

ipea

Instituto de Planejamento Econômico e Social

IPLAN

Instituto de Planejamento

Texto para Discussão
nº 9

Uma Análise de Intervenção Aplica
cada ao INPC

Carlos Henrique Motta Coelho e
Moysés Tenenblat

Junho de 1989

Instituto de Planejamento - IPLAN

Texto para Discussão
nº 9

Uma Análise de Intervenção Aplica
da ao INPC

Carlos Henrique Motta Coelho e
Moysés Tenenblat

Junho de 1989

O Instituto de Planejamento Econômico e Social (IPEA) é uma fundação vinculada à Secretaria de Planejamento e Coordenação da Presidência da República (SEPLAN/FR), composta pelo Instituto de Planejamento (IPLAN), Instituto de Pesquisas (INPES) e Centro de Treinamento para o Desenvolvimento Econômico (CENDEC).

Ministro do Planejamento:	João Batista de Azevedo
Presidente do IPEA:	Ricardo Luís Santiago
Diretor do IPLAN:	Flávio Rabelo Versiani
Diretores-Adjuntos:	Francisco Almeida Biato e Solon Magalhães Vianna

Coordenadoria de Agricultura e Abastecimento:	José Garcia Gasques
Coordenadoria de Educação e Cultura:	Divonzir Artur Gusso
Coordenadoria de Emprego e Salários:	Ana Amélia Camarano
Coordenadoria de Desenvolvimento Regional:	Clando Yekomizo
Coordenadoria de Desenv. Urbano e Meio Ambiente:	Edgar Bastos de Souza
Coordenadoria de Indústria e Tecnologia:	Michael Wilberg
Coordenadoria de Minas e Energia:	Michael Wilberg (respondendo)
Coordenadoria de Planejamento Macroeconômico:	Eduardo Felipe Ohana
Coordenadoria de Saúde e Previdência Social:	Maria Emília R. M. de Azevedo
Coordenadoria do Setor Externo:	Renato Coelho Baumann das Neves
Coordenadoria de Transportes e Comunicações:	Charles Leslie Wright

Setor de Documentação:	Norma Stenzel
Setor de Processamento de Dados:	José Adalberto de Paula Ferreira
Assessoria Editorial:	Maria Lúcia Casasanta Brúzzi

Comitê Editorial do IPLAN:

- . Flávio Rabelo Versiani - Presidente
- . Carlos Monteiro Villa Verde
- . Divonzir Gusso
- . Edgar Bastos de Souza
- . Eduardo Felipe Ohana
- . Maria Lúcia Casasanta Brúzzi
- . Solon M. Vianna

Tiragem:..... exemplares

Este trabalho é de responsabilidade do(s) autor(es). As opiniões nele contidas não representam necessariamente o ponto de vista do IPLAN, ou da SEPLAN.

Uma Análise de Intervenção Aplicada ao INPC¹

Carlos Henrique Motta Coelho Moyses Tenenblat ²

¹*Versão ligeiramente modificada de trabalho publicado nos anais do X Encontro Brasileiro de Econometria, Belo Horizonte, M.G., 5 a 7/12/1988.*

²Técnicos da Diretoria Adjunta do IPLAN

SUMÁRIO

Introdução.	3
Tratamento dos dados.	5
A análise de intervenção	18
Conclusão.	24
Referências bibliográficas	29

Abstract

Desenvolve-se um modelo de série temporal para o INPC no período de março de 1979 a julho de 1988. Antes da estimação do modelo a série é submetida a uma transformada de Box-Cox para a eliminação da heteroscedasticidade, tendo-se o cuidado de escolher, usando o método de máxima verossimilhança, o valor do parâmetro λ da transformada. Estimado um modelo provisório, um AR(1), passa-se à fase final, adicionando-se a esse modelo seis variáveis de intervenção. Finalmente, com o modelo completo, projeta-se o valor do índice para o mês de agosto de 1988. Obtem-se uma substancial melhora na projeção quando comparada à realizada com o modelo provisório.

1 Introdução

Na análise de séries temporais, a contribuição de Box e Jenkins [1] é, sem sombra de dúvida, um marco teórico. Além disso, especialmente no que diz respeito às séries de natureza econômica, os modelos do tipo ARIMA— as iniciais das expressões "auto-regressive", "integrated" e "moving average"— têm demonstrado, após mais de uma década, a sua aplicabilidade com grande sucesso na tarefa de realizar projeções de curto prazo ¹.

A despeito disso, os modelos ARIMA têm sido objeto de crítica, particularmente nos aspectos: exigência de estacionaridade obtida por diferenciação da série a ser modelada, uma certa dose de subjetividade e conseqüente dificuldade na identificação do número de parâmetros e a não-generalidade do próprio modelo utilizado. Contribuições relevantes no sentido de aprimorar esses aspectos, têm sido oferecidas, por exemplo, por Harvey [4], que propõe o uso do modelo denominado estrutural, do qual os ARIMA seriam forma reduzida.

Neste caso, os componentes da série — tendência, sazonalidade e ciclos — são modelados individualmente, não havendo exigência de estacionaridade uma vez que a estimação é realizada com o uso do filtro de Kalman [7].

Muito embora reconheçamos os problemas que cercam os modelos do tipo ARIMA, seus eventuais "rivais", como o exemplo citado dos modelos do tipo estrutural, não parecem ter melhor desempenho. Em um confronto direto, como é o caso de recente trabalho de Harvey e Durbin [5] onde os dois modelos aqui citados são comparados, a diferença entre os dois, em termos de critérios de adequabilidade estatística não é sensível. Na verdade, isto confere uma boa dose de vantagem aos modelos ARIMA não só pela sua menor exigência em termos computacionais, como também pela abundância de "softwares" estatísticos que permitem a estimação dos parâmetros do modelo.

Em outra vertente, a de aperfeiçoamento dos modelos ARIMA, podemos citar contribuições como as de Box e Tiao [2], e Jenkins [6] que tratam de tema que inspirou o presente trabalho, qual seja, a análise de intervenção.

É comum em séries de tempo a ocorrência, durante a evolução da série,

¹Para uma excelente introdução ao assunto vide Nelson, C.R. [8].

de fenômenos que, de algum modo, se caracterizam por serem modificações de ordem estrutural, isto é, provocam na série em estudo, alterações, por exemplo, como as de mudança de patamar ou súbitos movimentos de crescimento ou queda. A série que foi utilizada como objeto de estudo neste trabalho, o INPC no período de março de 1979 a julho de 1988 apresenta algumas intervenções dignas de nota, das quais os dois períodos de congelamento de preços, o Plano Cruzado de março de 1986 a dezembro do mesmo ano e o Plano Bresser de julho a outubro de 1987 são exemplos típicos. Típicos, mas não únicos. A série apresenta ainda outros pontos de intervenção, tais como, uma mudança de coleta no próprio índice em outubro de 1980 com a inclusão de mais três capitais na amostra, a liberação de preços após o Plano Cruzado, etc.

O trabalho identifica e incorpora ao modelo final ao todo seis intervenções ocorridas no período em exame, o que provavelmente não as esgota, mas constitui, a nosso ver, o conjunto das mais importantes.

O exercício é dividido em três partes. As primeiras duas, constantes do item tratamento dos dados, consistem em estimar um modelo provisório, sem as seis intervenções, após tratar os dados de forma que seja eliminada a heteroscedasticidade observada na série. O tratamento, uma transformação de Box-Cox [3], é aplicado à série após a verificação do valor do parâmetro λ , que minimiza a soma dos quadrados dos resíduos para a série estacionária. Em seguida, identificado o modelo ARIMA mais adequado, nesse caso um AR(1), verifica-se que o valor final de λ é também aquele que aproximadamente maximiza a verossimilhança conjunta com os outros parâmetros estimados para o modelo provisório.

O item seguinte, a análise de intervenção, apresenta um conjunto de seis variáveis, todas constituídas de pulsos unitários ao longo dos períodos identificados. O modelo é então reestimado com as variáveis de intervenção, além do termo auto-regressivo de primeira ordem já identificado na fase provisória. Finalmente, conclui-se o exercício com a comparação de resultados obtidos com a projeção do INPC para o mês de agosto de 1988 com os dois modelos aqui apresentados.

Aos adeptos da teoria de que a inflação brasileira é inercial caberia esclarecer que, embora o presente trabalho não vise participar da discussão em torno do tema, certamente o uso de um modelo não causal para "explicar" a evolução no tempo de um índice de preços de algum modo pressupõe a

crença em uma teoria de caráter inercial. Os resultados alcançados parecem corroborar esta crença.

2 Tratamento dos dados

Uma simples inspeção do gráfico 2.1 e do correlograma da série, gráfico 2.2, permite observar que a série a ser analisada não é estacionária. Além disso, os pares [média, variância], vide gráficos 2.3 e 2.4, expõem ainda um outro problema, qual seja, o da heteroscedasticidade ou heterogeneidade da variância da série ao longo do tempo.

A primeira tentativa de eliminar os dois problemas consistiu na aplicação sobre a série, doravante denotada por y_t do logaritmo natural e da primeira diferença. Isto é, a série passaria a ser

$$z_t = \log y_t - \log y_{t-1} \quad (1)$$

ou, usando o operador retardo B , tal que $By = y_{t-1}$, poderíamos escrever finalmente,

$$z_t = (1 - B) \log y_t \quad (2)$$

Esta transformação, no entanto, a julgar pelo correlograma apresentado nos gráficos 2.5 e 2.6, ainda não torna a série estacionária. Por outro lado, a segunda diferença extrai um excessivo conteúdo de informação, como se depreende do correlograma no gráfico 2.7.

Recorreu-se então ao uso da transformada de Box-Cox,

$$z_t = \frac{y_t^\lambda - 1}{\lambda g^{(\lambda-1)}} \quad (3)$$

onde g é a média geométrica da série y_t e λ um parâmetro tal que se, por exemplo, $\lambda \rightarrow 0$, pode-se mostrar que $z = g \log y$. Isto é, a transformação logarítmica é um caso particular da expressão acima indicada.

