# ANÁLISE DA VARIAÇÃO DO PREÇO DA CEBOLA<sup>1</sup>

riging and the first of a second and the figure of the commission of the design of the second and the second an

un la grande de la grande de la completa de la grande de l En la grande de la g La grande de la

### GENI SATIKO SATO<sup>2</sup>

有一种有效的 计正面记忆系统

RESUMO – O trabalho teve por objetivo analisar o comportamento do preço da cebola em uma série temporal. O período analisado foi de 1970 a 1986. Utilizou-se um modelo estatístico com variáveis binárias para verificar a presença de ciclos bienais e a diferença no padrão da variação estacional entre ano par e ano ímpar. Foram também calculados índices estacionais utilizando-se o método da média móvel geométrica para 24 meses. Através dos resultados, confirmou-se a presença dos ciclos bienais para o período e a diferença de padrão na variação estacional de um ano ao outro. Os índices estacionais calculados para 24 meses demonstraram captar com maior regularidade a variação estacional neste caso.

Termos para indexação: ciclos bienais, padrão de variação estacional.

#### ANALYSIS OF VARIATION OF ONION PRICES

ABSTRACT – The objective of this study was to analyse the variations of onion prices in time series. The period analysed was from 1970 to 1986. A statistical model with dummy variables was used to confirm the existence of biennial cycles and the changes in seasonal pattern from one year to another. The seasonal index using the moving average method for 24 months was also calculated. The results confirm the existence of biennial cycles and there were changes in seasonal pattern. In this case you can represent more regularly the seasonal variations calculating the seasonal index for 24 months.

Index terms: biennial cycles, seasonal pattern

# 

A cebola é, entre as hortaliças, uma das que apresentam major instabilidade de no preço. Esta instabilidade deve-se, em parte, à sazonalidade da cultura, que

Service of the servic

er ar godining in in green in the second in the second

and the second of the second o

Recebido em 28/07/89
Aceito para publicação em 10/08/90
Artigo extraído da dissertação de mestrado apresentada na ESALQ/USP em julho de 1988.

<sup>&</sup>lt;sup>2</sup> Engº de Alimentos, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (IEA). Av. Miguel Stefano, 3900. 04301. São Paulo, SP.

se reflete nos preços, e a problemas adversos que afetam drasticamente a produção.

Alguns trabalhos sobre o comportamento sazonal do preço da cebola foram realizados, dentre os quais podemos citar: estudo realizado por Hoffmann (1968), que analisou os precos recebidos pelos produtores, no estado de S. Paulo, no período de 1954 a 1967, e constatou que os índices estacionais calculados pela método: da média móvel geométrica para os anos pares apresentavam amplitude maior que em anos ímpares, sugerindo a possível existência de um mecanismo tipo "teia de aranha"<sup>3</sup>, influindo sobre a produção, que por sua vez, refletir-se-ia no padrão de variação estacional; em trabalho posterior, Hoffmann & Crocomo (1972) analisaram a variação dos preços da cebola para o período de 1956 a 1971, constatando que ocorre uma inversão com relação à amplitude da variação estacional no ano de 1970, o que sugere como possível explicação o crescimento da safra de bulbinho<sup>4</sup>; Camargo Fo.(1983), em estudo mais abrangente, analisa, para diferentes regiões produtoras de cebola no Brasil, a resposta dos produtores aos preços, constatando, também, que, para o período analisado, 1970-79, ocorreu mudança no padrão da variação estacional em decorrência do crescimento da safra de bulbinho no estado de S. Paulo, e da safra das claras precoces<sup>5</sup> no Nordeste; no período de 1970-74, o período de pico de preço ocorria entre julho e agosto, para o período seguinte, 1975-79, passa a ocorrer nos meses de abril a maio.

O objetivo deste trabalho é captar a existência de ciclos bienais na variação dos preços e a diferença de padrão na variação estacional de um ano para o outro, quantitativamente. Confirmados estes ciclos, foram construídos índices estacionais calculados pela média móvel geométrica de 24 meses. Espera-se que o estudo contribua para melhor compreensão do comportamento dos preços da cebola.

