

ANÁLISE DA VARIAÇÃO DO PREÇO DE CEBOLA

Geni Satiko Sato

Dissertação apresentada à Escola Superior
de Agricultura "Luiz de Queiroz", da
Universidade de São Paulo, para obtenção
do título de Mestre em Agronomia.
Área de Concentração: Economia Agrária

PIRACICABA

1988

14993

ANÁLISE DA VARIAÇÃO DO
PREÇO DE CEBOLA



GENI SATIKO SATO



Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Agronomia, Área de Concentração: Economia Agrária

PIRACICABA
ESTADO DE SÃO PAULO - BRASIL
MAIO-1988

ANÁLISE DA VARIAÇÃO DO
PREÇO DE CEBOLA

GENI SATIKO SATO
Eng^a de Alimentos

Orientador: Prof. Rodolfo Hoffmann

Dissertação apresentada à Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", da Universidade de São Paulo, para obtenção do título de Mestre em Agronomia, Área de Concentração: Economia Agrária

PIRACICABA
Estado de São Paulo - Brasil
maio-1988

S253

Sato, Geni Satiko
Análise da variação do preço de ce-
bola. Piracicaba, 1988.
122p.

Diss. (Mestre) - ESALQ
Bibliografia.

1. Cebola - Preço I. Escola Superior
de Agricultura Luiz de Queiroz, Piraci-
caba

CDD 338.17525

Dedico ã meus pais Shozo Sato e Fusahe
Otto Sato, e irmãos Elizabeth, Sônia,
Ricardo e Marisa.

ANÁLISE DA VARIAÇÃO DO PREÇO DE CEBOLA

Geni Satiko Sato

Aprovada em: 07.07.1988

Comissão Julgadora:

Prof. Dr. Rodolfo Hoffmann

ESALQ/USP

Prof. Dr. Eváristo Marzabal Neves

ESALQ/USP

Prof. Dr. Celso Roberto Crócomo

EMBRAPA

Prof. Rodolfo Hoffmann

Orientador

AGRADECIMENTOS

Em reconhecimento ao apoio recebido durante a realização deste trabalho, agradeço:

. a CAPES, Coordenadoria de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior, e ao CNPq, Conselho de Desenvolvimento Científico e Tecnológico pela ajuda financeira.

. ao Professor Rodolfo Hoffmann, pela criteriosa, objetiva e segura orientação durante a elaboração da dissertação. Também pela paciência e compreensão como pessoa humana.

. a banca examinadora, professor Evaristo Mazabal Neves e Celso Roberto Crócomo pelas contribuições.

. aos funcionários e professores do Departamento de Economia e Sociologia Rural, em especial ao professor Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros pela contribuição dada à dissertação.

. a Srta. Nãdia Maria Verissimo pela constante cooperação na datilografia.

. a Marcelo Cabral Jahnel a quem devo todo o apoio para o início deste curso.

. aos colegas do curso de mestrado em Economia Agrária pelo estímulo e apoio, em especial a Maria Xênia Córvalan Latapia e Sérgio Augusto Galvão César.

. aos amigos Peter Rącz, Mary Ann Lennon, Arnaldo Sardenberg, pelo estímulo durante o período.

. a Mohamed G. Kahled pela presença sempre segura.

Deixo claro que as limitações e os equívocos deste trabalho são de exclusiva responsabilidade do autor.

SUMÁRIO

	Página
RESUMO	iv
SUMMARY	vi
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Principais Aspectos da Cebolicultura no Brasil	1
1.2. O Problema e sua Importância	2
1.3. Objetivos	5
2. CARACTERIZAÇÃO DO SETOR	6
2.1. O Crescimento da Produção de Cebola no Brasil	6
2.2. A Produção de Sementes de Cebola no Brasil	9
2.3. Variedades de Cebola Produzidas no Brasil	13
2.4. Calendário do Abastecimento de Cebola no Brasil	14
2.5. A Produção de Cebola no Estado de São Paulo	17
3. REVISÃO DE LITERATURA	22
4. MATERIAL E MÉTODOS	27
4.1. Material	27
4.2. Métodos	31
4.2.1. O Modelo de "Teia de Aranha"	31
4.2.2. A Função de Demanda	38
4.2.3. A Função de Oferta	42
4.2.4. Modelo de Análise da Série Temporal de Preços da Cebola	51

4.2.5. Variação Estacional - Método da Média Geométrica Móvel	53
5. RESULTADOS E DISCUSSÃO	59
5.1. Resultados do Modelo que Analisa Diferença de Padrão de Variação Estacional de um ano para outro	59
5.2. Resultados Obtidos para Análise da Variação Estacional de Preços de Cebola Pagos ao Produtor no Estado de São Paulo. Períodos (1970-77) e (1978-85)	62
5.3. Resultados da Análise de Variação de Preços de Cebola no Mercado Atacadista para as 5 principais regiões produtoras	73
5.4. Resultados da Análise do Mecanismo de "Teia de Aranha"	76
6. CONCLUSÕES	82
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	84
APÊNDICE 1	90
APÊNDICE 2	120

ANÁLISE DA VARIAÇÃO DO
PREÇO DE CEBOLA

Autora: Geni Satiko Sato

Orientador: Prof. Rodolfo Hoffmann

RESUMO

A cebola é um produto agrícola conhecido como um dos que apresenta maior amplitude de variação estacional dos preços no Brasil. A utilização de novas técnicas na produção e a pesquisa de novas variedades possibilitaram a entrada de safras em outras épocas do ano e a redistribuição regional da produção.

Apesar da tendência para superar as limitações naturais, a produção de cebola ainda está sujeita a problemas de ordem climático que acentuam os ciclos na variação de preços.

O objetivo do estudo é relacionar a variação de preço de cebola com a variação na produção, supondo a existência de um mecanismo tipo "teia de aranha". O período analisado é de 1971-85. Os dados de preços e quantidades analisados são a nível de mercado atacadista em São Paulo.

A demanda e a oferta foram ajustadas através de regressão linear múltipla pelo método dos mínimos quadrados. Para a oferta utilizou-se o modelo de Nerlove.

Para confirmar a influência deste mecanismo na variação estacional de preços foram calculados índices estacionais e sazonais pelo método da média geométrica móvel de 24 meses, após confirmada a diferença de padrão de variação estacional de um ano para o outro.

Para cálculo desses índices foram utilizados dados de preços pagos ao produtor no estado de São Paulo no período de 1970-86.

Também foram calculados índices estacionais e sazonais para os 5 estados principais produtores de cebola no Brasil a nível de mercado atacadista.

Os resultados obtidos confirmam que realmente existe diferença de padrão estacional de um ano para outro e, que este padrão geralmente é determinado e acentuado após um problema de ordem climática muito forte que afeta a produção. Porém, existe uma tendência de amortecimento desta variação de preços com o tempo.

As variações bienais nos preços da cebola podem ser explicadas por um mecanismo de "Teia de Aranha", com preços e quantidades oscilando acima e abaixo dos valores de equilíbrio. Entretanto, as estimativas das equações de oferta e demanda obtidas nesse trabalho não permitiram caracterizar esse mecanismo.

ANALYSIS OF ONION PRICE VARIATION

Author: Geni Satiko Sato

Adviser: Prof. Rodolfo Hoffmann

SUMMARY

Onion is one of the agricultural products which price shows more seasonal variation in Brazil. Due to the introduction of more productive varieties as well as changes in the production techniques, it was possible to change harvest time and there was a redistribution of the production arrange regions in the country.

Despite the tendency to overcome natural limitations in onion production, climate problems still exist. This leads to new price variations cycles.

The objective of this study is to relate onion price variations with its own production variations, assuming the existence of a cobweb type mechanism. The prices and quantity analyzed are at the wholesale market level at São Paulo State, from 1971 to 1985.

A multiple linear regression demand function was estimated by the method of ordinary least squares. A supply function also was estimated using Nerlove's model of adjustment with price and quantity lagged.

For testing the influence of this mechanism upon seasonal price variations, an index of seasonal variation was built utilizing the moving-average method. This was done with prices received by farmers in São Paulo State during the years of 1970 to 1986. Seasonal prices indexes for the five most important Brazilian onion producer states were also estimated.

The results confirm that really there are changes in seasonal pattern from one year to another and that this phenomena can be observed in the series of prices after a strong climate problem which affects production. However, there exists a tendency to dampen these price variations with the run of time.

The biennial price seasonal variation could be explained by a cobweb type mechanism, with prices and quantities oscillating under and above the equilibrium values. But, the estimates of the supply and demand functions obtained in This study did not allow to characterize this mechanism.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Principais Aspectos da Cebolicultura no Brasil

A cebola é uma das principais olerícolas exploradas no Brasil, sendo superada, em termos de valor da produção, somente pelo tomate e pela batatinha.

A cebolicultura apresenta altos riscos devido ao custo elevado e à instabilidade do preço do produto.

A cebola, no Brasil, é um produto de consumo quase que exclusivamente *in natura*. Somente uma parcela pequena é industrializada para a forma de cebola desidratada, temperos em pasta, pickles, cubos congelados, etc.

O produto *in natura* é de alta perecibilidade, dificultando a estocagem por tempo prolongado.

A instabilidade do preço deve-se em parte à sazonalidade da cultura da cebola e à dificuldade de estocagem por longo período.

As variações nas condições climáticas nas principais regiões produtoras também contribuem para a instabilidade da produção. Há, ainda, o círculo vicioso em que uma forte instabilidade da produção anual causa variações no preço do produto, que por sua vez, determina alterações na quantidade produzida.

O abastecimento e tecnologias de armazenamento de cebola são problemas que merecem atenção especial para amenizar a variação de preço.

A instabilidade do mercado para a cebola é de tal ordem que em 1973 e 1978 o governo chegou a importar cebola do Chile, da Espanha e da Argentina.

Por outro lado, com a crescente capitalização do setor, os riscos tornam-se especialmente onerosos.

A produção de cebola tem sido cada vez mais capitalizada com o uso crescente de insumos e irrigação. Nos anos 70 a agricultura brasileira tem o acesso às inovações tecnológicas facilitado pelo volume de recursos destinados ao crédito rural subsidiado pelo Estado.

1.2. O Problema e sua Importância

A flutuação de preços é algo com que acostumamos conviver no dia a dia, principalmente num país com uma inflação como a do Brasil.

A variação dos preços dos produtos agrícolas têm uma característica própria advinda da sazonalidade a que estão sujeitos. Chamamos a estas flutuações de preço de variação sazonal ou estacional.

Devemos lembrar que os preços são afetados por mudanças de gostos, por variação nas rendas, pela evolução tecnológica, incluindo a criação de produtos substitutos ou complementares. Os produtos agrícolas reagem também às mudanças no nível geral de preços associadas com os ciclos econômicos, com uma depressão prolongada, recessão ou inflação.

A formação dos preços agrícolas difere da formação dos preços industriais. Os produtores agrícolas, depois de tomadas as decisões principais de plantio, dificilmente podem modificar a produção planejada e, na ocorrência de problemas climáticos ou excesso de oferta, é a produção total em relação ao nível de demanda que determina os preços. Portanto, os produtores agrícolas não influenciam na determinação dos preços da mesma maneira que os produtores industriais. Porém, os preços do ano anterior podem influenciar nas decisões de produção do ano seguinte.

Perecibilidade, estacionalidade, número de colheitas durante o ano, épocas diversas de produção para diferentes zonas e grau de eficiência na comercialização dos produtos agrícolas são os principais elementos afetando as flutuações de preços.

É possível a existência de outros ciclos além dos sazonais, alguns de períodos longos. Estudar a existência destes outros ciclos ou variações é importante para compreender o comportamento dos preços.

As flutuações dos preços agrícolas ao longo do ano causam problemas tanto ao consumidor como para o produtor.

Do lado dos consumidores as oscilações têm efeitos sobre o orçamento familiar, principalmente, quando se trata de produtos básicos de alimentação e quando esta tem um peso relativamente alto no orçamento para a maioria da população.

Do lado dos produtores, as flutuações de preço causam incertezas no que diz respeito à renda a ser auferida e vão influenciar no planejamento da produção para o ano seguinte.

No caso da cebola o problema é maior para os produtores. Por se tratar de um produto não básico de alimentação, variações no preço de cebola não afetam o orçamento familiar tanto quanto, por exemplo, arroz, feijão ou carne bovina.

Os dados do ENDEF (Estudo Nacional da Despesa Familiar), realizado pelo IBGE com informações coletadas de agosto de 1974 a agosto de 1975, mostram que, no Brasil, para as despesas monetárias e não monetárias com alimentação no domicílio, ao arroz correspondia 9,55%, ao feijão 6,06%, à carne bovina 13,38% e à cebola 0,77%.

O conhecimento da variação de preços de um produto, devido à sazonalidade ou a algum mecanismo que influencia a produção, é de grande auxílio na escolha de medidas de política de armazenamento, distribuição do produto, crédito rural e preços mínimos. Tais medidas de política agrícola tem efeitos na estabilidade da renda dos agricultores.

1.3. Objetivos

- (1) Analisar as variações do preço de cebola no Estado de São Paulo, de um ano para outro, levando em consideração o mecanismo de "teia de aranha".
- (2) Verificar se as variações cíclicas plurianuais de preço afetam o padrão da variação estacional.
- (3) Comparar o padrão da variação estacional para as principais regiões produtoras de cebola no Brasil, supondo que a medida que ocorre integração maior dos mercados, o padrão estacional se torna mais homogêneo nas regiões.

Espera-se que o estudo forneça uma visão atualizada da variação de preços de cebola, contribuindo para o aperfeiçoamento do sistema de comercialização e produção do produto.

2. CARACTERIZAÇÃO DO SETOR

2.1. O Crescimento da Produção de Cebola no Brasil

A taxa de crescimento da produção de cebola, de acordo com a Tabela 1, foi de 4,6% ao ano de 1949 a 1978, portanto, superior à taxa de crescimento populacional.

A expansão da produção de cebola no Brasil ocorreu de forma bastante diferenciada nas várias regiões.

No início as regiões produtoras se definiram pelas exigências climáticas da cultura, e o Rio Grande do Sul era o principal estado produtor.

Gradativamente, o Rio Grande do Sul tem sua produção estagnada e observa-se o crescimento da produção em outros estados, destacando-se: Pernambuco, Bahia, Santa Catarina e São Paulo (ver Figura 1).

Na Tabela 1 observa-se que o crescimento da produção de cebola no Brasil, no período 1949-78, deve-se principalmente ao crescimento da área plantada. Entretanto, no período 1969-78 foi mais importante o crescimento da produtividade por unidade de área, pois enquanto

esta crescia 5,6% ao ano, a área plantada crescia 1,7% ao ano.

No caso do Estado de São Paulo, apenas no período 1949-58 o crescimento da área plantada contribuiu mais para o crescimento da produção do que o aumento da produtividade. Nos períodos 1959-68 e 1969-78 o crescimento da produção ocorreu graças ao aumento de produtividade, pois a área plantada decresceu nos dois períodos.

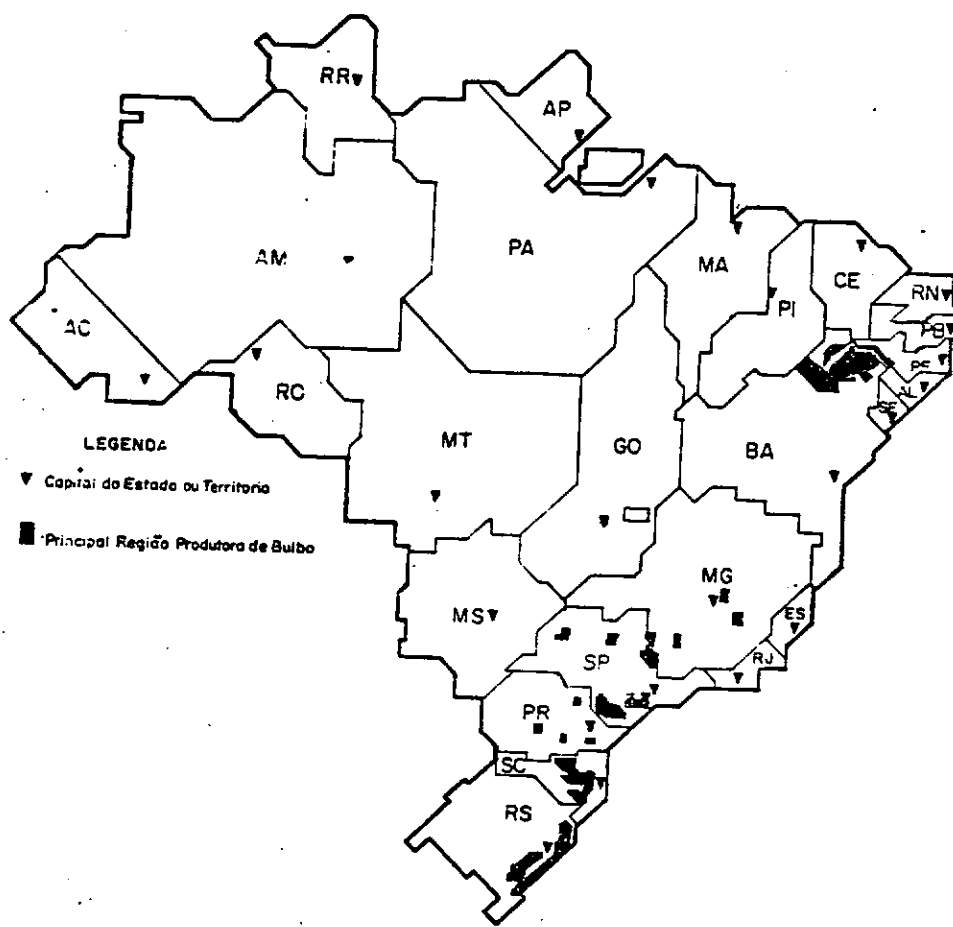


Figura 1. Distribuição Geográfica da Produção de Cebola no Brasil, 1976-80
 FONTE: Secretaria da Agricultura e Abastecimento do Estado de São Paulo,
 Instituto de Economia Agrícola.

Tabela 1. Contribuição da Área e da Produtividade (Rendimento médio), Taxa Geométrica de Crescimento Anual e Média da Área, Produtividade e Produção, nos Últimos Trinta Anos no Mundo, Brasil e Principais Estados Produtores

Região	Década	Média do período			Taxa geométrica anual de crescimento (%)			Contribuição(%)	
		Área (ha)	Produti- vidade (kg/ha)	Produção (t)	Área	Produti- vidade	Produção	Área	Produti- vidade
Mundo ⁽¹⁾	1950/59	425	12.266	5.175	7,5	-1,1	6,3	119	-19
	1960/69	741	12.679	9.422	4,1	0,7	5,1	84	16
	1970/78	1.376	11.478	15.975	3,0	0,2	3,7	81	-19
	1950/78	829	12.164	9.991	6,2	-0,3	5,9	105	-5
Brasil	1949/58	30.391	4.837	147.562	6,2	0,7	7,0	89	11
	1959/68	44.753	5.070	227.592	3,3	0,8	4,2	79	23
	1969/78	53.448	6.548	353.075	1,7	5,6	7,4	23	77
	1949/78	42.864	5.485	242.743	3,0	1,6	4,6	65	35
Rio Grande do Sul	1949/58	8.868	7.868	68.527	7,3	-1,9	5,2	140	-40
	1959/68	15.063	7.093	106.971	4,7	-0,2	4,4	107	-7
	1969/78	19.419	6.825	132.414	1,3	-0,9	0,4	325	-225
	1949/78	14.450	7.262	102.637	4,1	-0,7	3,4	121	-21
São Paulo	1949/58	8.545	3.830	32.667	4,8	1,2	6,1	79	21
	1959/68	8.446	4.634	32.903	-1,0	3,6	2,6	-39	139
	1969/78	11.734	7.634	88.986	-0,7	12,8	12,0	-6	106
	1949/78	9.575	5.366	53.519	1,6	3,5	5,2	31	69
Pernambuco	1949/58	1.343	4.405	9.081	24,7	22,9	57,3	43	57
	1959/68	2.883	6.242	18.302	-2,6	-6,1	-8,5	31	69
	1969/78	3.863	9.256	32.273	3,8	5,7	9,7	39	61
	1949/78	2.596	6.634	21.552	6,5	4,8	11,4	57	43
Santa Catarina	1949/58	2.197	3.695	8.126	6,3	0,3	6,7	94	6
	1959/68	3.370	4.341	15.262	2,6	6,2	9,7	27	73
	1969/78	4.578	6.722	31.820	9,8	4,2	14,8	66	34
	1949/78	3.382	4.919	18.403	3,9	3,1	7,2	54	46
Bahia	1949/58	1.175	3.665	4.407	6,4	7,1	13,9	46	54
	1959/68	1.695	4.662	8.006	6,1	2,3	8,6	71	29
	1969/78	2.258	4.776	10.912	2,4	1,0	3,3	73	27
	1949/78	1.709	4.368	7.741	3,5	1,7	6,5	35	
Paraná	1949/58	3.517	3.096	10.856	11,5	-0,1	11,4	101	-1
	1959/68	6.118	3.265	20.100	3,5	1,7	5,3	66	34
	1969/78	6.678	3.658	25.235	-1,7	0,3	-1,3	-111	31
	1949/78	5.504	3.340	18.730	3,6	0,8	4,5	110	20
Minas Gerais	1949/58	3.721	3.143	11.648	2,5	-1,9	0,5	500	-400
	1959/68	4.580	2.972	13.641	4,0	1,6	5,7	70	30
	1969/78	3.068	4.519	12.902	-11,0	6,0	-5,7	-193	93
	1949/78	3.790	3.545	12.730	-1,4	1,8	0,3	-467	567

(1) Dados de área e produção, em milhares de unidades.

FONTE: Relatório de Pesquisa 07/81

Secretaria da Agricultura e Abastecimento de São Paulo,
Instituto de Economia Agrícola

Observa-se, na Tabela 2, que o Estado de São Paulo passa a contribuir no período de 1975 a 1986 com aproximadamente 40% do volume nacional.

A área colhida de cebola no Brasil no período de 1975 a 1986, de acordo com a Tabela 3, apresenta um ligeiro aumento até 1981, com posterior retração até 1986.

A diminuição da produção a partir de 1981 certamente se deve, em parte, à recessão econômica do período de 1981-83.

No período de 1975-86 o aumento da produção de cebola no Brasil deveu-se principalmente ao aumento do rendimento médio, que foi bastante significativo, como se observa na Tabela 4.

2.2. A Produção de Sementes de Cebola no Brasil

A produção de cebola iniciou-se no Estado do Rio Grande do Sul. Atualmente esse estado é o principal produtor de sementes.

A produção de sementes de cebola no Rio Grande do Sul está sob orientação da Secretaria da Agricultura daquele Estado, que mantém dois postos de certificação e fiscalização, um em Pelotas e outro na cidade do Rio Grande.

Os pequenos produtores de sementes de cebola se distribuem no eixo Rio Grande - Bagé, no sul do estado, e plantam em torno de 4.300 kg de bulbos, numa área média de 15.000 m².

Tabela 2. Produção de Cebola no Brasil e Principais Estados Produtores, no Período de 1975 a 1986

Ano	Produção (1000ton)					
	Brasil	PE	BA	SP	SC	RS
1975	348,81	15,28	10,23	99,00	38,09	135,70
1976	430,15	69,73	10,14	133,50	42,90	135,70
1977	487,66	70,73	10,43	170,30	49,79	148,20
1978	488,50	53,42	14,31	224,80	47,13	118,20
1979	691,07	68,14	22,86	307,00	94,02	150,70
1980	694,60	87,03	40,14	279,79	103,60	151,19
1981	778,40	70,73	40,79	282,60	151,81	192,66
1982	670,62	54,09	46,02	255,62	113,74	168,55
1983	726,27	92,71	52,89	253,90	125,76	167,48
1984	747,23	81,79	71,90	270,10	111,12	155,99
1985	637,03	22,72	20,36	236,88	148,13	172,88
1986	635,25	42,03	47,12	264,28	148,43	107,67

FONTE: Anuário Estatístico do Brasil do IBGE, 1975-1986

Tabela 3. Área Colhida de Cebola no Brasil e Principais Estados Produtores, no Período de 1975 a 1986

Ano	Área (1000 ha)					
	Brasil	PE	BA	SP	SC	R.S
1975	51,94	1,79	2,20	11,70	5,03	19,03
1976	57,00	5,66	2,18	13,80	5,93	19,90
1977	61,00	5,45	2,20	14,40	6,85	22,50
1978	56,52	5,23	2,65	16,20	5,72	19,80
1979	69,10	5,34	2,40	19,50	10,66	22,50
1980	67,04	6,94	3,79	17,05	12,25	20,50
1981	74,25	5,89	3,40	18,20	16,87	22,52
1982	62,40	4,57	4,50	16,18	11,38	19,70
1983	66,85	7,69	4,30	16,95	12,34	19,86
1984	68,99	6,85	5,92	16,24	12,16	23,12
1985	57,80	2,37	2,56	14,39	14,40	18,17
1986	63,40	3,61	4,38	15,77	16,66	17,22

FONTE: Anuário Estatístico do Brasil do IBGE, 1975-1986.

Tabela 4. Rendimento Médio na Produção de Cebola no Brasil e Principais Estados Produtores^{1/}

Ano	Rendimento (kg/ha)					
	Brasil	PE	BA	SP	SC	RS
1975	6715	8536	4650	8461	7572	7131
1976	7546	12319	4650	9674	7234	6819
1977	7982	12979	4740	11826	7269	6586
1978	8642	10220	5400	13876	8233	5969
1979	10000	12760	9525	15743	8814	6697
1980	10360	12540	10568	16412	8458	7375
1981	10484	15404	11982	15527	8997	8554
1982	10747	11836	10227	15799	9948	8555
1983	10864	12056	12300	14979	10191	8434
1984	10512	11940	12140	16638	9140	6746
1985	11023	9586	7953	16462	10288	9512
1986	10020	11630	10759	16759	8906	6256

FONTE: Anuário Estatístico do Brasil do IBGE, 1975-1986

^{1/} O rendimento médio no Brasil está no mesmo nível que o rendimento médio mundial, de acordo com Production Yearbook, FAO no período de 1976 a 1979. Porém, ainda está distante do rendimento médio dos dois principais países produtores de cebola, Japão e E.U.A., cujo rendimento médio é 36,5 kg/ha.

Porém, de acordo com Camargo F^o (1980), no período de 1977/79, o volume anual médio de sementes importadas foi da ordem de 80.471 kg contra 32.536 kg produzidas no mercado interno.

O uso crescente de sementes importadas acarreta uma série de consequências, pois as sementes importadas são do tipo claras precoces, de baixa resistência às doenças, apesar da alta produtividade e da não exigência ao fotoperiodismo.

A expansão de sementes importadas entre os períodos de 1960/62 e 1977/79 foi da ordem de 143,5%, de acordo com Camargo F^o (1980). Isto demonstra que no período analisado ocorreu expansão do mercado com a produção de claras precoces.

2.3. Variedades de Cebola Produzidas no Brasil

Existem diversas variedades e híbridos de cebolas no mercado. As variedades podem ser classificadas como precoces ou tardias de acordo com suas exigências ao fotoperiodismo.

As claras precoces produzem bulbos entre 120-150 dias após a sementeira e não são tão exigentes quanto ao mínimo de horas luz por dia. No grupo das claras precoces temos: Maravilhosa (Texas Grano), Amarela Chata das Canárias, Excel (Bermudas) e os híbridos.

No grupo de menor precocidade, formando bulbos entre 150-180 dias, temos as baías piriformes (peras) e bojudas (amarelas globulares). As variedades são: Baía Piriforme Precoce, Baía Piriforme Piracicaba, Monte Alegre IAC-3335, Jubileu, Rio Grande, Sulina e os híbridos.

No grupo das tardias, que levam mais de 180 dias para produzir bulbos e exigem no mínimo 14 horas luz por dia para bulbificar, temos: Síntese 19, Farroupilha e Pera Norte. Estas variedades são cultivadas no Rio Grande do Sul.

As claras precoces, além de não serem exigentes quanto ao fotoperiodismo, possuem alta produtividade, podendo ser cultivadas em qualquer região, porém são de baixa resistência às doenças e ao armazenamento. Este grupo de variedades obteve grande expansão no Nordeste.

Os cultivares mais empregados em São Paulo são também as claras precoces e as de média precocidade.

Para o cultivo de bulbinhos, a variedade Baía Piriforme é a mais utilizada e para o plantio por mudas a "Granex" e a "Texas Grano".

2.4. Calendário do Abastecimento de Cebola no Brasil

O abastecimento de cebola no Brasil está dividido em três principais regiões produtoras (Figura 2).

O Nordeste, graças à introdução das claras precoces, antecipou o plantio para obter a colheita na mesma época que o Estado de São Paulo, ou seja, de julho a outubro.

O Rio Grande do Sul e Santa Catarina têm por tradição o plantio de Baías Piriformes e tardias. Mais resistentes, elas podem ser estocadas e vão preencher o mercado de dezembro a março-abril.

ESTADO (Cultivo)	Semeadura	Colheita	ABASTECIMENTO												
			Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.	Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	
Pernambuco	Fev. a	Ma. a													
Bahia (claras precoces)	Ma. a	Jun. a	●●●●				●●	●●●●				●●●●	●●●●	●●●●	●●●●
São Paulo (claras precoces)	Mar. a	Jun. a													
	Ma. a	Nov. a	●●				●●	●●●●							
São Paulo (Bata piriforme)	Mar. a	Out. a													
	Ma. a	Dez. a				●●●●	●●●●	●●●●	●●●●	●●●●					
R. G. do Sul e Sta Catarina (B. Piriforme e tardias)	Abr. a	Nov. a													
	Ma. a	Jan. a						●●●●	●●●●	●●●●	●●●●	●●●●	●●●●	●●●●	●●●●
São Paulo (Bubinha)	Jul. a	Ma. a	●●●●												
		Jun. a	●●●●										●●●●	●●●●	●●●●

LEGENDA: Sagra Claras Precoces ||||| Sagra Bata Piriforme ■■■■ Inicio e Fim de Sagra |||||

FONTE: Camargo FQ (1983)

Figura 2. Calendário de Abastecimento da Cultura de Cebola no Brasil

A região sul, nos anos 60, estocava cebolas que abasteciam o mercado de janeiro a junho. Porém, o cultivo de bulbinhos no Estado de São Paulo possibilitou uma produção que é lançada no mercado de maio a junho. Dessa maneira deixou de ser vantajoso, na região sul, estocar até junho, e atualmente a produção sulina abastece o mercado somente até abril.