Deste modo pode-se investigar, variando λ , a transformação que torna a série homogênea e estacionária com a primeira diferença apenas.

Foi escolhido como valor inicial para a etapa de identificação do modelo o valor $\lambda = -0,15$, valor este que corresponde, como se pode observar da Tabela 2.1, ao mínimo da soma de quadrados de resíduos da série transformada e com a primeira diferença.

GRÁFICO 2.1

I N P C

DE 1979M3 A 1988M7

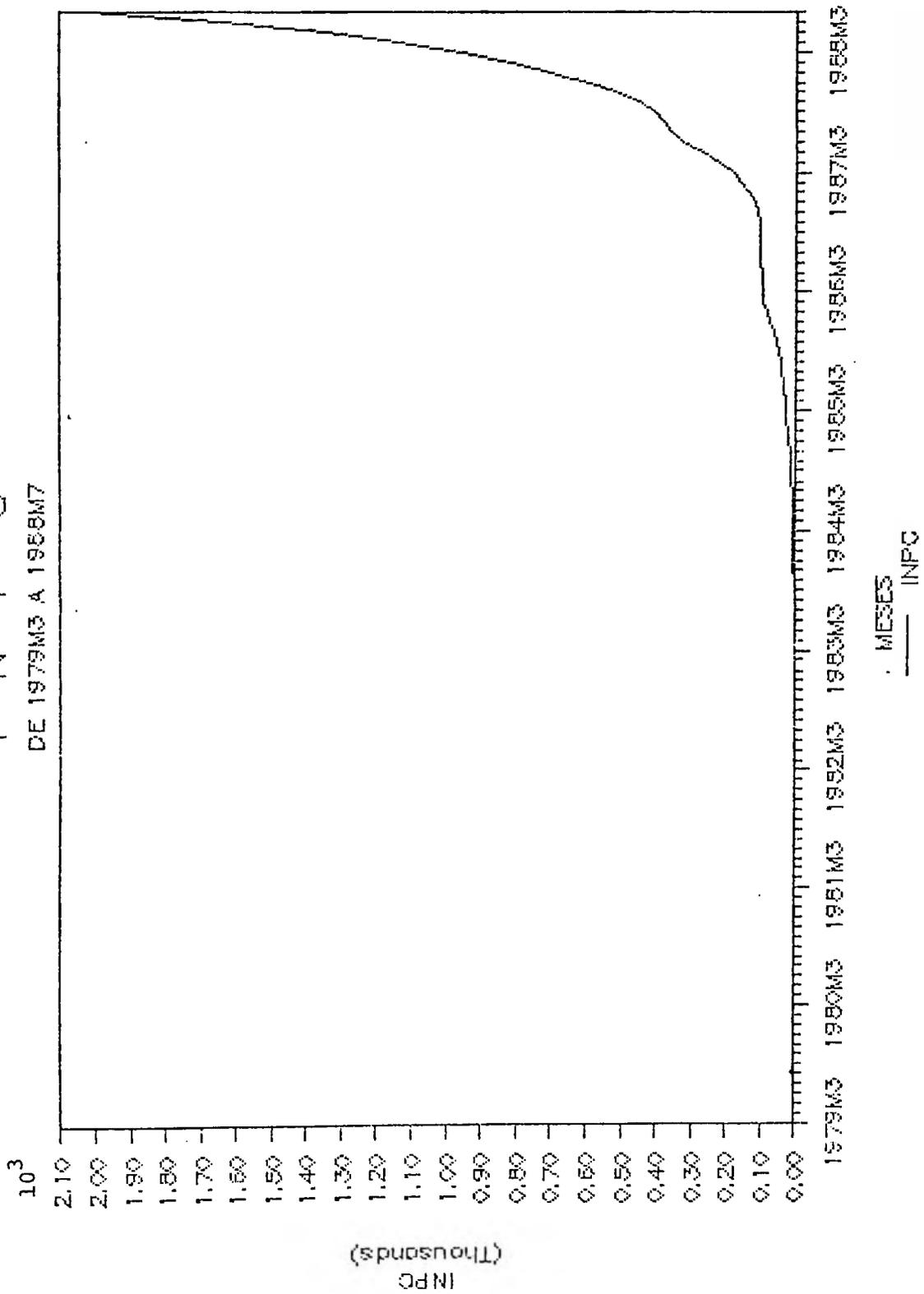


GRÁFICO 2.2

Autocorrelações Estimadas I N P C

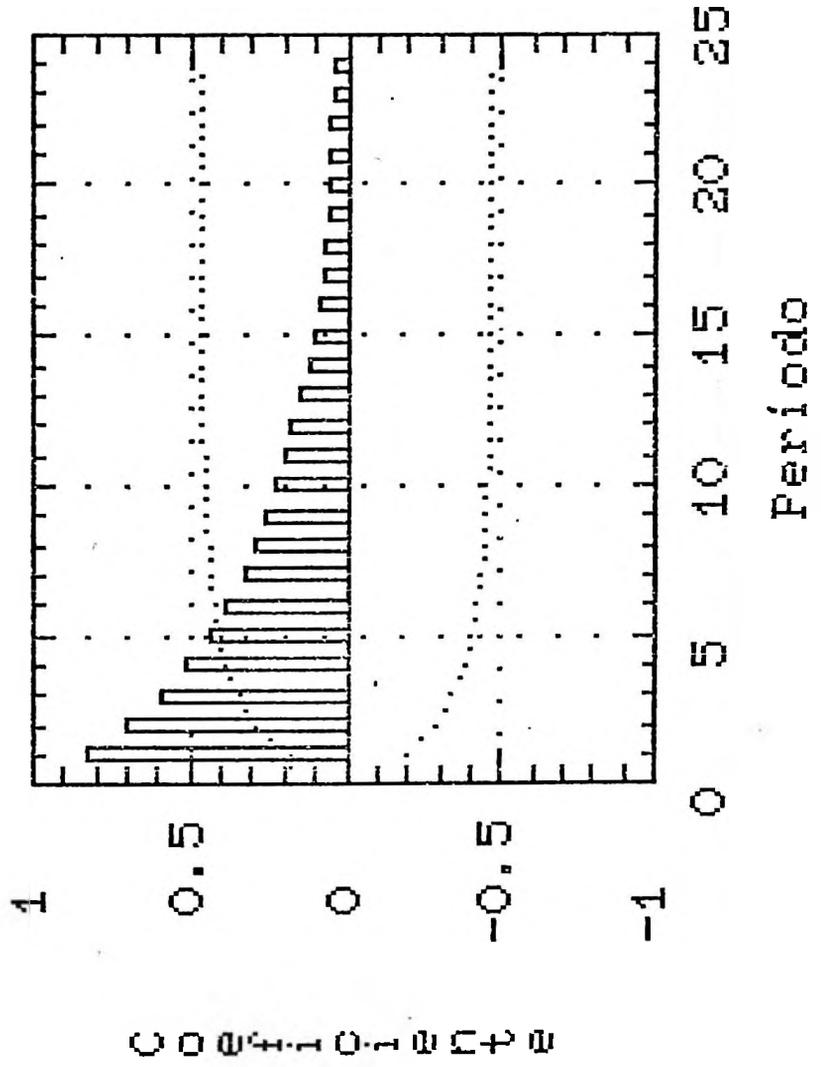


GRÁFICO 2.3

INPC - 1979 a 1983

MÉDIA E DESVIO PADRÃO

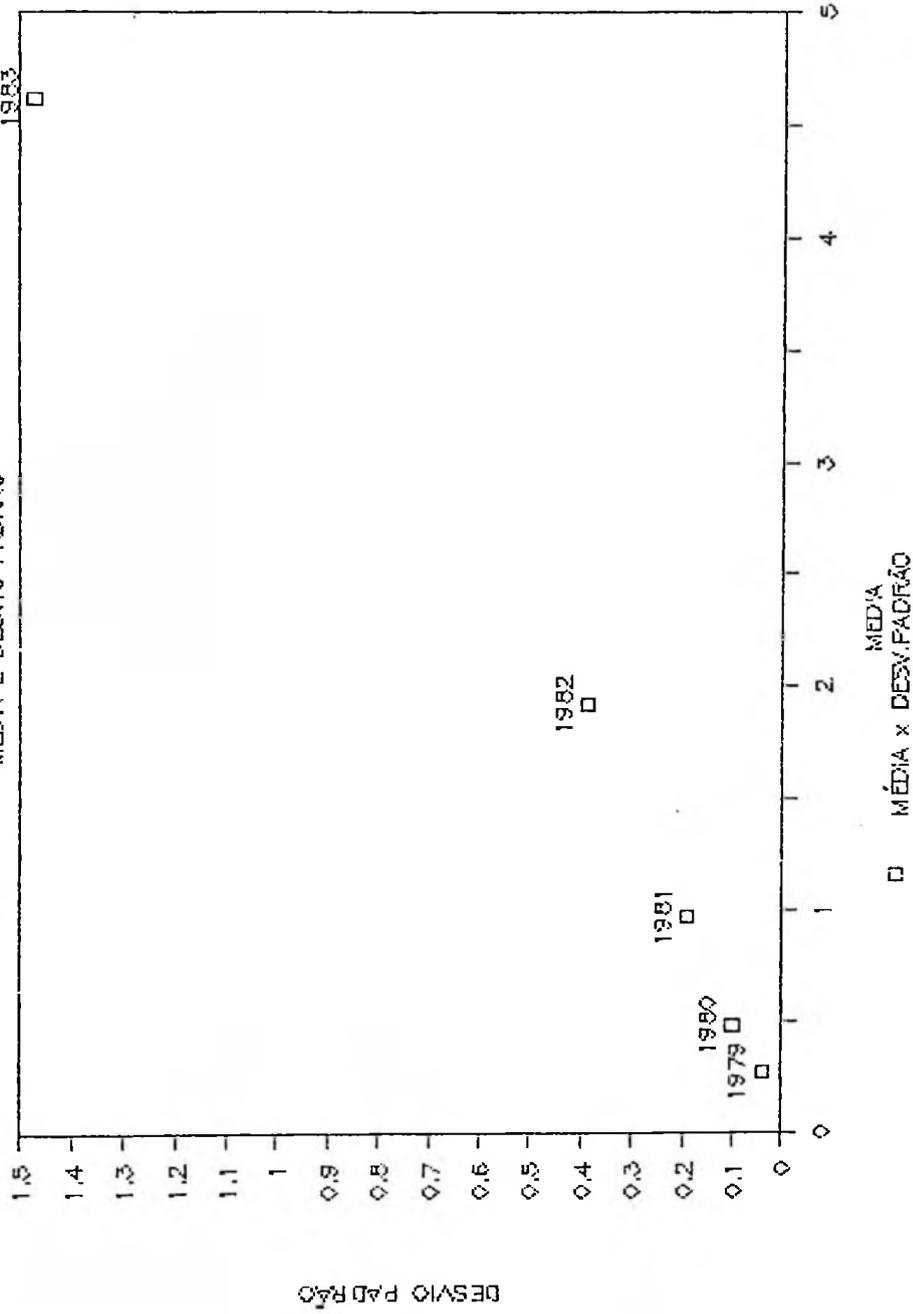


GRÁFICO 2.4

I N P C - 1984 A 1988

MÉDIA E DESV.PADRÃO

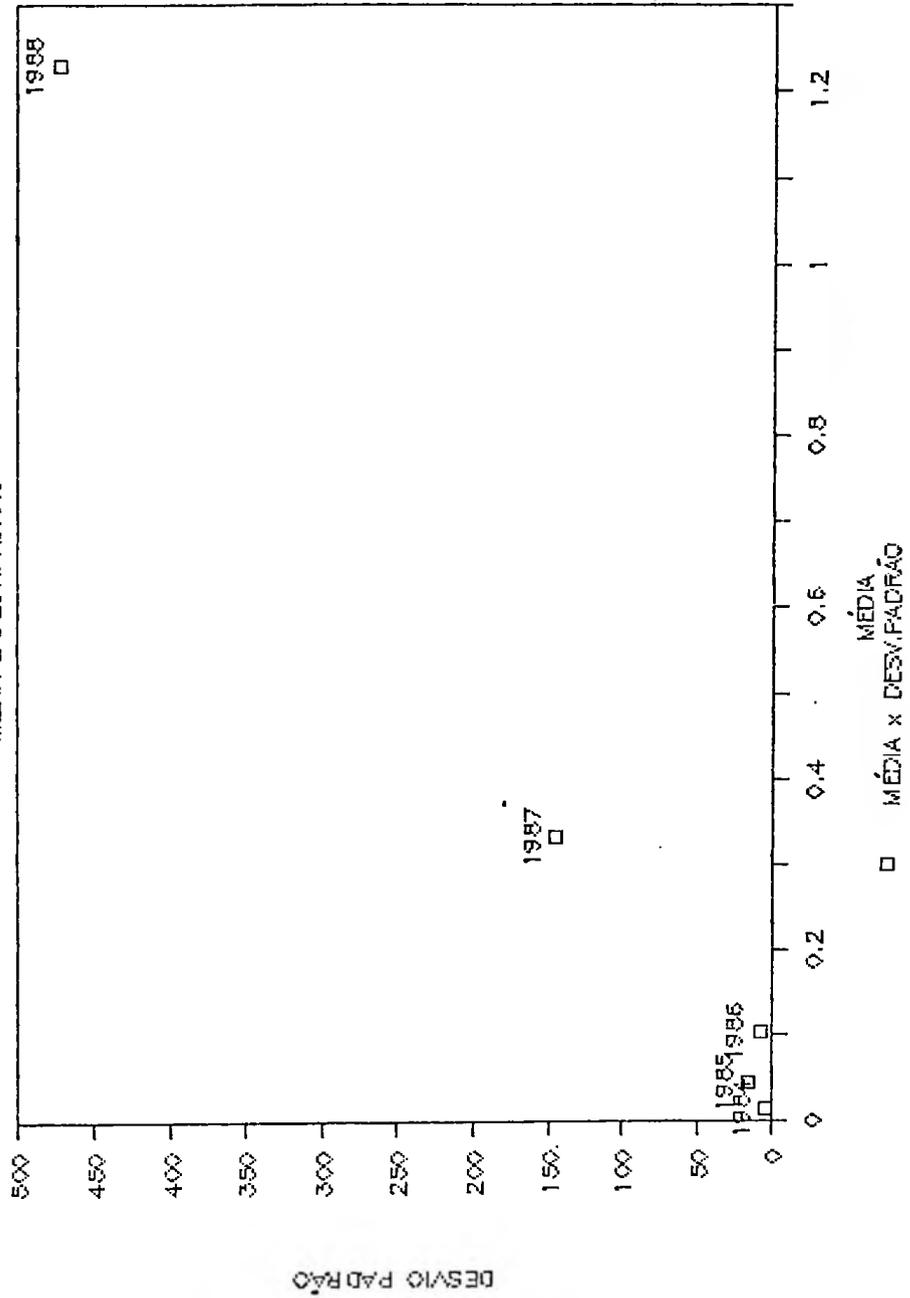


GRÁFICO 2.5