# MATERIAL E MÉTODO

A série de preços recebidos pelos produtores de cebola no estado de S. Paulo são dados publicados pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA), para o

Mecanismo de "tela-de-aranha" refere-se à variação, de um ano para o outro, dos preços e das quantidades produzidas de um produto agrícola sob a hipótese de que os produtores vão planejar sua produção de acordo com o preço alcançado pelo produto no ano anterior.

<sup>4</sup> Safra de bulbinho refere-se a bulbos colhidos em novembro, que são plantados somente em fevereiro e março e colhidos na entresafra, maio-junho.

<sup>5</sup> Safra das claras precoces refere-se à safra de uma variedade que produz bulbos entre 120-150 dias após a semeadura. Sua comercialização ocorre nos meses de julho a outubro.

R. Econ. Sociol. Rural, Brasília, 28(3):19-34, Jul./Set. 1990

período de 1970 a 1986 (Tabela 3). Os preços foram deflacionados pelo IĜP-2 da Fundação Getúlio Vargas (FGV), tendo como base a média do ano de 1977.

Para avaliar a influência dos ciclos bienais no padrão de variação estacional, utilizou-se o seguinte modelo:

$$P_{j} = \alpha + \sum_{i=1}^{11} \beta_{i} Z_{ij} + \sum_{k=1}^{12} \gamma_{k} X_{kj} + u_{j}$$

onde  $P_i$  = preços mensais reais

Zij = variável binária, que capta a variação estacional para ano par.

Zij = 1 para o mês i, i = 1,2,...,11

Zij = 0 para os demais meses

Xkj = variável binária, que capta a diferença de padrão da variação estacional dos anos ímpares em comparação com os anos pares.

Xkj = 1 para o mês **k** do ano impar, k = 1,2,...,12

Xkj = 0 para os demais meses

uj = erro aleatório

 $\alpha = constante$ 

 $\beta_i$ ,  $\gamma k$  = parâmetros a serem estimados.

Note-se que em ano par as variáveis Xkj serão todas iguais a zero em todos os meses. Considerando o preço observado em março de determinado ano: se for um ano par, apenas a variável binária Z3 será igual a 1, e todas as demais, iguais a zero, e, se for em ano ímpar, então, Z3 como X3 serão iguais a 1.

Este modelo foi ajustado para dois períodos de seis anos:

1º período: 1970 a 1975

2º período: 1977 a 1982

Os períodos foram escolhidos considerando-se os anos em que as variações bienais são mais intensas, e divididos em dois, devido ao fato de no ano de 1978 ter ocorrido inversão no padrão da variação estacional.

Será testada a seguinte hipótese:

$$Ho = \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_{12} = 0$$

Se o teste F for significativo, rejeita-se a hipótese de nulidade dos parâmetros, e isto significa que:

 $\beta_i$  = efeito sazonal no mês i em ano par.

 $\beta_i + \gamma_k$  = efeito sazonal no mês i em ano ímpar, ou seja, confirmaria a

existência de diferença no padrão da variação estacional para o mês i em ano par e ano impar.

Posteriormente, foram calculados os índices estacionais, de acordo com metodologia de Hoffmann (1969), com modificação na periodicidade de 12 meses para 24 meses, pois captam com maior regularidade a existência de ciclos bienais.

A média móvel aritmética (MMA) é igual ao logaritmo da média móvel geométrica (MMG). Hoffmann demonstrou que a utilização deste artifício não causa diferença nos valores dos índices estacionais.

A MMG para 24 meses pode ser representada da seguinte forma:

SERVICE TO THE SERVICE OF THE SERVIC

MMA = 
$$\log MMG = \frac{1}{24} (0.5X_{t-12} + X_{t-11} + ... + X_{t+11} + 0.5X_{t+12})$$

Sendo Xt = log Pt, onde Pt = preço mensal, define-se índice estacional (It) como:

Seja Iij, o índice estacional do j-ésimo mês do i-ésimo ano. Admitindo-se valores do índice para **n** anos,

$$\log |i| = 1/n \qquad \frac{n}{\sum_{i=1}^{n} \log |i|}$$

Hoffmann (1969) define índice sazonal do mês j (sj) como a média geométrica dos índices estacionais para o mês, multiplicada por um fator de correção (F), assim definido:

$$F = \frac{100}{72}$$
 j = 1,...,12, ou seja,

$$\hat{S}_j = F * \bar{I}_j$$

Para avaliar a intensidade da variação estacional, calculou-se a amplitude da variação estacional, ou seja,

O índice de irregularidade (IE) foi calculado da seguinte forma, como a

Fig. with and the company of the grant court of a get the colors.

