ é composto de uma proporção fixa ϕ dos de-

⁴O critério de otimalidade usado é o de mínimos quadrados.

⁵Em geral, se a variabilidade do modelo (3.1.2) fosse a mesma de (3.1.3), seria escolhido pelo princípio da parcimônia, o modelo mais simples, isto é, (3.1.2). Em geral, modelos com mais parâmetros podem ter uma variabilidade maior se a variância dos erros for a mesma nos modelos. Mas se há uma redução na variância dos erros, quando se utiliza um modelo com mais parâmetros — como, por exemplo, se a variância dos erros de (3.1.3) é menor do que a de (3.1.2) —, as previsões com o modelo mais geral serão melhores.

⁶Este modelo não é necessariamente bom ou realista para tentar explicar o número de desempregados.

sempregados no mês anterior (as outras pessoas obtiveram emprego naquele mês) e um novo grupo de trabalhadores que está procurando emprego. Supondo-se que as novas entradas na força de trabalho, que ainda não conseguiram emprego, podem ser representadas por um "ruído branco" com média $\mu(1-\phi)$, tem-se que o número de desempregados, denotados por x_t , pode ser modelado por:

$$x_t = \phi x_{t-1} + \mu(1-\phi) + \epsilon_t \quad (3.1.6)$$

onde ϵ_t é um "ruído branco" com média zero. Pode-se escrever (3.1.6) da seguinte forma:

$$x_t - \mu = \phi(x_{t-1} - \mu) + \epsilon_t \quad (3.1.7)$$

que é um modelo chamado de auto-regressivo de primeira ordem. Pode-se mostrar que a função de previsão para (3.1.7) é dada por:

$$f_{n,1} = \phi x_n \quad (3.1.8)$$

$$f_{n,h} = \phi^h x_n \quad h > 1 \quad (3.1.9)$$

Suponha-se agora que o objetivo seja modelar o número total de desempregados de duas cidades e que o modelo gerador seja o mesmo para cada uma delas, isto é, se y_t representa o número de desempregados da cidade do Rio de Janeiro e x_t da cidade de Manaus e ambas as séries, x_t e y_t , podem ser modeladas por um modelo do tipo (3.1.7), deseja-se modelar:

$$z_t = x_t + y_t \quad (3.1.9)$$

Por hipóteses admita-se que x_t seja independente de y_t ⁷. Neste caso, o modelo gerador de z_t não é mais auto-regressivo de primeira ordem, que é o que gera cada um dos componentes de (3.1.9). O modelo gerador da série z_t é chamado de auto-regressivo-média-móvel⁸, que, neste caso, tem ordem

2 para a parte auto-regressiva e ordem 1 para a parte média-móvel, sendo denotado por ARMA (2,1). Sua função de previsão é uma composição das funções de previsão para as partes auto-regressiva e média-móvel.

Os modelos considerados até aqui são chamados de estacionários e têm uma característica em comum: as médias, variâncias e correlações temporais são independentes do tempo.

Em algumas séries de índices de preço ocorre uma tendência crescente ao longo do tempo e, neste caso, sua média não é independente do tempo. Em outras a dispersão da série depende do nível da mesma, isto é, a variância não é independente do tempo, já que está relacionada ao nível da série, que supostamente não é constante.

Estes exemplos mostram que séries econômicas, em geral, são não-estacionárias. Em alguns casos, uma simples transformação da série original induz estacionaridade. No exemplo do preço do tabaco na bolsa de mercadorias da Bahia, pode-se mostrar que a série p_t - do nível dos preços - tem variância $t\sigma_\epsilon^2$, onde σ_ϵ^2 é a variância de ϵ_t . Neste caso, a série P_t é não-estacionária, e este modelo é chamado de passeio aleatório (*random walk*)⁹. Mas a série y_t - variação dos preços - era um "ruído branco" (logo, estacionária). Observe que a relação entre as duas séries nos dá a transformação necessária para induzir estacionaridade. Neste caso, esta transformação é a primeira diferença da série. Formalmente tem-se que:

$$y_t = P_t - P_{t-1} = (1 - L)P_t \quad (3.1.10)$$

onde L é o operador defasagem, definido por:

$$LP_t = P_{t-1} \quad (3.1.11)$$

Considera-se agora o exemplo do preço mensal do trigo na Argentina, que provavelmente será menor logo após a colheita, da-

⁷Como os custos de transporte de uma cidade para outra são extremamente elevados, fazendo com que a migração das pessoas ocupadas seja insignificante, a hipótese de independência das duas séries é razoável.

⁸Existe um teorema que diz se $x_t \sim \text{ARMA}(p_1, q_1)$ e $y_t \sim \text{ARMA}(p_2, q_2)$ com x_t e y_t independentes, então $z_t = x_t + y_t \sim \text{ARMA}(P, Q)$, onde $P = p_1 + p_2$ e $Q = \text{máximo}[p_1 + q_2, p_2 + q_1]$.