Autocorrelações Estimadas INPC-Log. e primeira diferença

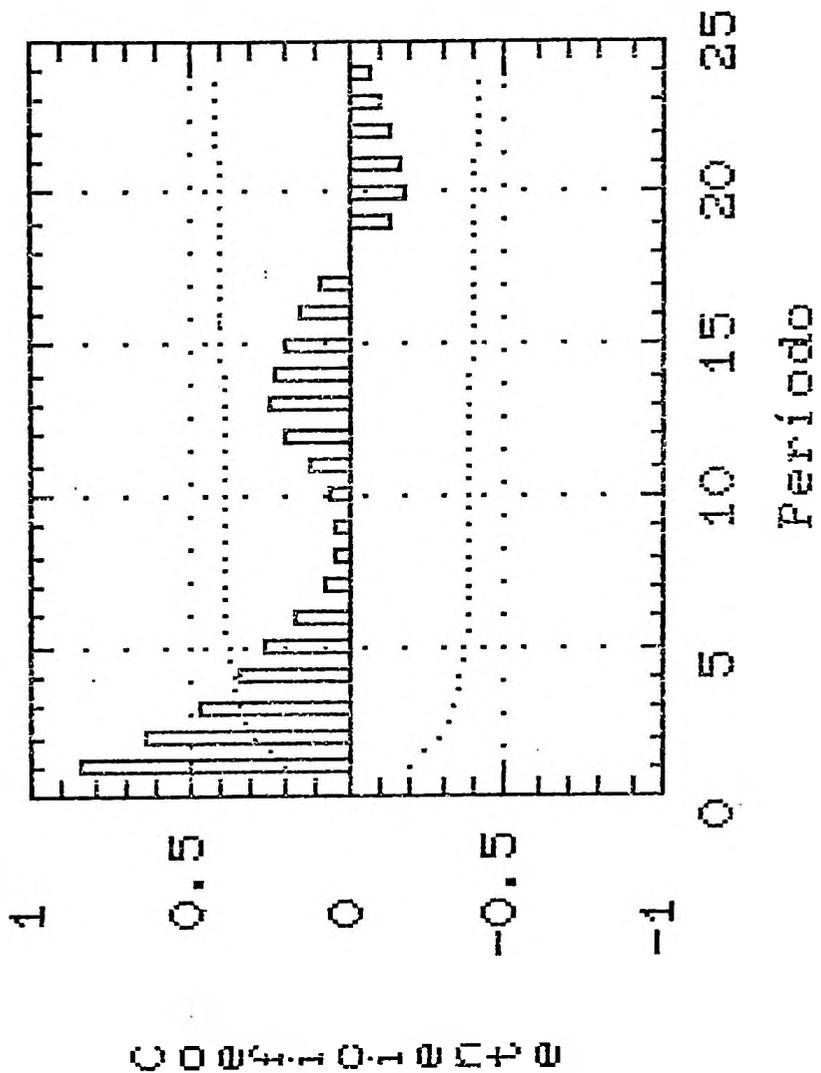


GRÁFICO 2.6

INPC - 1979 A 1988

LOG. E PRIM. DIFERENÇA

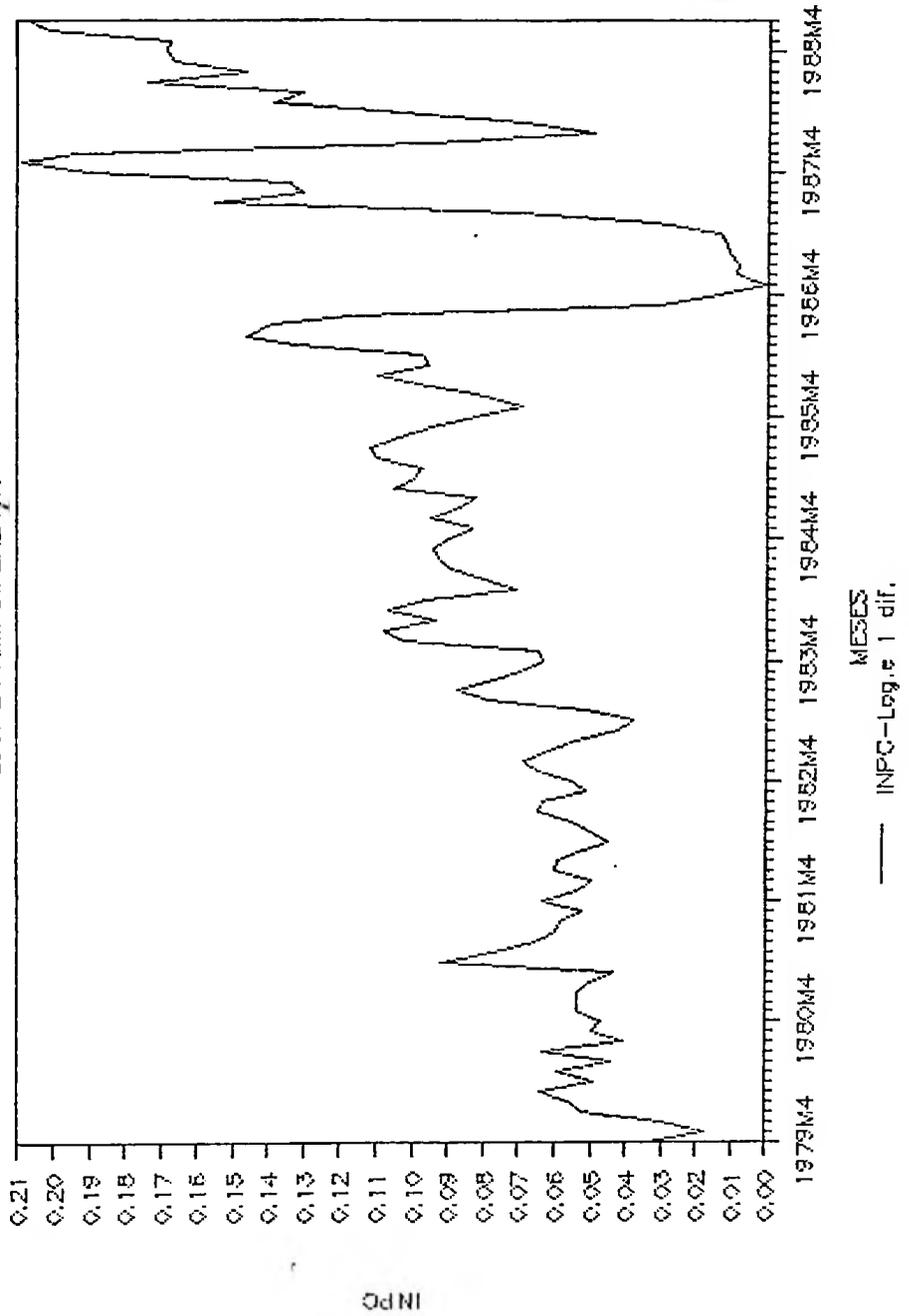


GRÁFICO 2.7

Autocorrelações Estimadas
INPC-Log. e segunda diferença

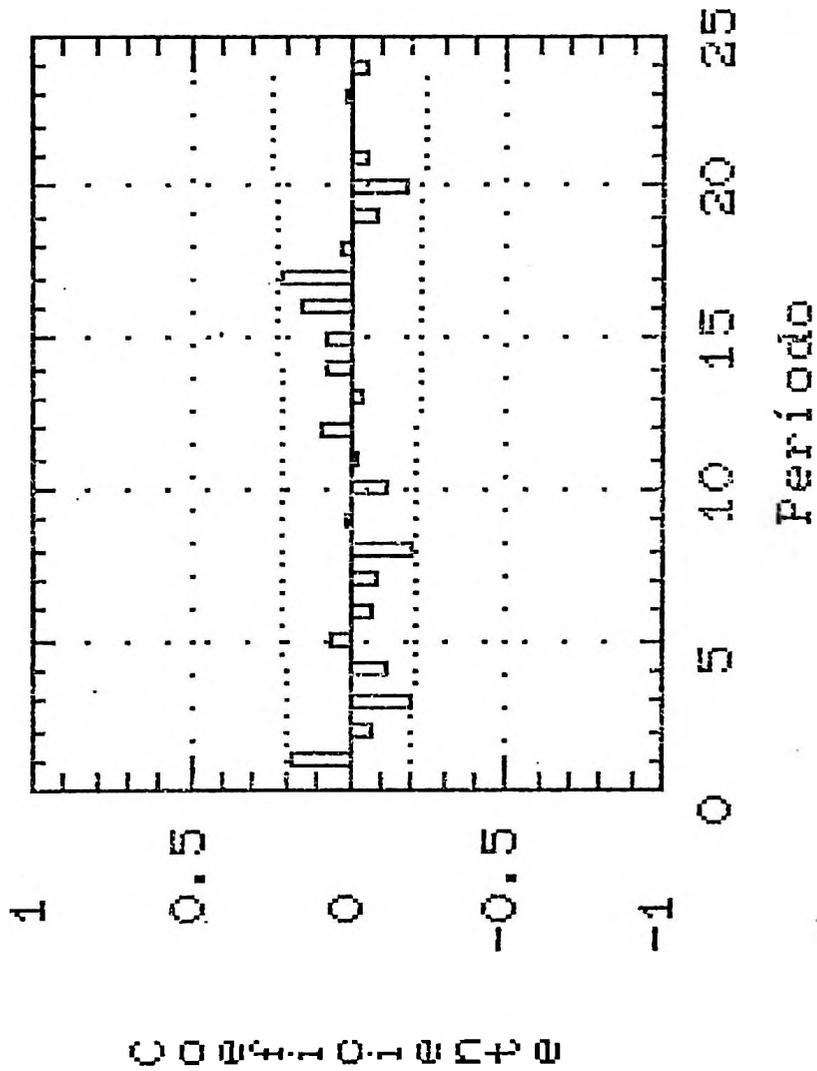


Tabela 2.1
 Valores de λ e da Soma de Quadrados dos
 Resíduos para a série transformada
 e com a primeira diferença
 $(1 - B)z_t = \delta + \epsilon_t \quad (t= 2,3,\dots, n)$

λ	SQR
-0,200	8,357
-0,175	7,463
-0,150	7,110
-0,050	11,876
0,000	19,322

Com este valor de λ observa-se no gráfico 2.8 que a série tornou-se homoscedástica e nos gráficos 2.9 e 2.10 que o modelo adequado é autorregressivo de ordem um (1), normalmente denotado por AR(1), sobre a série

$$w_t = z_t - z_{t-1} \quad t = 2,3,4,\dots,n \quad (4)$$

ou ainda, seguindo a notação sugerida em (2),

$$w_t = (1 - B)z_t \quad (5)$$

A escolha do valor final de λ foi feita após uma “varredura” de valores do parâmetro na faixa $[-0,200-0,200]$ observando-se a variação da soma de quadrados dos resíduos após a aplicação do modelo AR(1) sobre w_t , e escolhendo-se o valor do parâmetro que minimiza aquela soma. Esse valor foi praticamente idêntico ao encontrado na fase inicial.

Assim, o nosso modelo provisório tem a forma:

$$w_t = \delta + \phi w_{t-1} + \epsilon_t, \quad t=2,3,\dots, n \quad (6)$$

ou, usando novamente a notação de (2)

$$(1 - \phi B)w_t = \delta + \epsilon_t \quad (7)$$

e, finalmente aplicando (5) e (3), temos

$$(1 - \phi B)(1 - B)k(y_t^\lambda - 1) = \delta + \epsilon_t, \quad t=2,3,4,\dots, n \quad (8)$$