Portanto, restou para o Estado de São Paulo abastecer no período crítico, ou seja, de maio a junho, com a colheita dos bulbinhos, cujo plantio é feito em fevereiro-março, com bulbos colhidos em novembro. Além disso, ocorre a produção das claras precoces de julho a outubro e das Baías Piriformes em novembro e dezembro.

Na década de 70 ocorreu uma variação no padrão estacional dos preços de cebola no Brasil. O período de preço máximo deslocou-se de julho para o mês de abril.

Este fato deveu-se principalmente a dois fatores: a expansão das claras precoces no Nordeste e a expansão da cebola de bulbinhos no Estado de São Paulo.

Anteriormente, o preço máximo ocorria em julho, pois o Rio Grande do Sul estocava cebolas tardias até abril a junho. Como o Nordeste passa a dividir o mercado com o Estado de São Paulo em junho, através da antecipação do plantio das claras precoces, e a cebola de bulbinho passa a concorrer com a cebola estocada do Rio Grande do Sul no período de maio a junho, passou a não ser mais vantajoso estocar cebola, pois o custo da cebola do Rio Grande do Sul tem adicionado ao seu custo de produção o custo de armazenamento e de transporte.

2.5. A Produção de Cebola no Estado de São Paulo

Atualmente o Estado de São Paulo se destaca como principal produtor de cebola, contribuindo com 37% a 40% da produção nacional a partir da década de 70, sendo seguido pelos estados do Rio Grande do Sul, Santa Catarina e Pernambuco.

No Estado de São Paulo, a maior produção situa-se na Dira* de Sorocaba, onde predomina o cultivo de baía piriforme, sendo Piedade e Pilar do Sul os municípios produtores que mais se destacam. Nesta região há produção de cebola de muda através de reprodução sexuada e cebola de "soqueira" ou bulbinhos de reprodução vegetativa.

Existem ainda no Estado de São Paulo os polos de produção de cebolas claras precoces. O maior deles é o de São José do Rio Pardo, na Dira de Campinas, seguido de Monte Alto, na Dira de Ribeirão Preto.

Estas três Diras juntas detêm cerca de 95% do total produzido de cebola no Estado de São Paulo. (ver Figura 3).

No período de 1975-85 a produção do Estado de São Paulo mais que dobrou e o que mais contribuiu foi o aumento da produtividade. No mesmo período observa-se o cultivo de cebola de soqueira no município de Piedade, contribuindo com 31% da produção do Estado (vide Tabela 5).

As diferenças entre os dados da produção paulista na tabela 5 e na tabela 2 são devidas ao fato das fontes de dados serem distintas.

* Dira - Divisão Regional Agrícola, de acordo com a Secretaria da Agricultura e Abastecimento.

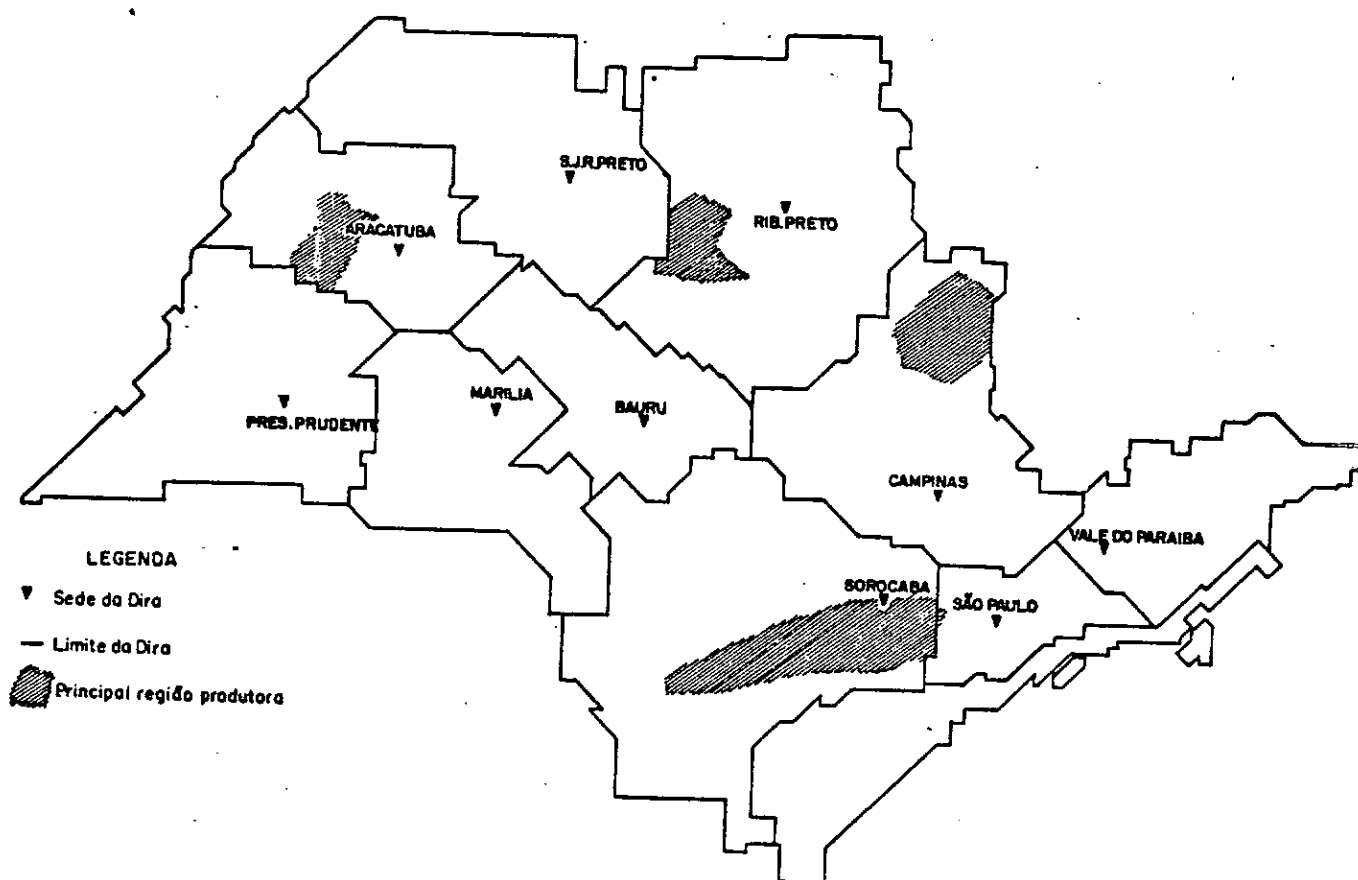


Figura 3. Distribuição Geográfica da Produção de Cebola nas Principais Divisões Regionais Agrícolas do Estado de São Paulo

FONTE: Elaborada a partir de dados básicos do Ministério da Agricultura. Instituto de Economia Agrícola

Tabela 5. Evolução da Produção de Cebola, Estado de São Paulo

Ano	Área cultivada (1.000 ha)		Produção (1.000 t)		Rendimento agrícola (kg/ha)(3)	Preço médio re- cebido p/prod. (Cr\$ de 77/t)
	(1)	(2)	(1)	(2)		
1948	6,00	-	22,10	-	3.683	2.335,9
1949	6,50	-	28,50	-	4.385	3.656,4
1950	8,30	-	27,00	-	3.253	4.720,5
1951	5,37	-	22,86	-	4.259	3.340,5
1952	7,50	-	17,50	-	2.333	4.189,6
1953	9,40	-	40,40	-	4.298	2.951,8
1954	9,70	-	35,16	-	3.623	4.260,3
1955	9,14	-	40,15	-	4.393	3.592,5
1956	11,40	-	39,10	-	3.430	2.422,3
1957	9,53	-	39,89	-	4.200	3.474,4
1958	8,50	-	34,50	-	4.059	6.721,4
1959	8,95	-	31,21	-	3.506	5.262,7
1960	8,86	-	38,35	-	4.303	3.190,9
1961	9,85	-	51,24	-	5.224	5.436,7
1962	7,62	-	30,15	-	3.974	3.179,1
1963	8,55	-	32,34	-	3.800	4.565,6
1964	7,55	-	36,06	-	4.750	5.830,9
1965	9,05	-	42,75	-	4.703	5.691,1
1966	8,80	-	42,54	-	4.829	2.296,9
1967	10,41	-	54,75	-	5.269	2.995,5
1968	8,98	-	37,65	-	4.178	3.811,5
1969	11,50	-	54,60	-	4.747	3.491,5
1970	13,31	-	65,10	-	4.895	1.941,9
1971	11,86	-	54,00	-	4.576	2.877,4
1972	11,20	-	66,00	-	5.893	3.597,9
1973	11,60	-	78,90	-	6.802	4.420,8
1974	10,80	-	75,60	-	7.000	2.776,9
1975	11,70	-	99,00	-	8.462	4.182,8
1976	15,51	3,61	161,87	42,27	10.436	3.329,0
1977	14,10	4,00	171,15	54,75	12.138	2.546,4
1978	17,82	5,51	261,38	80,85	14.668	5.607,6
1979	19,46	5,90	306,56	98,40	15.753	3.606,5
1980	17,60	5,10	281,28	67,38	15.982	3.430,8
1981	17,10	4,70	258,50	78,50	15.117	2.020,7
1982	17,26	4,32	251,37	59,27	14.568	4.675,2
1983	16,91	4,32	225,91	60,43	13.360	4.276,5
1984	16,53	3,75	272,54	55,40	16.488	2.827,5
1985	14,28	3,33	223,08	52,80	15.622	7.378,1

(1) Total de cebola (de muda e de soqueira)

(2) Cebola de soqueira

(3) A partir de 1976, média de cebola de muda e de soqueira

FONTE: Instituto de Economia Agrícola

O aumento de produtividade deveu-se à introdução de melhores variedades, desenvolvimento de tecnologias, uso de fertilizantes e irrigação, associados a um trabalho de extensão rural financiado pelo Estado.

Lembramos que apesar do uso intensivo de insumos modernos, a semeadura e a colheita continuam com técnicas tradicionais, normalmente manuais. Técnicas de semeadura direta estão sendo desenvolvidas no Brasil e, neste caso a semeadura poderá ser feita mecanicamente com as sementes em gel.

A capitalização ocorrida no setor produtor de cebola nos anos 70 só foi possível devido ao crescimento das agroindústrias de insumos para a agricultura, das indústrias de equipamentos e mecanização para o setor agrícola, facilitado o acesso a essa modernização pela participação do Estado através do volume de recursos destinados ao crédito rural subsidiado, ao trabalho de extensão rural e às pesquisas agronômicas (Goodman, Sorj e Wilkinson (1985)).

O Estado de São Paulo, devido à grandeza do mercado consumidor, pela proximidade das indústrias produtoras de insumos modernos, e pelo maior volume relativo de recursos de crédito rural, atingiu a condição de principal abastecedor de cebola.

Apesar da cultura de cebola ter limitações climáticas e de fotoperiodismo para a formação de bulbos, observa-se, na década de 70, um processo de capitalização na produção, no sentido de superar as limitações naturais, característico do setor agrícola.

Para enfrentar as adversidades, o pequeno produtor de cebolas, que trabalha numa área média cultivada de 0,51 hectare (Camargo Filho, 1983), planta simultaneamente outros produtos. As menores áreas se encontram no Sul (0,33 ha), as médias no Nordeste (0,83 ha) e as maiores em São Paulo (2,08 ha).

De acordo com Soares (1981), há grande utilização de mão-de-obra familiar, contudo, no decorrer do tempo, com a evolução da cebolicultura, ocorreu aumento de contratação de mão-de-obra fora da família, e a meação tem participação significativa.

3. REVISÃO DE LITERATURA

PEREIRA, JUNQUEIRA E NOGUEIRA, em 1963, realizaram um trabalho bastante completo sobre variação estacional dos preços dos produtos agropecuários para o Estado de São Paulo. O período analisado foi de 1954-62. Determinaram os índices de variação estacional dos preços para 12 produtos de origem animal e 9 produtos de origem vegetal, entre os quais a cebola. Os autores utilizaram preços mensais recebidos pelos agricultores. O método para calcular a variação estacional média foi o seguinte: cada preço é expresso como percentagem da média de 12 meses; assim o índice de variação estacional médio mostra a relação entre o preço em qualquer mês e o preço médio ajustado no período. Os autores constataram que a cebola é o produto que apresentou o maior índice de amplitude de flutuação estacional média, devido à alta perecibilidade. A época de índices mínimos foi novembro e dezembro e a de índices máximos, agosto. Em maio observou-se ligeira depressão nos índices, em virtude da entrada em São Paulo da produção oriunda do Vale do São Francisco. A colheita de São Paulo se dá entre setembro e outubro.

WEISS, em 1964, fez uma análise estatística das variações do preço pago aos produtores de cebola no Estado de São Paulo no período de 1961/63. Foram considerados os seguintes fatores: meses, regiões e anos e as interações entre os mesmos. Foi verificado que as variações de preços entre meses são estatisticamente significativas e esses foram agrupados em três grupos: meses de preços altos (abril a julho), de preços médios (março e agosto) e de preços baixos (setembro a fevereiro).

JUNQUEIRA, em 1964, num trabalho apresentado na Ohio State University, analisou a demanda de 11 produtos agrícolas de origem vegetal, entre os quais a cebola, para o Estado de São Paulo, no período 1954/63. Determinou a elasticidade-preço da demanda, a elasticidade-renda e a elasticidade cruzada. Concluiu que a quantidade consumida de cebola era a variável menos importante para explicar a variação dos preços. As variáveis mais importantes eram o preço de feijão deflacionado, seguido pelo preço de arroz deflacionado e a renda do consumidor.

HOFFMANN, em 1968, analisou a variação estacional dos preços de cebola recebidos pelos produtores no Estado de São Paulo no período 1954/67. Utilizou o método da média aritmética móvel para calcular os índices de variação estacional. Verificou que os índices estacionais são mais altos de maio a agosto e mais baixos em novembro e dezembro. O autor constatou que entre 1956 e 1965, para os anos pares a amplitude de variação estacional era maior que nos anos ímpares e sugere a existência de um mecanismo tipo "teia de aranha" influenciando a produção, e esta por sua vez, influenciando sobre o padrão de variação estacional do preço.

CROCOMO e HOFFMANN (1972) analisaram a variação estacional dos preços de produtos hortícolas no Estado de São Paulo no período de 1964 a 1971, pelo método da média geométrica móvel centralizada. Para a cebola apresentaram a variação estacional de preços para dois períodos distintos: 1956-63 e 1964-71. Os autores concluem que devido à entrada no mercado da produção de bulbinhos em maio e junho, o índice sazonal de preço nesses meses é algo menor no período 1964-71 em relação ao período de 1956-63. De 1955 a 1969 ocorreu uma alternância no padrão de variação estacional de preço de cebola. Nos anos pares o índice estacional assume valores máximos sempre maiores que 170, geralmente nos meses de junho, julho ou agosto. Nos anos ímpares, o índice apresenta variações mais irregulares, assumindo valores máximos inclusive em abril e setembro, com amplitudes de valores menores.

Em 1970, apesar de ser "ano par", a intensidade da variação estacional do preço foi relativamente pequena. Os autores consideraram isso uma indicação de que havia uma tendência no sentido de diminuir a amplitude da variação estacional e sugerem, como possível explicação, a intensificação da produção de bulbinho. Na realidade, o exame de dados posteriores mostra que não houve tendência de redução da amplitude da variação estacional.

CAMARGO FILHO e CAMARGO, em 1981, calcularam a contribuição da área cultivada e do rendimento médio para o comportamento da produção de cebola no Brasil e nos principais estados produtores, no período 1949-78. A contribuição é calculada através de taxas geométricas médias de crescimento para cada região em dado período (ver Tabela 1).

Verifica-se que Pernambuco e Santa Catarina tiveram aumento na produção via rendimento médio e área cultivada. O Estado do Rio Grande do Sul, outrora o maior produtor, enfrenta dificuldades para aumentar o rendimento médio devido a condições fitossanitárias. O Estado de São Paulo alcançou a posição de primeiro produtor nacional e o aumento no volume produzido se deu via expansão da produtividade, produzindo cebolas em três épocas distintas.

CAMARGO FILHO e CAMARGO, em 1982, calcularam os índices de variação estacional de preço e de quantidade de cebola para seis entrepostos padronizados no Brasil, procurando mostrar as diferenças de fluxo do produto e variação de preços nestes mercados atacadistas, mostrando as influências das regiões produtoras mais próximas a estas centrais de abastecimento. O período analisado foi 1975-79.

Os autores concluem que, em geral, os padrões de variação estacional de preços nos entrepostos analisados são semelhantes. Entretanto, quando se considera o volume de cebola comercializado nesses entrepostos ao longo do ano, verifica-se a influência dos períodos de safra e entresafra das regiões produtoras próximas a cada CEASA.

CAMARGO FILHO, em 1983, fez uma análise da produção e comercialização de cebola no Brasil. Constatou que houve uma grande expansão do setor no período de 1969 a 1980, apresentando alta taxa de crescimento, que se deve principalmente ao crescimento da produtividade. Porém, este desempenho foi desigual ou heterogêneo entre as regiões. Calculou a margem de comercialização e a elasticidade de transmissão de preços de cebola nas principais regiões produtoras do Estado de São Paulo.

A margem de comercialização total variava numa faixa de 51,7% a 66,6%. Na análise dos índices estacionais médios de preços pagos ao produtor de cebola no período de 1970-74, no Estado de São Paulo, o máximo ocorreu em julho e o mínimo em dezembro. Para o período de 1975-79 o autor constatou que ocorreu alteração no padrão de variação estacional. O máximo de preço passa a ocorrer em abril e o mínimo em dezembro. Essa antecipação do pico de preço foi acompanhada de aumento na amplitude.

CAMARGO e CAMARGO FILHO, em 1986, analisaram os Índices dos preços de olerícolas nos mercados atacadistas e fluxo de produção regional no Brasil, para o período de 1977-83. Para o estudo da relação entre preço e quantidade ofertada foi utilizado o modelo de Nerlove, combinando dados de corte seccional e séries temporais. Os autores verificaram que nas oito regiões produtoras de cebola no Brasil, a elasticidade de oferta a curto prazo varia de 0,151 a 0,266.

Utilizando esse mesmo modelo CAMARGO FILHO (1983) havia obtido, para as mesmas regiões, com dados do período 1977-82, elasticidades de oferta a curto prazo com valores próximos de 0,5. CAMARGO e CAMARGO FILHO (1986) não explicam porque suas estimativas dessa elasticidade são diferentes. *Porque a série é diferente*

4. MATERIAL E MÉTODOS

4.1. Material

Os dados de preços de cebola recebidos pelos produtores do Estado de São Paulo são do Instituto de Economia Agrícola - Secretaria da Agricultura do Estado de São Paulo (Tabela 26 do Apêndice 2).

Os preços foram deflacionados pelo IGP-2 da FGV, tendo como base a média do ano de 1977 (Tabela 27 do Apêndice 2).

A Figura 4 ilustra a variação dos preços reais de cebola recebidos pelos produtores de São Paulo. Essa figura mostra, para alguns períodos, sequência de anos com picos de preço elevados seguidos de anos com variação estacional de pouca amplitude. Isso sugere a existência de um mecanismo tipo "teia de aranha" que explicaria a existência de ciclos bienais nos preços.

Os ciclos bienais passam a existir após a ocorrência de problemas de ordem natural muito fortes como os problemas fitossanitários ocorridos na região sul em 1978 e o excesso de chuvas na região do Vale do São Francisco em 1985, com perdas relativamente grandes da produção.

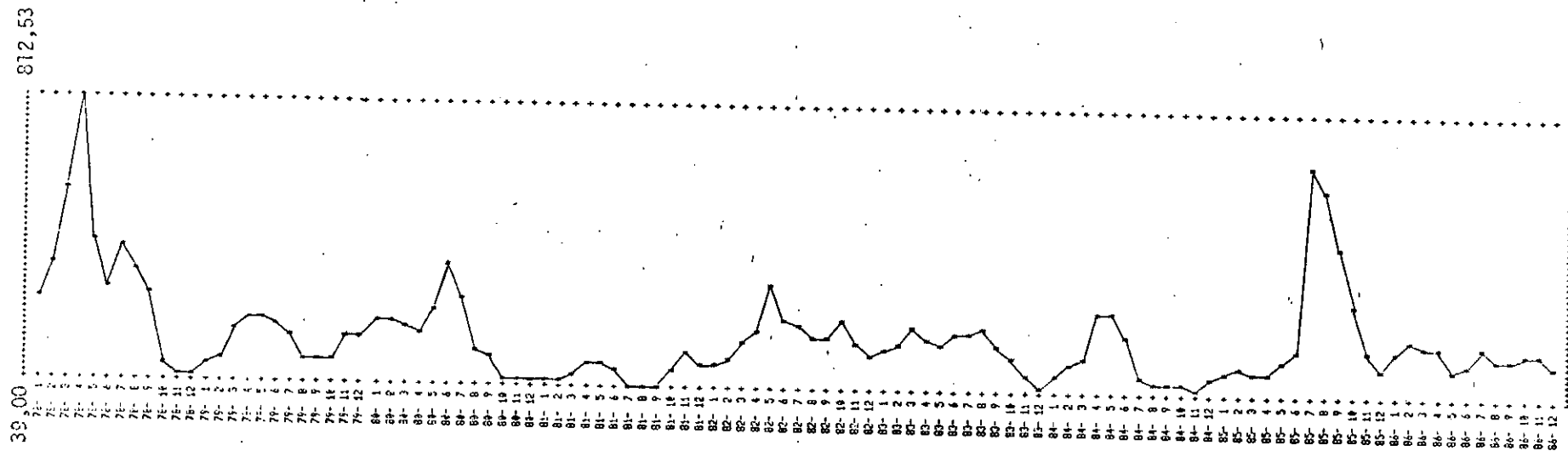
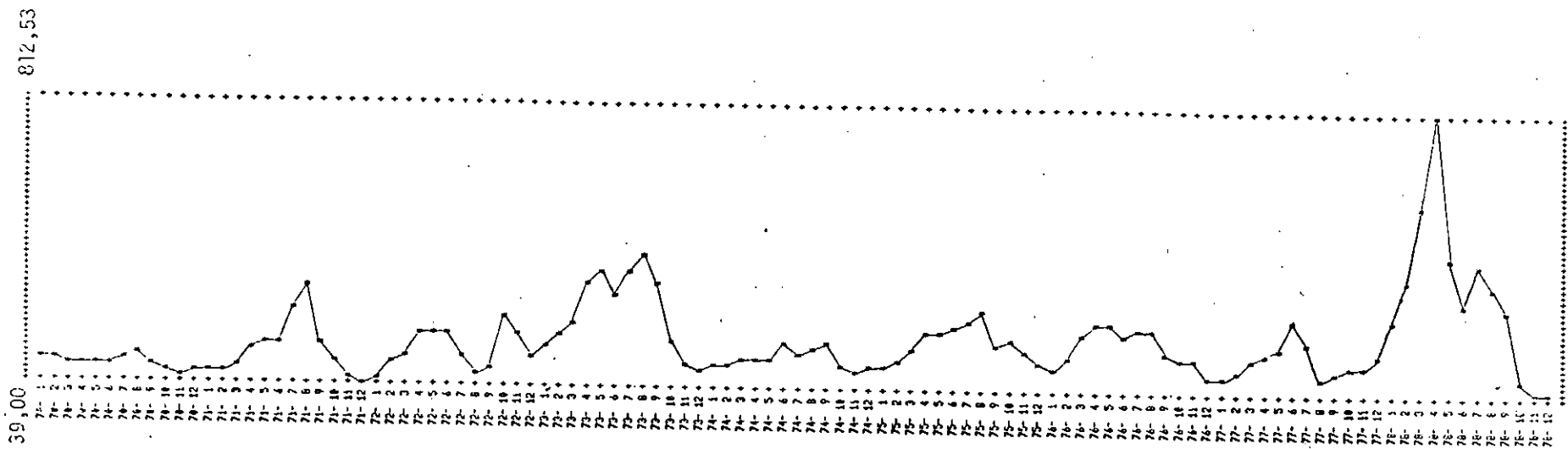


Figura 4. Variação dos Preços Médios Mensais Reais, em Cr\$ de 1977/45 kg, recebidos pelos produtores de cebola do Estado de São Paulo no período 1970-78 e 1978-86.

Escala: min.: 39,00, máx.: 812,53. Espaço: 15,80.

Para a análise da possível existência do mecanismo da "teia de aranha" serão utilizados dados anuais de preços e quantidades a nível do mercado atacadista em São Paulo.

Os dados de quantidades comercializadas são do Boletim Anual da Ceagesp de 1971-76 e do Acompanhamento Conjuntural-Cobal de 1977-85. Os dados do Boletim da Ceagesp foram obtidos somando-se as quantidades comercializadas em todas as Ceasas de São Paulo.

Os preços são do Mercado Atacadista, publicados pelo Ministério da Agricultura e estão deflacionados pelo IGP-2 da FGV, tendo como base o ano de 1977 (Tabela 6)^{2/}.

Esta escolha do mercado para a análise deveu-se ao fato de as quantidades a nível de produtor serem estimativas baseadas na área colhida e, portanto, mais sujeitas a erro.

Uma regressão linear simples entre preços de cebola ao produtor e preços de cebola no mercado atacadista resultou num coeficiente de correlação de 0,89, indicando, como seria de se esperar, que os preços nos dois mercados tendem a variar na mesma direção.

Para a análise de variação estacional nas cinco principais regiões produtoras de cebola no Brasil serão utilizados preços no Mercado atacadista coletados pelo Ministério da Agricultura. As regiões são: São Paulo, Bahia, Pernambuco, Santa Catarina, Rio Grande do Sul. Os preços estão deflacionados pelo IGP-2 da Fundação Getúlio Vargas, com base no ano de 1977.

^{2/} Ao comparar os preços no atacado da Tabela 6 com os preços pagos aos produtores do Estado de São Paulo da Tabela 5, pode-se observar que em 1976 e 1985 o preço pago ao produtor é maior. Isso pode ser explicado porque o preço médio no atacado inclui cebolas provenientes de outros estados.

Tabela 6. Preços e Quantidades Anuais de Cebola Comercializada no Mercado Atacadista-SP no período 1971-85

Ano	Qt. de Cebola comercializada (1000 ton)	Preço Médio no Mercado Atacadista - SP (Cr\$ / kg)	Preço Real Deflacionado pelo IGP-2 base 77 (Cr\$/kg)
1971	26,99	0,748	3,35
1972	29,16	1,110	4,23
1973	27,69	2,392	7,93
1974	35,13	1,463	3,77
1975	38,44	2,164	4,36
1976	39,49	2,250	3,21
1977	53,69	4,050	4,05
1978	40,74	15,007	10,82
1979	57,89	9,607	4,50
1980	56,00	22,416	5,26
1981	71,94	18,302	2,04
1982	75,56	101,189	5,77
1983	88,89	220,060	4,93
1984	98,63	416,470	2,91
1985	91,03	1.844,900	3,96

FONTE: Os dados de quantidade até 1976 são do Boletim Anual da CEAGESP e, a partir de 1977 são do Acompanhamento Conjuntural - COBAL - Ministério da Agricultura.

Preços no Mercado Atacadista - Ministério da Agricultura.

4.2. Métodos

4.2.1. O Modelo de "Teia de Aranha"

O desenvolvimento deste modelo deveu-se principalmente a um artigo de Ezekiel em 1938 (Waugh, 1964).

O modelo analisa como variam, de um ano para o outro, os preços e as quantidades produzidas de um produto agrícola de produção anual.

Os produtores vão planejar sua produção de acordo com o preço alcançado pelo produto do ano anterior. Se o preço no ano anterior for alto, os produtores estimulados vão aumentar a produção e o preço neste ano será baixo. No ano seguinte os produtores, réceos pelo baixo preço do ano anterior, não estarão incentivados a plantar e o preço será alto. E, assim sucessivamente.

Trata-se de um modelo recursivo simples, no qual certas condições iniciais irão afetar condições no período seguinte, isto é, condições no período t afetarão as condições no período $(t+1)$.

Temos duas funções, uma de preços em função da quantidade do mesmo ano, com inclinação negativa, e outra mostrando como a produção varia em função do preço defasado, com inclinação positiva.

O mercado pode ser representado pelo seguinte sistema de equações:

$$D_t = A_0 + A_1 P_t \quad (1)$$

$$S_t = B_0 + B_1 P_{t-1} \quad (2)$$

$$D_t = S_t$$

onde:

D_t = quantidade demandada (1)

S_t = quantidade ofertada (2)

P_t = preço no ano t

P_{t-1} = preço no ano $t-1$

A_0, A_1, B_0, B_1 são parâmetros das equações

(1) e (2) representam as funções de demanda e oferta, respectivamente.

Podemos obter o ponto de Equilíbrio, com $P_t = P_{t-1} = \bar{P}$ e $Q_t = \bar{Q}$:

$$\bar{P} = \frac{B_0 - A_0}{A_1 - B_1} \quad (3)$$

$$\bar{Q} = \frac{A_1 B_0 - A_0 B_1}{A_1 - B_1} \quad (4)$$

Supondo que a oferta ocorre com atraso de um ano, e supondo que o produto não é estocado:

$$Q_t = D(P_t) = S(P_{t-1})$$

Considerando a diferença da produção no ano t em relação à produção de equilíbrio e a diferença do preço no ano t em relação ao preço de equilíbrio, obtemos:

$$(Q_t - \bar{Q}) = A_1(P_t - \bar{P}) = B_1(P_{t-1} - \bar{P})$$

Chamaremos:

$$(Q_t - \bar{Q}) = q_t$$

$$(P_t - \bar{P}) = p_t$$

$$(P_{t-1} - \bar{P}) = p_{t-1}$$

Então temos:

$$q_t = A_1 p_t = B_1 p_{t-1}$$

e

$$p_t = \frac{B_1}{A_1} p_{t-1}$$

Chamaremos $B_1/A_1 = r$ e aplicando a equação acima para vários anos, consecutivamente, obtemos:

$$p_1 = r p_0$$

$$p_2 = r p_1 = r^2 p_0$$

⋮

$$p_t = r^t p_0 \quad (5)$$

Tendo em vista essa relação, podemos ter os seguintes casos:

(1) Se $B_1 > |A_1|$, ou seja, se a declividade da oferta for maior que o valor absoluto da declividade da demanda, $|r| > 1$, e as oscilações são divergentes.