⁹Este modelo é denotado por ARIMA (p,d,q), onde ARIMA significa Auto-regressivo-integrado-média-móvel e, neste caso, $p = q = 0$ e $d = 1$.

do que existe uma grande quantidade ofertada deste produto, mas tenderá a subir à medida que a oferta disponível vá diminuindo até uma nova colheita. Esta série de preço pode ser descrita por uma tendência linear determinística, que representa os aumentos após a colheita mais o preço do trigo no mês da colheita anterior, isto é, se a série mensal do preço do trigo é denotada por PT_t , tem-se o seguinte modelo:

$$PT_t = PT_{t-12} + \alpha + \beta t \quad (3.1.12)$$

que pode ser reescrito, usando-se (3.1.11), da seguinte forma:

$$PT_t^* = (1 - L^{12}) PT_t = \alpha + \beta t \quad (3.1.13)$$

o que implica que a variação dos preços em relação ao mesmo mês do ano anterior é dada por uma tendência determinística. Observa-se que a variação da série PT_t^* em relação ao mês anterior, é constante e igual a β . Como é provável que esta variação esteja sujeita a choques aleatórios, tem-se que o modelo para o preço do trigo é dado por:

$$PT_t^* = PT_{t-1}^* + \beta + \epsilon_t \quad (3.1.14)$$

onde ϵ_t é um "ruído branco" que reflete os choques aleatórios nos preços. Observa-se que (3.1.14) equivale a:

$$PT_t^* = (1 - L)(1 - L^{12}) PT_t = \beta + \epsilon_t \quad (3.1.15)$$

e que a série PT_t^* é estacionária e apresenta uma variação sazonal regular, dada pelo componente $(1 - L^{12})$, e uma variação não-sazonal $(1 - L)$, também regular. Este modelo é denotado por ARIMA (0, 1, 0) X (0, 1, 0)₁₂.

Embora a série PT_t seja não-estacionária, utilizando-se duas transformações — uma para retirar a variação sazonal regular e a outra para retirar a variação não-sazonal — foi possível obter uma série estacionária, PT_t^* .

A função de previsão para o modelo (3.1.5) é dada por:

$$f_{n,h} = f_{n,h-1} + f_{n,h-2} - f_{n,h-3} + \beta \quad h > 3 \quad (3.1.16)$$

com as seguintes condições iniciais:

$$f_{n,1} = PT_n + PT_{n-11} - PT_{n-12} + \beta \quad (3.1.17-a)$$

$$f_{n,j} = f_{n,j-1} + PT_{n-j+12} - PT_{n-j+13} + \beta \quad j = 2, \dots, 12 \quad (3.1.17-b)$$

$$f_{n,13} = f_{n,12} + f_{n,1} - PT_n + \beta \quad (3.1.17-c)$$

Para o caso geral, os modelos que melhor aproximam dados mensais, segundo Box e Jenkins (1976), são do tipo:

$$\phi(L)\phi(L^s)\nabla^d\nabla_s^D Y_t = \theta(L)\theta(L^s)\epsilon_t \quad (3.1.18)$$

onde $\Phi(L)$ é o polinômio em L , o operador defasagem, de ordem p , que representa a parte auto-regressiva não-sazonal, $\Phi(L^s)$ é o polinômio em L^s de ordem P , que representa a parte auto-regressiva sazonal, $\Theta(L)$ é o polinômio em L de ordem q , que representa a parte média-móvel não-sazonal, $\Theta(L^s)$ é o polinômio em L^s de ordem Q , que representa a parte média-móvel sazonal, s é o período de sazonalidade, ∇^d é o operador diferença, definido por $\nabla^d = (1 - L)^d$, que permite tornar a parte não-sazonal estacionária, e ∇_s^D é o operador diferença sazonal, definido por $\nabla_s^D = (1 - L^s)^D$, que permite tornar a parte sazonal estacionária. Supõe-se que $\epsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$, que pode ou não ser adquado. O modelo (3.1.19) é usualmente chamado de ARIMA $(p,d,q) \times (P,Q,D)_s$.

3.2 — Modelos ARIMA para o IPCA

Num estudo anterior [Brasiletti (1986)], o modelo identificado para o IPCA¹⁰ foi $(0, 1, 1) \times (0, 1, 1)_{12}^{11}$, onde o período amostral era de 1980. [e 1986.]¹². Estes resultados são apre-

¹⁰Utiliza-se a taxa de variação desta variável para se estabilizar a variância desta série.

¹¹Este modelo é conhecido, na literatura de séries temporais, por *airline passenger* [ver Box e Jenkins (1976, pp. 305-6)].

¹²Utiliza-se a notação M.N., onde M é o ano e N = I, ..., XII são os meses do ano M.

sentados abaixo para uma comparação com aqueles que figuram a seguir:

$$\nabla \nabla_{12} Y_t = (1 - 0,82L)(1 - 0,77L^{12})\epsilon_t \quad (3.2.1)$$

$$\sigma_w^2 = 7,44; \sigma_\epsilon^2 = 3,09; Q(23) = 26,3$$

onde $w = \nabla \nabla_{12} Y$ e Q é a estatística de Box e Pierce para se testar a independência dos resíduos. Reestimando este modelo para o período 1980. I a 1986. XII, obteve-se:

$$\nabla \nabla_{12} Y_t = (1 - \frac{0,42}{(3,50)}L)(1 - \frac{0,74}{(4,73)}L^{12})\epsilon_t \quad (3.2.2)$$

$$\sigma_w^2 = 8,18; Q(22) = 18,85; AIC = 352,69; SBC = 357,22$$

onde AIC e SBC são dois critérios de seleção de modelos e os números entre parênteses são as estatísticas t de Student para os parâmetros.

Comparando-se os dois modelos, observa-se que os parâmetros sazonais da parte MA são bastante estáveis, enquanto que os da parte MA não-sazonal são estatisticamente diferentes nos dois modelos. Como o SAS, pacote utilizado para estimar o modelo (3.2.2), não apresenta σ_ϵ^2 , não é possível comparar a aderência do modelo dentro da amostra. Uma vez que o interesse é fazer previsões, comparam-se as previsões dos dois modelos um passo à frente.

No caso do modelo (3.2.1), utilizando-se Brasil et alii (1986), a previsão para 1986. I foi de 14,29¹³, enquanto que o observado foi de 16,20. Tem-se, portanto, que o erro de previsão foi de 1,91 e, em termos percentuais, de 11,79%.