GRÁFICO 2.8

INPC(Transformado) - 3/1979 A 7/1988

MÉDIA E DESVIO PADRÃO

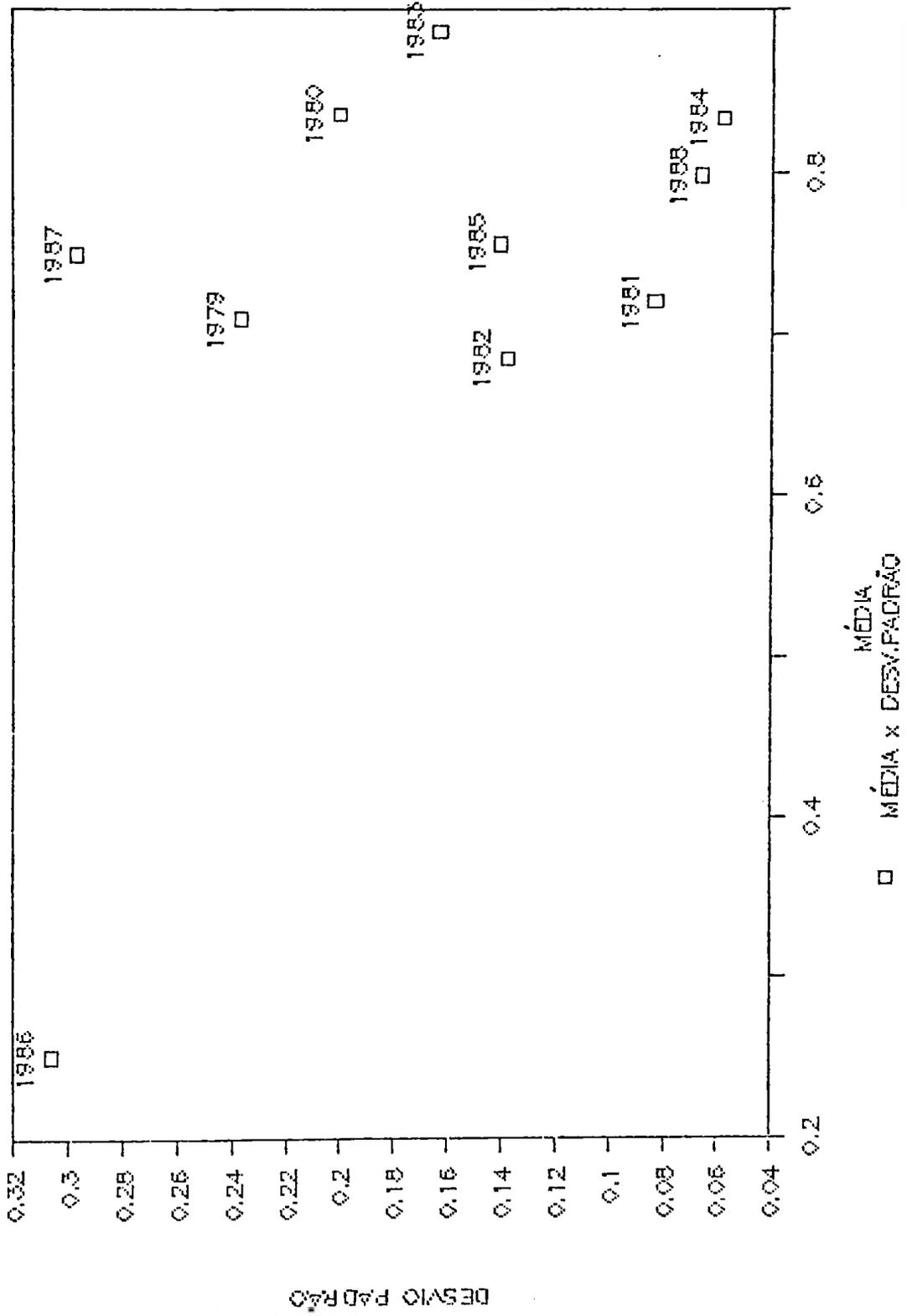


GRÁFICO 2.9

Autocorrelações Estimadas INPC Transf. e prim. diferença

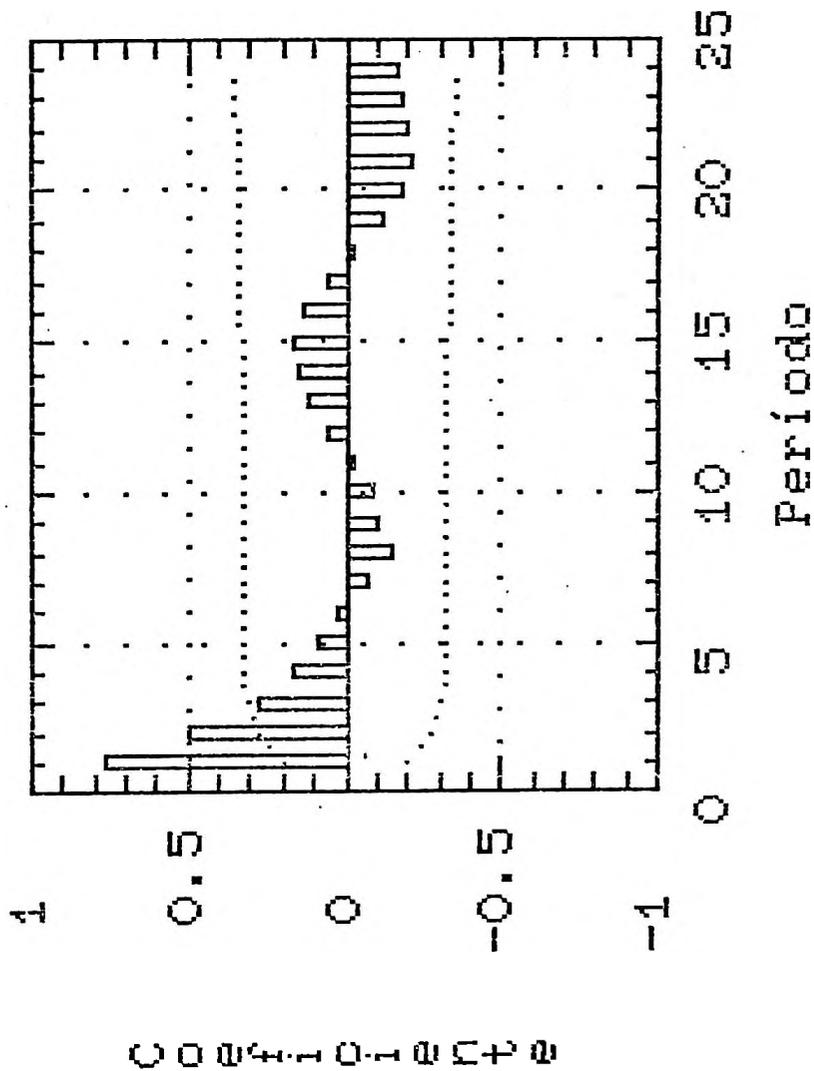
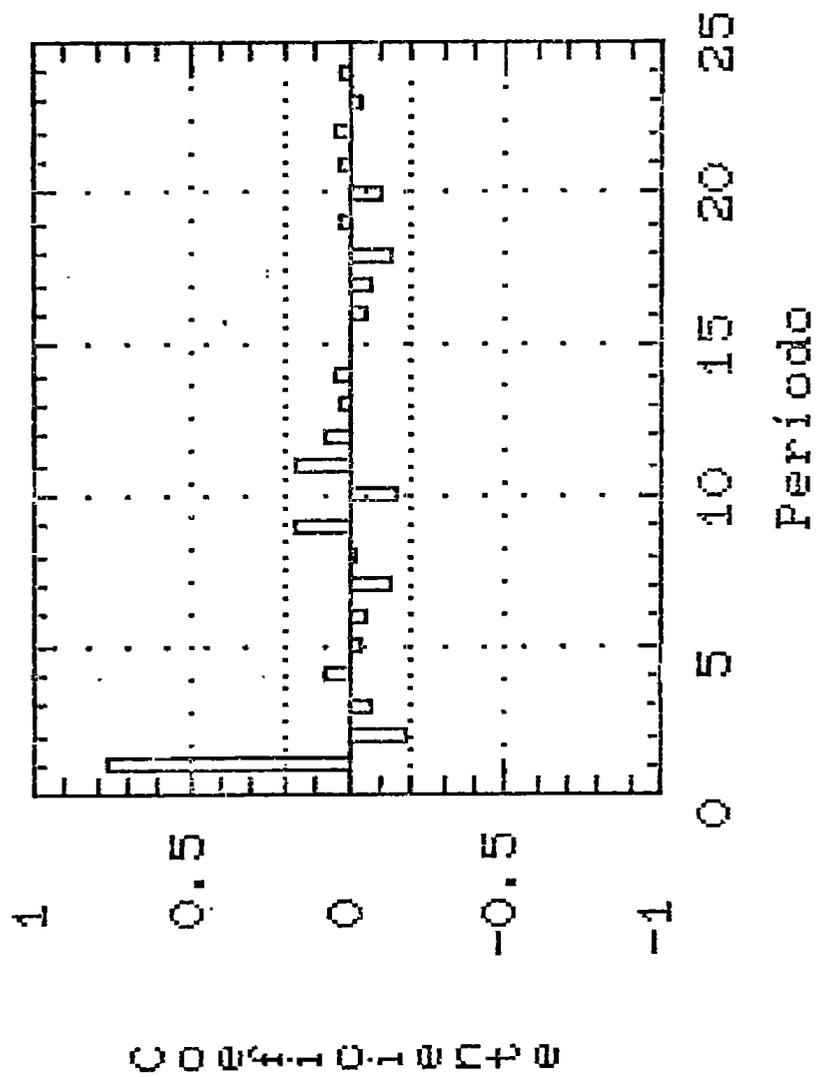


GRÁFICO 2.10

Autocorrelações Parciais Estimadas INPC Trans. e prim. diferença



onde δ , ϕ e ϵ são, respectivamente, uma constante de nível, o parâmetro auto-regressivo e um "ruído branco" e

$$k = \frac{1}{\lambda g^{(\lambda-1)}}$$

Esse procedimento resulta, na realidade, numa aproximada maximização da função de verossimilhança para δ , ϕ e λ , conjuntamente, e permite a utilização de uma transformada específica para a série em uso. Isto garante um melhor ajuste do modelo identificado do que o uso de valores particulares de λ , tais como o valor 0, já mencionado, ou 1/2, que corresponderia aproximadamente a tirar a raiz quadrada dos dados originais.

A tabela abaixo apresenta as estimativas dos coeficientes do modelo (8), δ e ϕ , e da média do processo

$$\mu = E(w_t) = \frac{\delta}{1 - \phi}, \quad t = 2, 3, \dots, n \quad (9)$$

bem como os seus respectivos desvios-padrão e valores de t e p .

Tabela 2.2
Estimativas e Testes para os Parâmetros
do Modelo $w_t = \delta + \phi w_{t-1} + \epsilon_t$

Parâmetro	Estimativa	D. Padrão	t	p
ϕ	0,758	0,062	12,153	0,000
μ	0,710	0,060	17,792	0,000
δ	0,172			

Soma dos quadrados dos resíduos = 3,030

Estimativa da variância de ϵ , $\hat{\sigma}_\epsilon^2 = 0,0275$ com 110 g.l.

Estimativa do desvio padrão de ϵ , $\hat{\sigma}_\epsilon = 0,166$

χ^2_c para as primeiras 20 autocorrelações de resíduos = 17,666

$P(\chi^2 > \chi^2_c)$ sob a hipótese de ruído branco = 0,545.

Dado que os testes confirmam o modelo anteriormente identificado, podemos escrever:

$$\hat{w}_t = 0,172 + 0,758w_{t-1}, \quad t=2,3,\dots,n \quad (10)$$

3 A análise de intervenção

Os gráficos 3.1, 3.2, 3.3 e 3.4 , além do conhecimento factual da história do índice em exame desde a sua criação em março de 1979, permitem concluir pela necessidade de adicionar ao modelo do item anterior as seguintes variáveis, que, com exceção dos meses indicados, assumem o valor 0:

- ζ_1 : pulso de valor 1 em 1979M5;
- ζ_2 : pulsos de valor 1 em 1980M10 e 1980M11;
- ζ_3 : pulsos de valor 1 de 1983M6 a 1983M10;
- ζ_4 : pulsos de valor 1 de 1986M3 a 1986M12;
- ζ_5 : pulsos de valor 1 de 1987M4 a 1987M6;
- ζ_6 : pulsos de valor 1 de 1987M7 a 1987M10.

A inclusão destas variáveis no modelo pode ser justificada do seguinte modo:

ζ_1 : O segundo choque do petróleo acoplado ao dos juros internacionais ao final de 1978 haveria, fatalmente, de provocar um aumento de patamar nas taxas mensais de inflação. Aparentemente, houve por parte das autoridades da área econô-

mica, à época, a tentativa de reter as taxas no patamar anterior, daí a queda observada no mês de maio de 1979. (Vide gráfico 3.4).