(2) Se $B_1 < |A_1|$, $|r| < 1$, e temos oscilações convergentes em torno do ponto de equilíbrio.

(3) Se $B_1 = |A_1|$, $|r| = 1$, e as oscilações são constantes em torno do ponto de equilíbrio.

Uma vez que, normalmente, B_1 e A_1 tem sinais opostos, temos $r < 0$ e os valores de p_t serão alternadamente positivos e negativos. Isso significa que o preço P_t será alternadamente (em anos consecutivos) superior e inferior ao preço de equilíbrio. É a representação gráfica dessas variações de preço, juntamente com as variações na quantidade produzida, que deram origem ao nome de "teia de aranha".

Essa versão "clássica" do mecanismo da "teia de aranha" es
tã baseada em uma hipótese muito simplista sobre o comportamento dos produtores. Admite-se que a quantidade produzida é função apenas do preço do ano anterior, e não se leva em consideração que os próprios produtores podem perceber a existência das oscilações anuais de preços.

Diferentes hipóteses a respeito do comportamento dos produ
tores levam a uma equação de oferta onde a quantidade produzida defasada aparece como variável independente, juntamente com o preço defasado (ver seção 4.2.3.). Vejamos, então, como fica o mecanismo de "teia de aranha" quando se considera uma oferta desse tipo. As equações de oferta e demanda agora são:

$$Q_t = A_0 + A_1 P_t \quad (6)$$

$$Q_t = B_0 + B_1 P_{t-1} + B_2 Q_{t-1} \quad (7)$$

onde:

Q_t = quantidade demandada ou ofertada

P_t = preço do produto no ano t

P_{t-1} = preço do produto no ano $(t-1)$

Q_{t-1} = quantidade no ano $(t-1)$

Considerando as diferenças da produção e do preço no ano t em relação aos valores das variáveis no ponto de equilíbrio (\bar{P}, \bar{Q}) , obtemos:

$$(Q_t - \bar{Q}) = A_1(P_t - \bar{P}) = B_1(P_{t-1} - \bar{P}) + B_2(Q_{t-1} - \bar{Q})$$

Chamaremos:

$$(Q_t - \bar{Q}) = q_t$$

$$(P_t - \bar{P}) = p_t$$

$$(P_{t-1} - \bar{P}) = p_{t-1}$$

$$(Q_{t-1} - \bar{Q}) = q_{t-1}$$

Temos, portanto:

$$q_t = A_1 p_t \quad (8)$$

$$q_t = B_1 p_{t-1} + B_2 q_{t-1} \quad (9)$$

De (8) obtemos:

$$q_{t-1} = A_1 p_{t-1} \quad (10)$$

Substituindo (10) em (9), temos:

$$q_t = B_1 p_{t-1} + B_2 A_1 p_{t-1}$$

$$q_t = (B_1 + B_2 A_1) p_{t-1} \quad (11)$$

Iguando (8) e (11), temos:

$$A_1 p_t = (B_1 + B_2 A_1) p_{t-1}$$

ou

$$p_t = \left(\frac{B_1 + B_2 A_1}{A_1} \right) p_{t-1}$$

Fazendo:

$$\rho = \frac{B_1 + B_2 A_1}{A_1} \quad (12)$$

Obtemos:

$$p_t = \rho p_{t-1}$$

e, analogamente a (5),

$$p_t = \rho^t p_0 \quad (13)$$

Comparando (5) e (13) verifica-se que o coeficiente que de termina o comportamento (convergente ou divergente) das oscilações de pre ços passa a ser ρ (em lugar de r). Como mostra (12), o valor de ρ depen de também do coeficiente de produção defasada na equação de oferta. Uma vez que os dois termos no numerador de ρ tem em geral, sinais opostos (pois A_1 é normalmente negativo), cresce a possibilidade de o valor de ρ ser, em valor absoluto, menor do que um, o que, na ausência de choques

exôgenos, determina oscilações convergindo para o ponto de equilíbrio.

Mesmo que A_1 , B_1 e B_2 tenham os sinais usuais ($A_1 < 0$, $B_1 > 0$ e $B_2 > 0$), não é possível estabelecer o sinal de ρ sem conhecer os valores dos parâmetros.

Se o produto $B_2 A_1$ for, em valor absoluto, menor do que B_1 , teremos $\rho < 0$ e os preços oscilarão em torno do preço de equilíbrio, como ocorre na versão "clássica" do "teorema da teia de aranha".

Entretanto, se o produto $B_2 A_1$ for, em valor absoluto, maior do que B_1 , teremos $\rho > 0$, pois tanto o numerador como o denominador de (12) serão negativos.

Nesse caso, com $0 < \rho < 1$, após um choque exôgeno que cause preços elevados em determinado ano, os preços tenderiam a se aproximar do preço de equilíbrio, mas mantendo-se acima do preço de equilíbrio (sem oscilar entre posições acima e abaixo do preço de equilíbrio). A representação gráfica desse processo provavelmente já não nos levaria a pensar em uma "teia de aranha".

4.2.2. A Função de Demanda

Em trabalhos estatísticos a demanda pode ser representada por funções recíprocas^{3/}

$$Q = F(P_1, P_2, R) \text{ ou } P_1 = \phi(Q, P_2, R)$$

onde:

Q é a quantidade do produto demandada por unidade de tempo

P_1 é o preço desse produto

P_2 é o preço de um produto substituto ou complementar (pode-se incluir preços de mais de um produto)

R é o nível de renda.

Para os produtos agrícolas perecíveis cujo armazenamento é difícil, parece mais razoável considerar o preço como função da quantidade colocada a venda no mercado, pois essa quantidade é pré-determinada.

O modelo que se estabelece é:

$$P_1 = \phi(Q, P_2, R)$$

sendo o preço uma função contínua e decrescente da quantidade colocada à venda.

^{3/} Aspectos teóricos sobre a Demanda, ver BARROS (1987), p. 189 - 241.

Para se estimar a elasticidade-preço da demanda, de acordo com Waugh (1964), é preferível estabelecer um modelo $Q = F(P_1, P_2, R)$. Ressalta-se que a estimativa da elasticidade-preço da demanda assim determinada não é igual ao inverso da flexibilidade estimada através de um modelo onde o preço aparece como variável dependente.

A elasticidade-preço da demanda é definida como:

$$\eta = - \frac{dQ}{dP} \cdot \frac{P}{Q}$$

A demanda de um produto será considerada inelástica se a elasticidade for menor do que a unidade ($\eta < 1$) e elástica se a elasticidade for maior do que a unidade ($\eta > 1$).

Geralmente, os produtos agrícolas apresentam baixa elasticidade-preço da demanda.

Outro conceito importante nos estudos da demanda é o conceito de flexibilidade de preço. A flexibilidade quantifica as variações percentuais ocorridas no preço do produto associadas à variação de 1% em sua quantidade demandada. É representada da seguinte forma:

$$F = - \frac{dP}{dQ} \cdot \frac{Q}{P},$$

ou seja, é o inverso da elasticidade-preço da demanda.

Os produtos agrícolas geralmente apresentam alto valor absoluto de flexibilidade, isto é, os preços variam mais do que proporcionalmente às variações nas quantidades demandadas.

Se a flexibilidade e a elasticidade-preço da demanda forem estimadas de uma série de dados, a estimativa da flexibilidade será o inverso da estimativa da elasticidade-preço somente quando o coeficiente de determinação (R^2) for igual a 1.

A demanda será ajustada nas duas formas $Q = f(P)$ e $P = \phi(Q)$ e também nos logaritmos das variáveis, que fornece diretamente as estimativas das elasticidades.

A função de demanda será estimada através de regressão linear múltipla e o ajustamento será feito através do método dos quadrados mínimos.

O modelo na sua forma geral pode ser representado da seguinte forma:

$$Y_j = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i X_{ij} + \epsilon_j$$

onde:

Y_j = variável dependente

α = constante

X_{ij} = variáveis independentes

β_i = parâmetros das variáveis independentes

ϵ_j = erro aleatório

Admite-se que os erros ϵ_j são variáveis independentes com distribuição normal de média zero e variância constante (σ^2).

No modelo serão considerados como outras variáveis independentes explicativas da demanda, o preço do arroz e o preço do feijão, admitindo que provavelmente o aumento de consumo destes produtos implica no aumento de consumo da cebola, ou seja, admitindo que são produtos complementares para os hábitos alimentares do brasileiro no período analisado (Tabela 7).

As quantidades serão tomadas "per capita", pois o consumo total tende a aumentar com o crescimento populacional (Tabela 30 do apêndice 2).

Os modelos econométricos a serem utilizados serão:

$$(I) \quad Q = a_0 + a_1 P + a_2 P^A + a_3 P^F + a_4 R + u_t$$

$$(II) \quad P = a_0 + a_1 Q + a_2 P^A + a_3 P^F + a_4 R + u_t$$

onde:

Q = quantidade anual "per capita" de cebola comercializada no mercado atacadista - SP

P = preço médio real da cebola no mercado atacadista - SP

P^A = preço médio real do arroz no mercado atacadista em São Paulo

P^F = preço médio real do feijão no mercado atacadista em São Paulo

R = renda "per capita" anual no Brasil

u_t = erro aleatório

a_0 = constante

a_1, a_2, a_3, a_4 = parâmetros das variáveis independentes

a_1 fornecerá a elasticidade-preço da demanda se utilizarmos os logaritmos das variáveis na equação (I) e a flexibilidade na equação (II).

a_2, a_3 fornecerão as elasticidades cruzadas, para o arroz e feijão, respectivamente, quando utilizarmos os logaritmos das variáveis na equação (I)

a_4 fornecerá a elasticidade-renda da demanda quando utilizarmos os logaritmos das variáveis na equação (I).

4.2.3. A Função de Oferta

A função teórica da oferta relaciona produção planejada aos preços dos produtos e dos insumos.

Como as decisões sobre o processo de produção são tomadas com antecedência, o produtor precisa basear suas decisões nos preços que ele espera receber no futuro.

No curto prazo presume-se que pelo menos um dos fatores de produção é fixo. O longo prazo é o tempo necessário para o ajustamento da produção, em resposta a uma mudança nos preços e outros fatores.

O tempo de ajustamento da produção aos preços depende das características e do ciclo de cada cultura.

Tabela 7. Dados utilizados na análise de demanda de cebola no Mercado Atacadista em São Paulo, período 1971-85. Os preços estão deflacionados pelo IGP-2, base: ano 77

	Quantidade de cebola ("per capita") (kg/hab.) (1)	Preço de cebola (Cr\$/kg) (2)	Preço de arroz (Cr\$/kg) (3)	Preço de feijão (Cr\$/kg) (4)	Renda "per capita" (a preços de 1980) (Cr\$/hab.ano) (5)
71	1,477	3,35	5,157	5,090	64,43
72	1,545	4,23	5,364	5,692	70,45
73	1,425	7,93	5,020	11,100	78,35
74	1,737	3,77	6,431	7,018	86,36
75	1,863	4,36	7,874	7,744	85,58
76	1,856	3,21	4,965	12,940	91,69
77	2,449	4,05	4,000	8,000	93,59
78	1,802	10,82	4,320	5,770	95,73
79	2,485	4,50	5,150	6,090	100,15
80	2,333	5,26	5,380	12,160	106,65
81	2,723	2,04	5,460	11,260	100,58
82	2,777	5,77	5,640	5,070	99,05
83	3,174	4,93	5,500	8,560	94,02
84	3,422	2,91	4,900	9,830	97,16
85	3,069	3,96	6,500	7,050	102,64

FONTE: Boletim Anual da CEAGESP e Acompanhamento Conjuntural - COBAL (1)
 Preços nos Mercados Atacadistas - Ministério da Agricultura (2),(3),
 (4).
 Conjuntura Econômica - maio/87 - FGV (5).

Devido aos fatores fixos, o ajustamento observado na produção é apenas uma proporção do ajustamento desejado.

O ajustamento da produção planejada para o ano em curso em relação à produção obtida no ano anterior é representado pela seguinte equação:

$$(Q_t - Q_{t-1}) = \theta(Q^* - Q_{t-1}) \quad 0 \leq \theta \leq 1 \quad (1)$$

onde:

Q^* = produção a longo prazo

θ = coeficiente de ajustamento

Pressupõe-se que a quantidade que seria oferecida a longo prazo depende do preço no período anterior, ou seja:

$$Q^* = a_0 + a_1 P_{t-1} + u_t \quad (2)$$

Substituindo (2) em (1) obtemos:

$$\begin{aligned} (Q_t - Q_{t-1}) &= \theta(a_0 + a_1 P_{t-1} + u_t - Q_{t-1}) \\ Q_t &= \theta a_0 + a_1 \theta P_{t-1} + (1-\theta) Q_{t-1} + \theta u_t \end{aligned} \quad (3)$$

Além do modelo de oferta com rigidez a curto prazo dos fatores, foi desenvolvido por Nerlove um modelo com expectativas de Preços Futuros.

Nerlove (1958) começou sua análise de expectativas de preço, ao constatar que as elasticidades-preço da oferta obtidas eram demasiadamente pequenas.

Uma das razões da subestimação estava no fato de se utilizar a área plantada como variável dependente, tomando como zero a elasticidade do rendimento. Mas a principal razão da subestimação era o irrealismo da hipótese de que os produtores tomavam suas decisões com base apenas no preço do ano anterior.

No modelo de Nerlove, a cada ano os produtores corrigem suas expectativas de preço em proporção ao erro de previsão cometido no ano anterior. Portanto,

$$(P_t^* - P_{t-1}^*) = \beta(P_{t-1} - P_{t-1}^*) \quad 0 \leq \beta \leq 1 \quad (4)$$

onde:

P_{t-1} = preço realmente alcançado no ano (t-1)

P_{t-1}^* = preço que foi esperado no ano (t-1)

P_t^* = preço esperado para o ano t

β = coeficiente de ajustamento

Considerando que os produtores tomam decisões com base no preço esperado, a equação de oferta é:

$$Q_t = a_0 + a_1 P_t^* + \epsilon_t \quad (5)$$

ou

$$Q_{t-1} = a_0 + a_1 P_{t-1}^* + \epsilon_{t-1} \quad (6)$$

Da equação (4) temos que:

$$P_t^* = (1-\beta) P_{t-1}^* + \beta P_{t-1}$$

Tendo em vista esse resultado e subtraindo da equação (5) a equação (6) multiplicada por (1- β), obtemos:

$$\begin{aligned}
 & Q_t - (1-\beta) Q_{t-1} = a_0\beta + a_1\beta P_{t-1} + \varepsilon_t - (1-\beta) \varepsilon_{t-1} \\
 \text{ou} \\
 & Q_t = a_0\beta + a_1\beta P_{t-1} + (1-\beta) Q_{t-1} + \varepsilon_t - (1-\beta) \varepsilon_{t-1} \quad (7)
 \end{aligned}$$

Esse modelo de oferta \bar{e} semelhante ao modelo (3), pois em ambas as variáveis no segundo membro da equação são P_{t-1} e Q_{t-1} . Entretanto, no modelo (7) os erros aleatórios estão autocorrelacionados, o que não acontece no modelo (3).

Barros (1987) chama a atenção para a possibilidade da presença tanto da rigidez como da expectativa juntas. Ele assinala a dificuldade de distinguir entre os dois modelos e sugere que essa distinção deve-se basear no conhecimento a priori do problema analisado.

Outra opção, caso não houver razão para optar por uma ou outra hipótese, \bar{e} combinar ambas as alternativas.

Parte-se da função de oferta em que a produção desejada de pende do preço esperado:

$$Q_t^* = a_0 + a_1 P_t^* + \varepsilon_t \quad (8)$$

A diferença entre a produção no ano \underline{t} e a produção no ano (t-1) \bar{e} uma proporção da diferença entre a produção desejada e a produção no ano (t-1), ou seja:

$$(Q_t - Q_{t-1}) = \theta (Q_t^* - Q_{t-1}^*) \quad (9)$$

A diferença entre o preço esperado e o preço esperado para o ano anterior \bar{e} uma proporção da diferença entre o preço do ano anterior e o preço esperado para o ano anterior.

$$(P_t^* - P_{t-1}^*) = \beta (P_{t-1} - P_{t-1}^*) \quad (10)$$

Substituindo (8) em (9), obtemos:

$$Q_t = a_0\theta + (1-\theta) Q_{t-1} + a_1\theta P_t^* + \theta\varepsilon_t \quad (11)$$

Ségue-se que:

$$Q_{t-1} = a_0\theta + (1-\theta) Q_{t-2} + a_1\theta P_{t-1}^* + \theta\varepsilon_{t-1} \quad (12)$$

Multiplicando a equação (12) por $(1-\beta)$ e subtraindo da equação (11) temos:

$$\begin{aligned} Q_t - (1-\beta) Q_{t-1} &= [a_0\theta - a_0\theta(1-\beta)] + (1-\theta) Q_{t-1} - \\ &- [(1-\beta)(1-\theta)] Q_{t-2} + a_1\theta [P_t^* - (1-\beta) P_{t-1}^*] + \theta[\varepsilon_t - (1-\beta) \varepsilon_{t-1}] \end{aligned} \quad (13)$$

Da equação (10) obtemos:

$$P_t^* - (1-\beta) P_{t-1}^* = \beta P_{t-1} \quad (14)$$

De (13) e (14) segue-se que:

$$\begin{aligned} Q_t &= a_0\theta\beta + [(1-\beta) + (1-\theta)] Q_{t-1} + a_1\theta\beta P_{t-1} - \\ &- [(1-\theta)(1-\beta)] Q_{t-2} + \theta[\varepsilon_t - (1-\beta) \varepsilon_{t-1}] \end{aligned} \quad (15)$$

Neste modelo, em que são considerados tanto a rigidez dos fatores a curto prazo como a expectativa de preços futuros, os erros também estão auto-correlacionados.

Diferentemente do que ocorre com os modelos anteriores, neste caso a quantidade defasada de 2 anos aparece no 2º membro da equação.

São poderíamos identificar a ausência dos dois tipos de comportamento do produtor (rigidez ou expectativa) se o coeficiente de Q_{t-2} for nulo. Neste caso $\beta = 1$ ou $\theta = 1$ ou $\beta = \theta = 1$. Se ambos forem diferentes de 1 então o coeficiente de Q_{t-2} deverá ser negativo. E, neste caso, ambas as fontes de defasagens estarão presentes.

Serão considerados, como outras variáveis independentes explicativas da oferta, o preço da cenoura no ano anterior e o valor do crédito para o custeio agrícola no Estado de São Paulo (Tabela 8).

O preço da cenoura será considerado pois é um produto substituto na produção na principal região produtora de São Paulo (Mello, 1986).

O crédito rural será considerado porque na década de 70 foi um fator importante na modernização e incremento da produção.

O modelo econométrico a ser utilizado será o seguinte:

$$Q_t = b_0 + b_1 P_{t-1} + b_2 Q_{t-1} + b_3 Q_{t-2} + b_4 P_{t-1}^{Cen} + b_5 Cred + u_t$$

onde:

Q_t = quantidade comercializada de cebola no mercado atacadista-SP no ano t

P_{t-1} = preço da cebola no mercado atacadista-SP no ano (t-1)

Q_{t-1} = quantidade comercializada de cebola no ano (t-1)

Q_{t-2} = quantidade comercializada de cebola no ano (t-2)

P_{t-1}^{Cen} = preço da cenoura no mercado atacadista no ano (t-1)

Cred = valor do crédito rural agrícola para custeio no Estado de São Paulo

u_t = erro aleatório

b_0 = constante

b_1 = parâmetro referente ao preço no ano anterior, variável independente que nos fornecerá a elasticidade-preço da oferta a curto prazo

b_2 = parâmetro referente à produção no ano anterior

b_3 = parâmetro referente a produção de 2 anos anteriores

b_4, b_5 = são parâmetros das outras variáveis independentes, preço da cenoura e crédito rural, respectivamente.

No caso dos modelos (3) ou (7), o parâmetro b_2 é igual a 1 menos o coeficiente de ajustamento (θ ou β) e a elasticidade-preço da oferta a longo prazo poderá ser obtida pela divisão da elasticidade de curto prazo pelo coeficiente de ajustamento.

Foram feitas tentativas com a variável preço da batata inglesa e variável tempo. Para a 1ª variável a estimativa do parâmetro não foi estatisticamente significativa e, quanto a variável tempo, pelo fato desta tirar a significância dos parâmetros de variáveis relevantes no trabalho, optou-se por não considerá-la.

Tabela 8. Dados utilizados na análise de oferta de cebola no Mercado Atacadista em São Paulo de 1972-85. Os preços e os valores do crédito agrícola estão deflacionados pelo IGP-2, base: ano 77.

Ano (t)	Quantidade comercializada no M. Atac. - SP (1000 ton) (1)	Preço da cebola no M. Atac.-SP no ano (t-1) (Cr\$/kg) (2)	Preço de ceboura no M. Atac.-SP no ano (t-1) (Cr\$/kg) (3)	Valor do Crédito Agrícola de Custo para o Est. de São Paulo (Cr\$ 1000) (4)
72	29,16	3,35	2,65	7.865.521
73	27,69	4,23	3,89	12.020.676
74	35,13	7,93	3,82	13.948.736
75	38,44	3,77	4,15	30.254.125
76	39,49	4,36	3,31	17.467.490
77	53,69	3,21	3,66	14.943.931
78	40,74	4,05	3,46	15.018.851
79	57,89	10,82	2,57	18.589.305
80	56,00	4,50	3,04	21.174.396
81	71,94	5,26	2,89	18.744.352
82	75,56	2,04	3,62	22.748.343
83	88,89	5,77	6,38	15.951.979
84	98,63	4,93	3,95	9.418.149
85	91,03	2,91	1,71	12.875.489

FONTE: Boletim Anual da Ceagesp e Acompanhamento Conjuntural - COBAL (1)
 Preços nos Mercados Atacadistas - Ministério da Agricultura (2),(3)
 Concred - Banco Central (4)
 Conjuntura Econômica - maio/87 - FGV (IGP-2).

4.2.4. Análise da Série Temporal de Preços de Cebola

Para avaliar a influência de ciclos bienais no padrão da variação estacional, será utilizado o seguinte modelo:

$$P_j = \alpha + \sum_{i=1}^{11} \beta_i Z_{ij} + \sum_{k=1}^{12} \gamma_k X_{kj} + \mu_j$$

onde:

P_j = preços mensais deflacionados

Z_{ij} = variável binária, que capta a variação estacional para o ano par.

$Z_{ij} = 1$ para o mês i , $i = 1, \dots, 11$

$Z_{ij} = 0$ para os demais meses.

α = termo constante da regressão, representando o nível médio de preços no mês 12 em ano par.

X_{kj} = variável binária, que capta a diferença do padrão da variação estacional dos anos ímpares em comparação com anos pares

$X_{kj} = 1$ para o mês k do ano ímpar $k = 1, \dots, 12$

$X_{kj} = 0$ para os demais meses.

μ_j = erro aleatório.

Note-se que em um ano par as variáveis X_{kj} serão todas iguais a zero em todos os meses.

Considere-se, por exemplo, o preço observado em março de determinado ano. Se for um ano par, apenas a variável binária Z_3 será igual a 1 e todas as demais serão iguais a zero. Se for um ano ímpar então tanto Z_3 como X_3 serão iguais a 1.

Para os anos pares ($X_{kj} = 0$ para todo k), para o mês de dezembro temos,

$$E(P_j | Z_{ij} = 0 \text{ para todo } i) = \alpha$$

e para os demais meses temos,

$$E(P_j | Z_{ij} = 1 \text{ e } Z_{hj} = 0 \text{ para } h \neq i) = \alpha + \beta_i$$

Para os anos ímpares ($X_{kj} = 1$ e $X_{hj} = 0$ para $h \neq k$), para o mês de dezembro temos,

$$E(P_j | Z_{ij} = 0 \text{ para todo } i) = \alpha + \gamma_{12}$$

e para os demais meses temos,

$$E(P_j | Z_{ij} = 1 \text{ e } Z_{hj} = 0 \text{ para } h \neq i) = \alpha + \beta_i + \gamma_k$$

Será testada a seguinte hipótese:

$$H_0 : \gamma_1 = \gamma_2 = \dots = \gamma_{12} = 0$$

Se o teste F for significativo; rejeitamos a hipótese de nulidade para os parâmetros γ_k .

ou seja como: β_i = efeito sazonal no mês i em ano par

$\beta_i + \gamma_k$ = efeito sazonal no mês i em ano ímpar

o teste F significativo confirma que existe uma diferença no padrão da variação estacional de um ano par para um ano ímpar.

Este modelo será ajustado para dois períodos de 6 anos:

1º período: 1970-1975

2º período: 1977-1982

No primeiro período a variação estacional mais intensa ocorre nos anos ímpares.

Após o choque de ordem natural em 1978, com uma considerável alta de preços, a variação estacional mais intensa passa a ocorrer em anos pares.

Os períodos foram escolhidos considerando-se os anos em que as variações bienais são mais intensas.

Este modelo será testado também nos logaritmos dos preços para os dois períodos. Ao ajustar o modelo, foi incluindo um termo para tendência linear de variação dos preços.

4.2.5. Variação Estacional - Método da Média Geométrica Móvel

Em uma série cronológica de dados, existem 4 componentes básicos (LANGE, 1967; MORETTIN e TOLOI, 1985):

- 1) a Tendência (T)
- 2) as variações estacionais (S)
- 3) outras variações cíclicas (C)
- 4) as variações irregulares (I)

Os valores de uma série de preços no tempo podem ser considerados como o resultado do produto destes componentes.

$$P_t = T_t \cdot S_t \cdot C_t \cdot I_t \quad (1)$$

P_t = preço médio no período t (mês)

As flutuações estacionais resultam, essencialmente, das variações climáticas.

Como estas flutuações são periódicas, com período anual, fica relativamente fácil a determinação da variação estacional.

O problema estatístico de determinação do índice de variação estacional consiste em isolar o componente S .

Lange (1967, p.32) demonstra que "as flutuações periódicas de uma série temporal podem ser eliminadas por meio de uma média móvel de número de termos igual ao período de flutuação da série ou a um múltiplo deste período".

Ressalte-se que as flutuações estacionais dos preços dos produtos agrícolas tem um comportamento aproximadamente cíclico quando se consideram as variações relativas (e não as absolutas) no preço.

Se a inflação, por exemplo, determina um aumento do preço, a amplitude absoluta de variação tende a crescer na mesma proporção, mas mantém a amplitude relativa aproximadamente constante.

Matematicamente, isso corresponde ao fato de os componentes estarem multiplicados. Se a variação estacional estivesse somada aos demais componentes teríamos flutuações cujo valor absoluto iria se repetir ciclicamente.

Aplicando-se logarítmos à equação (1), temos os componentes adicionados. Assim o componente estacional pode ser eliminado com o cálculo de uma média móvel centralizada.

Seja, $X_t = \log P_t$

M_t = média aritmética móvel centralizada, isto é,

$$M_t = \log G_t = \frac{1}{12} (0,5 X_{t-6} + X_{t-5} + \dots + X_{t+5} + 0,5 X_{t+6})$$

Esta expressão corresponde a calcular a média geométrica móvel centralizada (G_t), pois:

$$G_t = (P_{t-6}^{0,5} \cdot P_{t-5} \cdot \dots \cdot P_{t+5} \cdot P_{t+6}^{0,5})^{1/12}$$

O Índice estacional (I_t) para um determinado mês é dado por

$$\log \left(\frac{I_t}{100} \right) = X_t - M_t$$

ou

$$I_t = \frac{P_t}{G_t} \times 100$$

$$I_t = \text{antilog} (X_t - M_t) \times 100$$

Como é mais fácil calcular as médias aritméticas que médias geométricas, antes da generalização do uso de computadores o processo mais utilizado para obtenção dos índices estacionais consistia em dividir o preço mensal pela respectiva média móvel centralizada. Hoffmann (1969) verificou que os dois métodos levam a índices de variação estacional semelhantes.

Seja I_{ij} o índice estacional para o j -ésimo mês do i -ésimo ano. A correspondência entre o índice t de I_t e os índices i e j é dada por

$$t = 12(i-1) + j$$

Vamos admitir que foram obtidos valores do índice estacional para n anos completos. Então, para cada mês temos n valores do índice estacional. A média geométrica dos n valores relativos ao mês j é dada por :

$$\bar{I}_j = \sqrt[n]{\prod_{i=1}^n I_{ij}}$$

ou

$$\log \bar{I}_j = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \log I_{ij}$$

Se a média geométrica dos 12 valores de \bar{I}_j ($j = 1, \dots, 12$) não é 100, é necessário ajustá-la através de um fator de correção (F):

$$F = \frac{100}{\sqrt[12]{\prod \bar{I}_j}} \quad j = 1, \dots, 12$$

Hoffmann (1969) define índice sazonal do mês j como a média geométrica dos índices estacionais para esse mês multiplicada pelo fator (F), ou seja,

$$S_j = F \bar{I}_j$$

Cálculo do índice de irregularidade:

A dispersão dos logarítmos dos índices estacionais em torno de sua média pode ser medida por meio do desvio padrão. Para o j -ésimo mês temos:

$$d_j = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (\log I_{ij} - \log \bar{I}_j)^2}$$

Por definição, o índice de irregularidade é dado por:

$$D_j = \text{anti} \log d_j$$

O método de determinação do padrão de variação estacional descrito anteriormente foi modificado, tendo em vista a constatação de que o padrão de variação estacional em dois anos consecutivos é bastante distinto.

Assim, o método foi adaptado para que levasse em consideração um ciclo de dois anos.