No caso do modelo (3.2.2), a Tabela 2 abaixo, apresenta as previsões para 1987. I a 1987. XII.

A previsão para 1987. I foi de 10,8973 com desvio padrão de 2,8030, enquanto que o valor observado foi de 13,21%. Tem-se, portanto, que o erro de previsão é de 2,31% e o erro percentual de 21,22%. Adotando-se este número como "observado" para 1987. I, tem-se:

1) o intervalo de previsão para 1987.¹⁴ (5,2912, 16,5034), que, portanto, recobre o valor "observado", indicando uma melhoria em termos de poder preditivo; e

TABELA 2

PREVISÃO PARA O ANO DE 1987
Usando o Modelo (3.2.2)
Método Box e Jenkins

ANO	PREVISÃO	DESVIO PADRÃO	INTERVALO INFERIOR	INTERVALO SUPERIOR
87.I	10,8973	2,8030	5,2912	16,5034
87.II	8,0452	3,2386	1,5681	14,5224
87.III	5,5107	3,6221	-1,7336	12,7549
87.IV	4,6095	3,9688	-3,3280	12,5470
87.V	4,6897	4,2875	-3,8852	13,2647
87.VI	4,5366	4,5841	-4,6315	13,7048
87.VII	6,1580	4,8626	-3,5673	15,8832
87.VIII	5,3638	5,1260	-4,8883	15,6159
87.IX	6,1992	5,3766	-4,5540	16,9524
87.X	5,9780	5,6160	-5,2540	17,2099
87.XI	6,1112	5,8456	-5,5798	17,8023
87.XII	8,7639	6,0664	-3,3690	20,8967
ACUMULADA PARA 1987	110,28		-29,53	470,36

¹³Não é apresentado o erro-padrão desta previsão, prejudicando uma comparação que tenha um teor estatístico mais rigoroso.

¹⁴Definido por $\hat{y} + 2E.P.P$, onde \hat{y} é a projeção da taxa do IPCA para 1987. I e E.P.P é o erro-padrão da projeção.

2) por outro lado, em termos do erro de previsão, há uma piora para o modelo (2.2.2).

Por (1) e (2) acima tem-se que o modelo foi incapaz de se adaptar ao novo patamar de inflação que se apresenta após dezembro de 1986. Isto é decorrência da própria "filosofia" dos modelos de Box e Jenkins, que não respondem a mudanças repentinas do nível da série.

A Tabela 3 apresenta as estimativas dentro da amostra.

Pelas estimativas dentro da amostra, tem-se que o valor observado está fora do Intervalo de Confiança para os meses de 1986. III e 1986. XII, nos quais há mudança de nível na série. Deste modo, já era de se esperar que as previsões para 1987 com este modelo não fossem boas, dado que ele foi incapaz de se adaptar à mudança de nível ocorrida em 1986. XII. Foi feito, então, um exercício com a hipótese de que os dados de 1987. I e 1987. II fossem "observados", adotando-se para estes meses, res-

pectivamente, os valores de 15,00 e 13,00¹⁵.

Estimou-se, então, o modelo $(0,1,1) \times (0,1,1)$ para o período 1980.I e 1987.II e previu-se 12 períodos à frente. Os resultados são dados abaixo.

$$\nabla \nabla_{12} Y_t = (1 - \frac{0,32}{(2,72)} L) (1 - \frac{0,72}{(4,56)} L^{12}) \epsilon_t \quad (3.2.3)$$

$$\sigma_w^2 = 8,20; Q(22) = 16,73; AIC = 362,71; SBC = 367,29$$

Pelas estimativas acima tem-se que há um aumento, embora marginal, na variância do IPCA estimado. A Tabela 4 abaixo apresenta as previsões dentro da amostra.

Através da Tabela 4, observa-se que os valores previstos dentro da amostra apresentam os mesmos problemas com relação aos anos de mudança de nível, embora em menor escala. A Tabela 5, abaixo, apresenta as previsões para o ano de 1987 com 1987.I e 1987.II "observado".

TABELA 3
ESTIMATIVA DENTRO DA AMOSTRA
Usando o Modelo (3.2.2)
Método Box e Jenkins

ANO	TAXA DO IPCA	PREVISÃO	INTERVALO INFERIOR	INTERVALO SUPERIOR
86.I	16,20	15,01	9,40	20,61
86.II	14,36	12,49	6,88	18,10
86.III	-0,11	15,24	9,63	20,85
86.IV	0,78	4,83	-0,73	10,43
86.V	1,40	2,37	-3,23	7,98
86.VI	1,27	1,65	-3,96	7,26
86.VII	1,19	3,65	-1,96	9,26
86.VIII	1,68	0,98	-4,63	6,59
86.IX	1,72	2,50	-3,11	8,11
86.X	1,90	1,69	-3,92	7,29
86.XI	3,29	1,50	-4,11	7,11
86.XII	11,65	3,18	-2,43	8,79
87.I	★	10,90	5,29	16,50
87.II	★	8,05	1,57	14,52

¹⁵Uma vez que não existe nenhuma justificativa para estes números, talvez fosse necessário um *experimento* adotando diversas estimativas para estes dois meses. Uma possível explicação para a utilização destes números é o fato de pertencerem à parte superior do Intervalo de Confiança para as previsões de 1987.I e 1987.II. Como é esperada uma aceleração inflacionária para estes dois meses, a adoção destes números não é de todo arbitrária embora este exercício já esteja desatualizado, resolveu-se mantê-lo porque o objetivo deste documento é fornecer uma abordagem alternativa aos modelos ARIMA. Na Seção 5 são apresentadas as previsões para 1987, adotando-se 1987.I como observado.