ζ_2 : Em outubro de 1980 foram incorporadas mais três capitais à coleta do INPC: Fortaleza, Curitiba e Belém. Nota-se no gráfico 3.4 um súbito aumento da taxa com o posterior retorno aos valores antes da intervenção.

ζ_3 : Por razões essencialmente de ordem climática, a safra de 1983 foi grandemente prejudicada, sobrevivendo por esta razão um forte choque de oferta. Seus efeitos podem ser mais uma vez percebidos no gráfico 3.4 em que se observa um pronunciado aumento das taxas no período 1983M6 a 1983M10.

ζ_4 : Esta variável representa a intervenção devida ao Plano Cruzado, que impôs um congelamento de preços que vigorou de março a dezembro de 1986.

GRÁFICO 3.1

I N P C
DE 1979M3 A 1982M3

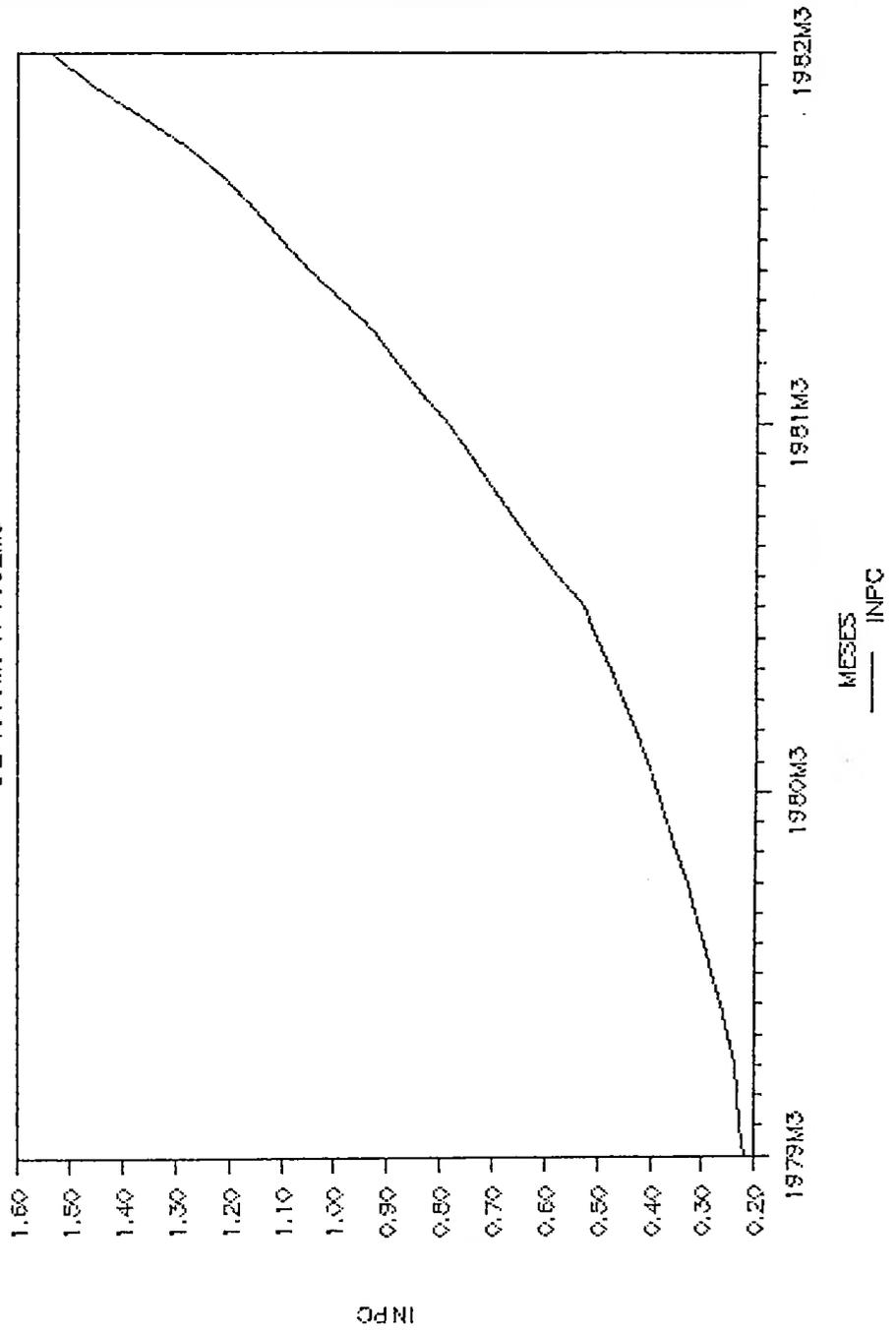


GRÁFICO 3.2

I. N. P. C

DE 1982M3 A 1985M3

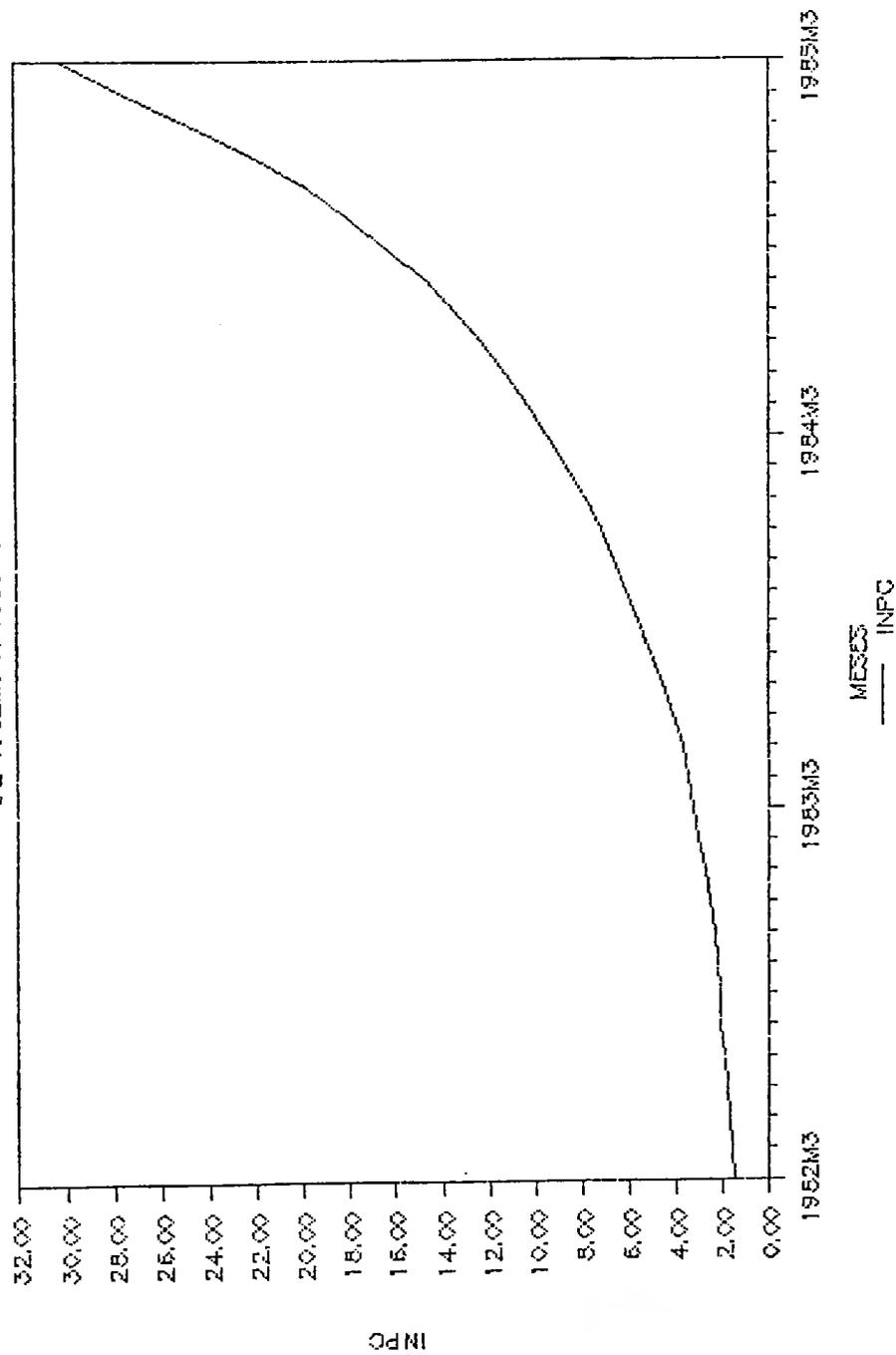


GRÁFICO 3.3

I N P C

DE 1985M3 A 1988M7

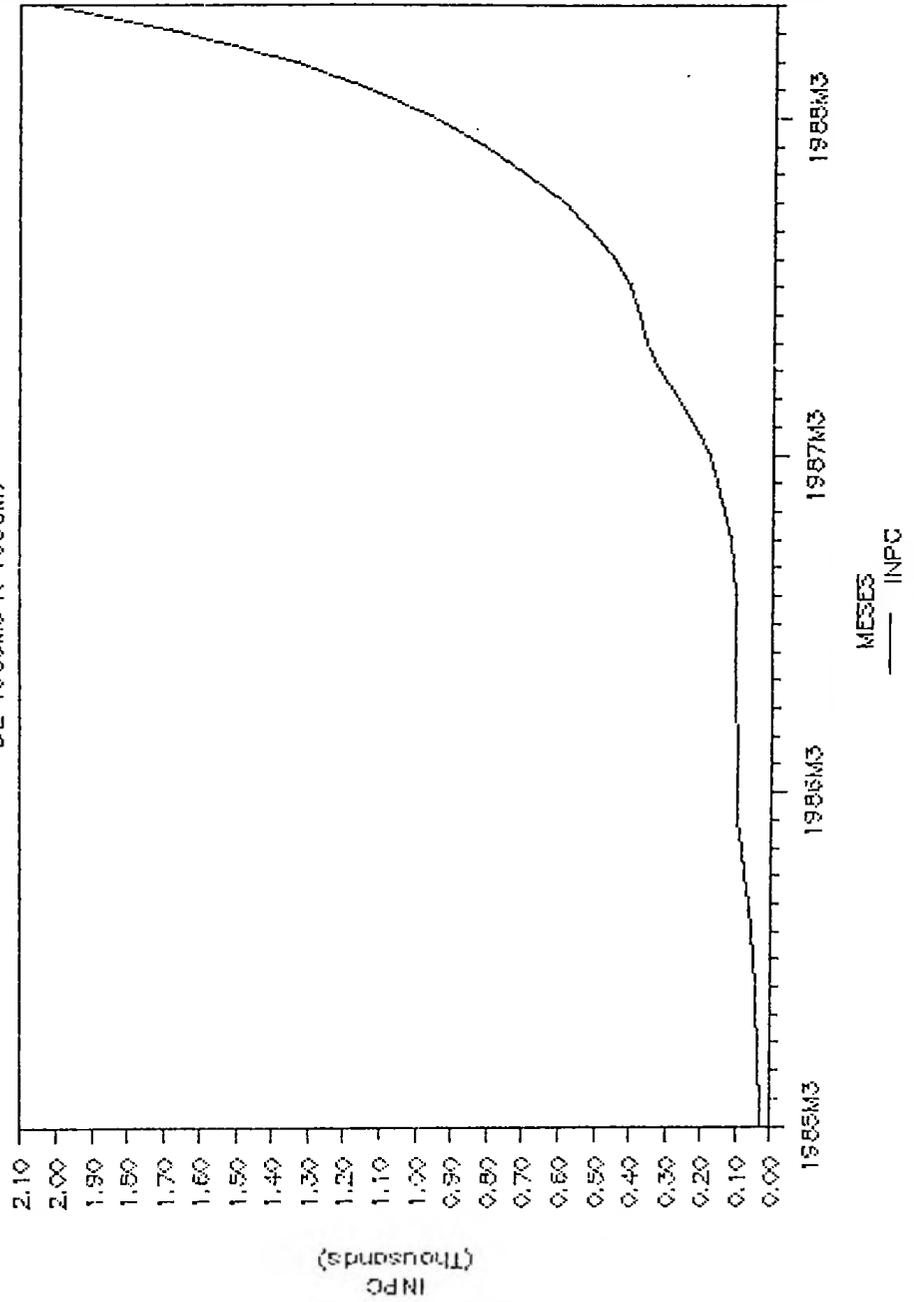
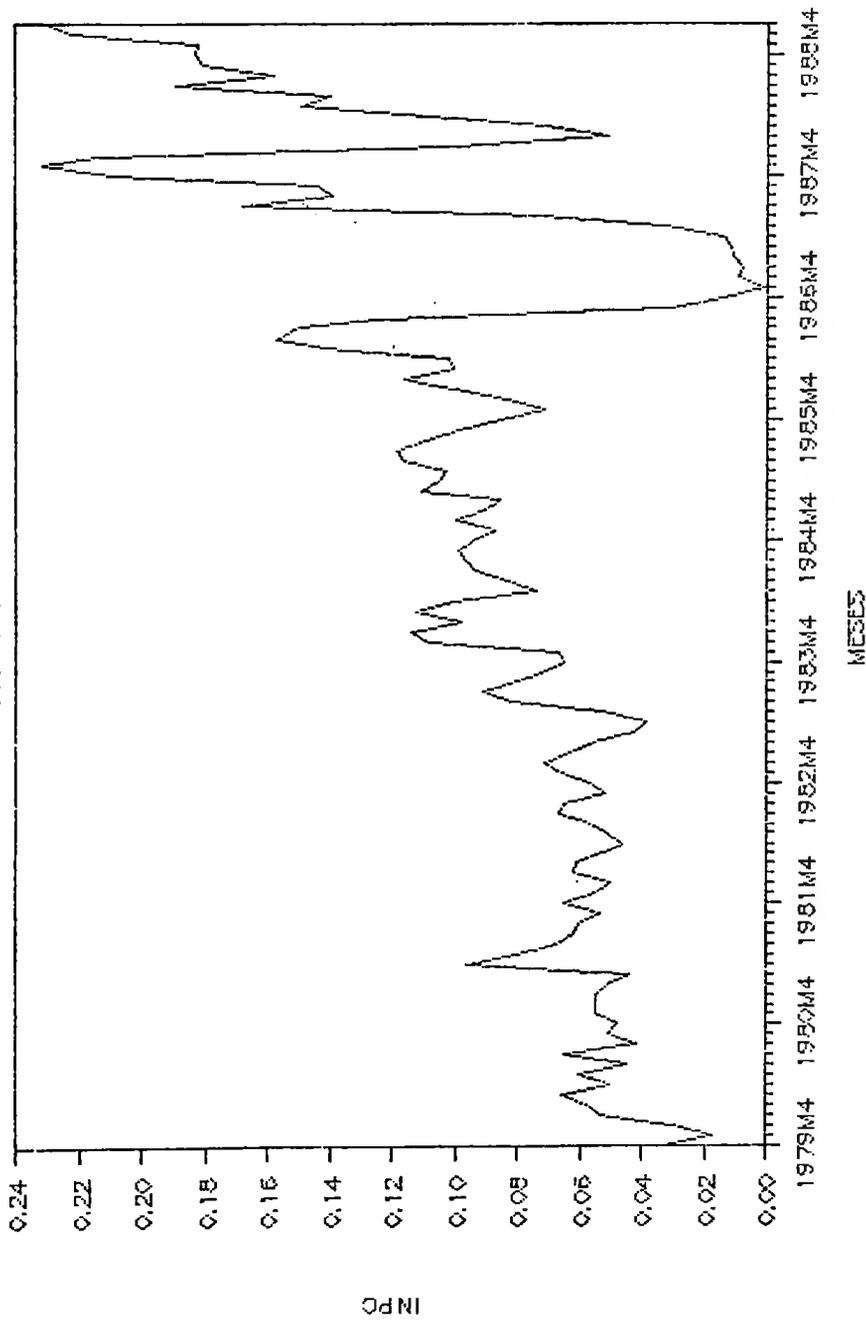


GRÁFICO 3.4

I N P C - TAXA MENSAL

DE 1979M4 A 1985M7



ζ_5 : A liberação de preços após o Plano Cruzado, dada a "inflação reprimida" provocada pelo congelamento prolongado, além dos repetidos disparos do gatilho salarial implicou, como se observa no gráfico 3.4, um aumento das taxas no período 1987M4 a 1987M6.

ζ_6 : Finalmente, esta variável representa a intervenção devida ao Plano Bresser, uma nova tentativa de congelamento de preços, desta vez por um período mais curto, de julho a outubro de 1987.

O modelo que resulta da inclusão destas variáveis, juntamente com o termo auto-regressivo de primeira ordem identificado anteriormente, pode ser escrito:

$$\begin{aligned} w_t &= \gamma + \alpha_1 \zeta_1 + \alpha_2 \zeta_2 + \alpha_3 \zeta_3 + \alpha_4 \zeta_4 + \alpha_5 \zeta_5 + \\ &= \alpha_6 \zeta_6 + \frac{\epsilon_t}{(1 - \phi B)} \quad t = 2, 3, \dots, n \end{aligned}$$

ou, de forma mais compacta:

$$w_t = \gamma + \sum_{i=1}^{i=6} \alpha_i \zeta_i + \frac{\epsilon_t}{(1 - \phi B)}, \quad t=2, 3, \dots, n \quad (11)$$