化氯甲酚 化二氯基甲酚醛 医髓性线线线性线线

R. Econ. Sociol. Rural, Brasília, 28(3):19-34, Jul./Set. 1990

dispersão dos logaritmos dos índices estacionais em torno da média, ou seja, pelo desvio padrão' para o j-ésimo mês tem-se:

o antile ≠ antilog dj. The earger of control of the larger parameters. The control of the contr

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

The Market Brown of the Control of t

atte appropriation in the englishment of the expension of party of the english and

and the first of the content of the property of the content of the

A DECEMBER OF STATES OF A STATES OF A

O modelo que analisa se existe diferença no padrão da variação estacional entre ano par e ano impar apresentou resultados significativos para os parâmetros (yk) no teste F ao nível de 1%. O período foi dividido em 1970-75 e 1977-82, pois uma análise preliminar indicava inversão entre amplitudes de ano par e impar no ano de 1978. Os anos escolhidos referem-se ao período em que a intensidade dos ciclos bienais era maior. Os resultados foram F = 2,74 e F = 5,76, respectivamente (Tab. 4. e 5.). Confirmando-se estatisticamente a existência de diferença no padrão da variação estacional entre ano par e ano impar.

A Fig. 1 representa os índices estacionais bienais calculados para o período todo. Observa-se que até 1977 os anos pares apresentam amplitudes menores que os anos ímpares. Em 1978, com a ocorrência de problemas fitossanitários na produção sulina, os preços elevaram-se de tal forma, que, a partir de então, os anos pares passam a apresentar amplitudes maiores, até 1985, quando ocorreu excesso de chuvas no nordeste, elevando os preços novamente.

A Fig. 2 representa a média dos índices estacionais para o período de 1970-77, cujos valores estão na Tabela 1. Os anos impares apresentam amplitudes de valor 167,0, enquanto para os anos pares é 58,1.

A Fig. 3 representa a média dos índices estacionais para o período de 1978-85, cujos valores estão na Tabela 2. Para este período os anos pares apresentam amplitudes de 161,6 e os anos ímpares de 55,9. Essa inversão no padrão da variação estacional indica que provavelmente os preços muito altos refletem durante os anos seguintes sobre a produção.

Este comportamento dos preços está relacionado com a produção através do mecanismo denominado "teia-de-aranha", muito comum na agricultura e, especialmente, na olericultura, devido à sazonalidade e à atomização da produção. Melhor explicando, o mecanismo acontece quando, ao ocorrer uma alta de preços, quer seja de ordem climática ou qualquer outra, estes passam a influir na decisão dos produtores, de aumentar, ou não, sua produção nos anos posteriores.

#### CONCLUSÃO

A presença de ciclos bienais nos preços e a diferença no padrão da variação estacional de um ano para o outro foi confirmada estatisticamente, indicando que a elevação demasiada dos preços na ocorrência de algum problema na produção por fator externo, acaba influindo sobre a produção nos anos seguintes e alterando o padrão da variação estacional.

Nesses casos, os índices estacionais calculados pela média móvel geométrica para 24 meses captam com maior regularidade a variação estacional.

A análise efetuada pode ser de utilidade na diluição do risco com determinada cultura, nos anos que se seguem a uma mudança de padrão na variação estacional acompanhada de índices muito altos. Ou seja, os produtores diminuiriam o risco com a produção de cebola, por exemplo, plantando também nestes anos outras culturas. Dessa forma, evitar-se-ia um abastecimento irregular, não sendo necessário recorrer à importação, na falta do produto e, em caso de excesso de oferta, não acontecer de perder parte da produção quando o produto é perecível, pois nem sempre é economicamente viável a estocagem.

### AGRADECIMENTO

O autor agradece ao prof. Rodolfo Hoffmann pela orientação na dissertação de mestrado.

