

ESTUDOS DE SÉRIES ECONÔMICAS UTILIZANDO ANÁLISE DE INTERVENÇÃO

Maria Emilia Camargo

Departamento de Estatística. Centro de Ciências Naturais e Exatas. UFSM, RS.

Gilda B. Sortica

Departamento de Matemática. Centro de Ciências Naturais e Exatas UFSM, RS.

Anaelena Bragança de Moraes

Curso de Pós-Graduação em Engenharia de Produção. Centro de Tecnologia. UFSM, RS.

RESUMO

Neste trabalho, mostra-se a metodologia Box-Jenkins, e desenvolve-se um modelo de intervenção para analisar o comportamento do crescimento econômico e do processo inflacionário no período de janeiro de 1965 a dezembro de 1982, utilizando-se as taxas de crescimento do Produto Interno Bruto e os aumentos percentuais mensais dos Índices de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna. A análise feita mostra os períodos de aceleração e de desaceleração do crescimento econômico e da inflação.

SUMMARY

CAMARGO, M.E.; SORTICA, G.B. and MORAES, A.B., 1985. Study of economic series utilizing analyse of intervention. *Ciência e Natura*, 7:31-44.

In this paper, the methodology of Box-Jenkins is presented and an intervention model is developed to analyse the behavior of economic growth and the inflationary process during the period of January 1965 to December 1982, utilizing the growth rates of Gross Internal Product and the monthly percentage increase of price levels. The analysis shows the periods of acceleration and deceleration of economic growth and of inflation.

1. INTRODUÇÃO

Em problemas de séries temporais como em qualquer análise de dados, procura-se obter um modelo matemático que descreva o fenômeno de maneira parcimoniosa para o objetivo desejado. Sua forma funcional deve ser simples e o número de parâmetros envolvidos deve ser mínimo. Não são isso, o modelo deve ser parametrizado de tal forma que cada parâmetro possa ser interpretado facilmente e identificado com algum aspecto da realidade. Além disso, sua forma funcional deve permitir uma fácil manipulação matemática necessária para inferências a seu respeito (Barlett, 1946; Jenkins e Watts, 1968; Montgomery

e Johnson, 1976).

Assim, na última década popularizou-se o uso dos modelos ARIMA (Rubinfeid e Pindyck, 1981), uma classe bastante geral de modelos Box e Jenkins (1970) propuseram uma técnica iterativa para a construção de tais modelos, em que a escolha da estrutura do modelo é baseada nos próprios dados. Em geral, resultam modelos com pequeno número de parâmetros e capazes de fazer previsões com boa precisão.

Pode-se incluir os efeitos de outras variáveis através de funções de transferências (Box e Jenkins, 1970) e pode-se, ainda, através da análise de intervenção incluir o efeito de eventos esporádicos externos ao fenômeno em estudo, cuja ocorrência pode afetar o comportamento da série temporal em estudo (Tintner, 1972; Salvatores, 1982).

Neste trabalho, faz-se uma análise do comportamento do crescimento econômico e do processo inflacionário no período de janeiro de 1965 a dezembro de 1982, através do desenvolvimento de modelos auto-regressivos com a introdução de variável dummy, utilizando-se as taxas mensais de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) e os aumentos percentuais mensais dos Índices de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna - (IPA-DI), representado, respectivamente, o crescimento econômico e os índices inflacionários (Shapiro, 1976; Camargo, 1979).

2. METODOLOGIA

2.1. Modelos Box-Jenkins

A metodologia Box-Jenkins é uma abordagem forte para a solução de muitos problemas de previsão. Pode proporcionar previsões extremamente precisas de uma série temporal, oferecendo uma abordagem estruturada e formal para a elaboração de modelos para a análise dos dados disponíveis. Tal metodologia consiste em ajustar modelos auto-regressivos-integrados - médias móveis, ARIMA (p,d,q), a um conjunto de dados.

2.1.1. Análise dos modelos de Box-Jenkins

O procedimento consiste nas seguintes etapas:

1) Identificação do modelo: utilizar as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial.