Dessa maneira, a média móvel centralizada será calculada para um período de dois anos ou 24 meses, ou seja:

$$M_t = \log G_t = \frac{1}{24} (0,5 X_{t-12} + X_{t-11} + \dots + X_{t+11} + 0,5 X_{t+12})$$

$$X_t = \log P_t$$

Em seguida calcula-se o Índice estacional,

$$I_t = \frac{P_t}{G_t} \times 100$$

ou

$$I_t = \text{antilog} (X_t - M_t) \times 100$$

Os valores de I_t serão denominados Índices estacionais-bienais, pois refletem tanto a variação estacional como as variações cíclicas que ocorrem dentro de um período de 2 anos.

Os Índices sazonais-bienais serão obtidos a partir das médias dos Índices estacionais-bienais. Ressalte-se que neste caso teremos um Índice sazonal para janeiro em um ano par e outro Índice sazonal

para janeiro em ano ímpar.

Para avaliar a intensidade da variação estacional calculamos a amplitude com base nos índices sazonais máximos e mínimos, ou seja:

$$A = (\text{Índice Máximo} - \text{Índice Mínimo})$$

5. RESULTADOS E DISCUSSÃO

5.1. Resultados do Modelo que Analisa Diferença de Padrão de Variação Estacional de um ano para outro

O modelo que analisa se existe diferença no padrão da variação estacional entre ano par e ano ímpar apresentou resultados significativos para os parâmetros (γ_i) no teste F. Tanto para o período de 1970-1975 como para o período de 1977-1982, o teste F foi significativo ao nível de 1% ($F = 2,74$ e $F = 5,76$, respectivamente).

Portanto, a hipótese de nulidade é rejeitada para os parâmetros γ_i nos dois períodos analisados, confirmando que existe diferença entre padrão de variação estacional em ano par e ano ímpar para os períodos analisados.

As estimativas dos parâmetros estão nas Tabelas 9 e 10.

Tabela 9. Resultados do modelo de análise da série temporal de preços de cebola pagos ao produtor, período 1970-75. O modelo foi ajustado nos logarítmos dos preços reais

Coefficientes	Parâmetros estimados	teste t
T	0,072	3,61
α	4,318	21,20
β_1	0,019	0,07
β_2	0,157	0,58
β_3	0,169	0,63
β_4	0,329	1,22
β_5	0,301	1,11
β_6	0,430	1,59
β_7	0,272	1,01
β_8	0,153	0,57
β_9	0,154	0,57
β_{10}	0,233	0,86
β_{11}	0,100	0,37
γ_1	0,072	0,26
γ_2	0,015	0,06
γ_3	0,217	0,80
γ_4	0,387	1,43
γ_5	0,489	1,80
γ_6	0,333	1,22
γ_7	0,706	2,61
γ_8	0,991	3,66
γ_9	0,546	2,02
γ_{10}	0,156	0,58
γ_{11}	-0,131	-0,48
γ_{12}	-0,327	-1,21

$R^2 = 67,8\%$ e 47 graus de liberdade no resíduo

DW = 0,54

Tabela 10. 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

Coefficientes	Parâmetros estimados	teste t
T	- 0,011	-4,15
α	5,721	13,68
β_1	0,728	2,09
β_2	0,897	2,57
β_3	1,181	3,39
β_4	1,326	3,80
β_5	1,380	3,96
β_6	1,305	3,75
β_7	1,302	3,74
β_8	0,965	2,77
β_9	0,833	2,39
β_{10}	0,321	0,92
β_{11}	0,099	0,28
γ_1	-1,002	-2,87
γ_2	-1,014	-2,90
γ_3	-0,949	-2,72
γ_4	-0,867	-2,50
γ_5	-0,860	-2,46
γ_6	-0,727	-2,08
γ_7	-1,081	-3,09
γ_8	-1,152	-3,30
γ_9	-0,960	-2,75
γ_{10}	-0,132	-0,38
γ_{11}	0,407	1,17
γ_{12}	0,494	1,42

$R^2 = 69,9\%$ e 47 graus de liberdade no resíduo

DW = 0,55

5.2. Resultados Obtidos para Análise da Variação Estacional de Preços de Cebola Pagos ao Produtor no Estado de São Paulo. Períodos (1970-77) e (1978-85)

Para o 1º período (1970-77) os resultados estão apresentados nas Tabelas 11 e 12 (Figuras 5 e 6). Neste período os preços máximos ocorreram nos meses de junho e agosto, e os mínimos em janeiro e dezembro. A amplitude do índice sazonal-bienal foi maior nos anos ímpares.

Para o 2º período (1978-85) os resultados estão apresentados nas Tabelas 13 e 14 (Figuras 7 e 8). Neste período os preços máximos passam a ocorrer nos meses de abril, maio e junho, e os mínimos em novembro, dezembro e janeiro. A amplitude do índice sazonal-bienal foi maior nos anos pares.

Do 1º para o 2º período ocorreu um adiantamento dos meses de preços altos, passando de junho-agosto para abril-junho. Isso ocorreu basicamente, devido ao crescimento da produção de bulbinhos na região de Piedade, estado de São Paulo e retração da produção da região Sul na competição.

Os índices de variação estacional calculados pela média geométrica móvel de 24 meses demonstram que existe realmente diferença no padrão da variação estacional do preço de um ano para o outro. No 2º período ocorreu uma inversão, os índices maiores passam a ocorrer nos anos pares. Isto ocorreu devido ao problema fitossanitário na região sul em 1978.

Tanto os índices estacionais (Figuras 9 e 10) como os índices sazonais calculados pela média geométrica móvel de 12 meses ou 24 meses indicam que de um período para o outro não ocorreu modificação na amplitude da variação estacional dos preços de cebola.

Tabela 11. Variação Estacional de Preços de Cebola Pagos ao Produtor no Estado de São Paulo. Índices Obtidos pela Média Geométrica Móvel de 12 meses, período 1970-77

Mes \ Ano	Índice Estacional								Índice Sazonal	Índice de Irreg.	Limite Inferior	Limite Superior
	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977				
Jan.	-	71,7	51,1	81,9	69,3	78,5	62,1	60,3	66,7	1,18	56,6	78,6
Fev.	-	71,9	93,4	85,8	77,8	77,3	77,3	74,6	79,0	1,09	72,3	86,4
Mar.	-	79,7	121,7	91,0	88,6	102,9	110,7	107,2	98,8	1,16	85,3	114,4
Abr.	-	110,3	170,5	133,1	101,7	125,4	137,8	114,0	125,2	1,19	105,5	148,6
Mai	-	123,7	156,4	151,6	94,7	121,9	140,1	132,3	129,3	1,18	109,2	153,1
Jun.	-	135,8	150,0	130,6	133,6	125,9	122,4	181,6	138,1	1,14	120,7	158,0
Jul.	124,1	211,0	86,2	161,9	117,4	134,3	134,3	-	133,2	1,32	101,1	175,7
Ago.	135,4	265,3	52,3	191,0	122,7	154,7	129,9	-	135,8	1,65	82,3	224,1
Set.	106,0	130,4	61,7	163,9	129,7	94,7	99,9	-	108,2	1,36	79,5	147,3
Out.	80,8	89,9	151,1	91,7	81,5	106,2	85,3	-	95,3	1,25	76,4	118,9
Nov.	74,6	52,9	116,4	62,2	69,0	81,1	95,1	-	76,0	1,30	58,4	98,9
Dez.	75,4	34,6	72,7	52,0	73,0	65,7	65,0	-	60,5	1,32	56,6	79,9

Amplitude do índice sazonal: 77,6

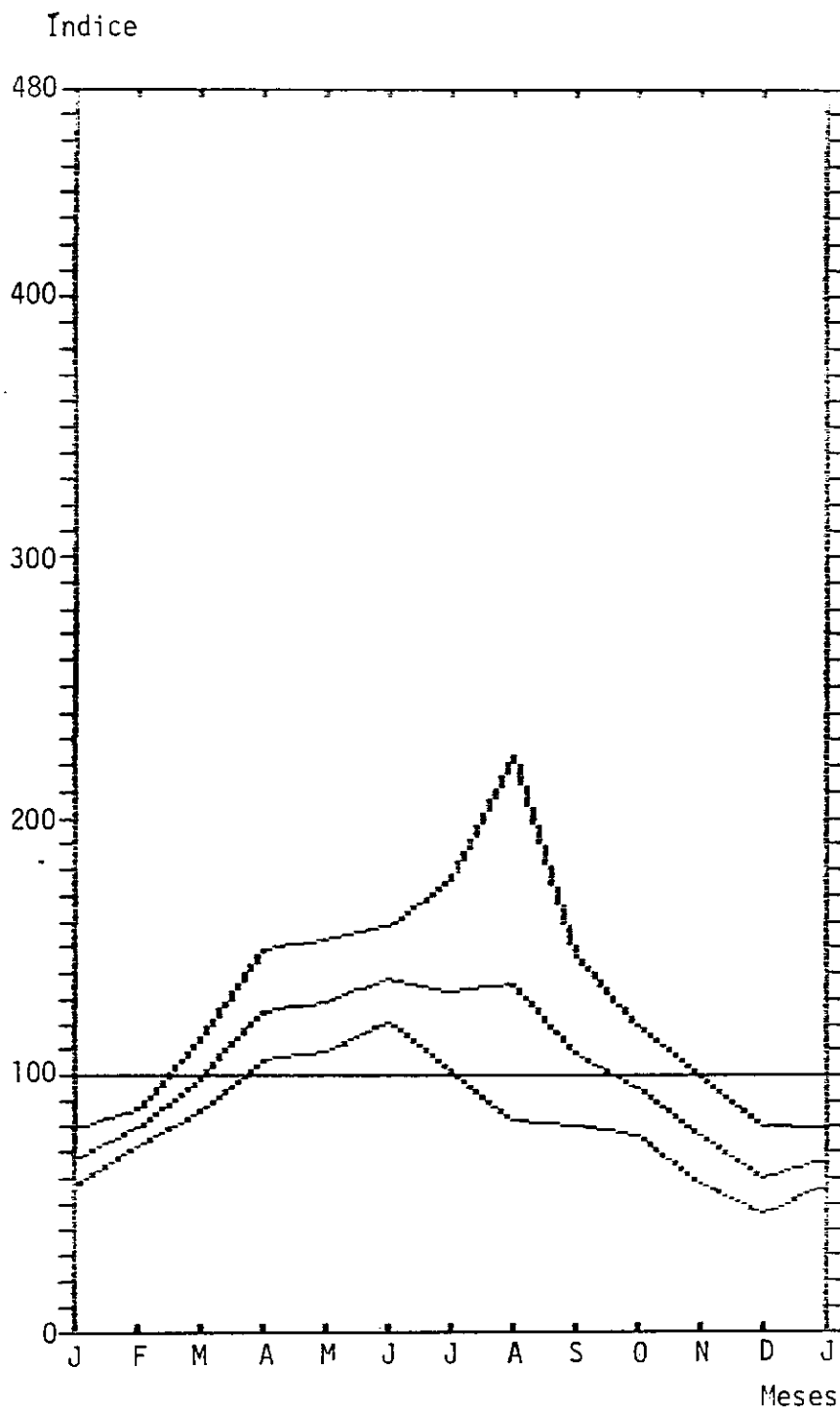


Figura 5. Variação Estacional do preço de cebola. Índice Sazonal obtido pelo método da média geométrica móvel (12 meses), utilizando preços pagos ao produtor no Estado de São Paulo para o período de 1970-77

Tabela 12. 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

Mês	Ano	Índice Estacional - Bienal							Índice Sazonal-Bi. Ano Ímpar	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.	Índice Sazonal-Bi. Ano par	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.
	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977								
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
Mai	-	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	75,0	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

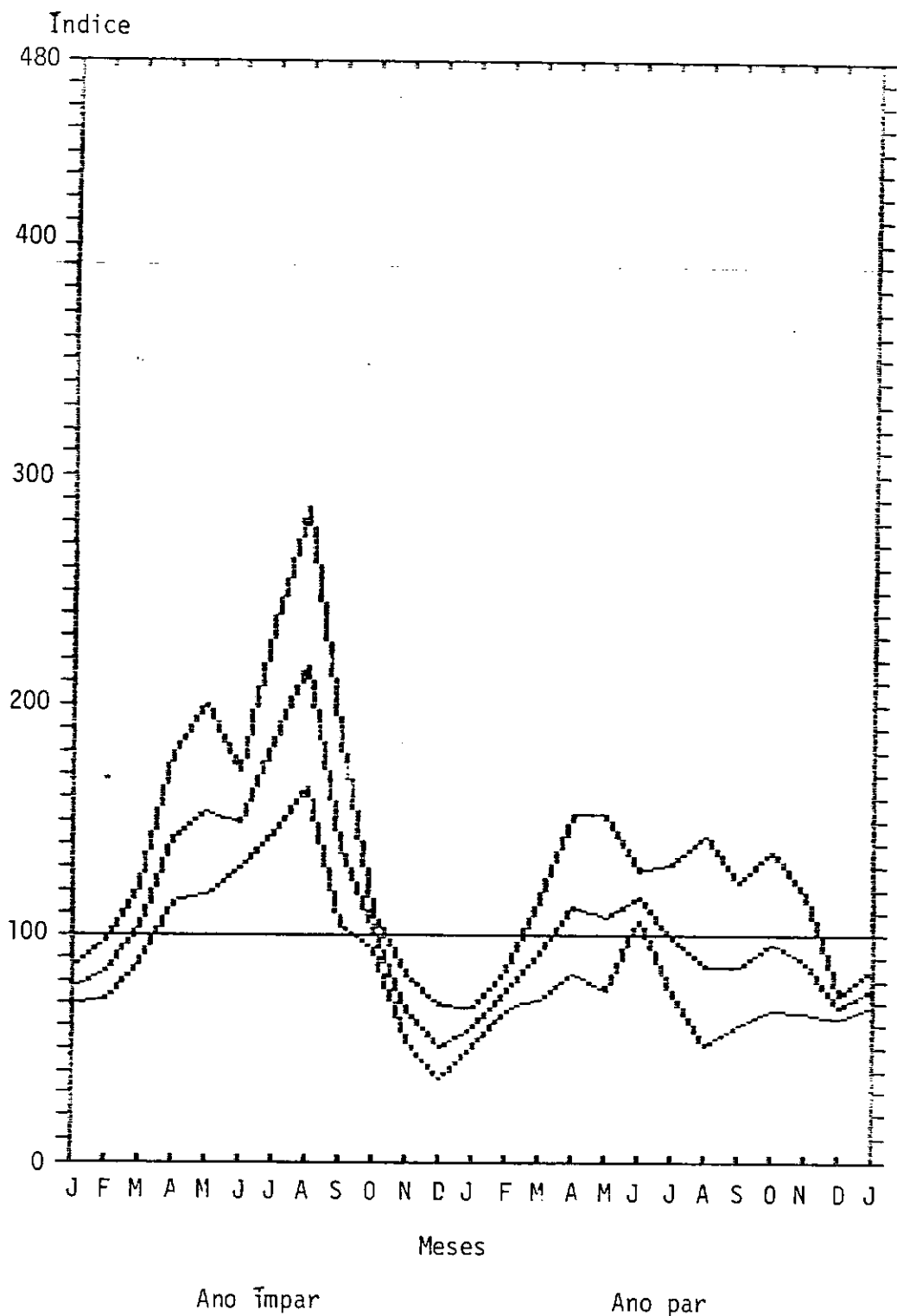


Figura 6. Variação Estacional do preço de cebola. Índice sazonal Bienal obtido pelo método da média geométrica móvel, utilizando preços pagos ao produtor no Estado de São Paulo para o período 1970-77

Tabela 13. Variação Estacional de Preços de Cebola Pagos ao Produtor no Estado de São Paulo. Período 1978-85. Índices Obtidos pelo Método da Média Geométrica Móvel de 12 meses

Ano Mês	Índice Estacional								Índice Sazonal	Índice de Irreg.	Limite Inferior	Limite Superior
	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985				
Jan.	-	56,0	116,2	67,1	88,1	80,4	64,0	104,3	82,5	1,31	63,2	107,8
Fev.	-	72,6	113,4	83,4	86,2	93,7	88,1	100,4	93,4	1,20	81,0	107,6
Mar.	-	114,5	107,5	101,5	115,2	116,8	118,4	75,8	113,3	1,55	93,1	137,9
Abr.	-	184,8	99,9	154,9	118,4	104,4	232,7	61,5	130,3	1,49	83,7	202,8
Mai	-	169,6	141,9	153,9	186,1	100,8	243,9	73,3	148,1	1,36	99,3	220,9
Jun.	-	141,8	238,8	131,1	133,5	128,4	180,5	89,6	147,9	1,53	109,0	200,8
Jul.	170,6	116,2	198,4	59,7	119,3	135,8	74,5	-	119,9	1,54	78,2	184,1
Ago.	157,0	67,0	111,8	51,1	97,3	152,7	67,2	-	96,1	1,45	62,3	148,3
Set.	141,9	58,2	102,3	54,0	91,6	117,3	64,8	-	87,7	1,36	60,5	127,3
Out.	49,3	66,9	57,7	94,7	115,9	92,0	61,9	-	76,2	1,57	55,9	104,0
Nov.	37,9	102,5	55,4	143,9	93,3	60,1	61,3	-	75,1	1,48	47,9	117,6
Dez.	38,1	97,2	62,0	101,7	71,3	42,1	86,2	-	69,2	1,31	46,8	102,4

Amplitude do índice sazonal: 78,9

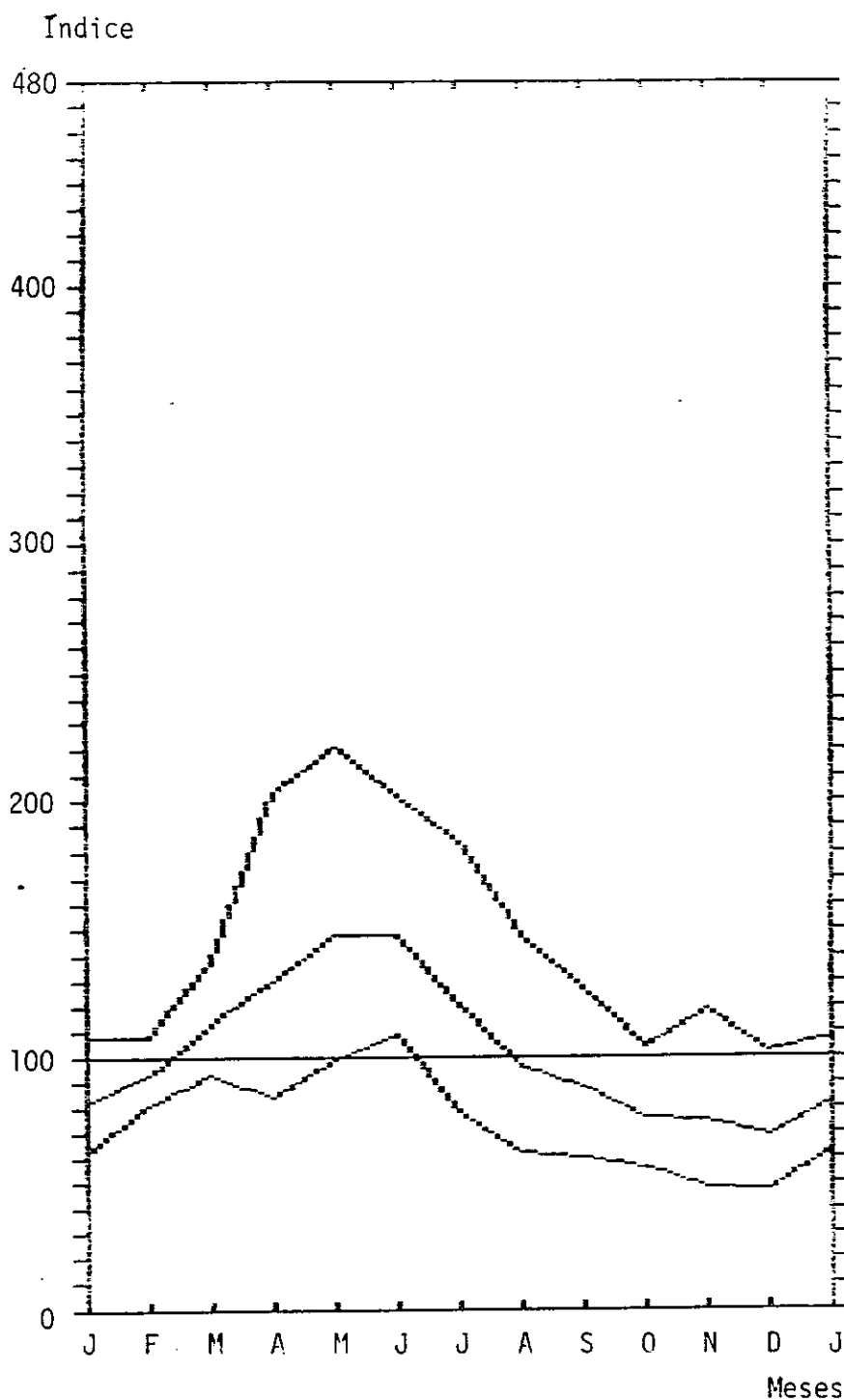


Figura 7. Variação Estacional do preço de cebola. Índice sazonal obtido pelo método da média geométrica (12 meses), utilizando preços pagos ao produtor no Estado de São Paulo para o período de 1978-85

Tabela 14. 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

Mês	Ano	Índice Estacional - Bienal								Índice Sazonal-Bi. Ano Ímpar	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.	Índice Sazonal-Bi. Ano par	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.
		1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985								
Jan.	-	43,7	142,5	52,1	89,7	87,3	70,6	-	60,5	1,43	42,2	86,6	100,1	1,43	70,0	143,1	
Fev.	-	53,0	146,7	58,4	95,8	102,6	90,5	-	70,7	1,43	49,5	100,9	112,2	1,30	86,2	146,1	
Mar.	-	99,3	146,6	65,7	137,8	129,2	114,6	-	97,8	1,41	69,6	137,5	137,0	1,14	120,6	155,7	
Abr.	-	129,2	139,5	97,7	150,1	112,4	216,8	-	116,4	1,15	101,2	133,8	171,5	1,27	135,4	217,2	
Mai	-	130,2	190,9	101,5	242,2	102,8	220,8	-	114,7	1,15	99,7	132,0	224,7	1,13	199,3	253,4	
Jun.	-	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	
Jul.	-	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	
Ago.	-	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	
Set.	-	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	
Out.	-	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	
Nov.	-	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	99,9	
Dez.	-	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	

Amplitude do Índice sazonal - Bi, ano ímpar: 55,9

Amplitude do Índice sazonal - Bi, ano par: 161,6

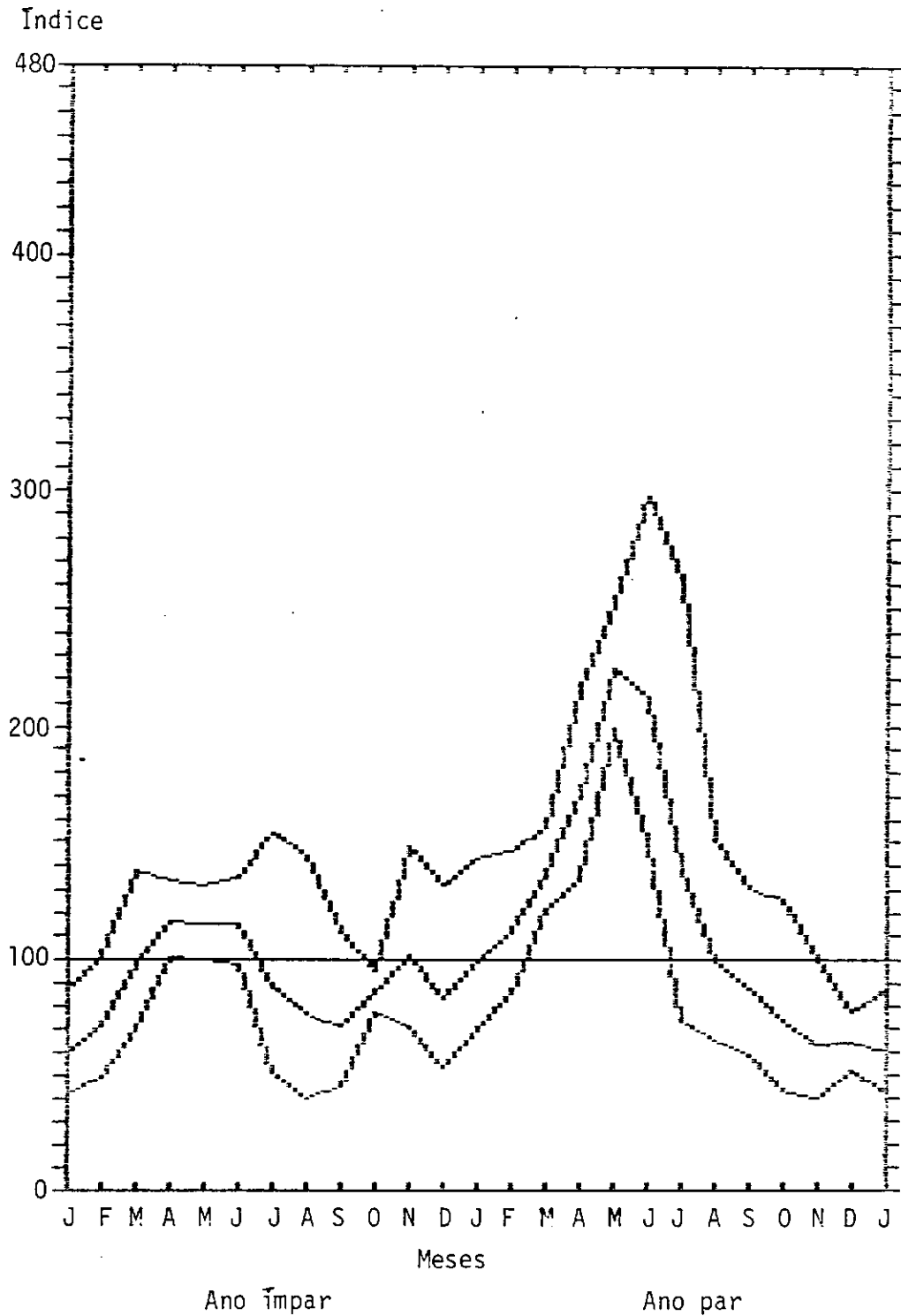


Figura 8. Variação Estacional do preço de cebola. Índice sazonal Bienal, obtido pelo método da média geométrica móvel, utilizando preços pagos ao produtor no Estado de São Paulo para o período de 1978-85

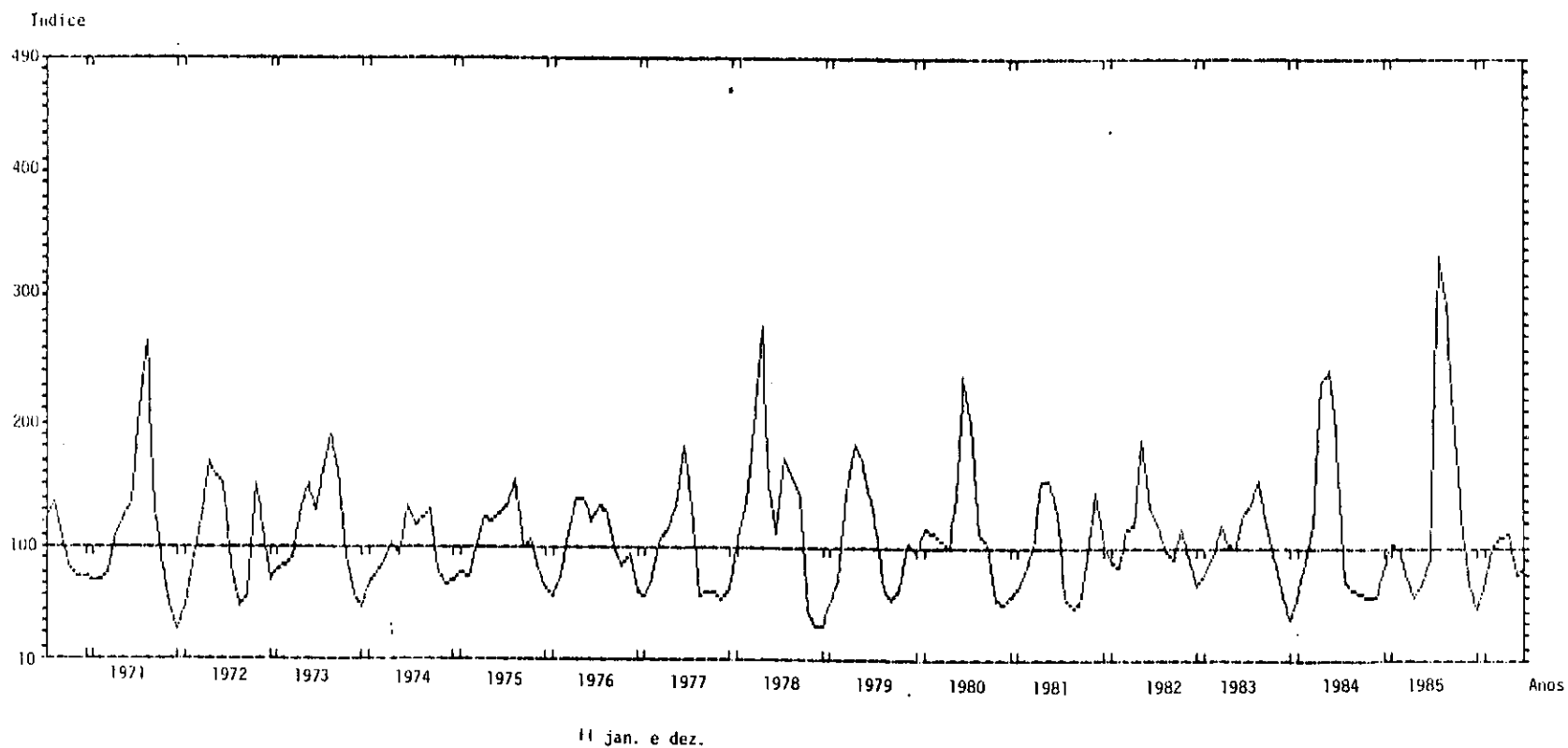


Figura 9. Variação Estacional do preço de cebola pago ao produtor. Índices Estacionais calculados pela média geométrica móvel de 12 meses, período 1970-86

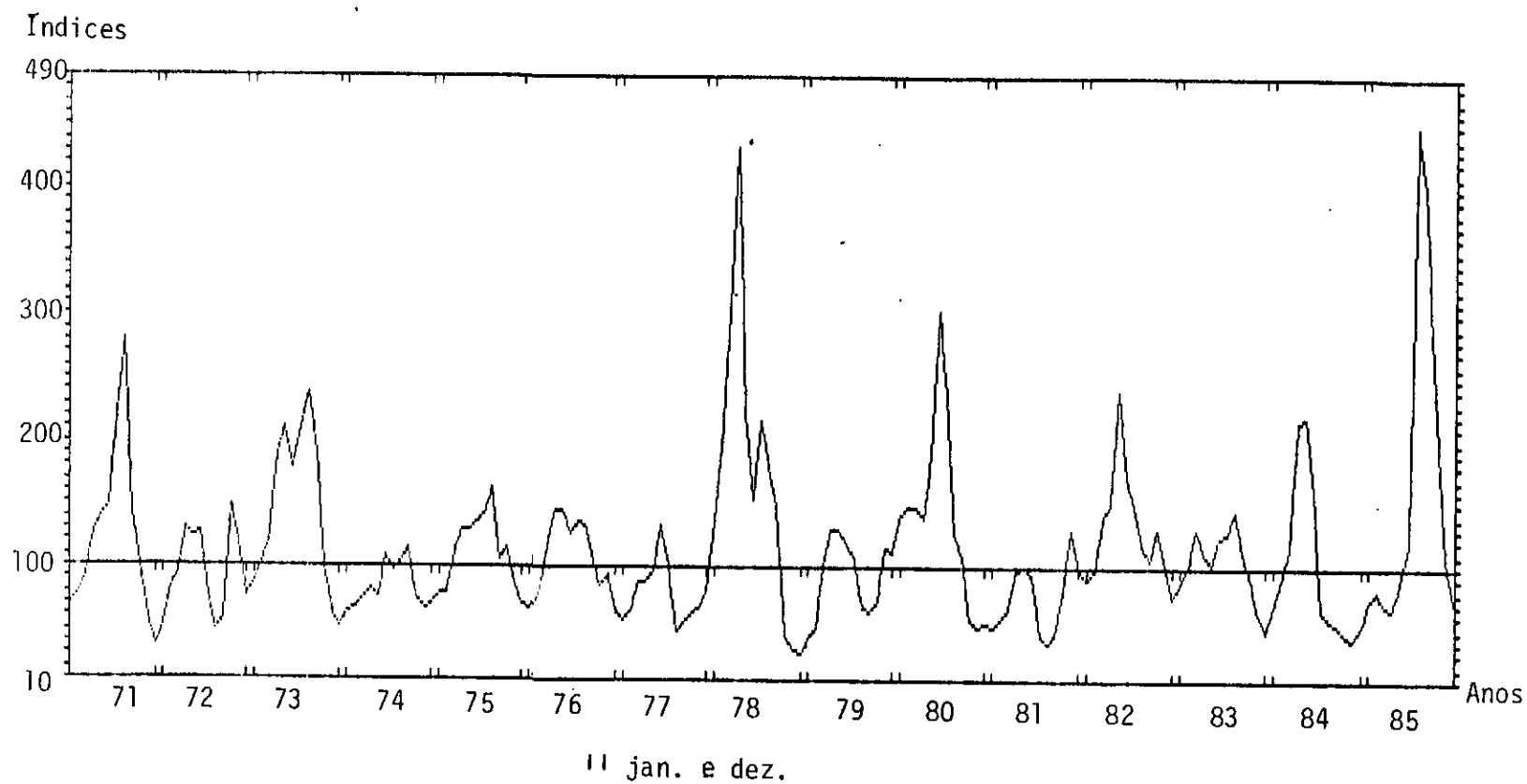


Figura 10. Variação Estacional do preço de cebola pago ao produtor. Índices Estacionais Bienais obtidos pela média geométrica móvel centralizada de 24 meses, período 1970-86

5.3. Resultados da Análise de Variação de Preços de Cebola no Mercado Atacadista para as 5 principais regiões produtoras

As principais regiões produtoras de cebola no Brasil estão localizadas no estado de São Paulo, Pernambuco, Bahia, Rio Grande do Sul e Santa Catarina.