# REFERÊNCIAS

- CAMARGO, A.M.M.P. & CAMARGO Fo., W.P. Comportamento dos preços de olerícolas nos mercados atacadistas e fluxo de produção regional no Brasil 1977-83. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA. 1986. 79 p. (Relatório de pesquisa, 9/86).
- CAMARGO Fo., W.P. & CAMARGO, A.M.M.P. Comparação de fluxos e preços de cebola no Brasil. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1982. 31p. (Relatório de pesquisa, 6/82).
- CAMARGO Fo., W.P. Produção e comercialização de cebola no Brasil. Piracicaba, ESALQ/USP. 1983. (Tese de mestrado). 159p.
- CROCOMO, C. & HOFFMANN, R. Variação estacional dos preços de produtos hortícolas no Estado de São Paulo no período de 1964-71. Piracicaba, ESALQ/USP. (Série Pesquisa, 18). 1972. 93p.
- HOFFMANN, R. Variação estacional do preço da cebola no Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP, (Série Pesquisa, 7). 1968. 14p.
- R. Econ. Sociol. Rural, Brasília, 28(3):19-34, Jul./Set. 1990

- HOFFMANN, R. Variação estacional dos preços agropecuários no Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP. 1969. (Tese de doutorado). 184p.
- SÃO PAULO, Secretaria da Agricultura, IEA. Preços recebidos pelos produtores de cebola no Estado de S. Paulo. Informações econômicas. São Paulo. 1970 a 1986.

TABELA 1. Variação estacional de preços de cebola pagos ao produtor no estado de São Paulo. Índices obtidos pela média geométrica móvel de 24 meses. Período 1970-77

	Ano			Índic	e estaci	onal – b	ienal			Índice sazonal-bi.	Índice de	Limite Inf.	Limite Sup.	Índice sazonal-bi.	Índice de	Limite Inf.	Limite Sup.
Mês		1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	Ano ímpar	irreg.			Ano par	irreg.		
Jan.	****	_	70,2	50,9	87,9	64,1	78,2	66,8	_	76,8	1,12	68,7	86,0	58,9	1,16	50,9	68,3
Fev.		_	76,6	82,3	102,5	67,5	79,9	82,8	_	83,8	1,20	71,7	98,1	75,6	1,16	67,3	84,9
Mar.		_	89,6	95,4	123,2	72,7	107,5	117,4	_	103,7	1,20	88,4	121,7	91,5	1,27	71,9	116,3
Abr.		_	126,2	130,0	189,3	80,7	131,4	144,4	-	143,4	1,25	114,7	179,3	112,5	1,36	82,5	153,4
Maio		-	140,3	124,0	211,4	74,8	129,7	145,6	-	153,5	1,30	118,0	199,6	108,3	1,41	76,4	153,3
Jun.		_	146,9	125,8	177,0	107,7	134,6	125,8	_	148,7	1,15	129,3	171,1	117,0	1,09	106,9	128,1
Jul.		_	219,3	76,7	212,2	97,2	142,4	135,7	-	184,0	1,27	144,7	234,0	98,4	1,33	73,9	131,0
Ago.		_	280,5	48,6	237,0	104,0	162,6	131,7	_	216,6	1,32	163,9	286,4	85,6	1,68	50,8	144,1
Set.			143,0	58,7	189,1	114,3	105,8	102,0	-	139,0	1,34	104,0	185,9	86,3	1,43	60,4	123,3
Out.		-	98,8	146,8	99,6	78,0	114,0	86,0	_	101,8	1,08	93,9	110,3	96,2	1,42	67,5	137,2
Nov.		-	56,6	117,0	64,0	65,7	87,2	94,0	_	66,7	1,25	53,4	83,3	87,9	1,34	65,17	117,6
Dez.	-	_	36,3	74,9	50,7	71,1	70,5	63,7	_	49,6	1,39	35,6	69,1	68,3	1,08	62,9	74,2

Amplitude do índice sazonal bi, ano ímpar: 167,0. Amplitude do índice sazonal bi, ano par: 58,1 æ

TABELA 2. Variação estacional de preços de cebola pagos ao produtor no estado de São Paulo. Índices obtidos pela média geométrica móvel de 24 meses. Período 1978-85