TABELA 4
ESTIMATIVA DENTRO DA AMOSTRA
Usando o Modelo (3.2.3)
Método Box e Jenkins

ANO	TAXA DO IPCA	PREVISÃO	INTERVALO INFERIOR	INTERVALO SUPERIOR
86.I	16,20	15,39	9,78	21,00
86.II	14,36	12,69	7,08	18,30
86.III	-0,11	15,51	9,90	21,23
86.IV	0,78	3,39	-2,23	9,00
86.V	1,40	1,44	-4,17	7,05
86.VI	1,27	1,29	-4,32	6,90
86.VII	1,19	3,54	-2,07	9,15
86.VIII	1,68	0,74	-4,87	6,35
86.IX	1,72	2,49	-3,12	8,10
86.X	1,90	1,54	-4,08	7,15
86.XI	3,29	1,50	-4,11	7,11
86.XII	11,65	3,40	-2,21	9,01
87.I	15,00	11,86	6,25	17,47
87.II	13,00	11,12	5,51	16,73

TABELA 5
PREVISÃO PARA O ANO DE 1987 COM 87. I E 87. II
"Observados" usando o Modelo (3.2.3)
Método Box e Jenkins

ANO	PREVISÃO	DESVIO PADRÃO	INTERVALO INFERIOR	INTERVALO SUPERIOR
87.III	9,6075	2,8058	3,9960	15,2190
87.IV	8,7238	3,3869	1,9499	15,4976
87.V	8,7645	3,8820	1,0003	16,5286
87.VI	8,6345	4,3234	-0,0021	17,2812
87.VII	10,2520	4,7189	0,8140	19,6899
87.VIII	9,5135	5,0861	-0,6586	19,6856
87.IX	10,3292	5,4284	-0,5275	21,1859
87.X	10,0658	5,7503	-1,4348	21,5664
87.XI	10,2455	6,0552	-1,8648	22,3559
87.XII	13,0604	6,3454	0,3696	25,7513
87.I	16,0710	6,6230	2,8251	29,3169
87.II	13,4495	6,8894	-0,3291	27,2282
ACUMULADA PARA 1987	234,40		34,58	677,43

Segundo a Tabela 5, que contém as previsões para 1987. III a 1988. II, pode-se obter a projeção da inflação para 1987, condicional aos valores de 1987.I e 1987.II. Obtém-se então, uma inflação de 234,40%, na

média, com um Intervalo de Confiança que vai de 34,58 a 677,43%¹⁶.

Dada a tendência atual dos reajustes de preços nos primeiros dois a três meses do ano de 1987, o disparo do gatilho em janei-

¹⁶ Adotou-se para os valores observados de 1987.I e 1987.II um erro-padrão nulo, isto é, os limites inferiores e superiores para os intervalos de confiança foram calculados supondo estes valores como dados.

ro e, possivelmente, em março¹⁷, o intervalo mais razoável seria a parte superior do mesmo, isto é, a inflação deveria estar entre 234,40 e 677,43%.

A seguir, apresentam-se os resultados deste exercício utilizando-se uma abordagem alternativa: a dos Modelos Estruturais de Séries Temporais.

4 — PREVISÕES DO IPCA VIA MODELOS ESTRUTURAIS

A principal desvantagem dos modelos ARIMA é a sua característica de tratar os diversos componentes da série como fixos ao longo do tempo. Por exemplo, se o componente de tendência nos modelos de Box e Jenkins é suposto como linear, este crescerá sempre a uma taxa fixa. Isto parece pouco provável quando se utiliza a série do IPCA, pois o Plano Cruzado fez com que a tendência desta série, pelo menos nos primeiros meses, fosse reduzida consideravelmente.

Dever-se-ia, portanto, ter modelos que pudessem se adaptar a estas mudanças do nível da tendência, assim como mudanças do padrão sazonal. A classe de modelos que tem esta característica é chamada de Modelos Estruturais de Séries Temporais¹⁸.

A idéia desta modelagem é tratar uma série temporal com soma (ou produto) de cada um dos componentes da mesma, a saber, de tendência, de ciclo, de sazonalidade e irregular. Desta forma, a série temporal está na sua forma estrutural, no sentido econométrico, e pode-se mostrar que a forma reduzida é um modelo ARIMA. Portanto, tem-se uma racionalidade para a utilização dos modelos ARIMA de Box e Jenkins. Ao se escrever uma série temporal em forma

estrutural, informações *a priori* são usadas para se especificar cada um dos componentes, implicando um modelo com maior aderência aos dados e principalmente menor variabilidade. Isto se deve à utilização de informação *a priori* para se especificar os componentes do modelo, diminuindo-se portanto, a variância das estimativas.

O componente de tendência em vez de ser global, é modelado de forma local. Por exemplo, em vez de adotar como hipótese uma tendência linear global, isto é, uma reta para todo o período amostral, supõe-se que o nível e a taxa de crescimento desta reta variam suavemente ao longo do tempo, ou seja, tem-se uma tendência linear local¹⁹. O componente sazonal no modelo *airline* de Box e Jenkins é bastante semelhante àquela suposto no modelo estrutural²⁰. O componente de ciclo, no modelo estrutural, é especificado para captar as flutuações de longo prazo da série. A especificação deste componente é tal que a sua forma reduzida corresponde a um modelo ARMA(2,1), onde as raízes do polinômio auto-regressivo são complexas com módulo igual ao coeficiente de amortecimento do ciclo. A racionalidade deste modelo é dada pelo componente auto-regressivo, já que um AR(2) com raízes complexas pode ser escrito com soma de senóides e co-senóides que geram movimentos cíclicos. A introdução do componente MA(1) permite que este ciclo varie ao longo do período amostral, dado que este componente funciona como um realimentador dos "choques" estocásticos.