Para verificar se ocorreu integração dos mercados ao longo do tempo, dividiu-se o período em três: 1972-77, 1978-82 e 1981-85.

Foram ajustadas regressões lineares simples com os logaritmos dos preços no mercado atacadista entre 2 regiões produtoras.

O coeficiente de correlação (r) nos indicará se os preços entre as duas regiões variam na mesma direção.

A elasticidade (B) nos indicará a relação entre variações relativas dos preços entre duas regiões.

Os resultados apresentados na Tabela 15 indicam que não ocorreram mudanças significativas ao longo do período, pois os valores dos coeficientes de correlação não apresentaram modificações substanciais, assim como a elasticidade entre 2 regiões produtoras.

Como era de se esperar, o padrão da variação estacional dos preços para as cinco regiões é semelhante (Ver Apêndice 1).

Para as cinco regiões produtoras de cebola no Brasil para o 1º período, 1972-77, a amplitude do índice sazonal bienal é maior nos anos ímpares. Os preços máximos ocorreram nos meses de agosto a setembro na região sul e nos meses de maio, junho e julho para a região Nordeste e São Paulo. Porém, a diferença dos índices sazonais de maio a agosto é pequena para região Nordeste e São Paulo.

Para o 2º período, 1978-83, nas cinco regiões produtoras verificou-se que a amplitude do índice sazonal bienal é maior nos anos pares.

Os preços máximos passam a ocorrer nos meses de abril, maio e junho para as cinco regiões.

Tabela 15. Coeficiente de correlação (r) e elasticidade (B) entre preços de duas regiões produtoras de cebola, obtidos por regressão linear simples dos logaritmos dos preços nos mercados atacadistas das principais regiões produtoras de cebola no Brasil. Períodos: 1972-77, 1978-73, 1981-85.

Região	1972-77		1978-83		1981-85	
	r	B	r	B	r	B
SP - Ba	0,81	0,93	0,70	0,82	0,82	1,02
SP - Pe	0,77	0,77	0,63	0,66	0,83	0,89
SP - RS	0,77	0,66	0,76	0,81	0,87	0,90
SP - SC	0,75	0,70	0,76	0,78	0,85	0,77
RS - Ba	0,67	0,90	0,75	0,84	0,73	0,87
RS - Pe	0,52	0,60	0,67	0,66	0,71	0,73
RS - SC	0,89	0,92	0,81	0,80	0,80	0,70
SC - Pe	0,55	0,59	0,63	0,64	0,60	0,70
SC - Ba	0,71	0,87	0,69	0,79	0,66	0,89
Ba - Pe	0,84	0,72	0,92	0,82	0,92	0,80

5.4. Resultados da Análise do Mecanismo de "Teia de Aranha"

Para a demanda a função estimada $Q = F(P_1, P_2, R)$ apresentou melhores resultados que a função $P_1 = \phi(Q_1, P_2, R)$.

Para a equação (I) da página 41, obteve-se:

$$\log Q = -5,65 - 0,27 \log P - 0,20 \log P^A - 0,31 \log P^F + 1,8 \log R$$

$$(-3,76^*) \quad (-2,36^*) \quad (-0,69) \quad (-1,93) \quad (5,40^*)$$

com $R^2 = 76,9\%$

Para a equação (II) da página 41, obteve-se:

$$\log P = -5,96 - 1,32 \log Q - 0,64 \log P^A - 0,58 \log P^F + 2,43 \log R$$

$$(-1,24) \quad (-2,36^*) \quad (-1,05) \quad (-1,55) \quad (2,03)$$

com $R^2 = 40,6\%$

Para a oferta os seguintes resultados foram obtidos:

$$\log Q = -1,55 + 0,91 \log Q_{t-1} + 0,16 \log P_{t-1} + 0,11 \log \text{Cred.} + 0,008 \log P_{t-1}^{\text{Cen}}$$

$$(-0,79) \quad (8,10^*) \quad (1,43) \quad (0,80) \quad (0,11)$$

com $R^2 = 89,8\%$

Entre parênteses estão os valores para o teste t , que são assinalados com um asterisco quando são significativos ao nível de 5%.

A elasticidade-preço da demanda estimada é 0,27, ou seja, em média uma variação de 10% no preço da cebola está associada a uma variação de aproximadamente 3% na quantidade consumida, em sentido contrário.

Produtos agrícolas geralmente apresentam elasticidade-preço de demanda baixa, menor que a unidade.

A cebola é um produto que não ocupa parcela muito significativa na cesta alimentar. Os únicos substitutos para o tempero da cebola *in natura*, são os temperos processados, sendo poucas as opções de substitutos.

Em trabalho apresentado por Alves et alii (1982) sobre demanda de alimentos no Brasil, utilizando dados de consumo do ENDEF, obteve-se elasticidade-preço da demanda para legumes e verduras igual a -0,49 ou -0,52, conforme as regiões incluídas na análise.

A elasticidade-renda da demanda de cebola obtida foi de 1,8, indicando que um acréscimo de 10% na renda "per capita", no período analisado, corresponde a um acréscimo de 18% no aumento de consumo de cebola.

Uma análise mais cuidadosa, indica que provavelmente este valor esteja superestimado. Utilizando dados do ENDEF, a elasticidade média da despesa com cebola em relação à despesa corrente da família é 0,419. A metodologia utilizada para obter esse resultado consistiu em ajustar aos dados uma poligonal log-log, agrupando os 9 extratos do ENDEF de acordo com o esquema 3/2/4. Esta metodologia está apresentada com detalhes em Hoffmann (1983 b). A elasticidade média de despesa com cebola em relação à despesa global foi calculada pela multiplicação da elasticidade média das despesas correntes em relação à despesa global pela

elasticidade média das despesas com cebola em relação às despesas correntes ($0,780 \times 0,419 = 0,327$).

Uma explicação para a superestimação da elasticidade-renda da demanda na equação (II) da demanda é que o crescimento da quantidade comercializadas nos CEASAS não corresponde, necessariamente, a um aumento idêntico no consumo. Ao longo desses anos certamente cresce a participação dos CEASAS na quantidade total comercializada. Isso ocorreu devido à reorganização da comercialização e ao início de operação de vários CEASAS, a partir de 1977, no interior do Estado de São Paulo e em outros estados.

Para a elasticidade-cruzada de consumo de cebola em relação ao preço do feijão obteve-se valor estatisticamente não-significativo, ou seja, não rejeitamos a hipótese de nulidade do parâmetro. O mesmo ocorre com a estimativa de elasticidade-cruzada relativa ao preço do arroz.

Para a oferta a elasticidade-preço obtida foi 0,16 no curto prazo, indicando que no curto prazo a resposta dos produtores à variação nos preços de cebola é baixa.

Com a estimativa do coeficiente do logaritmo da quantidade defasada é 0,91, a estimativa do coeficiente de ajustamento (indicado por θ ou β nas equações (3) e (7), respectivamente, na seção 4.2.3.) é 0,09.

Este resultado mostra que os produtores de cebola irão atingir a produção planejada lentamente. Os produtores de cebola levam em consideração as variações de preço em períodos anteriores e não somente o preço do ano anterior.

A elasticidade da oferta a longo prazo é $0,16/0,09 = 1,8$.

O modelo no qual são considerados tanto a rigidez a curto prazo dos fatores como a expectativa de preços futuros foi também testado.

Este modelo apresenta duas defasagens no tempo para a quantidade ofertada (Q_{t-2} , Q_{t-1}). Devido ao problema de alto grau de multicolinearidade (coeficiente de correlação 0,93) entre as variáveis defasadas, os parâmetros estimados não foram estatisticamente significativos.

Isto não significa que podemos excluir a existência dos dois comportamentos dos produtores no modelo de oferta.

A entrada de cebola de regiões diferentes em épocas diferentes dificulta o ajustamento da equação de oferta. A região de Piedade, por exemplo, cuja participação na produção do Estado de São Paulo é de aproximadamente 40%, produz duas safras de cebola, com técnicas de produção diferentes. No Estado de São Paulo temos 3 safras durante o ano com diferentes técnicas de produção.

Toyama e Pescarin (1970), ao analisar a oferta de cebola para o Estado de São Paulo no período de 1950-69 obtiveram sinal negativo para o coeficiente da variável preço defasado. Os autores justificam o resultado pela entrada da produção de outros estados e o fato de o estado possuir duas safras marcantes. A elasticidade da oferta negativa foi justificada pelo fato de a cebola ser uma das culturas na qual vêm se aplicando tecnologias mais avançadas. Estas culturas tiveram suas ofertas aumentadas em consequência da utilização de técnicas modernas, aprimoradas, embora seus preços reais se mantivessem constantes e até declinantes.

Acrescenta-se a estas dificuldades, as limitações dos dados de quantidade utilizados.

Camargo Filho (1983) obteve elasticidade-preço da oferta para as principais regiões produtoras de cebola no Brasil com valores próximo de 0,5 e coeficiente de ajustamento 0,272.

Os resultados de Camargo Filho, devido ao fato de ajustar a oferta considerando-se as várias regiões produtoras, provavelmente são melhores estimativas que as obtidas neste trabalho. E, os dados de quantidades comercializadas que foram utilizados, para o período 1977-82, são mais confiáveis no sentido de refletirem o aumento do volume total comercializado.

Substituindo as estimativas dos parâmetros obtidos neste trabalho para a demanda e a oferta, na expressão (12) da seção 4.2.1., temos:

$$\bar{p} = \frac{0,16 + 0,91 (-0,27)}{-0,27} = 0,32$$

Este valor indica que existe uma tendência de convergência para o ponto de equilíbrio, porém pelo fato de \bar{p} ser positivo, não haveria oscilação de preço acima e abaixo do valor de equilíbrio. Assim, se o preço for muito alto em determinado ano, devido à falta do produto, nos anos seguintes, o preço tenderá a cair, mas mantendo-se sempre acima do ponto de equilíbrio.

Esperava-se que o valor estimado de \bar{p} fosse negativo e menor que 1, pois estaria relacionado com a presença dos ciclos bienais dos preços, cuja existência foi confirmada estatisticamente, pela diferença do padrão estacional entre ano par e ano ímpar.

Uma explicação possível estaria nas limitações dos parâmetros estimados tanto para a oferta como para a demanda. E, estas limitações, teriam como causa principal os dados da quantidade de cebola comercializada no mercado atacadista.

Se considerarmos que os parâmetros utilizados no cálculo de ρ estão subestimados, devido às limitações dos dados, não podemos excluir a existência do mecanismo de "Teia de aranha" com oscilações do preço acima e abaixo do valor de equilíbrio.

Considerando valores estimados em trabalhos anteriores, como os de Alves et alii (1982) e Camargo Filho (1983), o $\hat{\rho}$ estimado seria negativo.

Neste caso o $\hat{\rho}$ seria o seguinte:

$$\hat{\rho} = \frac{0,487 + 0,728 (-0,49)}{-0,49} = -0,266$$

Nerlove e Addison (1969) obtiveram para oferta de cebola nos E.U.A., no período de 1919-1955, elasticidade de curto-prazo 0,34 e coeficiente de ajuste 0,33. Combinando esses valores com a elasticidade-preço da demanda obtida por Alves et alii (1982) o valor de $\hat{\rho}$ seria o seguinte:

$$\hat{\rho} = \frac{0,34 + 0,67 (-0,49)}{-0,49} = -0,024$$

Portanto, pelo fato de o valor ρ estimado ser função de 3 valores estimados, cada um deles sujeitos a erro, há dificuldade de obter uma estimativa com boa precisão.

É interessante analisar a representação gráfica das variações de quantidades e preços, apresentada na Figura 10a. O gráfico (a) representa a versão mais simples, na qual a produção é função somente do preço no ano anterior, havendo convergência. Nos gráficos (b) e (c) considera-se que os produtores não ajustam imediatamente a produção, devido à rigidez dos fatores, como indica a equação (1) da seção 4.2.3.. A linha tracejada representa este comportamento e é construída de maneira que $\overline{MN} = \theta \overline{MO}$, onde θ é o coeficiente de ajustamento. A linha de oferta (equação (2) da seção 4.2.3.) seria alcançada no longo prazo. Para isso, partindo do ponto M, o crescimento da produção teria de ser igual a \overline{MO} . No entanto, em um ano, o aumento de produção é $\overline{MN} = \theta \overline{MO}$. O gráfico (b) mostra o que ocorre quando ρ é negativo e tem valor absoluto menor do que 1. O caso de ρ positivo e menor que 1 seria representado pelo gráfico (c) e os preços tenderiam a convergir mantendo-se acima do ponto de equilíbrio.

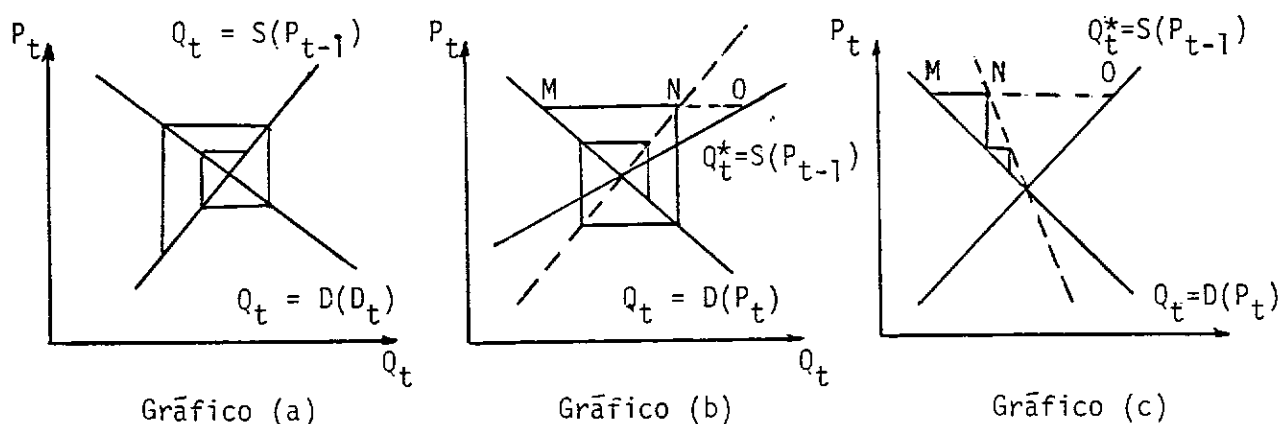


Figura 10a. Três casos de mecanismo de "Teia de Aranha" com preços convergindo para o ponto de equilíbrio.

6. CONCLUSÕES

A presença dos ciclos bienais dos preços foi confirmada a través de diferença do padrão de variação estacional de um ano para o outro. Estes ciclos são observados após um problema de ordem climático forte e conseqüente aumento de preço.

Para os períodos analisados, os índices estacionais calculados pela média móvel de 24 meses captam melhor as variações estacionais de preço, pois estas estão associadas com um ciclo bienal de preços.

A análise da variação estacional dos preços da cebola recebidos pelos produtores no Estado de São Paulo e dos preços no mercado atacadista para as cinco principais regiões produtoras no Brasil mostra que, no período analisado (1970-86), não ocorreram modificações na amplitude dessa variação.

Do 1º (1970-77) para o 2º período (1978-85) ocorreu um adiantamento dos meses de preços altos, passando de junho-agosto para abril-junho. Portanto, ocorreu uma mudança no padrão de variação estacional de um período para outro nas principais regiões produtoras de cebola no Brasil.

O adiantamento dos meses de preço alto deveu-se ao realocamento da produção pelas principais regiões produtoras, crescimento da safra de bulbinhos e aumento da produção das claras precoces do Nordeste.

A análise da variação dos preços de cebola, no período de 1970 a 1986, não comprovou a presença de um mecanismo de "teia de aranha" com oscilação dos preços acima e abaixo do valor de equilíbrio. Porém, este resultado está sujeito a várias limitações discutidas na seção (5.4). Uma das limitações relaciona-se aos dados das quantidades comercializadas nos mercados atacadistas oficiais no Estado de São Paulo. Estes valores apresentam uma tendência de crescimento que se deve, em parte, ao crescimento da participação desses mercados no volume comercializado.

Foi mostrado que a utilização de outras estimativas dos parâmetros das equações de oferta e demanda confirmaria a presença do mecanismo de "teia de aranha" com oscilações dos preços acima e abaixo do valor de equilíbrio. Acredita-se que esse tipo de mecanismo deve existir, pois isso explica a presença dos ciclos bienais nos preços.

Apesar de as estimativas obtidas nesse trabalho conduzirem a um valor de $\hat{\rho}$ positivo, acredita-se que o verdadeiro valor de $\hat{\rho}$ seja negativo e, em valor absoluto, menor do que um, pois esse seria o resultado coerente com os ciclos bienais de preços cuja existência foi descrita anteriormente.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

Acompanhamento Conjuntural: hortifrutigranjeiros (1977-86). Brasília, Companhia Brasileira de Alimentos.

ALVES, D.G.O. *et alii*. "The demand for food in Brazil". IV Encontro Brasileiro de Econometria" - São Paulo. p. 9-52 (1982).

ARAÚJO, W.H.F. *et alii*. *A produção e o abastecimento de cebola no Brasil*. São Paulo, Secretaria da Agricultura e Abastecimento / CEAGESP. 1980. 52p.

ARRUDA, M.L.do C.; CAMARGO Fº, W.P.; TSUNECHIRO, A. *Análise comparativa da variação estacional de preços e estoques de alguns produtos agrícolas, Estado de São Paulo, 1971-76*. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA. 1980. 46p.

Banco do Nordeste do Brasil. *A cultura de cebola no nordeste*. Recife. 1979. 98p.

BARROS, G.S.de C. Economia da Comercialização Agrícola - FEALQ, Piracicaba, SP. 1987. 306p.

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. 79p. (Relatório de Pesquisa, 9/86).

CAMARGO Fº, W.P. A produção de sementes de cebola no Brasil. *Informações Econômicas*, São Paulo, 10(4):17-22, abr. 1980.

CAMARGO Fº, W.P. Comercialização de cebola. *Informações Econômicas*, São Paulo, 11(1):23-28, jan. 1981.

CAMARGO Fº, W.P. Justaposição e sobreposição de safras de cebola. *Informações Econômicas*, São Paulo, 11(11):21-24, nov. 1981.

CAMARGO Fº, W.P. & CAMARGO, A.M.M.P. Os preços de cebola ao consumidor no Brasil. *Informações Econômicas*, São Paulo, 12(9):19-25, set.1982.

CAMARGO Fº, W.P. & CAMARGO, A.M.M.P. *Três décadas de produção de cebola no Brasil*. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1981. 15p. (Relatório de Pesquisa, 7/81).

CAMARGO Fº, W.P. & CAMARGO, A.M.M.P. *Comparação de fluxos e preços de mercados atacadistas e fluxo regional de produção no Brasil 1977-83* ^{preços} *Comportamento dos preços de olerícolas* ^{nº 5}
 cebola no Brasil. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1982. 1986
 31p. (Relatório de Pesquisa, 6/86).
 9/86

- CAMARGO FQ, W.P. Produção e comercialização de cebola no Brasil. Piracicaba, ESALQ/USP. 1983 (Tese de Mestrado). 84p.
- CARMO, M.S.do Análise da demanda e da oferta de oleaginosas no Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP. 1974. (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.
- DORAN, H.E. & QUIKLEY, J.J. Harmonic Analysis of seasonal data: some important properties. *American Journal of Agriculture Economics*, Ithaca, 54(4):646-651. 1972.
- ENDEF - Estudo Nacional de Despesa Familiar. Dados Preliminares. Brasil. FIBGE. 1981. p.71.
- FIALLOS, L.E.W. Análise da demanda e preços de tomate no Estado de São Paulo. Piracicaba, ESALQ/USP. 1981. (Tese de Mestrado). 116p.
- FONTES, P.C.R. *et alii*. *Comparação em dois sistemas de produção: semeadura direta e por mudas*. Belo Horizonte, EPAMIG. (s.d.) 3p.
- GOODMAN, D.E.; SORJ, B.; WILKINSON, J. Agroindústria, políticas públicas e estruturas sociais rurais: análises recentes sobre a agricultura brasileira. *Revista de Economia Política*. vol.5, nº 4, out.-dez./1985. 1985. p.31-55.

- HOFFMANN, R. *Variação estacional do preço da cebola no Estado de São Paulo*. Piracicaba, ESALQ/USP, 14p. (Série Pesquisa), 7). 1968.
- HOFFMANN, R. Análise da variação da quantidade produzida e do preço do milho no Estado de São Paulo de acordo com o "Teorema da Teia de Aranha". Revista "O Solo", ano LX, nº 2, pp.83-86. Piracicaba. 1968b.
- HOFFMANN, R. *Variação estacional dos preços agropecuários no Estado de São Paulo*. Piracicaba, ESALQ/USP. 1969. (Tese de Doutorado). 184p.
- HOFFMANN, R. & VIEIRA, S. *Análise de regressão*, São Paulo, Hucitec. 1983. (Segunda edição). 379p.
- HOFFMANN, R. *Elasticidades de Engel para dispêndios familiares na cidade do Rio de Janeiro: outro método de estimação*. Pesquisa e Planejamento Econômico. 13(1) p. 267 a 274, abr. 1983. b.
- JUNQUEIRA, P.de C. Demand analysis of for selected agricultural products in the State of São Paulo. USA. Ohio State University. 1964. (Tese de Mestrado). 174p.
- KMENTA, J. *Elementos de Econometria*. 1^a ed., Atlas, 1978. 670p.
- LANGE, Oskar. *Introdução à Econometria*. 2^a ed. Brasil, Editora Fundo de Cultura, pp.23-75.

- MELLO, N.T.G. *et alii*. *Estudo econômico do emprego da irrigação com energia fóssil versus energia elétrica*. São Paulo, Secretaria da Agricultura, IEA, 1986. 30p. (Relatório de Pesquisa, 10/86).
- MORETTIN, P.A. & TOLOI, C.M.de C. *Previsão de Séries Temporais*. 1ª ed. São Paulo. Ed.Atual. 1985. 436p.
- NERLOVE, M. & ADDISON, W. *Estimativa estatística das elasticidades de oferta e demanda a longo prazo*. Piracicaba, ESALQ/USP. 1969. 35p.
- PASTORE, A.C. *A resposta da produção agrícola aos preços no Brasil*. Rio de Janeiro, APEC. 1973. 170p.
- PEREIRA, I.F. *et alii*. *Variação estacional dos preços agrícolas no Estado de São Paulo*. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, 10(4):3-67, abr. 1963.
- PINO, F.A. *Análise de intervenção em séries temporais: aplicação em economia agrícola*, São Paulo. IME/USP. 1980. (Tese de Mestrado). 253p.
- SÃO PAULO, Secretaria da Agricultura, IEA. *Preços recebidos pelos produtores de cebola no Estado de São Paulo*. *Informações Econômicas*. São Paulo. 1970 a 1986.
- SERRANO, O. *Estudo da demanda da batatinha em 1963, e da variação estacional de seus preços no período de 1957/69, no Estado de São Paulo*. Piracicaba, ESALQ/USP. 1972. (Tese de Mestrado). 210p.

SOARES, Maria L.de A., 1981. Contribuição ao estudo de meação: o exemplo da cultura de cebola em Piedade, São Paulo, FFLCH/USP, Dep.de Geografia (Tese de Mestrado).

TOYAMA, N.K. & PESCARIN, R.M.C. Projeções da oferta agrícola do Estado de São Paulo. *In: Agricultura em São Paulo*, 17(9,10):1-97, 1970.

WAUGH, F.V. Cobweb models. *Journal of farm economics*. vol.46, nº 4, nov.1964. p.732-750.

WEISS, J.S. *Uma análise estatística de variação dos preços de cebola no Estado de São Paulo*. Piracicaba, ESALQ/USP. 1964. 13p.

ZOCKUN, M.M.G.P. A expansão da soja no Brasil: Alguns aspectos da produção, São Paulo, 1978. 228p. (Mestrado-FEA/USP).

Á P É N D I C E 1

Tabela 16. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista em São Paulo, período 1972-77.