- Autocorrelação e Autocorrelação parcial

A covariância entre duas observações de uma série estacionária separadas entre si de k unidades ou intervalos de tempo, é chamada autocovariância da defasagem k e definida por

$$\gamma_k = \text{cov} [X_t, X_{t+k}] = E \left\{ \left[X_t - E(X_t) \right] \left[X_{t+k} - E(X_{t+k}) \right] \right\} \quad (1)$$

$t = 1, 2, \dots, N$ e $k = 0, 1, \dots, K$

Na metodologia Box-Jenkins, os modelos de séries temporais são caracterizados por suas funções de autocorrelação. A autocorrelação no índice "k" refere-se à correlação entre duas observações quaisquer em uma série temporal que são "k" períodos separados.

Assim, define-se autocorrelação na defasagem k por

$$\hat{\rho}_k = \frac{E \{ [X_t - E(X_t)] [X_{t+k} - E(X_{t+k})] \}}{\sqrt{E [(X_t - E(X_t))^2] E [(X_{t+k} - E(X_{t+k}))^2]}} \quad (2)$$

logo

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}$$

Dispondo-se de N observações de uma série temporal pode-se obter estimadores assintoticamente não viciados, tais como:

$$\hat{\gamma}_k = c_k = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})$$

$$\hat{\rho}_k = r_k = \frac{c_k}{c_0},$$

onde

$$\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N X_t$$

Um outro conceito que pode ser adotado na identificação dos modelos de séries temporais é a função de autocorrelação parcial.

Seja ϕ_{kj} o j-ésimo coeficiente num processo AR(k), define-se autocorrelação parcial na defasagem k, como o último coeficiente ϕ_{kk} .

Sabe-se que

$$\rho_j = \phi_{k1} \rho_{j-1} + \phi_{k2} \rho_{j-2} + \dots + \phi_{kk} \rho_{j-k}; \quad j = 1, \dots, k \quad (3)$$

a partir dos quais obtêm-se as equações de Yule-Walker:

$$\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-2} \\ - & - & - & - & - \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi \\ \phi \\ \vdots \\ \phi \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 2 \\ \vdots \\ k \end{bmatrix}$$

Resolvendo estas equações sucessivamente para $k = 0, 1, 2, 3, \dots$, obtêm-se:

$$\phi_{00} = \rho_0 = 1$$

$$\phi_{11} = \rho_1$$

$$\phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}$$

$$\phi_{33} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_3 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}}$$

e em geral:

$$\phi_{kk} = \frac{|\underline{p}_{-k}^*|}{|\underline{p}_k|}$$

onde \underline{p}_k é a matriz de autocorrelações e \underline{p}_{-k}^* é a matriz \underline{p}_k com a \bar{u}_1 tima coluna substituída pelo vetor de autocorrelações.

2) Estimação dos parâmetros do modelo:

- dar valores iniciais aos parâmetros (estimadores de Yule-Walker);
- transformação regular e sazonal;
- algoritmo de mínimos quadrados não linear.

3) Verificação do diagnóstico: mediante a análise dos erros aleatórios ver se $r_k = 0$.

Após estimar os parâmetros do modelo, deve-se verificar se ele representa, ou não, adequadamente os dados. Esta verificação pode ser feita analisando-se erros aleatórios, pois, quando o modelo é adequado, a série temporal dos erros aleatórios constituirá um ruído branco.

Box e Pierce (7) sugerem um teste para as autocorrelações dos erros aleatórios estimados, que apesar de não detectar quebras específicas no comportamento de ruído branco, pode indicar se esses valores são muito altos.

Se o modelo for adequado, a estatística

$$\chi_C^2 = N \sum_{k=1}^N [\rho_k(e)]^2 \quad (4)$$

tem uma distribuição χ^2 com $(K - p - q)$ graus de liberdade. A hipótese de ruído branco para os erros aleatórios é rejeitada para valores grandes χ_C^2 . Em geral, basta tomar 5% do número de observações que

compõem a série temporal em estudo, como o intervalo para k , segun do Brown (6).

Entretanto, ainda pode ser encontrado o erro padrão dos coeficientes de autocorrelação, estimado por:

$$S(\hat{\rho}_k(e)) = N^{-1/2} \left(1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} r_j\right) \quad (5)$$

onde:

$$\begin{aligned} r_j &= \hat{\rho}_k(e) \text{ para } j \neq 0 \\ r_j &= 0 \text{ para } \rho_j = 0 \text{ e } j = k \end{aligned}$$

Os limites de confiança para o erro padrão dos coeficientes de autocorrelação, são dados através da seguinte fórmula:

$$L.C.(S(\hat{\rho}_k(e))) = (N^{-1/2} (1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} r_j)) \cdot (\pm 2) \quad (6)$$

4) Considerar modelos alternativos se necessários. A utilização desta metodologia requer experiência e algum conhecimento do comportamento das variáveis em estudo.