978	43,7 53,0 99,3 129,2	1 <b>980</b> 142,5 146,7 146,6 139,5	52,1 58,4 65,7	89,7 95,8 137,8	1983 87,3 102,6 129,2	70,6 90,5	1985	sazonal-bi. Ano impar  60,5 70,7	irreg.	inf. 42,2	<b>Sup.</b> 86,6	sazonal-bi. Ano par	de irreg.	70,0	Sup.
	53,0 99,3	146,7 146,6	58,4 65,7	95,8 137,8	102,6	90,5		1.75	4.7					70,0	143,1
- ; - ; ; ;	53,0 99,3	146,7 146,6	58,4 65,7	95,8 137,8	102,6	90,5		1.75	4.7					70,0	143,1
	99,3	146,6	65,7	137,8				70.7	1 42						
_					129,2	1116		٠,٠	1,43	49,5	100,9	112,2	1,30	86,2	146,1
_	129,2	139,5	07.7			114,6		97,8	1,41	69,6	137,5	137,0	1,14	120,6	155,7
			97,7	150,1	112,4	216,8	_ 1000	116,4	1,15	101,2	133,8	171,5	1,27	135,4	217,2
_	130,2	190,9	101,5	242,2	102,8	220,8	- v ' '	114,7	1,15	99,7	132,0	224,7	1,13	199,3	253,4
νT	119,2	302,7	92,6	172,0	124,5	163,9		115,2	1,17	98,1	135;1	211,7	1,41	150,5	297,7
<del>-</del>	106,2	237,6	45,2	149,5	128,3	67,4		88,2	1,74	50,6	153,7	138,6	1,89	73,3	262,1
-	67,4	126,0	40,9	117,4	144,9	58,6	_	76,3	1,89	40,3	144,2	98,8	1,53	64,7	150,8
_	62,9	108,1	45,8	106,3	111,8	53,7	_	70,9	1,57	45,1	111,6	88,2	1,49	59,2	131,4
_ ~	74,1	57,7	83,3	130,5	91,5	47,0	*** ***	85,6	1,11	76,9	95,2	73,3	1,72	42,7	125,8
_	114,4	52,2	130,2	102,1	64,9	42,3	<u></u>	102,4	1,45	70,7	148,3	63,1	1,58	39,9	99,9
· <u>·</u> .	112,5	54,0	96,6	77,0	47,7	56,0	-: *	83,2	1,58	52,6	131,5	63,7	1,22	52,4	77,4
	- - - -	- 106,2 - 67,4 - 62,9 - 74,1 - 114,4	- 106,2 237,6 - 67,4 126,0 - 62,9 108,1 - 74,1 57,7 - 114,4 52,2	- 106,2 237,6 45,2 - 67,4 126,0 40,9 - 62,9 108,1 45,8 - 74,1 57,7 83,3 - 114,4 52,2 130,2	- 106,2 237,6 45,2 149,5 - 67,4 126,0 40,9 117,4 - 62,9 108,1 45,8 106,3 - 74,1 57,7 83,3 130,5 - 114,4 52,2 130,2 102,1	- 106,2 237,6 45,2 149,5 128,3 - 67,4 126,0 40,9 117,4 144,9 - 62,9 108,1 45,8 106,3 111,8 - 74,1 57,7 83,3 130,5 91,5 - 114,4 52,2 130,2 102,1 64,9	- 106,2 237,6 45,2 149,5 128,3 67,4 - 67,4 126,0 40,9 117,4 144,9 58,6 - 62,9 108,1 45,8 106,3 111,8 53,7 - 74,1 57,7 83,3 130,5 91,5 47,0 - 114,4 52,2 130,2 102,1 64,9 42,3	- 106,2 237,6 45,2 149,5 128,3 67,4 - 67,4 126,0 40,9 117,4 144,9 58,6 - 62,9 108,1 45,8 106,3 111,8 