Partiu-se do modelo estrutural geral, isto é:

$$Y_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \epsilon_t \quad (4.1)$$

onde μ_t é o componente de tendência, ψ_t o de ciclo, γ_t o de sazonalidade e ϵ_t o irregular, que é tal que $\epsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_t^2)$.

¹⁷Uma hipótese "otimista" com relação ao gatilho é que o seu disparo implica um aumento de 11% nos preços, dado que a mão-de-obra na indústria representa 55% dos custos variáveis. Mas supondo que este aumento da folha salarial é totalmente repassado aos preços, é razoável assumir que o novo nível da taxa vá para 20%.

¹⁸Para uma descrição destes modelos, tanto com a abordagem Bayesiana quanto clássica, ver Migon e Pereira (1986).

¹⁹Um modelo possível seria permitir que o nível, α , e a taxa de crescimento, β , da tendência variassem segundo um *random walk*. Este tipo de modelo é inadequado, já que gera descontinuidade na função. Pode-se mostrar, ver Harvey e Pereira (1987), que o modelo que será adotado aqui induz continuidade na função de previsão.

²⁰Para uma descrição de como definir os componentes de tendência e de sazonalidade em modelos estruturais, ver Harvey e Pereira (1987).

É possível, através deste tipo de modelagem, como subproduto, estimar cada um dos componentes da série²¹. Estimou-se o modelo (4.1) para o período 1980.I a 1986.XII sem o componente de ciclo²². Os resultados foram²³:

$$\sigma_{\epsilon}^2 = 2.5313 (0,4898)$$

$$\sigma_{\gamma}^2 = 0,1906 * 10^{-2} (0,6877) * 10^{-2}$$

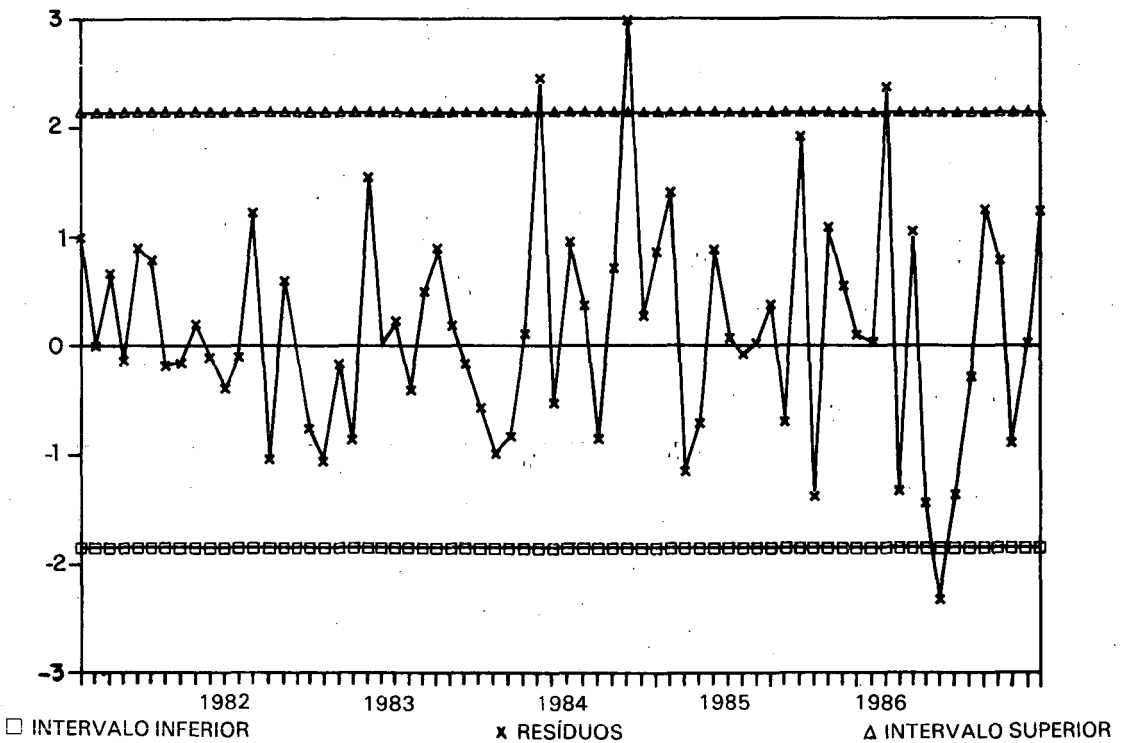
$$\sigma_{\beta}^2 = 0,6218 * 10^{-5} (0,8794 * 10^{-05})$$

$$\sigma_{\mu}^2 = 0,5687 * 10^{-1} (0,6749 * 10^{-1})$$

Observa-se que os componentes de nível, de taxa de crescimento da tendência (isto é, σ_{μ}^2 e σ_{β}^2) e de sazonalidade (isto é, σ_{γ}^2) não apresentam variâncias estatisticamente diferentes de zero, mas optou-se por mantê-los, dado que, ao se retirar o componente de sazonalidade, a aderência do modelo piora²⁴.

Os resíduos foram testados para normalidade e não se rejeitou esta hipótese²⁵. Pelo gráfico abaixo, dos resíduos padronizados,

GRÁFICO 1
RESÍDUOS PADRONIZADOS



²¹ Esta é outra das vantagens da modelagem estrutural, já que através do algoritmo de suavizamento [para uma descrição teórica deste algoritmo ver Migon e Pereira (1986) e para uma aplicação ver Pereira (1986)], pode-se obter a "melhor" estimativa dos componentes (não observados) da série. É possível portanto, recompor os componentes de tendência, sazonalidade e ciclo de série.