2.1.2. Tipos de Modelos

1) Modelos para séries estacionárias

A série diz-se estacionária quando permanece numa espécie de equilíbrio estatístico ao redor de um nível médio constante, isto é, suas propriedades não são afetadas por mudanças na origem do tempo.

Sejam $X_k, X_{k-1}, X_{k-2}, \dots$ observações igualmente espaçadas no tempo de uma série temporal e sejam $E_k, E_{k-1}, E_{k-2}, \dots$ variáveis aleatórias independentes e identicamente distribuídas (não necessariamente, mas, usualmente com distribuição normal de média zero e variância constante), a seqüência (E_k) é chamada ruído branco.

Assim, com algumas restrições sobre os parâmetros, definem-se os seguintes modelos estacionários:

a) modelo auto-regressivo de ordem p , denotado por AR(p), em que o valor da série depende de p valores passados mais um ruído atual:

$$X_k = \zeta + \phi_1 X_{k-1} + \phi_2 X_{k-2} + \dots + \phi_p X_{k-p} + E_k \quad (7)$$

b) modelo de médias móveis de ordem q , denotado por MA(q), em que o valor atual da série depende do valor atual e de q valores prévios do ruído:

$$X_k = \zeta + E_k - \theta_1 E_{k-1} - \theta_2 E_{k-2} - \dots - \theta_q E_{k-q} \quad (8)$$

c) modelo misto auto-regressivo e de médias móveis de ordens p e q , denotado por ARMA(p, q), que inclui termos auto-regressivos e termos de médias móveis:

$$\begin{aligned} X_k &= \zeta + \phi_1 X_{k-1} + \phi_2 X_{k-2} + \dots + \phi_p X_{k-p} - \theta_1 E_{k-1} - \theta_2 E_{k-2} - \\ &\dots - \theta_q E_{k-q} + E_k \end{aligned} \quad (9)$$

2) Modelos para séries não-estacionárias

Muitas séries temporais comportam-se como se tivessem uma média não constante, isto é, em qualquer segmento de tempo as observações assemelham-se com aquelas em qualquer outro segmento, separado de sua média. Assim, a série temporal é chamada não-estacionária na média. De maneira semelhante, é possível uma série temporal apresentar comportamento não-estacionário tanto na média como na tendência, isto é, separados da média e da tendência, observações em diferentes segmentos de tempo são muitos semelhantes.

A Figura 1 mostra uma série temporal não-estacionária, tanto na média como na tendência.

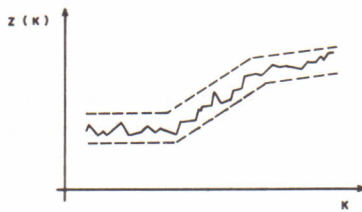


Figura 1. Série não-estacionária tanto na média como na tendência.

Este tipo de série não-estacionária pode ser reduzida a uma série estacionária tomando-se um número conveniente de diferenças. Se uma série temporal não-estacionária pode ser reduzida para uma série estacionária, pela aplicação de um adequado grau de diferença, diz-se que a série original é homogeneamente não-estacionária.

Assim, define-se o modelo auto-regressivo-integrado - médias móveis, denotado por ARIMA (p, d, q) como

$$\Phi(B) X_t = (B) E_t$$

ou

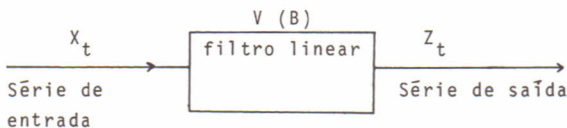
$$\phi_p(B) \nabla^d X_t = \theta_q(B) E_t \quad (10)$$

onde:

a d-ésima diferença é estacionária.