As estimativas dos parâmetros do modelo proposto acima encontram-se na Tabela 3, bem como os desvios-padrão, as estatísticas t , e as estimativas da variância e desvio-padrão dos resíduos.

Dois comentários fazem-se necessários. Em primeiro lugar, observe-se que as estimativas dos coeficientes das variáveis ζ_i têm os sinais esperados. Isto é, $\hat{\alpha}_1$, $\hat{\alpha}_4$, e $\hat{\alpha}_6$ têm sinais negativos, enquanto $\hat{\alpha}_2$, $\hat{\alpha}_3$, e $\hat{\alpha}_5$ têm sinais positivos. Em segundo, houve uma redução substancial na soma de quadrados de resíduos e , em conseqüência, na variância e desvio-padrão estimados, tendo este último sofrido uma redução de 34%, de 0,166 para 0,109.

Estas observações nos levam a concluir pela validade da inclusão das variáveis de intervenção no modelo, que passaria agora a ser escrito:

$$\begin{aligned} \hat{w}_t &= 0,438 + 0,422w_{t-1} - 0,330\zeta_{1t} + 0,423\zeta_{2t} + 0,294\zeta_{3t} - \\ &0,614\zeta_{4t} + 0,326\zeta_{5t} - 0,286\zeta_{6t} \end{aligned} \quad (12)$$

Tabela 3
Estimativas e Testes para os Parâmetros
do Modelo: $w_t = \gamma + \sum_{i=1}^{i=6} \alpha_i \zeta^i + \frac{\epsilon_t}{(1-\phi B)}$

Parâmetro	Estimativa	Desvio-Padrão	<i>t</i>
α_1	-0,330	0,102	-3,25
α_2	0,428	0,089	4,81
α_3	0,294	0,070	4,20
α_4	-0,614	0,056	-10,91
α_5	0,326	0,083	3,92
α_6	-0,286	0,077	-3,70
α_6	0,422	0,091	4,65

Soma dos quadrados dos resíduos: 1,246

Estimativa da variância de ϵ , $\hat{\sigma}_\epsilon^2 = 0,0118$ com 105 g.l.

Estimativa do desvio-padrão de ϵ , $\hat{\sigma}_\epsilon = 0,109$

Nota: a estimação foi realizada com os dados centrados e $\gamma = 0$.

4 Conclusão

O presente exercício não estaria concluído se dele não fizesse parte a projeção do índice. A tabela abaixo apresenta uma comparação entre os modelos (10) e (12) do item anterior, no que diz respeito à projeção do INPC para o mês de agosto de 1988.