²² Tentou-se, inicialmente, o modelo geral (4.1), mas as estimativas do componente de amortecimento do ciclo e da variância do componente de sazonalidade implicavam um ciclo não-estacionário e uma sazonalidade determinística. Optou-se, então, por excluir o componente de ciclo, o que é razoável pelo fato de se ter somente cinco anos de dados mensais.

²³ Para este tipo de modelo são apresentados como resultados as variâncias dos erros de cada um dos componentes. Para uma descrição do método de estimação, ver Migon e Pereira (1986).

²⁴ Pode-se definir, para modelos estruturais, uma estatística semelhante ao coeficiente de determinação de uma regressão, isto é, R^2 , que neste caso é definido utilizando-se resíduos recursivos, que são calculados através da previsão um passo à frente. E é comparando estes valores que se julga a aderência dos modelos.

²⁵ Os testes de normalidade são: de *skewness*, cuja estatística teve o valor de 1,3807; de *kurtosis*, com valor de 0,4243; e normalidade propriamente dita, que testa simultaneamente *skewness* e *kurtosis* e cujo valor foi de 1,8050. Estas estatísticas têm distribuições Chi-quadrado com graus de liberdade 1, 1 e 2, respectivamente.

observa-se que os meses de 1984.I, 1984.VII, 1986.I e 1986.III são os que apresentam valores extremos, isto é, estão fora de dois desvios padrão; para o mês de 1984.I, o valor extremo é decorrência dos Decretos-Leis n.ºs 2.024, 2.025 e 2.065 para a política de reajustes salariais; para o mês de 1984. VII, uma possível justificativa para este valor seria o expurgo feito no índice; e, para os meses de 1986.I e 1986.III, as mudanças nos patamares da inflação (no primeiro, para cima, e, no segundo, para baixo) justificam os valores extremos observados.

Testou-se também a independência dos resíduos através da estatística de Q de Box e Pierce e não se rejeitou esta hipótese. O gráfico dos resíduos padronizados apresenta um aumento na variância dos mesmos, principalmente a partir de 1984, o que é confirmado através do teste de heterocedasticidade²⁶, já que a hipótese de variância constante é rejeitada²⁷.

Embora se tenha consciência de que o modelo não passa por todos os testes estatísticos a que foi submetido, utilizou-se o

mesmo para prever a inflação para 1987. As previsões, com os respectivos Intervalos de Confiança, encontram-se na Tabela 6, abaixo.

A inflação acumulada foi de 275,12%, na média, com um Intervalo de Confiança de 148,32 a 460,41%. Comparando-se estes resultados com os do modelo ARIMA correspondente, observa-se que:

1) pela Tabela 2, a previsão da inflação acumulada para 1987, utilizando-se o modelo ARIMA (3.2.2), era de 110,28%, na média, com um Intervalo de Confiança de -29,53%, 470,36%, valores que correspondem a uma inflação mensal de 6,42%, na média, com um Intervalo de Confiança de -2,87%, 15,61%;

2) para o modelo estrutural (3.1), os valores previstos para 1987 correspondem a uma inflação mensal, na média, de 11,66%, com um Intervalo de Confiança de 7,87%, 15,45%;

3) mesmo considerando-se somente a parte superior do Intervalo de Confiança para o modelo ARIMA, chega-se a 110,28%, 470,36%, que nos parece subestimado; e

TABELA 6
PREVISÃO PARA O ANO DE 1987
Usando o Modelo Estrutural

ANO	PREVISÃO	DESVIO PADRÃO	INTERVALO INFERIOR	INTERVALO SUPERIOR
87.I	11,591	1,7689	8,0532	15,1288
87.II	11,493	1,8022	7,8886	15,0974
87.III	11,339	1,8325	7,6739	15,0041
87.IV	11,191	1,8574	7,4763	14,9057
87.V	11,112	1,8762	7,3597	14,8643
87.VI	11,146	1,8903	7,3654	14,9266
87.VII	11,307	1,9022	7,5026	15,1114
87.VIII	11,574	1,9146	7,7448	15,4032
87.IX	11,898	1,9300	8,0379	15,7581
87.X	12,215	1,9508	8,3135	16,1165
87.XI	12,464	1,9781	8,5079	16,4202
87.XII	12,599	2,0117	8,5756	16,6224
ACUMULADA PARA 1987	275,12		148,32	460,41

²⁶Este teste verifica se a variância dos resíduos é constante ao longo do período amostral. A estatística do teste tem uma distribuição F que, neste caso, tem valor crítico de 2,07, dado que é uma F (22,22).

²⁷Uma possível correção seria supor que a variância dos erros varia com o nível da série do instante anterior. No estágio atual do programa utilizado para estimar modelos estruturais, tal correção não é possível. Uma alternativa seria a utilização de um modelo Bayesiano de previsão que permite modelar a variância em função do nível da série, ver Brasil e Migon (1986).

As projeções para 1987.III e 1988.II são apresentadas na Tabela 7.

Tem-se uma inflação acumulada para 1987, supondo 1987.I e 1987.II como "observados", de 326,78%, com um Intervalo de Confiança de 196,71%, 505,83%, que corresponde a uma taxa mensal de 12,85%, na média, com um intervalo de 9,05%, 16,20%. Comparando-se com os resultados do modelo ARIMA correspondente, observa-se que:

1) o Intervalo de Confiança para o modelo ARIMA tem uma dispersão muito grande, mesmo quando só se considera a parte superior do intervalo; e

2) as taxas mensais de inflação previstas pelo modelo ARIMA, considerando-se somente a parte superior do Intervalo de Confiança, estão entre 10,58 e 18,64%, apresentando também uma dispersão maior do que as obtidas pelo modelo estrutural, entre 12,85 e 16,20%.