3) Modelo de Função de Transferência

Este modelo considera a série temporal Z_t como sendo gerada a partir de outra série temporal X_t através de um filtro linear, como esquematizado abaixo:



Então,

$$\begin{aligned}
 Z_t &= V_0 X_t + V_1 X_{t-1} + \dots + n_t & (11) \\
 &= V(B) X_t + n_t \\
 &= \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_t + n_t \\
 &= \frac{\omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s}{1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B} X_t + n_t
 \end{aligned}$$

onde:

$V(B) = \omega(B)/\delta(B)$ é a função de transferência do filtro e n_t é independente de X_t , mas, em geral não é ruído branco, podendo, por sua vez, ser representado por um modelo ARIMA.

4) Modelo de Intervenção

Seja uma série temporal para a qual identificou-se e estimou-se um modelo ARIMA com a qual se vem fazendo previsões há algum tempo. Num dado instante ocorre um evento independente do fenômeno que originou a série temporal, mas, cujos efeitos podem se manifestar sobre a mesma.

Assim, define-se uma intervenção I como sendo um evento E, no qual se associa uma variável aleatória X, cuja ocorrência num dado instante ou intervalo de tempo T pode estar ligada a mudanças na série Z_t , em especial em seu nível e/ou em sua inclinação. O modelo de intervenção é equivalente a um modelo de transferência onde a série de entrada são variáveis dummies, e são tratadas como qualquer outra variável.

No modelo de intervenção, pode-se considerar dois casos:

a) quando a intervenção age a partir do instante T é chamada contínua

$$X_t(T) = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases}$$

b) quando a intervenção age só no instante T é chamada temporária

$$X_t(T) = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases}$$

Desta forma, o modelo de intervenção pode ser usado para as séries estacionárias e não-estacionárias.

3. ANÁLISE DO COMPORTAMENTO DO CRESCIMENTO ECONÔMICO E DA INFLAÇÃO BRASILEIRA

Para estudar o comportamento do crescimento econômico e do processo inflacionário, no período de janeiro de 1965 a dezembro de 1982, utilizou-se as taxas de crescimento do Produto Interno Bruto

(PIB) e os aumentos percentuais mensais dos Índices de Preços por Atacado Disponibilidade Interna (IPA-DI), respectivamente, desenvolveu-se um modelo auto-regressivo com uma defasagem AR(1) para cada uma das variáveis em estudo.

Assim,

- para o crescimento econômico, o modelo é

$$Y'_t = \zeta + \phi_1 Y'_{t-1} + E_t \quad (12)$$

$$E_t = Y'_t - \zeta - \phi_1 Y'_{t-1} \quad (13)$$

sendo:

Y'_t = taxa de crescimento mensal do Produto Interno Bruto no período t ;

Y'_{t-1} = taxa de crescimento mensal do Produto Interno Bruto com a defasagem de um período;

ζ = constante;

E_t = erro aleatório, $N(0, \sigma_e^2)$.

Para o processo inflacionário, o modelo é:

$$X'_t = \zeta + \phi_1 X'_{t-1} + E_t \quad (14)$$

$$E_t = X'_t - \zeta - \phi_1 X'_{t-1} \quad (15)$$

sendo:

X'_t = aumento percentual mensal dos Índices de Preços no período t ;

ζ = constante;

X'_{t-1} = aumento percentual mensal dos Índices de Preços com a defasagem de um período;

E_t = erro aleatório, $N(0, \sigma_e^2)$.

Os parâmetros ζ , ϕ_1 das equações (12) e (14) foram estimados pelo processo auto-regressivo de Box-Jenkins utilizando-se a seguinte equação:

$$\phi = (Z'Z)^{-1} Z'X \quad (16)$$

sendo:

Z = matriz das variáveis independentes (216, 2);

Z' = matriz transposta de Z (2, 216);

X = vetor coluna (216, 1);

$(Z'Z)^{-1}$ = \bar{a} a matriz inversa de $(Z'Z)$ (2,).

A equação (16) foi desenvolvida através do programa computacional ESTIMATE.

Assim,

- para o crescimento econômico

$$\hat{Y}_t = 0,7482 + 0,1631 Y_{t-1}'$$

- para o processo inflacionário

$$\hat{X}_t = 1,3508 + 0,7486 X_{t-1}'$$

A verificação do ajuste dos modelos foi feita através da análise da série temporal dos erros aleatórios, calculada através das equações (13) e (15).