Índices obtidos pelo Método da Média Móvel Geométrica de 24 meses

Mês	Índice Estacional-Bienal				Índice Sazonal Bienal Ano Ímpar	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.	Índice Sazonal Bienal Ano par	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.
	1973	1974	1975	1976								
Jan.	105,0	84,1	94,5	60,2	95,9	1,08	88,9	103,3	68,5	1,27	54,1	86,7
Fev.	108,7	70,4	91,7	124,4	96,1	1,13	85,2	108,4	90,1	1,50	60,3	134,7
Mar.	157,9	67,2	124,1	155,3	134,8	1,19	113,7	159,8	98,4	1,81	54,4	177,8
Abr.	205,2	70,8	119,8	145,7	150,9	1,46	103,2	220,8	97,8	1,67	58,7	162,9
Mai	211,2	101,9	119,4	141,9	152,9	1,50	102,1	228,9	115,8	1,26	91,6	146,4
Jun.	185,2	105,5	139,4	129,3	154,7	1,22	126,6	189,1	112,5	1,15	97,4	129,9
Jul.	201,4	104,7	142,0	140,7	162,9	1,28	127,2	208,5	116,8	1,23	94,8	144,0
Ago.	213,2	122,6	128,9	122,0	159,6	1,43	111,8	227,8	117,8	1,00	117,3	118,2
Set.	126,8	85,4	100,0	72,3	108,4	1,18	91,6	128,2	75,7	1,12	67,3	85,1
Out.	82,3	54,8	96,2	105,2	85,7	1,12	76,8	95,7	73,1	1,59	46,1	115,9
Nov.	54,3	60,5	91,8	88,2	67,9	1,45	46,9	98,5	70,3	1,30	53,8	91,8
Dez.	42,9	78,5	76,8	49,5	55,3	1,50	36,6	83,5	59,9	1,39	43,3	83,1

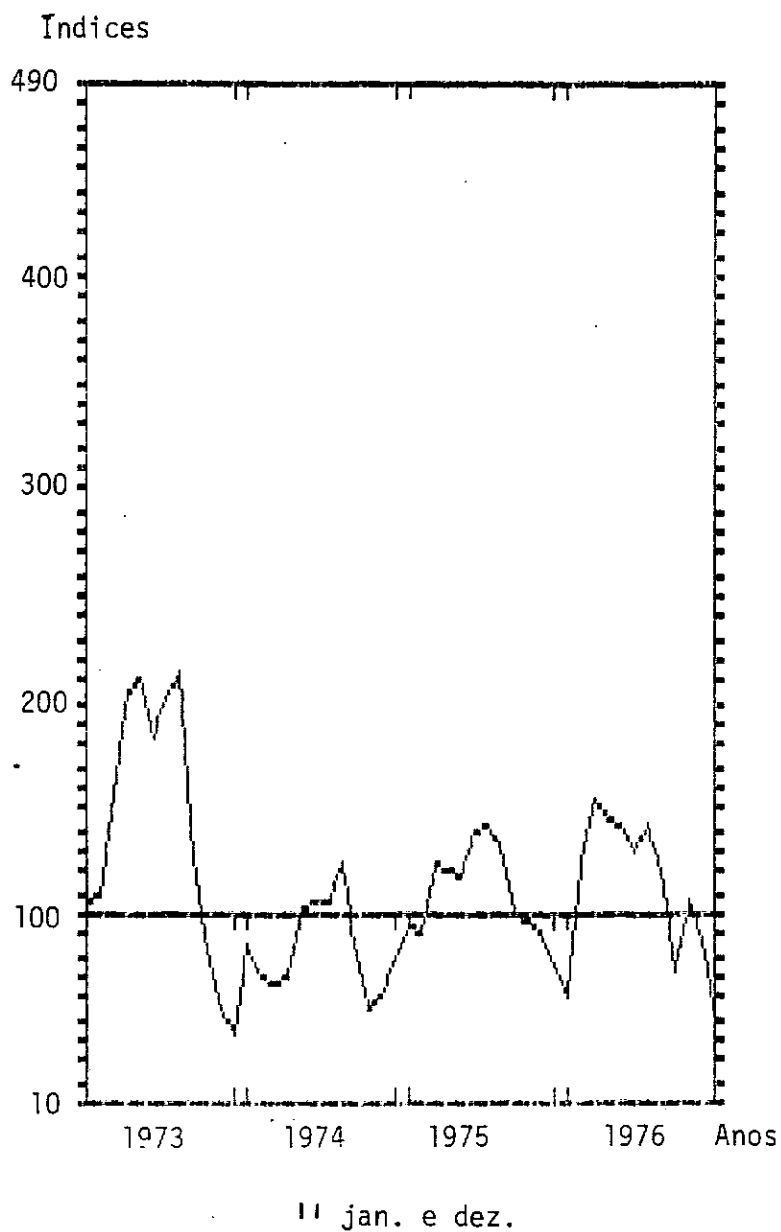


Figura 11. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista em São Paulo, período 1972-77. Índices Estacionais Bienais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

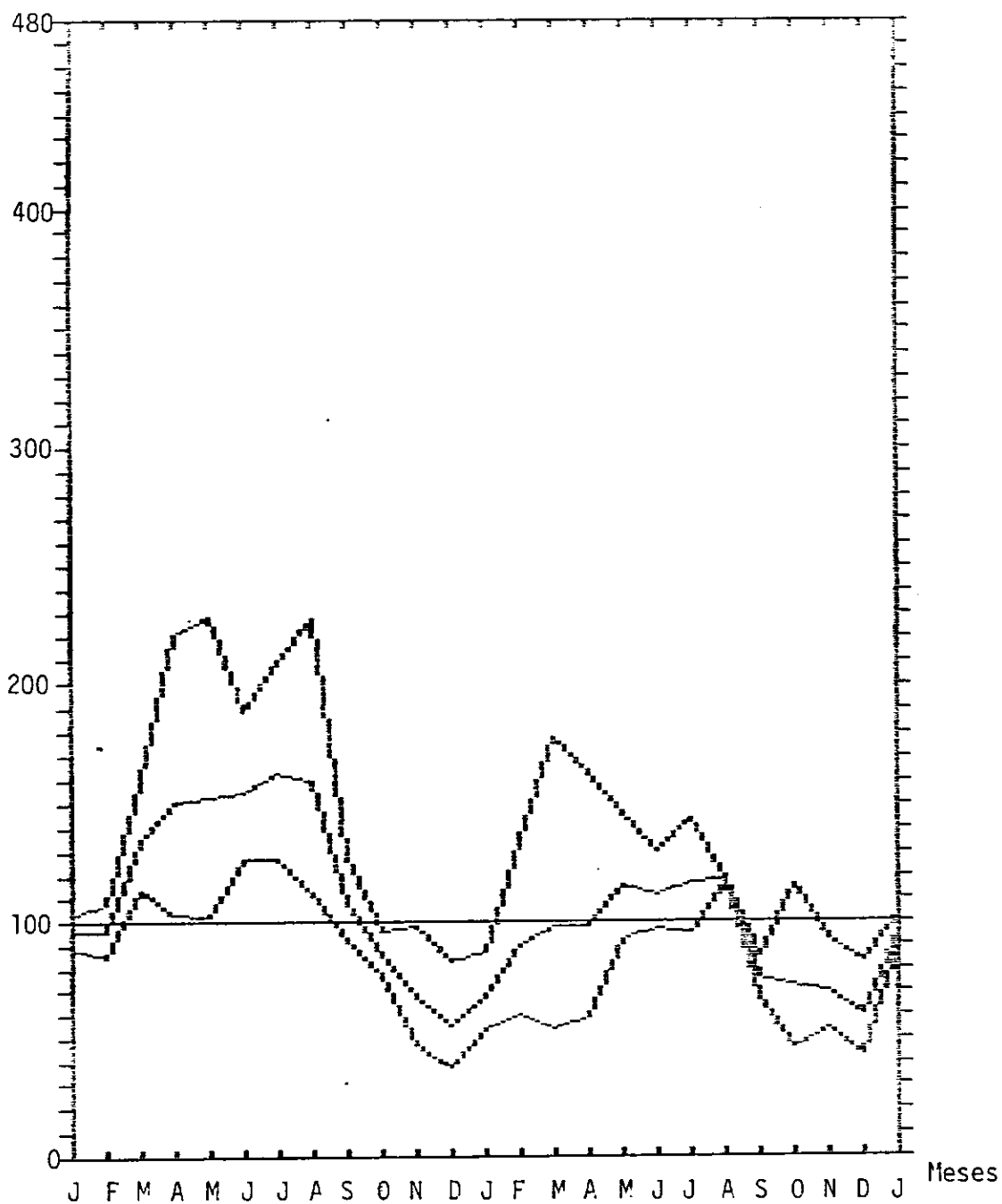


Figura 12. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista em São Paulo, período 1972-77. Índices sazonais bienais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

Tabela 17. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista na Bahia, período 1972-77. Índices obtidos pelo Método da Média Geométrica Móvel de 24 meses

Mês	Indice Estacional-Bienal				Indice Sazonal Bienal Ano Ímpar	Indice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.	Indice Sazonal Bienal Ano par	Indice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.
	1973	1974	1975	1976								
Jan.	87,3	67,6	85,3	89,2	84,2	1,02	82,8	85,6	75,7	1,22	62,2	92,2
Fev.	101,2	70,0	92,4	96,5	94,3	1,07	88,5	100,6	80,2	1,25	63,9	100,6
Mar.	124,1	75,2	121,2	149,8	119,6	1,02	117,7	121,6	103,5	1,63	63,6	168,5
Abr.	177,9	72,9	110,9	144,8	137,0	1,40	98,1	191,4	100,2	1,62	61,7	162,8
Mai	193,8	93,9	112,5	139,5	144,0	1,47	98,1	211,5	111,6	1,32	84,4	147,6
Jun.	178,8	101,7	128,5	125,9	147,9	1,26	117,0	186,8	110,4	1,16	94,9	128,4
Jul.	182,0	98,6	128,9	129,1	149,4	1,28	117,1	190,7	110,0	1,20	90,9	133,2
Ago.	198,9	98,4	120,6	92,6	151,1	1,42	106,1	215,2	93,1	1,04	89,2	97,2
Set.	144,5	108,8	83,4	64,0	107,1	1,48	72,6	158,0	81,4	1,45	55,9	118,4
Out.	92,1	109,0	91,8	73,9	89,7	1,00	89,5	89,9	87,5	1,32	66,5	115,3
Nov.	68,7	107,6	84,1	68,2	74,1	1,15	64,2	85,5	83,6	1,38	60,6	115,4
Dez.	63,6	81,9	80,3	58,9	69,7	1,18	59,2	82,2	67,8	1,26	53,7	85,5

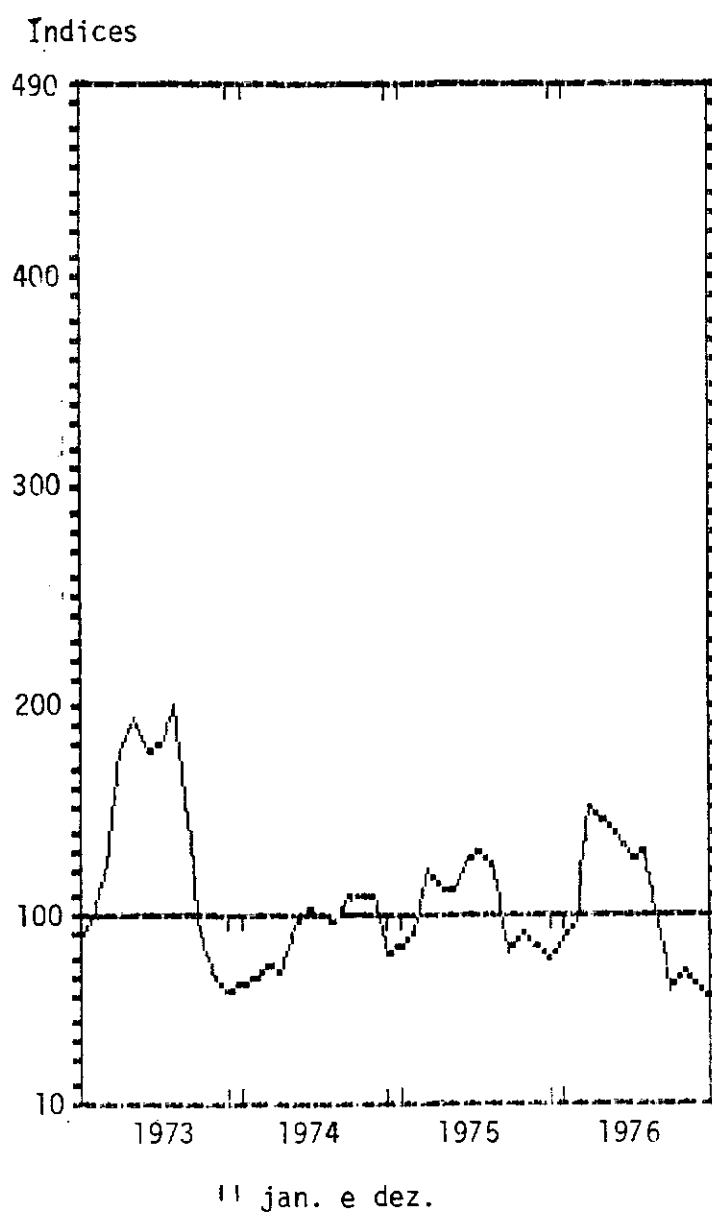


Figura 13. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista na Bahia, período 1972-77. Índices Estacionais Bienais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

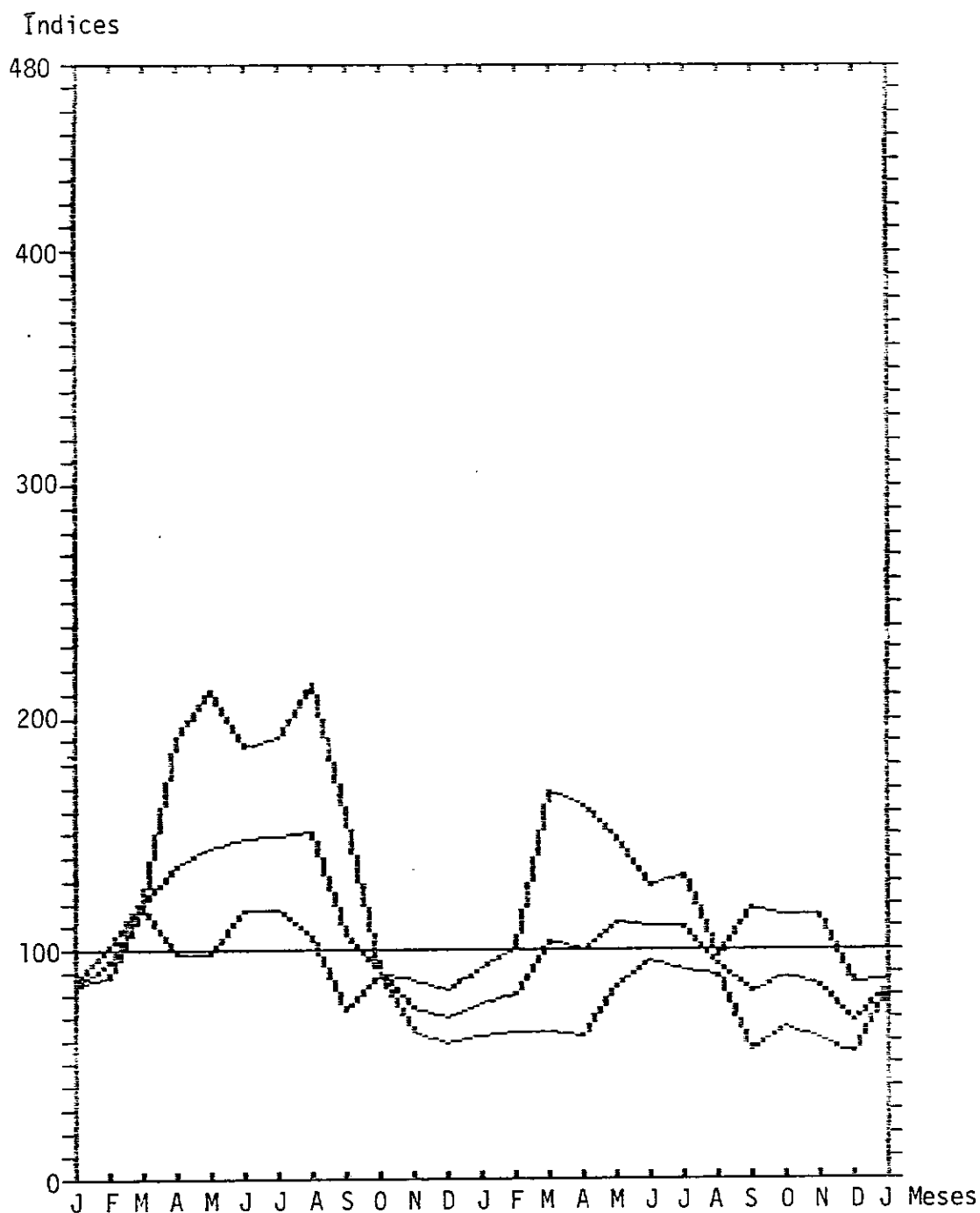


Figura 14. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista da Bahia, período 1972-77. Índices sazonais obtidos pela média geométrica móvel de 24 meses

Tabela 18. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista em Pernambuco, período 1972-77.
Índice obtidos pelo Método da Média Geométrica Móvel de 24 meses

Mês \ Ano	Índice Estacional-Bienal				Índice Sazonal Bienal Ano ímpar	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.	Índice Sazonal Bienal Ano par	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.
	1973	1974	1975	1976								
Jan.	106,8	64,3	90,1	91,9	94,9	1,13	84,2	107,1	74,4	1,28	57,8	95,9
Fev.	109,7	78,6	96,5	104,1	99,6	1,09	91,0	109,0	87,6	1,22	91,8	106,9
Mar.	143,9	97,0	131,4	140,9	133,2	1,07	124,9	141,9	113,2	1,30	86,9	147,4
Abr.	174,0	91,2	112,3	156,6	135,4	1,36	99,3	184,4	115,8	1,46	78,9	169,7
Mai	195,4	112,9	112,3	143,8	143,5	1,48	96,9	212,2	123,4	1,19	104,0	146,4
Jun.	185,9	125,4	127,2	131,2	148,9	1,31	113,9	194,7	124,2	1,03	120,3	128,3
Jul.	151,3	121,4	128,7	118,7	135,1	1,12	120,5	151,5	116,3	1,02	114,4	118,1
Ago.	166,3	117,7	131,3	100,3	143,1	1,18	121,0	169,2	105,2	1,12	93,9	117,8
Set.	98,8	88,6	88,3	64,3	90,5	1,08	83,6	97,9	73,2	1,25	58,5	91,6
Out.	105,6	90,1	112,1	78,5	105,4	1,04	100,9	109,9	81,4	1,10	73,9	89,7
Nov.	40,8	79,0	86,6	70,4	57,5	1,70	33,8	98,1	72,2	1,08	66,6	78,4
Dez.	61,3	52,6	85,1	57,9	69,9	1,26	55,4	88,3	53,4	1,07	49,9	57,2

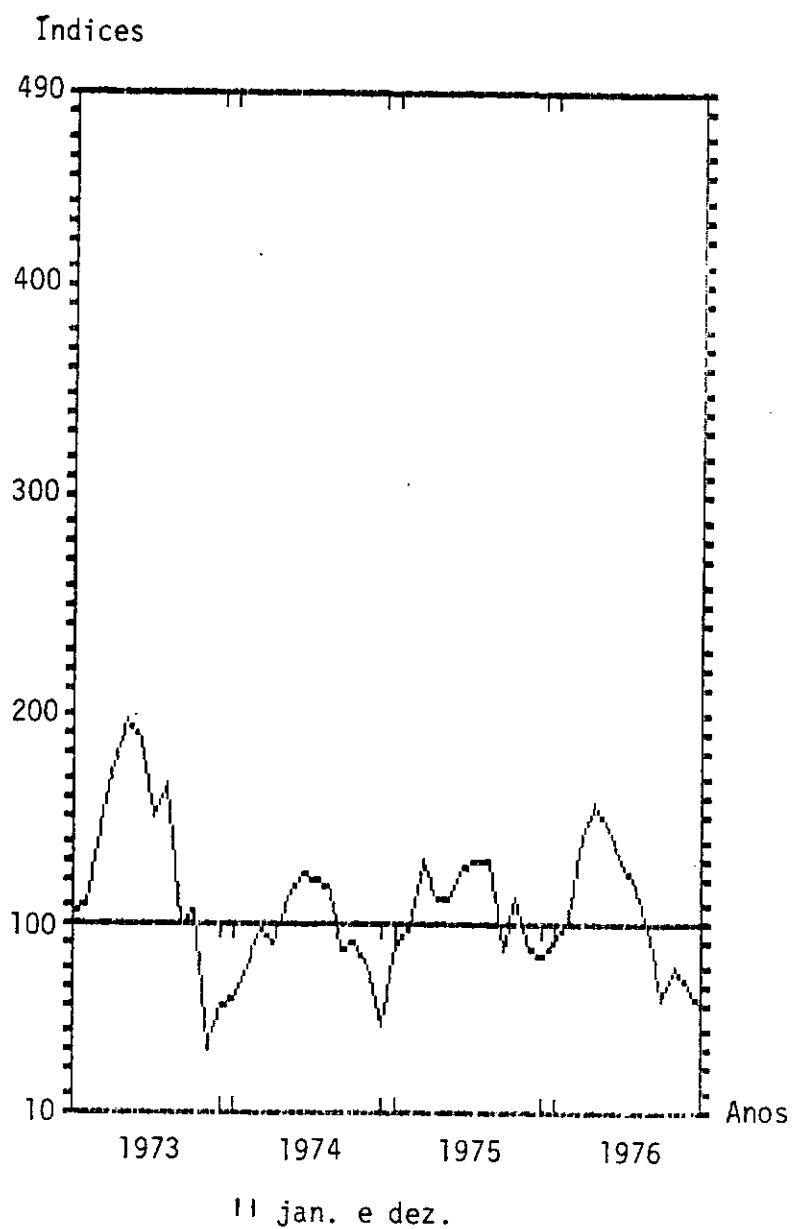


Figura 15. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista em Pernambuco, período 1972-77. Índices estacionais bienais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

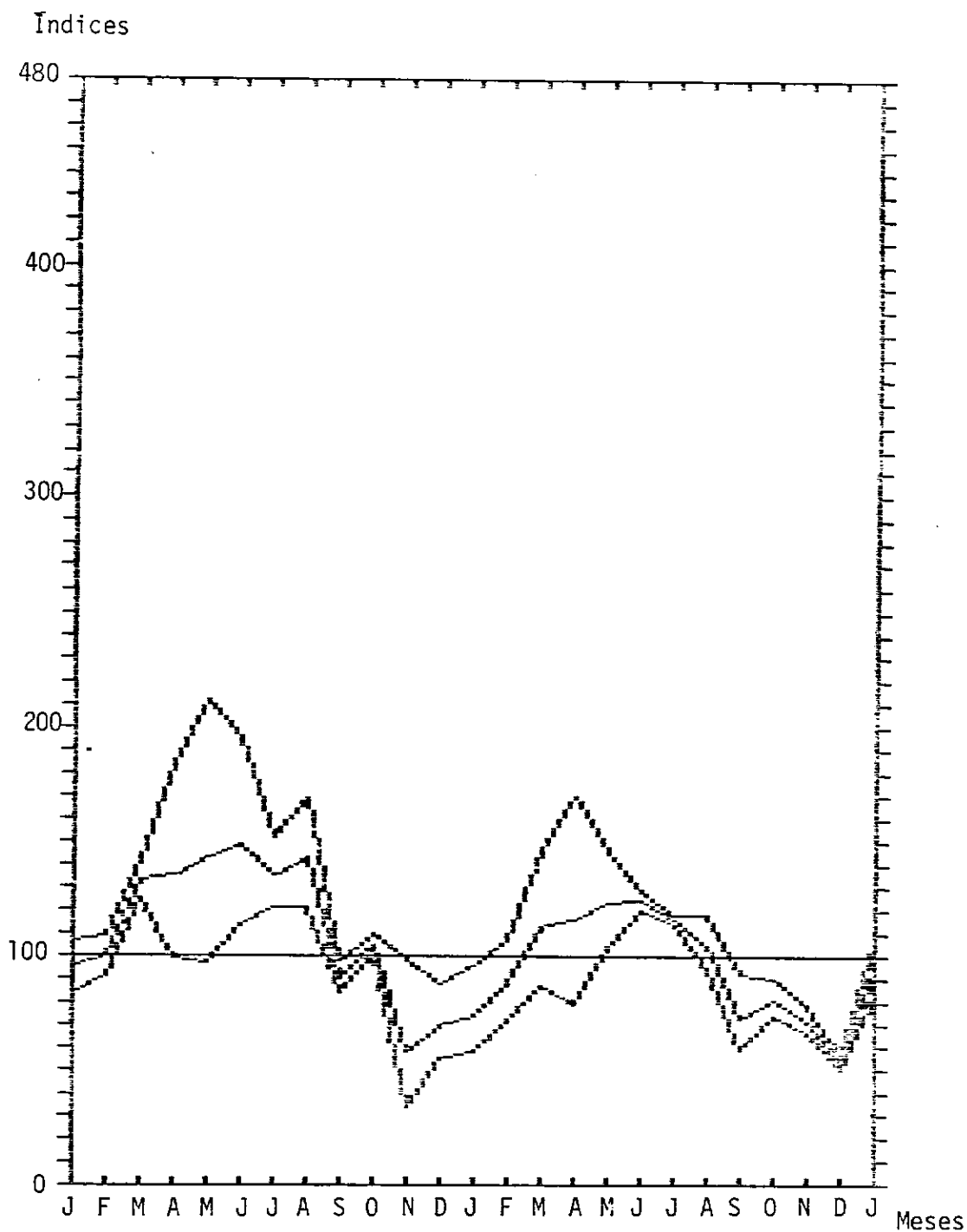


Figura 16. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista em Pernambuco, período 1972-77. Índices sazonais bienais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

Tabela 19. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista do Rio Grande do Sul, período 1972-77. Índices obtidos pelo Método da Média Geométrica Movel de 24 meses

Mês	Indice Estacional-Bienal				Indice Sazonal Bienal Ano ímpar	Indice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.	Indice Sazonal Bienal Ano par	Indice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.
	1973	1974	1975	1976								
Jan.	79,4	57,9	62,3	62,9	65,5	1,18	55,2	77,7	56,2	1,06	52,9	59,5
Fev.	92,9	59,3	67,1	76,3	73,5	1,26	58,4	92,4	62,6	1,19	52,3	74,8
Mar.	111,1	55,5	117,3	105,3	106,3	1,04	102,3	110,4	71,1	1,57	45,2	111,9
Abr.	184,9	57,7	128,8	133,2	143,7	1,29	111,3	185,5	81,6	1,81	45,2	147,4
Mai	236,1	71,7	130,3	132,0	163,3	1,52	107,3	248,5	90,6	1,54	58,8	139,5
Jun.	252,8	64,6	145,1	140,7	178,2	1,48	120,3	264,0	88,8	1,73	51,2	153,9
Jul.	307,8	74,6	175,1	161,4	216,1	1,49	145,1	322,0	102,2	1,72	59,2	176,2
Ago.	321,0	86,1	181,5	178,4	224,7	1,49	150,1	336,2	115,4	1,67	68,9	193,1
Set.	194,3	115,6	127,4	110,1	146,4	1,35	108,6	197,4	104,9	1,03	101,4	108,7
Out.	165,1	78,3	124,2	110,1	133,3	1,22	108,9	163,0	86,4	1,27	67,9	109,9
Nov.	80,0	76,3	97,6	101,2	82,2	1,65	71,4	94,7	81,8	1,22	66,9	99,9
Dez.	66,5	70,4	75,2	66,2	65,8	1,09	60,4	71,7	63,5	1,04	60,8	66,4

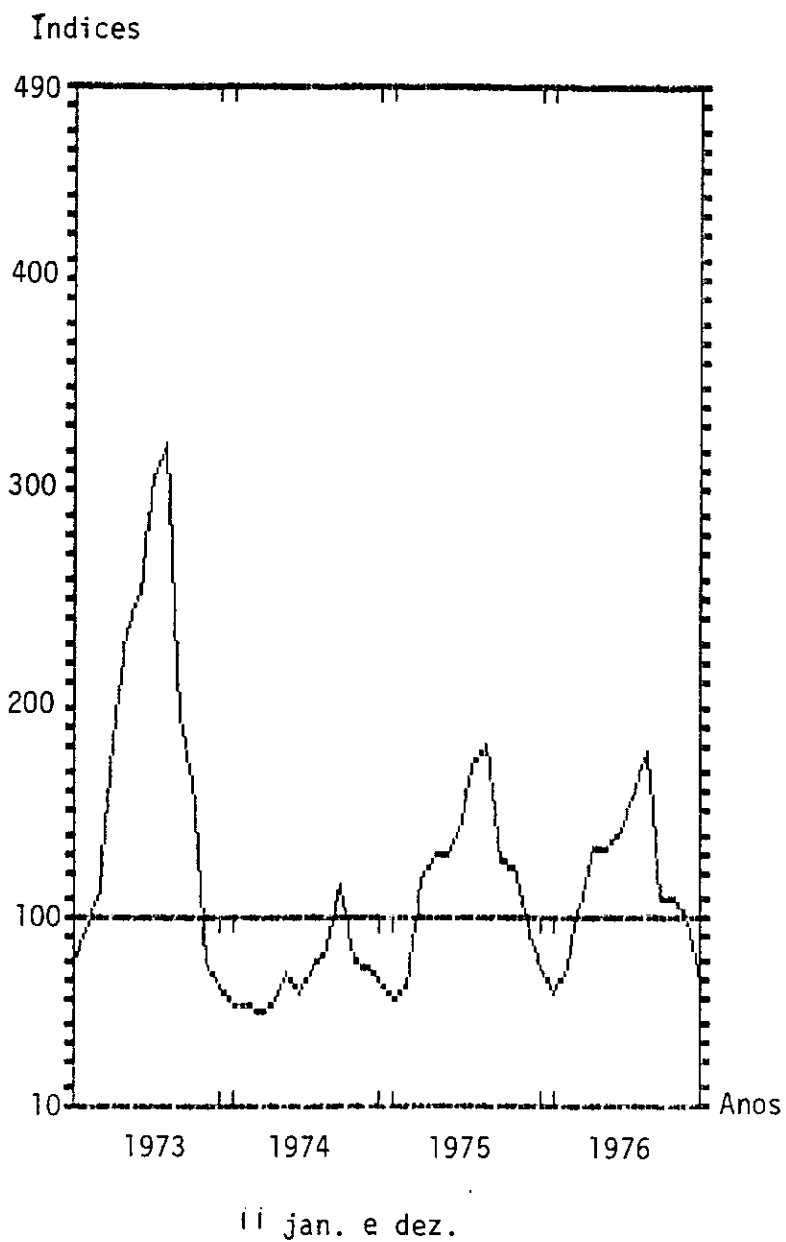


Figura 17. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista no Rio Grande do Sul, período 1972-77. Índices estacionais bienais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