5 – CONCLUSÕES

Apresentaram-se neste trabalho alguns exercícios de previsões da taxa de inflação para 1987, que foram feitas utilizando-se modelos ARIMA e Modelos Estruturais de

Séries Temporais. Para os primeiros, o modelo base foi o *airline* de Box e Jenkins, enquanto que, para os modelos estruturais, partiu-se do modelo geral, verificando-se que, após alguns testes, o melhor modelo para os dados era do tipo tendência + sazonalidade.

As previsões para os modelos apresentavam os seguintes padrões:

1) os modelos ARIMA tendem a subprever a taxa de inflação se a amostra terminar em 1986.XII, enquanto que, para os modelos estruturais o Intervalo de Confiança para as previsões está mais próximo da realidade;

2) considerando-se somente a parte superior dos intervalos de previsão, observa-se que, para os modelos ARIMA, é 110,28%, 470,36%, enquanto que para os modelos estruturais é de 275,62%, 460,51%, o que nos parece razoável;

3) adotou-se, então, os meses de 1987.II como "observados"; a previsão da taxa de inflação acumulada para 1987, condicionada a estes dois meses, foi de 234,40%, com um Intervalo de Confiança de 34,58%, 677,43%, para o modelo ARIMA, e de 326,78%, com um Intervalo de Confiança de 196,71%, 505,83%, para o modelo estrutural;

TABELA 7
PREVISÃO PARA O ANO DE 1987
COM 87.I E 87.II "OBSERVADOS"
Usando o Modelo Estrutural

ANO	PREVISÃO	DESVIO PADRÃO	INTERVALO INFERIOR	INTERVALO SUPERIOR
87.III	12,731	1,8643	9,0024	16,4596
87.IV	12,103	1,9288	8,2455	15,9605
87.V	11,555	1,9822	7,5906	15,5194
87.VI	11,271	2,0168	7,2373	15,3046
87.VII	11,364	3,0343	7,2954	15,4326
87.VIII	11,848	2,0416	7,7648	15,9312
87.IX	12,629	2,0452	8,5387	16,7193
87.X	13,537	2,0492	9,4386	17,5859
87.XI	14,366	2,0588	10,2483	18,4837
87.XII	14,931	2,0833	10,7644	19,0976
88.I	15,119	2,1330	10,8531	19,3849
88.II	14,916	2,2116	10,4926	19,3393
ACUMULADA PARA 1987	326,78		196,71	505,83

4) mesmo considerando-se somente as partes superiores dos intervalos de confiança, os resultados para o modelo estrutural são mais razoáveis; e

5) considerando-se somente as partes superiores dos Intervalos de Confiança, as taxas mensais de inflação para 1987 ficam entre 10,58 e 18,64% para o modelo ARI-MA e entre 12,85 e 16,20% para o modelo estrutural.

6 — POST SCRIPTUM

Com a divulgação dos índices de janeiro, fevereiro, março, abril e maio de 1987, reestimou-se o modelo estrutural. A previsão para a taxa de inflação acumulada para 1987 foi de 785,14% com um Intervalo de Confiança de 408,66%, 1375,79%. A taxa mensal média de 19,93, com um intervalo de 14,52%, 25,15%. Os resultados para as previsões da taxa de inflação para os meses de 1987 estão apresentados na Tabela 8 e no Gráfico 3.

Cabe notar que, devido à aceleração inflacionária dos últimos meses, a incerteza traduz-se no modelo pelo aumento das variâncias de predição acarretando intervalos de confiança com uma variabilidade muito grande. Considerando-se a previsão para 1987.VI, é possível que esta avaliação seja otimista, dado que o próprio IBGE divulgou uma previsão acima do intervalo superior, que é de 26,65%.

Caso o Plano Bresser não tivesse sido declarado, estas previsões deveriam servir de alerta aos tomadores de decisão, uma vez que, se a economia continuasse descontrolada, seria bem possível que uma taxa acumulada de 1.375,79%, que é o intervalo superior das previsões obtidas, fossem otimistas.

Com a declaração do Plano Bresser foi possível reduzir a atual tendência da taxa de inflação. Esperava-se que a taxa de inflação se estabilizasse num novo patamar de 3%. Fez-se uma intervenção nas previsões, permitindo que o nível e a taxa de crescimento da tendência fossem reduzidas²⁹. Como após noventa dias de congelamento voltará