Como se pode observar, houve significativa melhora na estimativa puntual do índice, corroborando deste modo a análise de intervenção desenvolvida no presente trabalho.

Tabela 4
Estimativa do INPC para agosto de 1988

Modelo	Projeção	INPC observado
Sem intervenção	13,0 %	
Com intervenção	21,9 %	20,4 %

Adicionalmente observa-se, nos gráficos 4.1 e 4.2 a seguir, o ajustamento geral à série. No primeiro, com o modelo sem intervenção, a função estimada aparenta ajustar-se com atraso de um mês, provocado pelo alto coeficiente estimado ϕ . No segundo, com as intervenções, o ajuste é bem mais adequado.

GRÁFICO 4.1

INPC TRANSFORMADO E INPC ESTIMADO(1)

DE 1979M4 A 1988M7

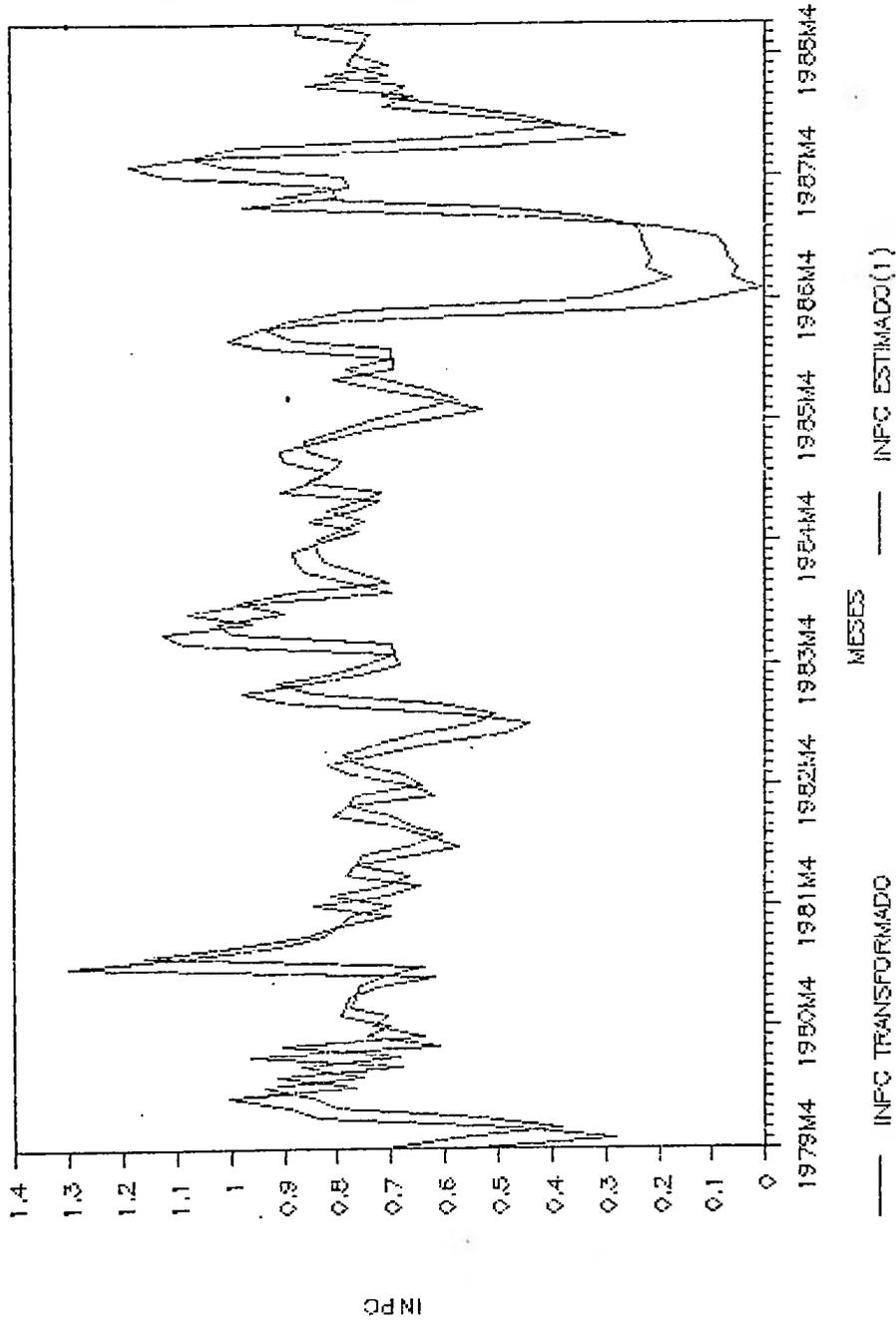
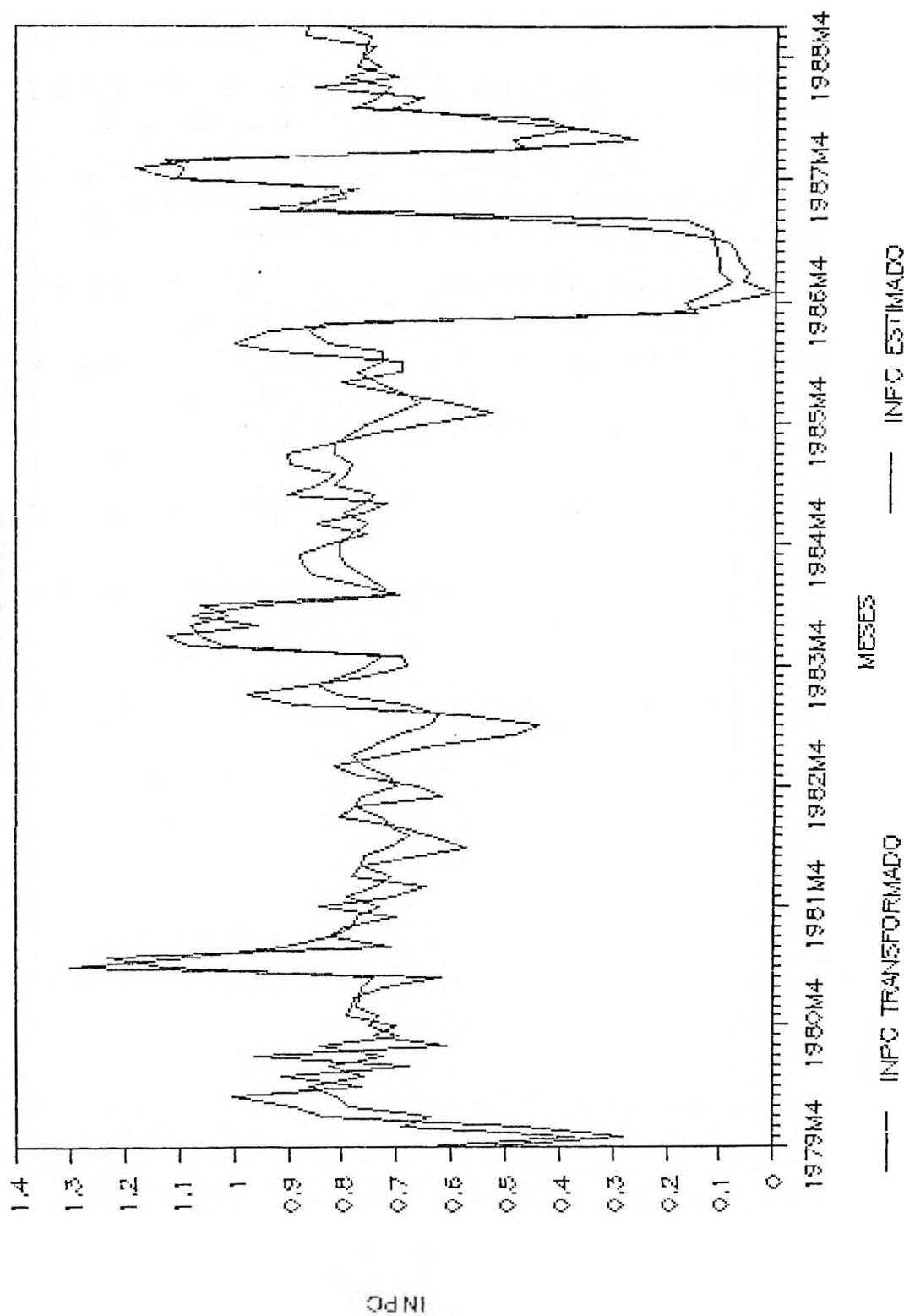


GRÁFICO 4.2

INPC TRANSFORMADO E INPC ESTIMADO

DE 1979M4 A 1988M7



5 Referências Bibliográficas

- 1 Box, G.E.P. e Jenkins, G.M.(1970), *Time Series Analysis, Forecasting, and Control*, San Francisco: Holden Day, Inc.
- 2 Box, G.E.P. e Tiao, G.C.(1975), *Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems*, Journal of the American Statistical Association, V.70, N.349, 70-79.
- 3 Box, G.E.P. e Cox, D.R.(1964), *An Analysis of Transformations*, Journal of the Royal Statistical Society, V.26, Series B, 211-243.
- 4 Harvey, A.C. e Durbin, J.(1986), *The Effects of Seat Belt Legislation on British Road Casualties: A Case Study in Structural Time Series Modelling*, Journal of the Royal Statistical Society, 149, Part 3, 187-227.
- 5 Harvey, A.C.(1984) *A Unified View of Statistical Forecasting Procedures*, Journal of Forecasting, Vol.3, 245-275.
- 6 Jenkins, G.M.(1979) *Practical Experiences with Modeling and Forecasting time Series*, em Anderson, O.D.(Ed.), *Forecasting*, North Holland, 43-165.
- 7 Kalman, R.E.(1960) *A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems*, Journal of Basic Engineering, 82: 35-45.
- 8 Nelson, C.R.(1973) *Applied Time Series Analysis for Managerial Forecasting*, Holden-Day, Inc., San Francisco.