Com a série temporal dos erros calculou-se, através da equação (2), os valores dos coeficientes de autocorrelação dos erros aleatórios, para os índices $k = 1 \dots 11$, que representa 5% das observações. A equação (2) foi desenvolvida através do programa computacional AUTOCOR, encontrando-se os valores dos coeficientes das autocorrelações dos erros, que se encontram nas Tabelas I e II, juntamente com os erros padrões e os limites de confiança calculados através das equações (5) e (6).

A indicação da adequação dos modelos construídos, foi obtida através de um teste do Qui-quadrado, feito pela equação (4).

TABELA I. COEFICIENTES DE AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS, VALORES DO ERRO PADRÃO E DOS LIMITES DE CONFIANÇA PARA O PRODUTO INTERNO BRUTO NO PERÍODO DE 1965 a 1982.

1	Autocorrelação $\hat{\rho}_k(e)$	Erro Padrão $S(\hat{\rho}_k(e))$	Limites de confiança $\pm 2 S(\hat{\rho}_k(e))$
1	-0,09748	0,06804	$\pm 0,13608$
2	0,11472*	0,05477	$\pm 0,10954$
3	0,08841	0,07039	$\pm 0,14078$
4	0,07782	0,08242	$\pm 0,16484$
5	0,06541	0,09301	$\pm 0,18602$
6	0,04322	0,10191	$\pm 0,20382$
7	0,08312	0,10779	$\pm 0,21558$
8	0,07328	0,11910	$\pm 0,23820$
9	0,10359	0,12907	$\pm 0,25814$
10	0,09892	0,14317	$\pm 0,28634$
11	0,08578	0,15663	$\pm 0,31326$

$$\chi_C^2 = N \cdot \sum_{k=1}^K [\hat{\rho}_k(e)]^2 = 17,89$$

* - valor que está fora dos limites de confiança

$$\chi_{0,05;9}^2 = 16,92$$

Como a estatística calculada foi maior do que a estatística tabulada, pode-se concluir que os modelos não representam a variação

dos dados originais. Assim, foi desenvolvida uma análise de intervenção, com a finalidade de encontrar modelos que melhor representassem o crescimento econômico e o processo inflacionário.

TABELA II. COEFICIENTES DE AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS; VALORES DO ERRO PADRÃO E DOS LIMITES DE CONFIANÇA PARA OS ÍNDICES DE PREÇOS NO PERÍODO DE 1965 a 1982.

k	Autocorrelação $\hat{\rho}_k(e)$	Erro padrão $S(\hat{\rho}_k(e))$	Limites de confiança $\pm 2 S(\hat{\rho}_k(e))$
1	0,07432	0,06804	$\pm 0,13608$
2	-0,08742	0,07815	$\pm 0,15630$
3	0,14353*	0,06626	$\pm 0,13252$
4	0,10571	0,08579	$\pm 0,17158$
5	0,09853	0,10017	$\pm 0,20034$
6	0,11321	0,11358	$\pm 0,22716$
7	0,07542	0,12899	$\pm 0,25798$
8	0,09713	0,13925	$\pm 0,27850$
9	0,08321	0,15247	$\pm 0,30494$
10	0,07852	0,16379	$\pm 0,32758$
11	0,05392	0,17448	$\pm 0,34896$

$$\chi^2_C = 21,29$$

* - valor que está fora dos limites de confiança

$$\chi^2_{0,05;9} = 16,92$$

4. APLICAÇÃO DO MODELO DE INTERVENÇÃO

Como as variáveis crescimento econômico e taxas inflacionárias sofreram mudanças ao longo do período de 65 a 82 para representá-las foram construídos modelos nos quais foram introduzidos uma variável dummy, com finalidade de efetuar a divisão do tempo em dois períodos diferentes, ou seja, de Jan/65 a Dez/73 e de Jan/74 a Dez/82.