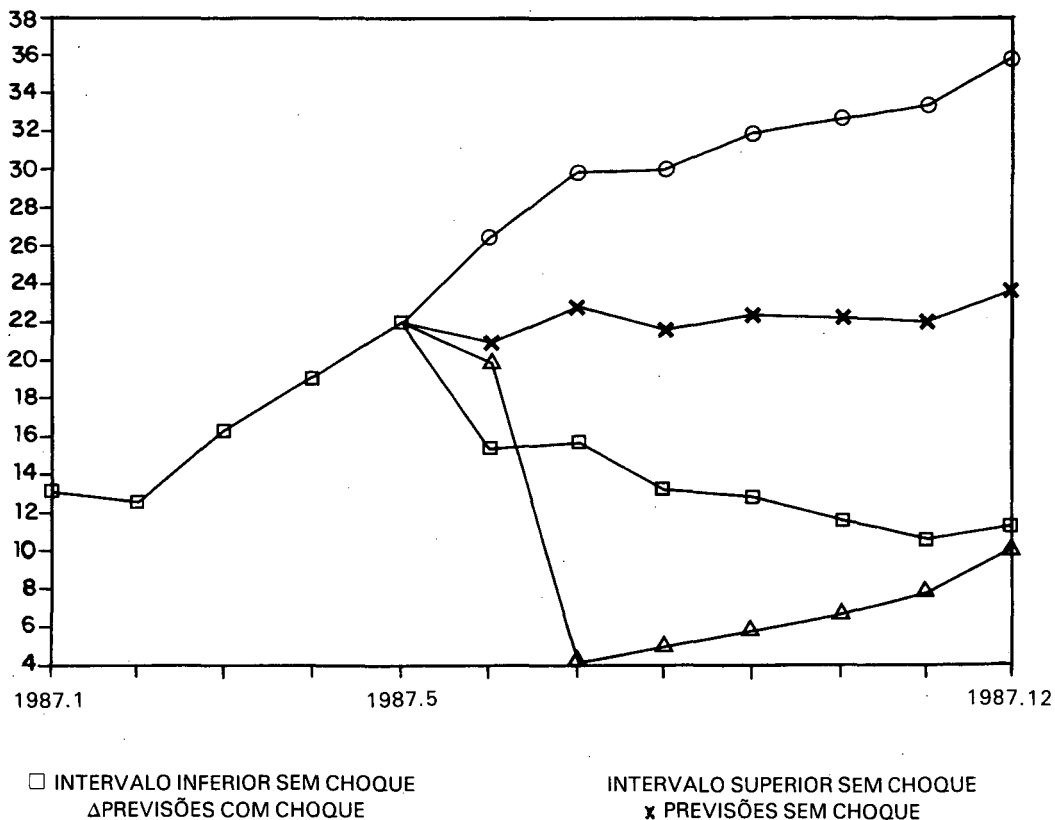
TABELA 8
PREVISÃO PARA O ANO DE 1987
COM 87.I, 87.II, 87.III, 87.IV E 87.V OBSERVADOS

Usando o Modelo Estrutural

ANO	PREVISÃO	DESVIO PADRÃO	INTERVALO INFERIOR	INTERVALO SUPERIOR
87.I	13,2150	—	—	—
87.II	12,6400	—	—	—
87.III	16,3700	—	—	—
87.IV	19,1000	—	—	—
87.V	22,09	—	—	—
87.VI	21,070	2,7886	15,4928	26,6472
87.VII	22,937	3,5748	15,7874	30,0866
87.VIII	21,772	4,2215	13,329	30,215
87.IX	22,494	4,7795	12,935	32,053
87.X	22,278	5,2788	11,7204	32,8356
87.XI	22,150	5,7349	10,6802	33,6198
87.XII	23,696	6,1573	11,3814	36,0106
ACUMULADA PARA 1987	785,14		408,66	13,7579

²⁹Este exercício foi feito logo após a divulgação do índice de junho. O Gráfico 3 apresenta os resultados denotados por p.c.c. (previsões com choque).

GRÁFICO 3
PREVISÃO DO IPCA
Com 1987.1 até 1987.5 observados



a flexibilização dos preços, assumiu-se uma nova intervenção em outubro, que permitiu uma recuperação no nível e na taxa de crescimento da tendência. A previsão da taxa de inflação acumulada para 1987 foi, neste

caso, de 282,79%, o que dá uma taxa de 4,27; 5,17; 5,98; 6,87; 7,96; 10,17 para os meses de julho, agosto, setembro, outubro, novembro, dezembro, respectivamente.

BIBLIOGRAFIA

- BOX, G. E. P. ; JENKINS, G. M. *Time series analysis: forecasts and control*. San Francisco, Holden-Day, 1976.
- BRASIL, G. H. ; MIGON, H. S. *Modelagem estrutural e previsão bayesiana: uma aplicação e comparação com modelos ARIMA*. Anais do VIII Encontro Brasileiro de Econometria, p. 413-40.
- _____; _____; SOUZA, R. C.; PORTUGAL, S. *Modelos de previsão para séries de produção e preços: metodologia bayesiana e Box e Jenkins para séries temporais*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1986 (Texto para Discussão Interna, 92).
- GRANGER, C. W. J. *Forecasting in business and economics*. New York, Academic Press, 1980.
- HARVEY, A. C. ; PEREIRA, P. L. V. *Trend, seasonality and seasonal adjustment*. Artigo apresentado no Seminar in Applied Statistics: "Statistical Methods for Cyclical and Seasonal Analysis", Mar del Plata, Argentina, 1987.
- MIGON, H. S. ; PEREIRA, P. L. V. *Modelagem estrutural: abordagem bayesiana e clássica*. Texto do curso do I Encontro Regional de Econometria da Região Sul. Santa Maria, RS, 1986.
- PEREIRA, P. L. V. Estimação do hiato do produto via componentes não observados. *Revista de Econometria*, v. 6, n° 2, p. 47-68, nov. 1986.

RESUMO

Os métodos de previsão de inflação podem ser divididos em dois grupos: Planilhas de Cálculo e *Model-Based*. Este artigo apresenta uma descrição destes dois grupos de métodos. Na classe dos *Model-Based* duas metodologias são descritas: modelos globais do tipo Box e Jenkins e modelos locais do tipo Estrutural. Argumenta-se que os modelos estruturais têm uma performance superior aos modelos do tipo Box e Jenkins, devido a sua característica local que permite uma adaptação mais rápida a mudanças estruturais como as que ocorreram durante o período do Plano Cruzado.

ABSTRACT

Methods for predicting inflation could be divided into two groups: Worksheet and Model-Based. In the Model-Based class, two methodologies are presented: global models (Box and Jenkins) and local models (Structural Models). The Structural Models, to predict inflation, perform better than the Box and Jenkins's models because they adapt more quickly to structural changes as has been the case after the Cruzado Plan.