53,7 - 74,1 57,7 83,3 130,5 91,5 47,0 - 114,4 52,2 130,2 102,1 64,9 42,3 -	- 106,2 237,6 45,2 149,5 128,3 67,4 - 88,2 - 67,4 126,0 40,9 117,4 144,9 58,6 - 76,3 - 62,9 108,1 45,8 106,3 111,8 53,7 - 70,9 - 74,1 57,7 83,3 130,5 91,5 47,0 - 85,6 - 114,4 52,2 130,2 102,1 64,9 42,3 - 102,4	- 106,2 237,6 45,2 149,5 128,3 67,4 - 88,2 1,74 - 67,4 126,0 40,9 117,4 144,9 58,6 - 76,3 1,89 - 62,9 108,1 45,8 106,3 111,8 53,7 - 70,9 1,57 - 74,1 57,7 83,3 130,5 91,5 47,0 - 85,6 1,11 - 114,4 52,2 130,2 102,1 64,9 42,3 - 102,4 1,45	- 106,2 237,6 45,2 149,5 128,3 67,4 - 88,2 1,74 50,6 - 67,4 126,0 40,9 117,4 144,9 58,6 - 76,3 1,89 40,3 - 62,9 108,1 45,8 106,3 111,8 53,7 - 70,9 1,57 45,1 - 74,1 57,7 83,3 130,5 91,5 47,0 - 85,6 1,11 76,9 - 114,4 52,2 130,2 102,1 64,9 42,3 - 102,4 1,45 70,7	- 106,2 237,6 45,2 149,5 128,3 67,4 - 88,2 1,74 50,6 153,7 - 67,4 126,0 40,9 117,4 144,9 58,6 - 76,3 1,89 40,3 144,2 - 62,9 108,1 45,8 106,3 111,8 53,7 - 70,9 1,57 45,1 111,6 - 74,1 57,7 83,3 130,5 91,5 47,0 - 85,6 1,11 76,9 95,2 - 114,4 52,2 130,2 102,1 64,9 42,3 - 102,4 1,45 70,7 148,3	- 106,2 237,6 45,2 149,5 128,3 67,4 - 88,2 1,74 50,6 153,7 138,6 - 67,4 126,0 40,9 117,4 144,9 58,6 - 76,3 1,89 40,3 144,2 98,8 - 62,9 108,1 45,8 106,3 111,8 53,7 - 70,9 1,57 45,1 111,6 88,2 - 74,1 57,7 83,3 130,5 91,5 47,0 - 85,6 1,11 76,9 95,2 73,3 - 114,4 52,2 130,2 102,1 64,9 42,3 - 102,4 1,45 70,7 148,3 63,1	- 106,2 237,6 45,2 149,5 128,3 67,4 - 88,2 1,74 50,6 153,7 138,6 1,89 - 67,4 126,0 40,9 117,4 144,9 58,6 - 76,3 1,89 40,3 144,2 98,8 1,53 - 62,9 108,1 45,8 106,3 111,8 53,7 - 70,9 1,57 45,1 111,6 88,2 1,49 - 74,1 57,7 83,3 130,5 91,5 47,0 - 85,6 1,11 76,9 95,2 73,3 1,72 - 114,4 52,2 130,2 102,1 64,9 42,3 - 102,4 1,45 70,7 148,3 63,1 1,58	- 106,2 237,6 45,2 149,5 128,3 67,4 - 88,2 1,74 50,6 153,7 138,6 1,89 73,3 - 67,4 126,0 40,9 117,4 144,9 58,6 - 76,3 1,89 40,3 144,2 98,8 1,53 64,7 - 62,9 108,1 45,8 106,3 111,8 53,7 - 70,9 1,57 45,1 111,6 88,2 1,49 59,2 - 74,1 57,7 83,3 130,5 91,5 47,0 - 85,6 1,11 76,9 95,2 73,3 1,72 42,7 - 114,4 52,2 130,2 102,1 64,9 42,3 - 102,4 1,45 70,7 148,3 63,1 1,58 39,9