Denominando-se X_t a variável dummy, têm-se

$$X_t = \begin{cases} 0, & t = 1, \dots, 108 \\ 1, & t = 109, \dots, 216 \end{cases}$$

Assim, as equações (12) e (14) passaram a tomar a seguinte forma:

$$Y'_t = \zeta + \phi_1 Y'_{t-1} + \phi_2 X_t + E_t \quad (17)$$

$$E_t = Y'_t - \zeta - \phi_1 Y'_{t-1} - \phi_2 X_t \quad (18)$$

$$X'_t = \zeta + \phi_1 X'_{t-1} + \phi_2 X_t + E_t \quad (19)$$

$$E_t = X'_t - \zeta - \phi_1 X'_{t-1} - \phi_2 X_t \quad (20)$$

Os parâmetros ζ , ϕ_1 , ϕ_2 das equações (17) e (19) foram encontrados através do desenvolvimento da equação (16), onde Z (216,3), Z' (3,216) e $(Z'Z)^{-1}$ (3,3), pelo programa computacional ESTIMATE.

Assim, as equações (17) e (19) tomam a forma:

$$\hat{Y}'_t = 0,6742 + 0,1274 Y'_{t-1} - 0,1452 X_t$$

$$\hat{X}'_t = 1,4401 + 0,4887 X'_{t-1} + 0,1546 X_t$$

Os modelos foram testados através da análise de autocorrelações dos erros aleatórios, utilizando-se as equações (2), (5) e (6), cujos valores estão nas Tabelas III e IV.

TABELA III. COEFICIENTES DE AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS, VALORES DO ERRO PADRÃO E DOS LIMITES DE CONFIANÇA PARA OS ÍNDICES DE PREÇOS NO PERÍODO DE 1965 A 1982.

k	Autocorrelação $\hat{\rho}_k(e)$	Erro padrão $S(\hat{\rho}_k(e))$	Limites de confiança $\pm 2 S(\hat{\rho}_k(e))$
1	-0,01805	0,06804	$\pm 0,13608$
2	-0,06342	0,06556	$\pm 0,13112$
3	0,05920	0,05695	$\pm 0,11390$
4	0,12967	0,06501	$\pm 0,13002$
5	-0,01236	0,08265	$\pm 0,16530$
6	-0,07094	0,08097	$\pm 0,16194$
7	-0,04694	0,07132	$\pm 0,14264$
8	0,02461	0,06493	$\pm 0,12986$
9	0,12078	0,06829	$\pm 0,13658$
10	0,06247	0,08472	$\pm 0,16944$
11	0,05321	0,09322	$\pm 0,18644$

$$\chi^2_C = 11,66$$

$$\chi^2_{0,05;9} = 16,92$$

Como os valores da estatística calculada são menores do que os valores da estatística tabela, os modelos representam o crescimento econômico e o processo inflacionário, podendo-se concluir que a variável dummy é estatisticamente significativa.

Assim, os modelos para os dois períodos amostrais apresentam os seguintes coeficientes:

- para o crescimento econômico no período de 65 a 73

$$\hat{Y}'_t = 0,6742 + 0,1274 Y'_{t-1}$$

- para o crescimento econômico no período de 74 a 82

$$\hat{Y}'_t = 0,5290 + 0,1274 Y'_{t-1}$$

- para o processo inflacionário no período de 65 a 73

$$\hat{X}'_t = 1,4401 + 0,4887 X'_{t-1}$$

- para o processo inflacionário no período de 74 a 82

$$\hat{X}'_t = 1,5947 + 0,4887 X'_{t-1}$$

TABELA IV. COEFICIENTES DE AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS, VALORES DO ERRO PADRÃO E DOS LIMITES DE CONFIANÇA PARA PRODUTO INTERNO BRUTO PARA O PERÍODO DE 1965 a 1982.

k	Autocorrelação $\hat{\rho}_k(e)$	Erro padrão $S(\hat{\rho}_k(e))$	Limites de confiança $\pm 2 S(\hat{\rho}_k(e))$
1	0,02731	0,06804	$\pm 0,13608$
2	+0,05472	0,07176	$\pm 0,14352$
3	-0,02510	0,07920	$\pm 0,15840$
4	0,14321	0,07579	$\pm 0,15158$
5	0,08472	0,09528	$\pm 0,19056$
6	+0,08104	0,10680	$\pm 0,21360$
7	-0,02375	0,11783	$\pm 0,23566$
8	0,10432	0,11460	$\pm 0,22920$
9	0,01320	0,12880	$\pm 0,25760$
10	0,02241	0,13059	$\pm 0,26118$
11	0,03742	0,13364	$\pm 0,26728$

$$\chi^2_C = 11,26$$

$$\chi^2_{0,05,9} = 16,92$$

5. CONCLUSÃO

Fazendo-se uma retrospectiva, pode-se verificar que de 1965 a 1972, foi o período em que o Brasil experimentou as mais baixas taxas inflacionárias e as mais altas taxas de crescimento econômico, como pode ser visualizado na Figura 2, e que foi comprovado através dos modelos construídos.