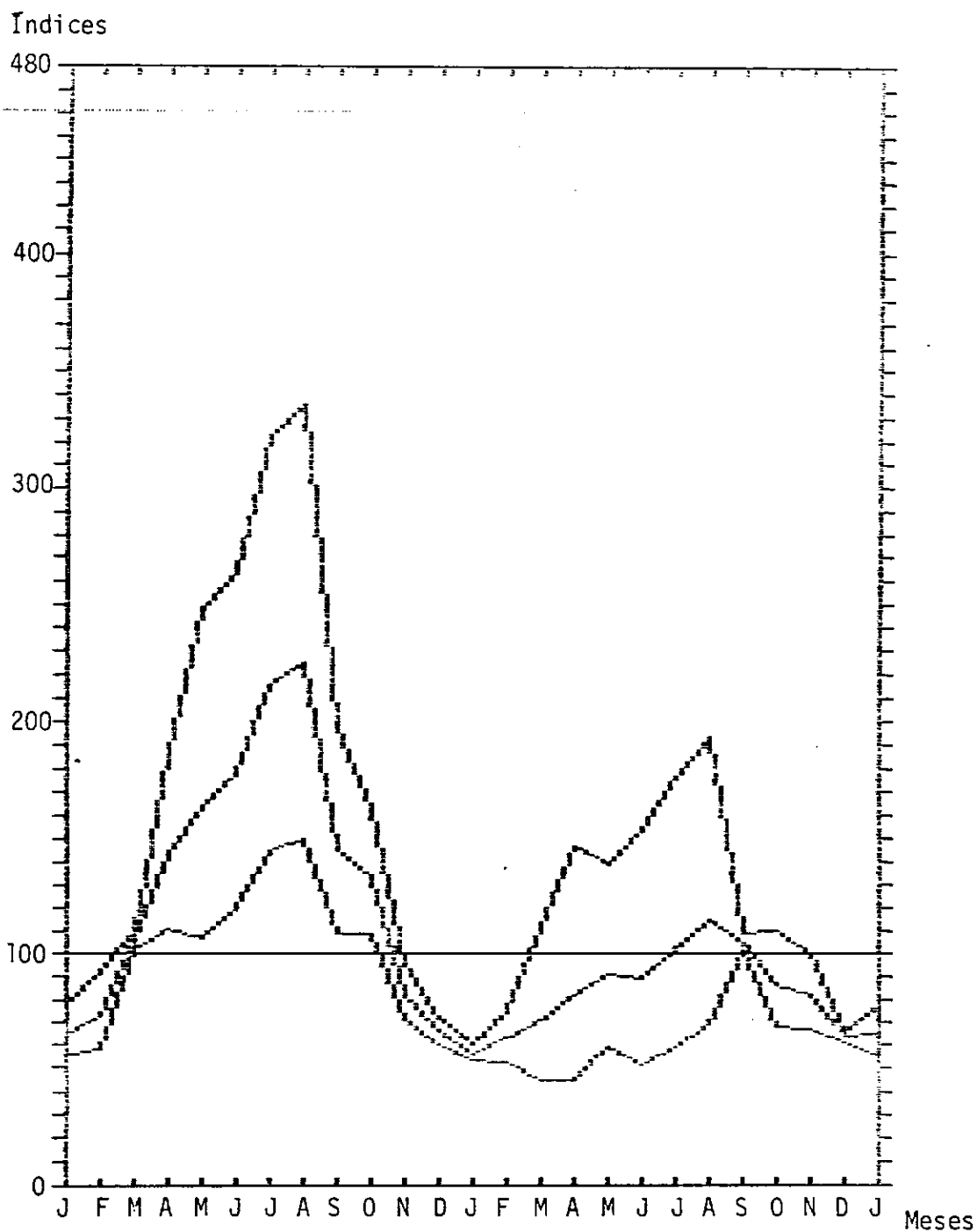


Figura 18. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista do Rio Grande do Sul, período 1972-77. Índices sazonais bi-
 nais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 me-
 ses

Tabela 20. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista de Santa Catarina, período 1972-77. Índices obtidos pelo Método da Média Geométrica Móvel de 24 meses

Ano Mês	Índice Estacional-Bienal				Índice Sazonal Bienal Ano ímpar	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.	Índice Sazonal Bienal Ano par	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.
	1973	1974	1975	1976								
Jan.	81,8	69,4	72,5	55,4	73,0	1,09	67,0	79,6	58,8	1,17	50,1	68,9
Fev.	80,6	71,3	82,5	64,8	77,3	1,02	76,0	78,7	64,5	1,07	60,2	69,0
Mar.	97,5	59,9	118,7	109,4	102,1	1,15	88,8	117,2	76,8	1,53	50,1	117,6
Abr.	167,4	47,7	132,7	113,8	141,3	1,18	119,9	166,6	69,9	1,85	37,8	129,2
Mai	237,4	55,0	133,9	127,4	169,1	1,50	112,8	253,6	79,4	1,81	43,8	143,8
Jun.	193,0	59,7	143,8	134,6	158,0	1,23	128,3	194,6	85,0	1,78	47,8	151,1
Jul.	265,6	63,6	133,0	132,2	178,3	1,63	109,3	290,7	87,0	1,68	51,9	145,9
Ago.	250,8	106,5	182,2	127,1	202,7	1,25	161,7	254,2	110,3	1,13	97,4	125,0
Set.	203,9	116,9	105,8	125,5	139,3	1,59	87,5	221,6	114,9	1,05	109,3	120,8
Out.	136,1	102,2	136,2	118,1	129,1	1,00	129,0	129,8	104,3	1,11	94,12	115,5
Nov.	79,0	86,4	102,3	116,5	85,3	1,20	71,0	102,4	95,2	1,23	77,1	117,5
Dez.	64,9	84,3	76,2	89,8	66,7	1,12	59,5	74,7	82,8	1,04	78,9	86,3

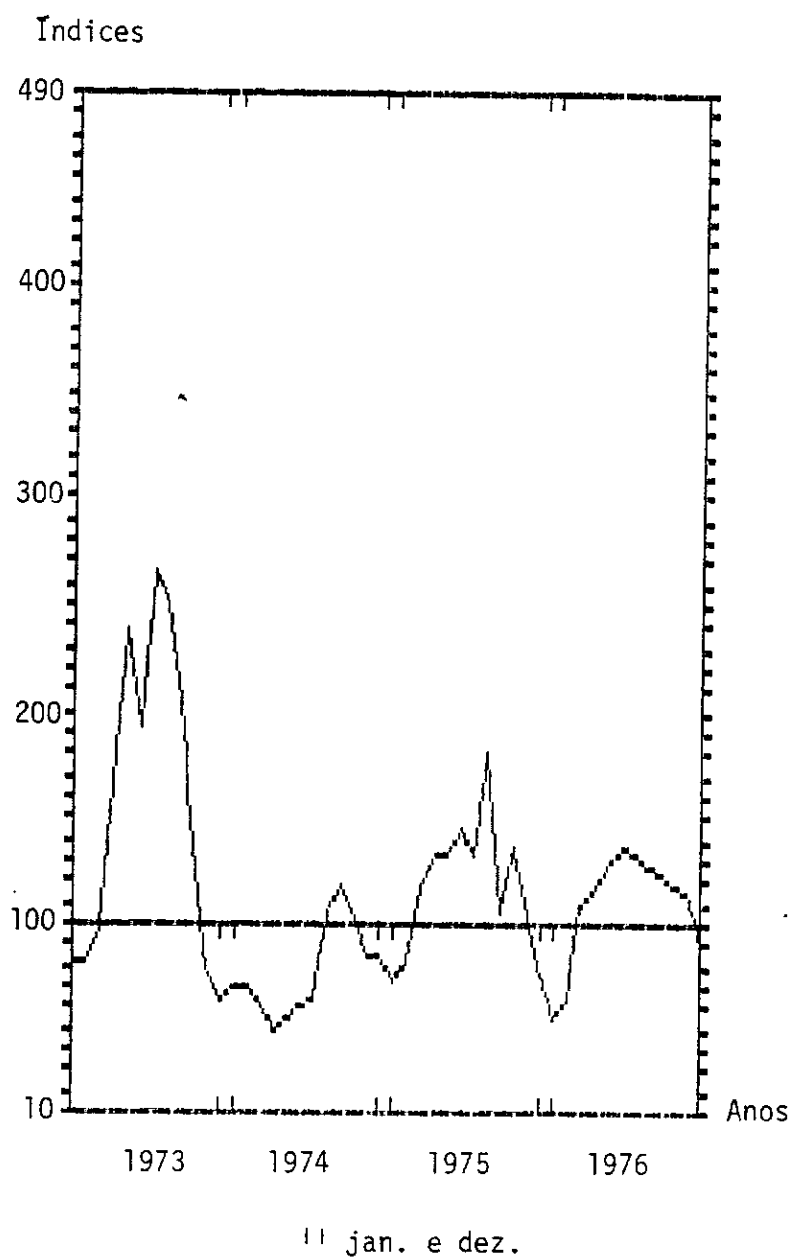


Figura 19. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista em Santa Catarina, período 1972-77. Índices estacionais bi-
nais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 me-
ses

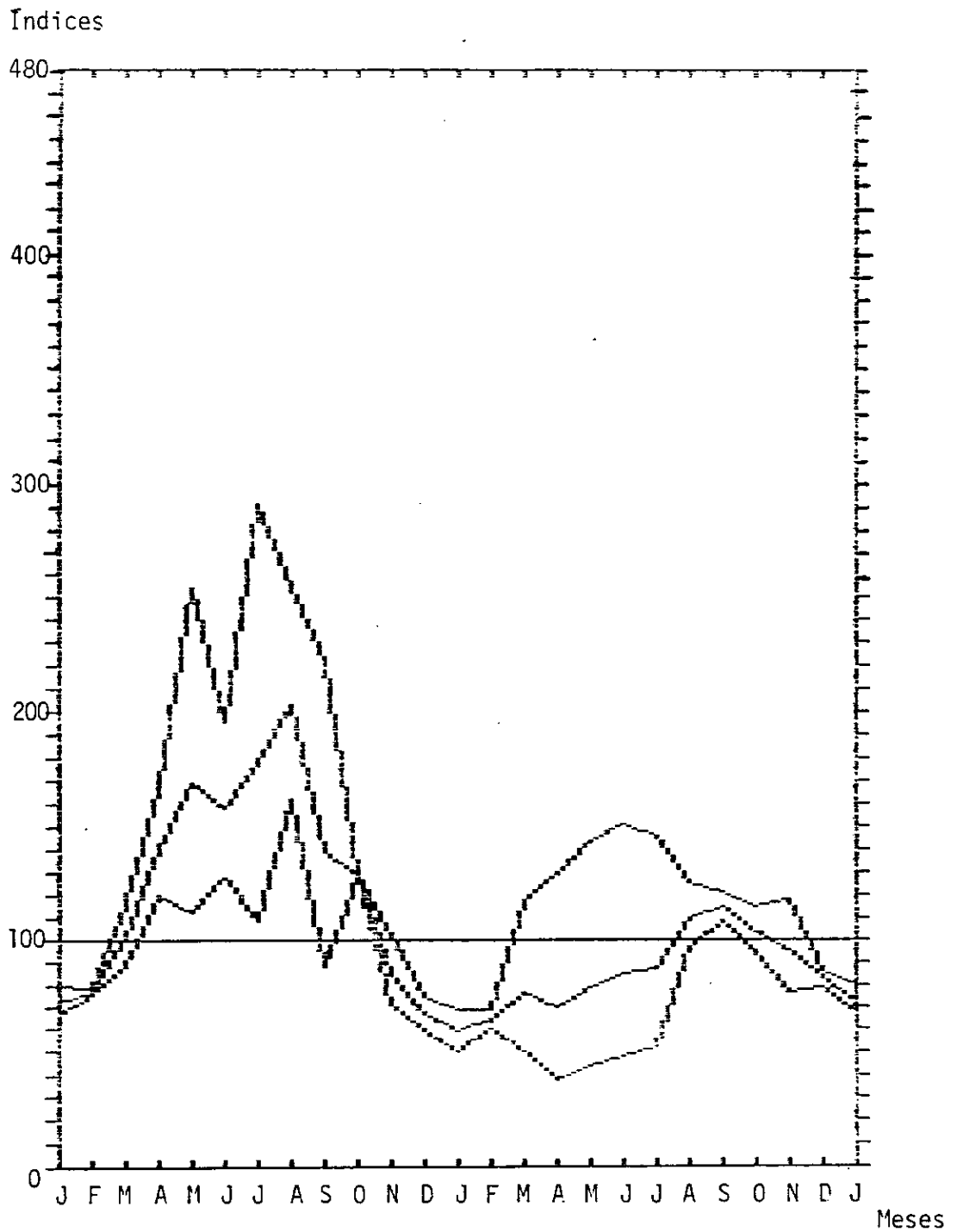


Figura 20. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista de Santa Catarina, período 1972-77. Índices sazonais bienais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

Tabela 21. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista em São Paulo, período 1978-83.

Índices obtidos pelo Método da Média Geométrica Móvel de 24 meses

Ano Mês	Índice Estacional-Bienal				Índice Sazonal Bienal Ano ímpar	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.	Índice Sazonal Bienal Ano par	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.
	1979	1980	1981	1982								
Jan.	50,2	131,1	58,1	82,2	56,9	1,10	51,3	63,2	109,5	1,39	78,7	152,3
Fev.	53,1	118,7	58,3	101,6	58,7	1,07	54,9	62,6	115,8	1,12	103,8	129,3
Mar.	96,8	117,5	92,5	182,2	99,8	1,03	96,6	103,2	131,4	1,09	120,9	142,9
Abr.	108,3	151,1	88,0	177,9	102,9	1,16	88,8	119,2	172,9	1,12	154,0	194,1
Maio	92,8	178,5	77,5	230,8	89,4	1,14	78,8	101,5	214,1	1,20	178,5	256,7
Jun.	89,9	307,8	69,8	173,0	83,6	1,19	69,8	99,9	243,4	1,50	161,9	365,8
Jul.	71,1	234,8	45,5	124,5	59,9	1,37	43,7	82,2	180,3	1,57	115,2	282,4
Ago.	40,7	132,3	48,6	108,6	46,9	1,13	41,4	53,2	126,4	1,15	109,9	145,4
Set.	41,6	103,1	51,8	121,8	48,9	1,17	41,9	57,2	118,2	1,12	105,1	132,9
Out.	74,7	91,4	87,2	133,9	85,1	1,11	76,2	95,0	116,7	1,31	89,1	152,8
Nov.	117,9	58,3	111,8	91,4	121,1	1,04	116,7	125,7	76,9	1,37	56,0	105,8
Dez.	138,4	50,6	87,7	75,2	116,2	1,38	84,2	160,5	65,1	1,32	49,2	86,1

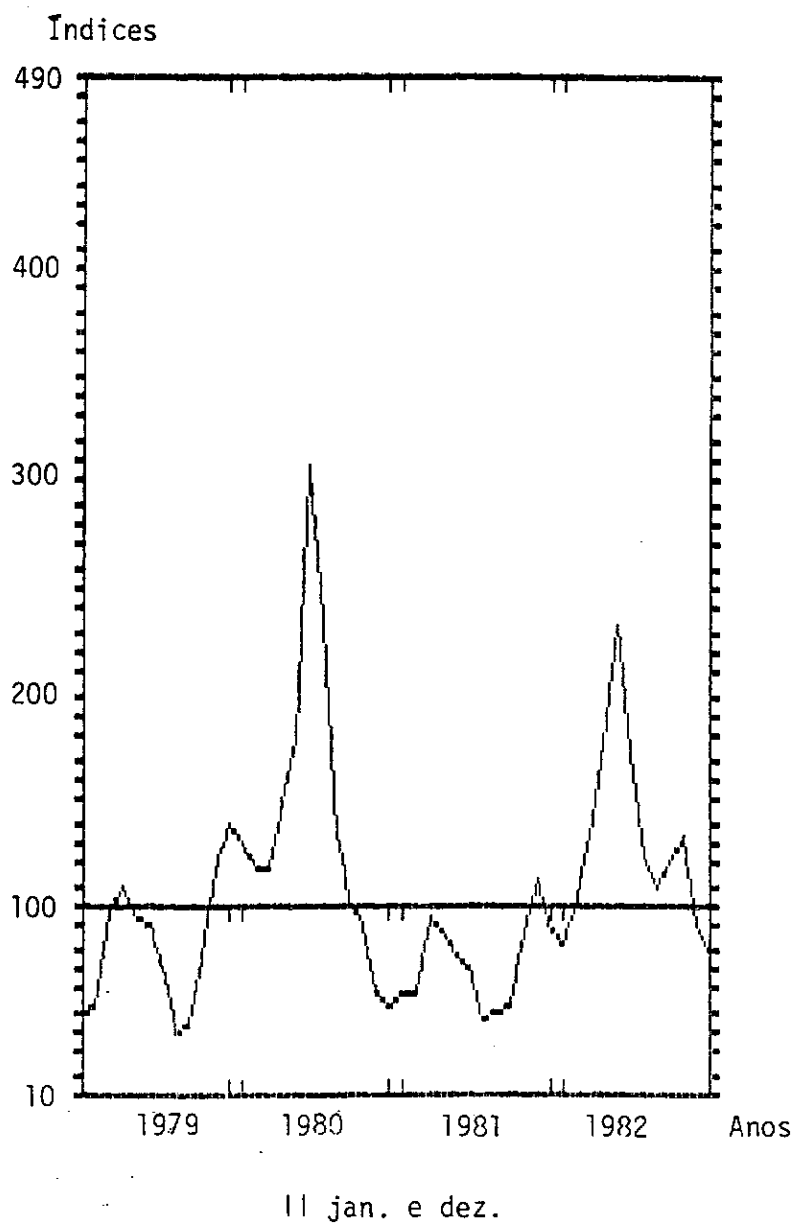


Figura 21. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista em São Paulo, período 1978-83. Índices estacionais bienais obtidos pela média geométrica móvel de 24 meses

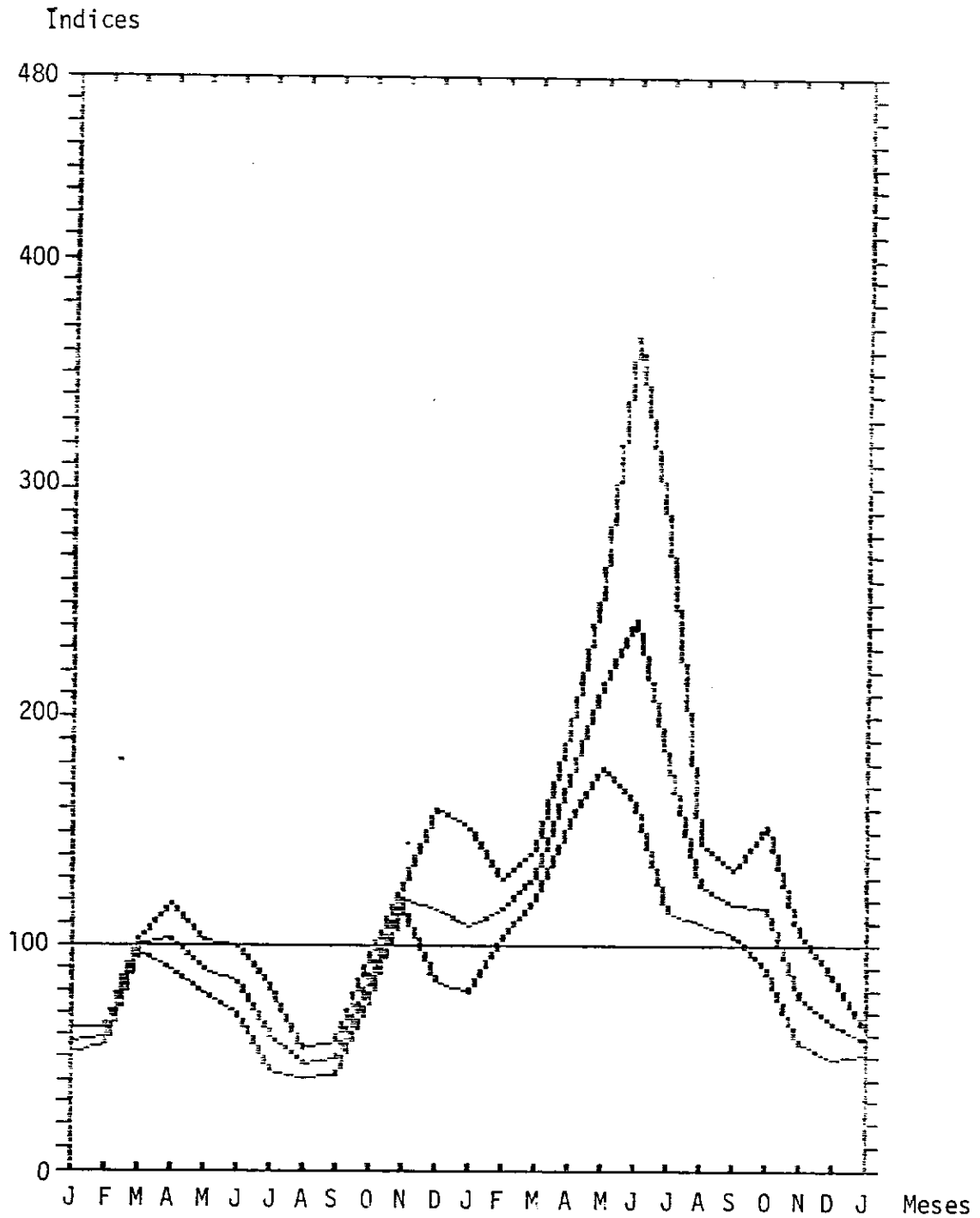


Figura 22. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista em São Paulo, período 1978-83. Índices sazonais obtidos pela média geométrica móvel de 24 meses

Tabela 22. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista de Santa Catarina, período 1978-83. Índices obtidos pelo Método da Média Geométrica Móvel de 24 meses

Ano Mês	Índice Estacional-Bienal				Índice Sazonal Bienal Ano ímpar	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.	Índice Sazonal Bienal Ano par	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.
	1979	1980	1981	1982								
Jan.	45,3	120,2	41,3	246,2	44,5	1,07	41,7	47,5	176,9	1,66	106,6	293,8
Fev.	51,6	99,0	28,9	211,0	39,8	1,50	26,4	59,9	148,7	1,71	87,1	253,9
Mar.	96,8	87,7	47,9	181,6	70,0	1,64	42,6	115,1	129,8	1,67	77,6	217,2
Abr.	124,8	146,9	64,4	162,6	92,2	1,60	57,8	147,2	158,9	1,07	148,0	170,7
Mai	118,3	174,0	60,8	200,3	87,2	1,60	54,4	139,7	192,0	1,10	173,9	212,1
Jun.	116,0	317,0	56,5	163,1	83,2	1,66	50,0	138,6	233,9	1,60	146,2	374,2
Jul.	98,9	305,1	58,6	96,7	78,3	1,45	54,0	113,4	176,6	2,25	78,4	398,2
Ago.	83,5	172,9	60,5	77,3	73,1	1,26	58,2	91,8	118,9	1,77	67,3	210,2
Set.	61,4	123,3	71,2	89,9	67,9	1,11	61,2	75,5	108,3	1,25	86,6	135,4
Out.	86,6	104,1	85,4	104,0	88,5	1,00	87,6	89,3	107,0	1,00	106,9	107,0
Nov.	133,6	69,7	109,5	63,7	124,4	1,15	108,1	143,2	68,5	1,06	64,4	72,9
Dez.	109,6	60,2	77,6	83,3	94,9	1,27	74,3	121,2	72,8	1,26	57,8	91,7

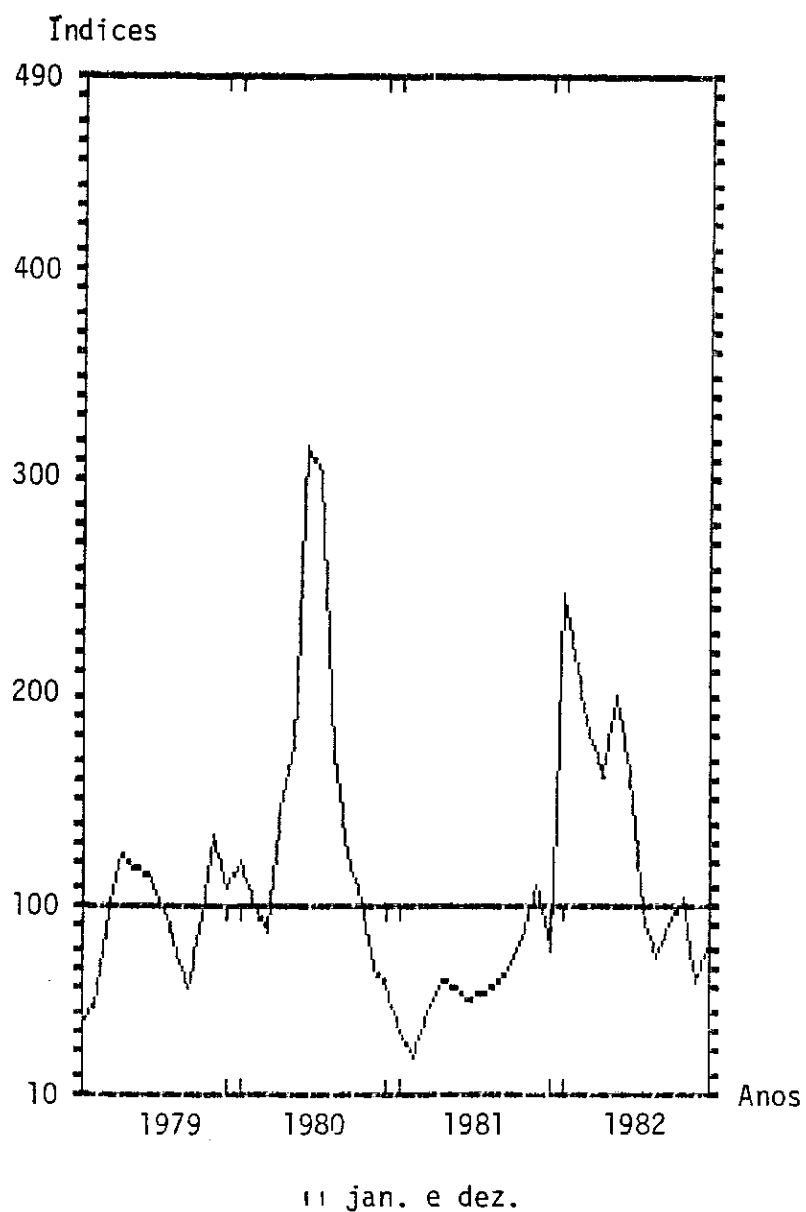


Figura 23. Variação estacional de preços de cebola no mercado atacadista de Santa Catarina, período 1978-83. Índices estacionais bi-
nais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 me-
ses

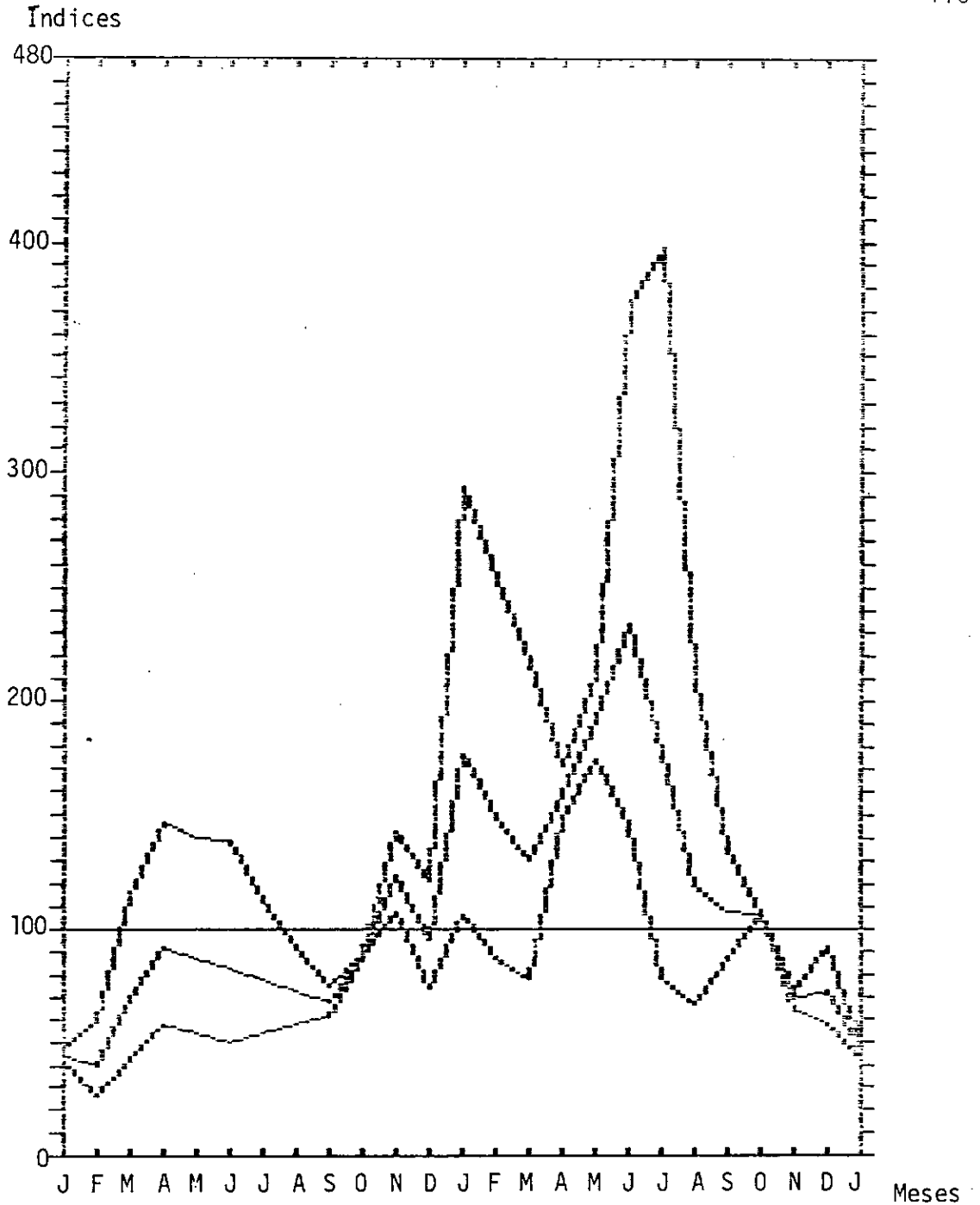


Figura 24. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista de Santa Catarina, período 1978-83. Índices sazonais bienais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

Tabela 23. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista do Rio Grande do Sul, período 1978-83. Índices obtidos pelo Método da Média Geométrica Móvel de 24 meses