Amplitude do índice sazonal bi, ano ímpar: 55,9 Amplitude do índice sazonal bi, ano par: 161,6

TABELA 3. Preços médios mensais recebidos pelos produtores do estado de São Paulo no período de 1970 a 1986. Preços em Cr\$/45 kg.

4	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986
jan.	19.50	14.56	15.51	42.78	34.81	50.21	64.99	75.70	294.60	136.00	617.50	333.40	1261.80	3611.20	7065.00	27630.00	147150.00
fev.	17.64	15.96	26.45	51.00	37.07	52.76	83.30	93.00	435.00	168.20	648.90	394.60	1503.00	4509.00	10035.00	34965.00	208395.00
mar.	14.94	19.26	32.29	62.10	41.13	73.30	121.90	132.70	698.90	322.50	669.00	468.90	2430.40	6219.00	13680.00	35145.00	210150.00
abr.	16.01	28.18	46.14	95.92	47.20	93.41	154.40	144.50	1044.10	413.30	647.10	734.40	2900.20	5917.50	27450.00	35190.00	204750.00
maio	17.03	32.78	46.07	106.49	44.27	96.90	159.60	172.70	561.60	408.60	911.10	815.80	5089.50	5782.50	29925.00	50220.00	139500.00
jun.	17.70	36.07	48.75	88.90	63.83	104.88	141.60	245.50	401.10	384.60	1481.60	774.40	4012.20	7792.20	24075.00	70335.00	154350.00
jul.	20.72	55.48	30.75	107.82	57.43	114.96	158.30	194.70	577.50	356.60	1206.00	391.50	3885.70	8879.40	11160.00	294435.00	204750.00
ago.	22.40	71.02	20.04	124.00	61.14	137.07	156.00	100.40	493.16	233.10	650.70	378.00	3456.90	10611.00	11250.00	309465.00	177750.00
set.	17.73	36.40	24.97	102,66	66.79	91.79	121.20	116.20	412.80	226.00	566.50	450.00	3453.30	8892.00	11880.00	247320.00	181800.00
out.	13.98	26.10	64.68	54.60	44.01	101.56	102,70	137.60	133.20	273.00	318.60	885.20	4608.00	7879.50	12150.00	171405.00	192150.00
nov.	13.46	15.85	53.01	34.40	39,48	80.36	113.10	141.00	96.75	440.80	308.70	1534.00	3780.90	5769.00	13275.00	113310.00	196650.00
dez.	14.28	10.60	34.99	27.00	44.23	66.91	78.60	177.70	94.21	463.60	332.10	1230.70	2963.20	4414.50	18630.00	95130.00	18000.00

r garny ni again in the committe de distriction and factor and an interest and an experience and in the distriction of subject to the contraction of the contraction

Fonte: Instituto de Economia Agrícola da Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo.

TABELA 4. Resultados do modelo de análise da série temporal de preços de cebola pagos ao produtor, período 1970-75. O modelo foi ajustado nos logaritmos dos preços reais

Coeficie	entes	Parâmetros estimados	teste t	
Т		0,072	3,61	7
α		4,318	21,20	
$\beta_1$	11 a	0,019	0,07	4 13
$\beta_2$		0,157	0,58	- 1950 - 1950
β3		0,169	0,63	4. 4
β4		0,329	1,22	
$\beta_5$		0,301	1,11	4 ·
β <sub>6</sub>	***	0,430	1,59	
β7		0,272	1,01	, K
β8		0,153	0,57	1
β9		0,154	0,57	્રસ ઇ
β <sub>10</sub>	7, 5	0,233	0,86	
β <sub>11</sub>		0,100	0,37	
γ1	* * * * * * * * * * * * * * * * * * *	0,072	0,26	Ís. I
γ <sub>2</sub>	90	0,015	0,06	.7
γ <sub>3</sub>		0,217	0,80	·, i
γ4		0,387	1,43	2.1
γ <sub>5</sub>		0,489	1,80	
γ <sub>6</sub>	e To	0,333	1,22	*
γ <sub>7</sub>		0,706	2,61	
γ8		0,991	3,66	
γ9		0,546	2,02	
γ10		0,156	0,58	3 **
γ11		0,131 · · · · · · ·	-0,48	
γ12		-0,327	-1,21	

 $R^2 = 67.8\%$ 

F = 2,74

TABELA 5. Resultados do modelo de análise da série temporal de preços de cebola pagos ao produtor, período 1977-82. O modelo foi ajustado nos logaritmos dos preços reais

Coeficientes	Parâmetros estimado	s teste(t, source, so)
T	-0,011	-4,15
α	5,721	13,68
β <sub>1</sub>	0,728	2,09
β2	0,897	2,57
β3	1,181	<b>3,39</b>
β4	1,326	3,80
β <sub>5</sub>	1,380	3,96
β <sub>6</sub>	1,305	3,75
β <sub>7</sub>	1,302	3,74
β8 1	0,965	2,77
β9	0,833	2,39
β <sub>10</sub>	0,321	0,92
β <sub>11</sub> ,,,,,	0,099	0,28
γ1	1 002	-2,87
γ <sub>2</sub>	-1,014	-2,90
γ3	-0,949	-2,72
γ4	-0,867	-2,50
γ <sub>5</sub>	-0,860	-2,46
76	-0,727	-2,08
γ <sub>7</sub>	-1,081	-3,09
γ8	-1,152	-3,30
γ9	-0,960	-2,75
γ10	-0,132	-0,38
γ11	0,407	1,17
γ12	0,494	1,42