Em meados de 1973, ressurgia no Brasil o descontrole monetário, em grande parte, conseqüência do excessivo ingresso de empréstimos em moeda do exterior.

Entre 1974 e 1977 somaram-se taxas elevadas de expansão de meios de pagamento a pressões de custos, cuja conseqüência foram tanto taxas mais elevadas de inflação como redução do ritmo de crescimento econômico.

Para o agravamento de ambos os fenômenos contribuiu substancialmente a quadruplicação dos preços do petróleo e os aumentos generalizados dos preços de importações como importantes componentes

de custo. As tentativas intermitentes de estabilização monetária contribuíram também para as taxas mais reduzidas de crescimento econômico verificadas em 1975 e 1977.

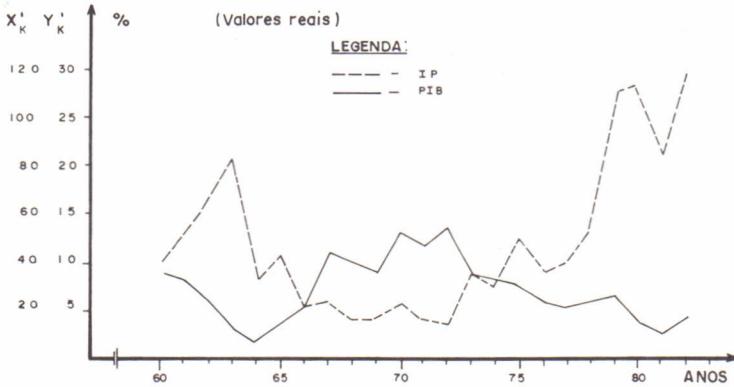


Figura 2. Variações dos Índices de Preços e do Produto Interno Bruto.

Após 1977 até nossos dias a verificação do desaquecimento da economia se faz sentir cada vez com maior intensidade.

Assim, os modelos encontrados, mostraram o comportamento das variáveis Índices de Preços e do Produto Interno Bruto na atual conjuntura econômica, representando o processo inflacionário e o crescimento econômico, e as variáveis dummy mostraram a mudança que houve entre os períodos de 65 a 73 e de 74 até 82, caracterizando assim o período de aceleração do crescimento econômico de 65 a 73 e o de desaceleração foi de 74 a 82, para o processo inflacionário o período de desaceleração foi de 65 a 73 e o de aceleração foi de 74 a 82.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

1. BARLETT, M.S., (1964). "On the Theoretical Specification of Sampling Properties of Autocorrelated Time Series", *J. Royal Statistical Society*, Ser. B, Vol. 8.
2. BOX, G.E.P. & JENKINS, B.M., (1970). *Time Series, forecasting and Control*, Holden-Day, San Francisco.
3. CAMARGO, M.E., (1979). *Efeitos da Correção Monetária sobre a Inflação Brasileira: Aplicação do modelo Box-Jenkins*. Tese de Mestrado GPGEP, Santa Maria.
4. *CONJUNTURA ECONÔMICA*, 1965 a 1982. Vários Volumes.
5. JENKINS, G.M. & WATTS, D.G. (1968), *Spectral analysis and its applications*, San Francisco, Holden-Day.
6. MONTGOMERY, D.C. & JOHNSON, L.A., (1976). *Forecasting and Time Series Analysis*, McGraw-Hill.

7. RUBENFEID, D.L. & PINDYCK, R.S. (1981). *Econometric Models and Economic Forecasts*, International Student Edition, Tokyo, Japan.
8. SALVATORE, D. (1982). *Estatística e Econometria*. McGraw-Hill. São Paulo.
9. SHAPIRO, E., (1976). *Análise Macroeconômica*. Atlas, São Paulo.
10. TINTNER, G.; SENGUPTA, J.K. (1972). *Stochastic Economics*. Academic Press, New York and London.

Recebido em novembro, 1985; aceito em dezembro, 1985.