Mês	Indice Estacional-Bienal				Indice Sazonal Bienal Ano Ímpar	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.	Indice Sazonal Bienal Ano par	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.
	1979	1980	1981	1982								
Jan.	61,2	114,6	52,8	87,8	57,4	1,11	51,7	63,7	101,3	1,20	83,8	122,3
Fev.	64,7	104,0	47,9	107,5	56,2	1,23	45,4	69,6	106,7	1,02	104,3	109,3
Mar.	67,3	101,5	70,0	132,8	69,3	1,03	67,4	71,2	117,2	1,21	96,9	141,8
Abr.	101,4	132,4	68,8	157,6	84,3	1,31	64,1	110,9	145,8	1,13	128,9	164,9
Mai	127,1	160,4	61,2	271,6	89,0	1,68	53,1	149,2	210,7	1,45	145,2	305,8
Jun.	115,1	280,6	56,2	211,4	81,2	1,66	48,9	134,8	245,9	1,22	201,3	300,3
Jul.	92,9	302,6	53,4	161,2	71,1	1,48	48,0	105,2	222,9	1,56	142,9	347,9
Ago.	54,8	172,7	65,4	115,5	60,5	1,13	53,4	68,5	142,6	1,33	107,3	189,5
Set.	60,7	142,9	62,3	121,5	62,0	1,02	60,9	63,2	133,0	1,12	118,6	149,2
Out.	94,7	119,6	33,1	148,0	56,6	2,10	26,9	118,9	134,3	1,16	1115,5	156,1
Nov.	130,8	89,7	148,9	97,1	140,9	1,09	128,6	154,4	94,2	1,06	89,1	99,6
Dez.	114,4	61,7	101,0	61,4	108,5	1,09	99,3	118,5	62,2	1,00	61,9	62,3

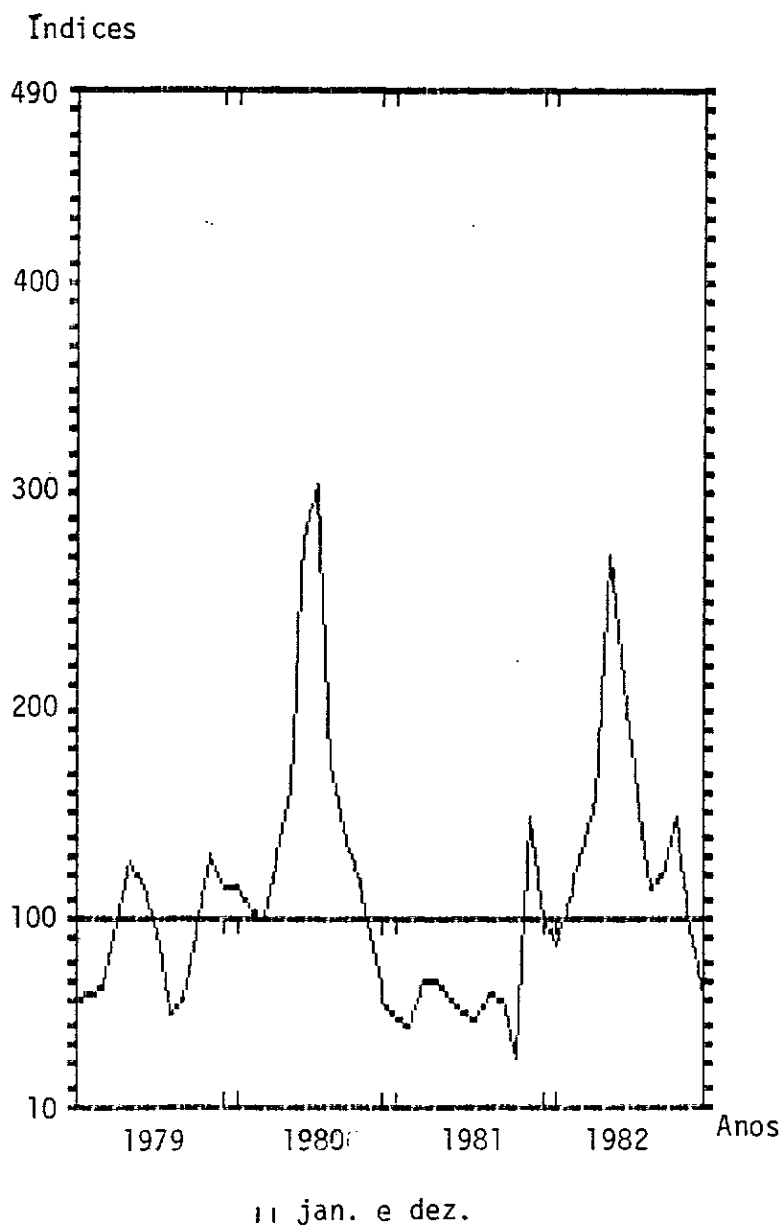


Figura 25. Variação estacional de preços de cebola no mercado atacadista do Rio Grande do Sul, período 1978-83. Índices estacionais bi-anais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

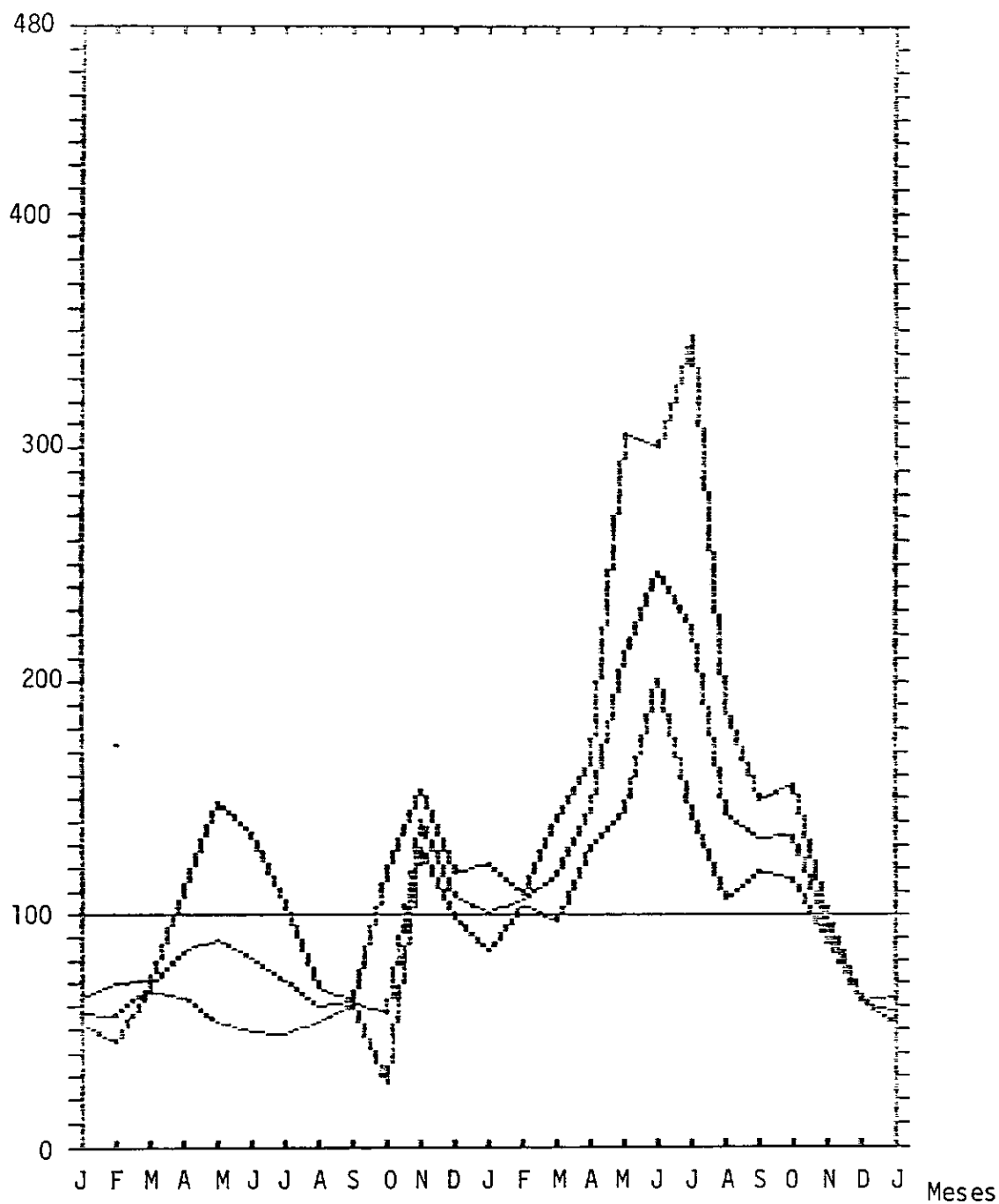


Figura 26. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista do Rio Grande do Sul, período 1978-83. Índices sazonais biennais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

Tabela 24. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista da Bahia, período 1978-83. Índices obtidos pelo Método da Média Geométrica Móvel de 24 meses

Ano Mês	Índice Estacional-Bienal				Índice Sazonal Bienal Ano ímpar	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.	Índice Sazonal Bienal Ano par	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.
	1979	1980	1981	1982								
Jan.	53,7	133,9	84,9	115,0	66,7	1,38	48,2	92,3	122,7	1,11	110,2	136,7
Fev.	77,0	104,9	111,9	96,6	91,7	1,30	70,4	119,6	99,6	1,06	93,9	105,5
Mar.	130,0	118,4	120,0	125,0	123,5	1,06	116,7	130,7	120,3	1,04	115,8	125,0
Abr.	164,4	131,1	127,0	146,0	142,9	1,20	119,0	171,5	136,8	1,08	126,7	147,7
Maio	133,0	156,7	119,5	198,0	124,7	1,08	115,5	134,5	174,1	1,18	147,6	205,5
Jun.	131,2	210,7	106,2	158,5	116,7	1,16	100,5	135,6	180,7	1,22	147,8	220,9
Jul.	96,2	148,2	71,4	133,0	81,9	1,23	66,3	101,2	138,8	1,08	128,6	149,9
Ago.	57,8	92,6	49,2	112,3	52,7	1,12	47,0	59,1	100,8	1,15	87,9	115,6
Set.	51,0	67,0	39,7	116,3	44,5	1,19	37,2	53,2	87,2	1,48	59,0	128,9
Out.	95,4	62,5	68,7	112,6	80,3	1,26	63,4	101,6	82,9	1,52	54,7	125,7
Nov.	146,5	62,2	121,7	85,3	132,0	1,14	115,8	150,6	72,0	1,25	57,6	90,0
Dez.	134,0	52,2	116,4	58,7	123,5	1,10	111,7	136,4	54,7	1,09	50,3	59,4

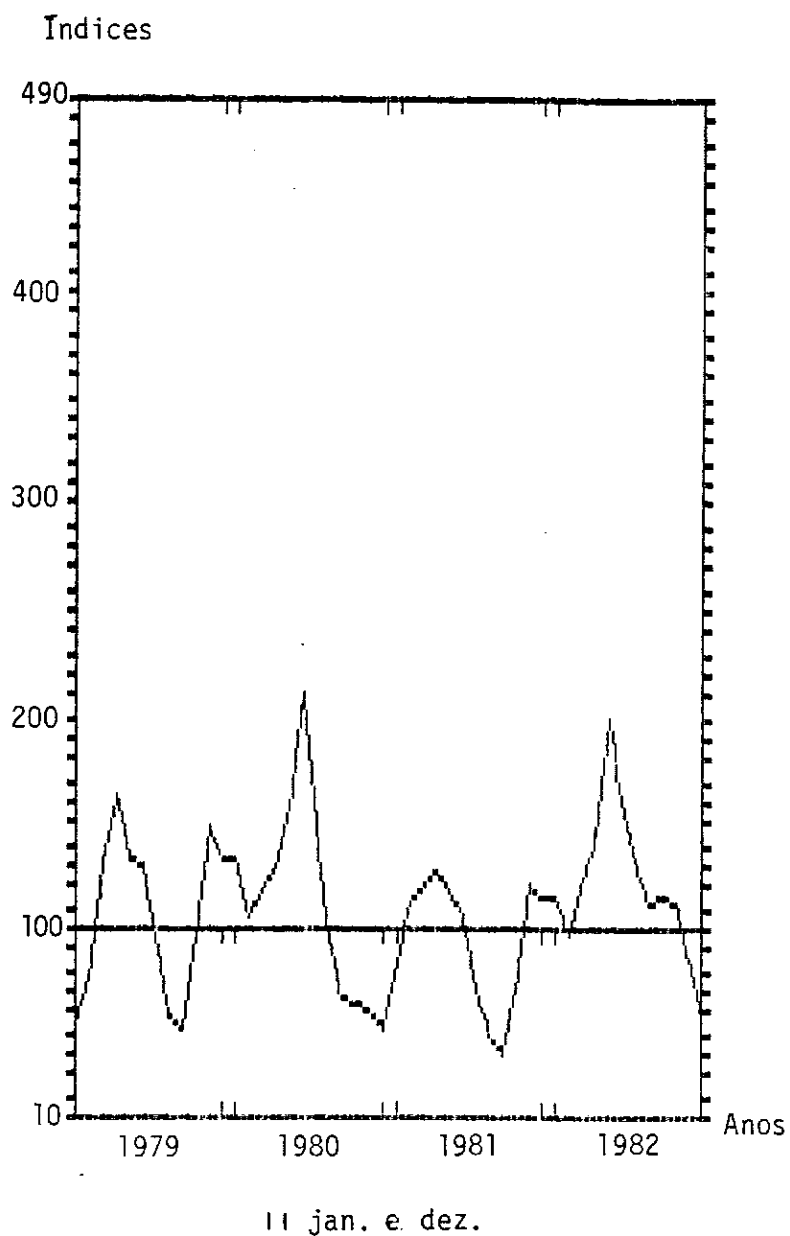


Figura 27. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista na Bahia, período 1978-83. Índices estacionais bienais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

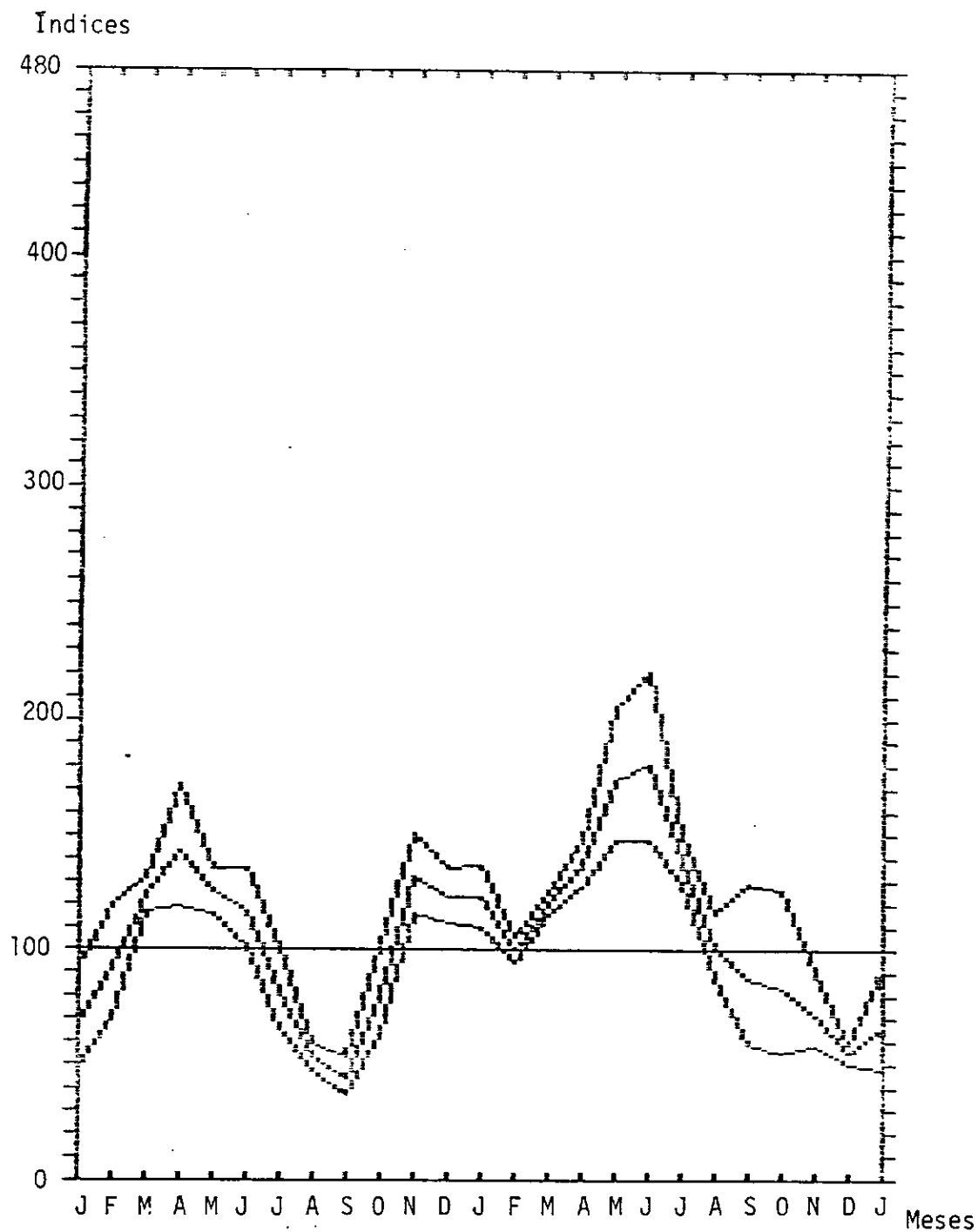


Figura 28. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista na Bahia, período 1978-83. Índices sazonais bienais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

Tabela 25. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista de Pernambuco, período 1978-83.

Índices obtidos pelo Método da Média Geométrica Móvel de 24 meses

Mês	Índice Estacional-Bienal				Índice Sazonal Bienal Ano Ímpar	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.	Índice Sazonal Bienal Ano par	Índice de Irreg.	Limite Inf.	Limite Sup.
	1979	1980	1981	1982								
Jan.	48,6	111,9	76,8	88,5	58,9	1,38	42,6	81,3	95,9	1,18	81,3	113,2
Fev.	119,9	90,8	124,1	86,8	117,5	1,02	114,7	120,4	85,6	1,03	82,9	88,3
Mar.	173,0	119,7	120,6	125,9	139,1	1,29	107,8	179,6	118,3	1,05	114,1	122,6
Abr.	202,4	156,6	108,2	168,1	142,5	1,56	91,5	222,0	156,3	1,23	148,7	164,3
Mai	174,8	168,2	163,7	225,0	163,0	1,05	155,6	170,8	187,4	1,26	152,5	230,2
Jun.	116,5	235,0	142,5	168,6	124,2	1,15	107,7	143,1	191,8	1,12	151,7	242,6
Jul.	67,8	154,2	38,6	131,2	49,3	1,49	33,1	73,4	137,0	1,20	122,2	153,7
Ago.	61,9	92,1	69,5	119,9	63,2	1,08	58,3	68,6	101,2	1,43	84,0	121,9
Set.	47,8	66,1	31,5	109,8	37,4	1,34	27,8	50,3	82,1	1,71	57,3	117,5
Out.	96,2	57,4	67,3	122,6	77,5	1,28	60,2	99,8	80,8	1,56	47,3	138,2
Nov.	156,8	49,2	130,4	92,6	137,7	1,14	120,9	156,9	64,9	1,24	41,5	101,7
Dez.	171,0	57,7	118,5	78,2	137,1	1,30	105,8	177,8	64,7	1,38	52,2	80,2

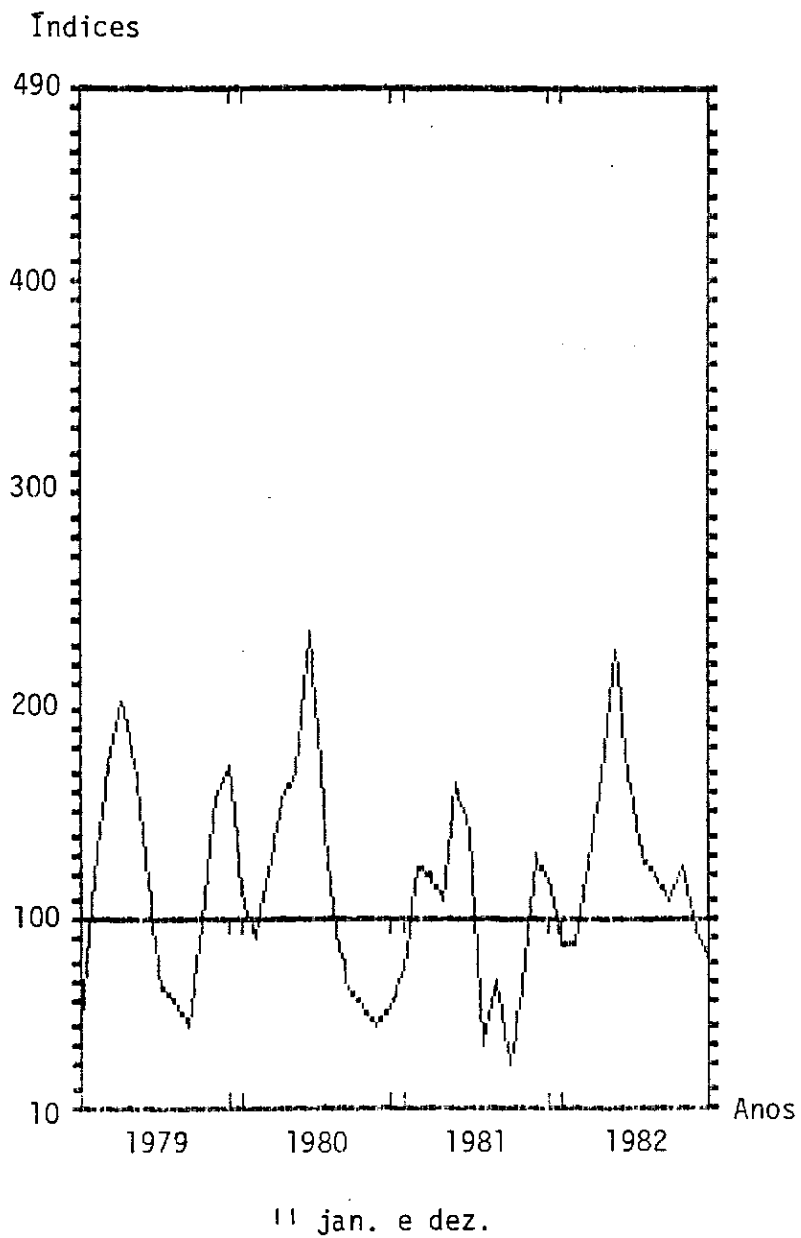


Figura 29. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista de Pernambuco, período 1978-83. Índice estacional bienal obtido pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

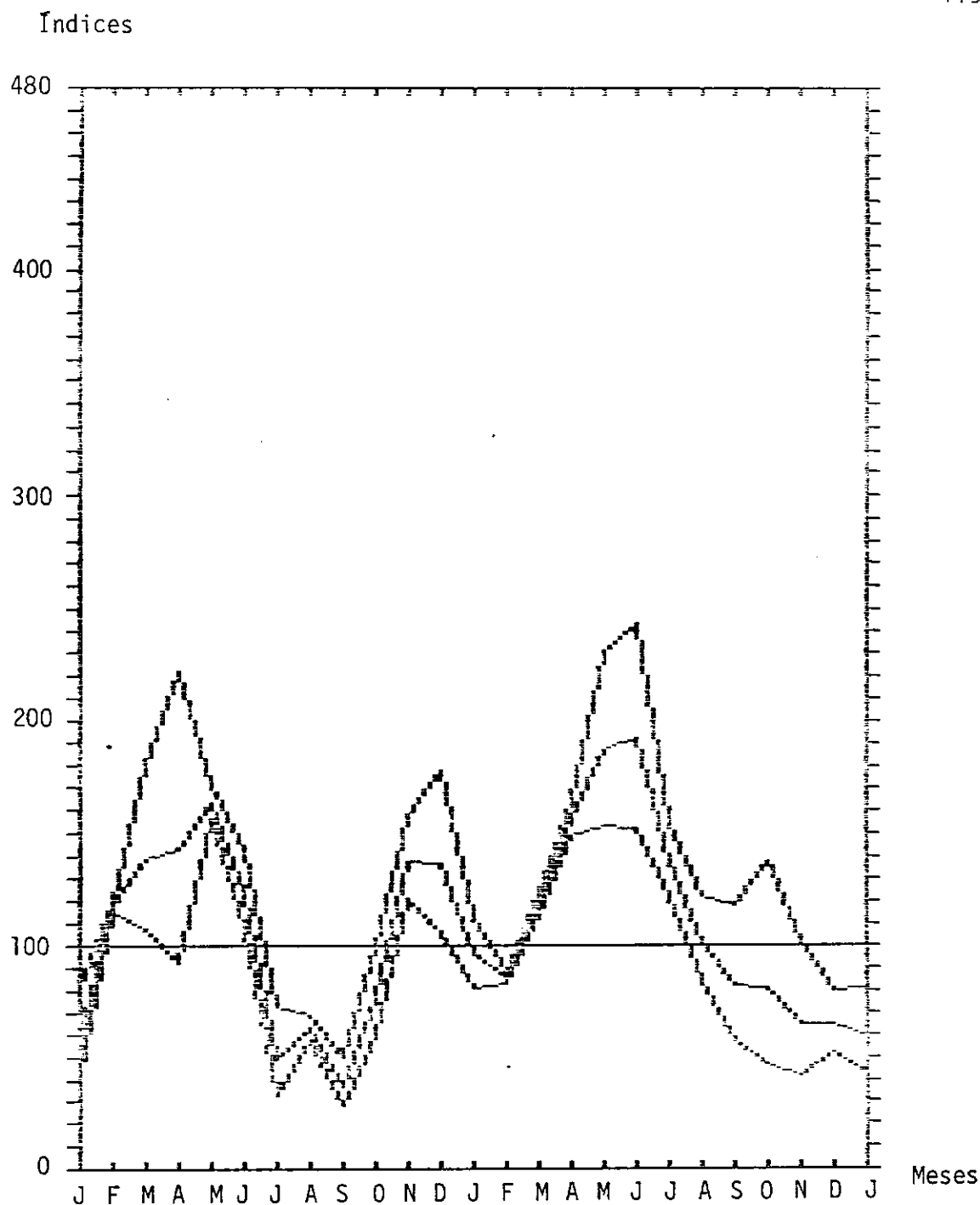


Figura 30. Variação Estacional de preços de cebola no mercado atacadista em Pernambuco, período 1978-83. Índices sazonais obtidos pelo método da média geométrica móvel de 24 meses

APENDICE 2

Tab. 26 Preços médios mensais recebidos pelos produtores do Estado de São Paulo no período de 1970 a 1986. Preços em Cr\$/45 kg.

	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	180000.00

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

Tab.27 - Preços médios mensais recebidos pelos produtores do Estado de São Paulo deflacionados pelo índice 2 da FGV para o período de 1970 a 1986. Base: ano 77 (Cr\$/45 kg).

	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978
jan.	114.3090	71.3117	63.5531	151.4900	105.3570	113.7220	112.8400	89.3110	253.0930
fev.	101.9550	76.9787	106.2910	178.5200	109.2930	116.8430	138.3780	106.3590	361.2960
mar.	84.7246	90.8735	127.6940	214.2950	116.0290	159.8190	196.0000	145.7120	562.2690
abr.	90.5021	130.9970	180.5240	326.2650	126.6470	200.0750	239.2690	152.4580	812.5290
maio	94.7506	149.6330	178.7110	358.4230	114.7580	203.2270	239.1800	175.9010	423.5290
jun.	96.3527	160.9740	187.0980	296.4480	162.2490	215.1770	206.6870	245.2550	291.9210
jul.	110.8880	243.9580	116.4110	355.8730	144.2670	230.9800	222.5870	190.5090	408.8460
ago.	117.1890	309.4200	74.7984	405.2000	151.6320	267.9350	210.7230	97.0048	339.8760
set.	90.9469	156.3390	92.1688	332.0330	162.9440	175.3760	158.2810	110.3510	277.4190
out.	70.6553	110.7520	236.5290	174.0430	105.7780	189.7690	131.0340	127.1720	87.0020
nov.	67.5028	66.5787	192.1830	108.3110	93.4248	146.9890	141.6060	127.0270	61.5067
dez.	71.0671	44.1560	125.9540	84.1174	102.4160	119.7760	96.2025	156.7020	58.9919
	1979	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	
jan.	82.1752	205.4220	52.5868	102.2280	142.7800	89.1922	105.0230	159.6090	
fev.	97.9616	207.1180	57.3713	113.9590	167.3660	112.8530	120.6430	196.5840	
mar.	177.5880	200.3590	63.5022	171.8570	209.6900	139.9200	107.5920	187.8710	
abr.	219.2570	183.3140	94.2989	194.6440	182.7180	257.7200	100.4790	184.1120	
maio	211.8200	242.6360	98.6338	321.8760	167.3320	258.0920	133.0400	125.0360	
jun.	192.6850	372.7300	89.6296	234.9750	200.3250	190.0580	172.7750	137.6290	
jul.	171.1950	279.7490	43.1215	214.5610	201.9650	79.8609	664.0590	181.4110	
ago.	105.7620	141.1800	39.0093	180.4230	219.1860	72.7746	612.2500	155.4250	
set.	95.1980	116.7320	44.2000	173.8730	162.8450	69.5416	448.3550	157.2430	
out.	109.2370	60.9877	83.3208	221.4210	127.4050	63.1753	284.9530	163.9270	
nov.	167.1600	54.9484	137.1110	173.0230	86.0236	58.5616	163.8730	163.7510	
dez.	163.3160	55.8151	105.9760	127.7570	61.2003	79.7616	121.5390	139.3470	

Cálculos do autor.

Tabela 28 . População residente projetada para o Estado de São Paulo no período 1970-86

Ano	(1000 hab)
70	17.771,9
71	18.273,4
72	18.844,9
73	19.426,2
74	20.219,0
75	20.636,9
76	21.268,1
77	21.921,9
78	22.596,9
79	23.251,4
80	24.004,0
81	26.422,0
82	27.203,0
83	28.003,0
84	28.820,0
85	29.657,0
86	30.450,0

FONTE: Anuário Estatístico do Brasil do IBGE, 1970-1986