 $R^2 = 67.8\%$ 

F = 5,76

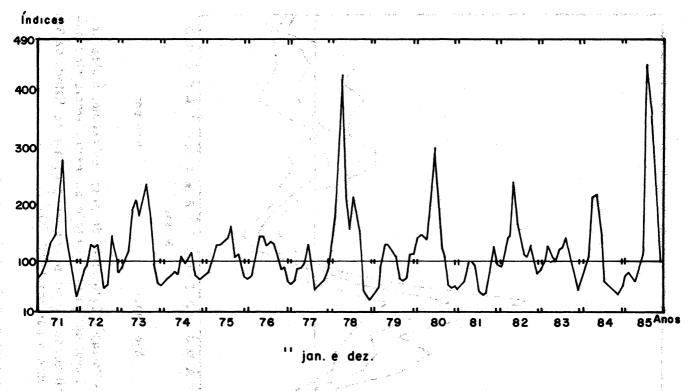


Figura I.- Variação Estacional do preço de cebola pago ao produtor. Índices Estacionais Bienais obtidos pela média geométrica móvel centralizada de 24 meses, período 1970 - 86 😅

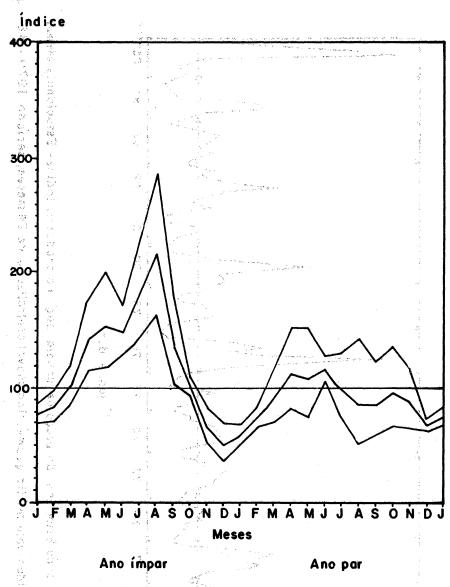


Figura 2.- Variação Estacional do preço de cebola. Índice sazonal Bienal obtido pelo método da média geométrica móvel, utilizando preços pagos ao produtor no Estado de São Paulo para o período 1970-77

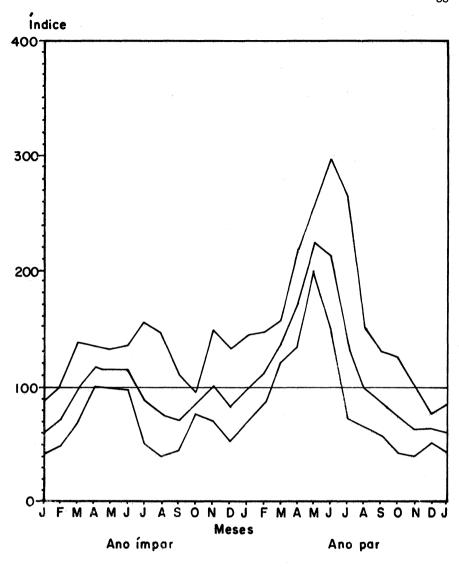
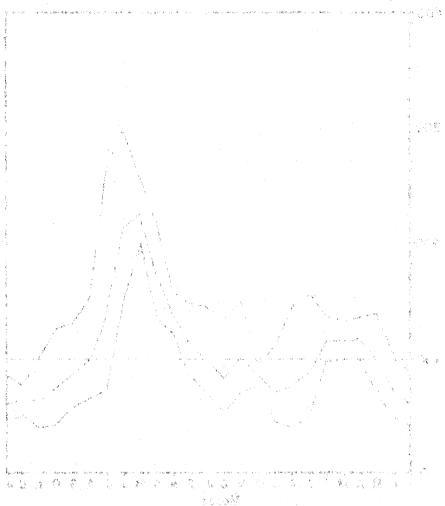


Figura 3.- Variação Estacional do preço de cebola, Índice sazonal Bienal, obtido pelo método da média geométrica móvel, utilizando preços pagos ao produtor no Estado de São Paulo pa ra o período de 1978-85





mer ena

the same and the restriction of the same and