

AJUSTAMENTO SAZONAL DE PREÇOS COM INFLAÇÃO¹

Sérgio Augusto Galvão César²
Maria de Lourdes Sumiko Sueyoshi³
Francisco Alberto Pino⁴
Vera Lúcia Ferraz dos Santos Francisco⁵
Ana Maria Pereira Amaral²

RESUMO

Analisou-se o efeito da inflação, como parte do componente tendência, no ajustamento sazonal de séries temporais de preços, usando-se a versão X-11 do método II do Bureau do Censo. Apresentam-se estudos de caso de preços recebidos pelos produtores de arroz, feijão, milho e ovos no Estado de São Paulo. Os diferentes padrões sazonais obtidos no ajustamento de preços nominais e reais, principalmente em períodos de variações altas e irregulares na inflação, mostram a importância da deflação do preço como um ajustamento *a priori*. Entretanto, detectou-se sazonalidade no índice de preços utilizado para deflação e isso pode induzir alguma sazonalidade nas séries de preço. Portanto, sugere-se estudar a viabilidade de usar um deflator também ajustado sazonalmente.

Palavras-chave: sazonalidade, ajustamento *a priori*, IGP-DI, tendência, preço recebido pelos produtores, arroz, feijão, milho, ovos.

SEASONAL ADJUSTMENT OF PRICES WITH INFLATION

SUMMARY

The effect of inflation as a part of the trend component in the seasonal adjustment of price time series is analysed using the X-11 variant of the Census Method II. Case studies of rice, beans, corn and egg prices received by farmers in the State of São Paulo, Brazil, are presented. The different seasonal patterns obtained when adjusting nominal and real prices, mainly in periods of high and irregular inflation variations, show the importance of price deflation as a prior adjustment. However, seasonality was detected on the price index used for deflation and this may induce some seasonality on the price series. Therefore, it is suggested to study the feasibility of using a seasonally adjusted deflator.

Key-words: seasonality, prior adjustment, IGP-DI (general price index), trend, price received by farmers, rice, beans, corn, egg.

¹Trabalho referente ao projeto SPTC 16-038/93. Recebido em 20/02/95. Liberado para publicação em 13/04/95.

²Engenheiro Agrônomo, MS, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

³Matemático, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

⁴Engenheiro Agrônomo, Dr., Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

⁵Estatístico, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola.

1 - INTRODUÇÃO

Nos estudos de sazonalidade é polêmica a questão do deflacionamento das séries históricas de preços. O uso de séries nominais baseava-se no argumento de que Acomo o efeito da inflação é captado pela média móvel, ele é praticamente eliminado, quando para obter os índices estacionais, divide-se o preço mensal pela correspondente média geométrica móvel centralizada. Os índices obtidos a partir de preços correntes são muito semelhantes aos obtidos utilizando preços reais, portanto, é dispensável calcular previamente os preços reais (HOFFMANN, 1980). De fato, a média móvel, como uma estimativa da tendência, deve captar os movimentos de elevação geral de preços (tendência da inflação) e, então, na maioria dos casos pode-se trabalhar com preços reais ou preços nominais.

A motivação deste trabalho é que esse argumento pode não ser sustentável sob a condição de altas e irregulares taxas inflacionárias. Se o processo inflacionário não apresentar tendência bem definida é provável que o estudo da sazonalidade baseado na série de preços nominais conduza a resultados diferentes daqueles que seriam obtidos a partir da série de preços reais. Dado que no passado recente o processo inflacionário foi caracterizado por elevadas taxas e alta irregularidade, torna-se necessário um exame detalhado das suas conseqüências sobre os estudos de sazonalidade.

Procurou-se determinar em que condições torna-se necessário o uso de deflatores na preparação das séries de preços, quando o objetivo for a determinação do padrão de variação estacional. Para tanto, foram analisados os padrões de variação estacional de preços de arroz, feijão, milho e ovos recebidos pelos produtores do Estado de São Paulo, no período 1969-92, além de outros convenientes à análise. Também, estudou-se a sazonalidade do Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna (IGP-DI), no período 1956-92.

Para uma revisão de literatura sobre sazonalidade indicam-se dois trabalhos recentes, realizados no IEA, um com enfoque mais teórico (PINO et al., 1994) e o outro com enfoque mais aplicado (FRANCISCO et al., 1995).

Grande parte dos trabalhos em sazonalidade de preços, mencionados em FRANCISCO et al.

(1995), apresenta como deflator o IGP-DI, existindo também os que utilizam o salário mínimo, outros que utilizam o dólar e os que não utilizam nenhum tipo de deflator. Citam-se, por exemplo, CARVALHO; SUEYOSHI; DONADELLI (1990), onde o deflator utilizado foi construído a partir de um conjunto de preços de itens do índice de preços ao consumidor, retirando-se alimentação, uma vez que a série a ser deflacionada referia-se a tal item (dispêndio com a cesta de mercado), e CAMARGO FILHO & MAZZEI (1992), que deflacionaram os preços de hortaliças utilizando o dólar médio mensal. Em HOFFMANN (1968), os preços de cebola foram deflacionados pelo IGP-DI. HOFFMANN (1969) discutiu quatro modelos para determinar o componente sazonal e utilizou séries de preços nominais. A utilização de preços nominais pode ser encontrada, também, em CROCOMO & HOFFMANN (1972) e FUNDAÇÃO (1977).

Neste trabalho pretende-se discutir a necessidade do deflacionamento dos preços conforme o comportamento do processo inflacionário.

1.1 - Objetivos

O objetivo geral é estudar a eficácia do método de decomposição, por médias móveis, na obtenção do padrão de variação estacional de séries de preço, sob diversas condições de inflação. O objetivo específico é determinar sob que condições torna-se necessário o uso de deflatores na preparação das séries de preços, quando o objetivo é a determinação do padrão de variação estacional.

2 - MATERIAL E MÉTODO

O estudo da variação estacional de uma série de preços nominais, provavelmente, conduzirá a resultados numéricos diferentes dos que seriam obtidos a partir da série de preços reais correspondente. Porém, em muitos casos, essa diferença tende a ser muito pequena de tal forma que pode ser desprezada. Investigou-se a hipótese de que no estudo de sazonalidade, através dos métodos de decomposição que se utilizam de médias móveis, e na presença de inflação, é indiferente trabalhar com

uma série de preços reais ou nominais.

2.1 - Fonte dos Dados

Foram utilizadas séries de preços médios mensais de arroz em casca, milho, feijão e ovo tipo grande, recebidos pelos produtores no Estado de São Paulo, no período 1969-92 (SANTIAGO, 1990; ANUÁRIO, 1989-93) e a série do IGP-DI (ÍNDICE, 1956-92). As séries de preços foram escolhidas apenas como exemplos, não sendo considerado nenhum critério que justificasse a inclusão ou a exclusão de algumas delas; no entanto, escolheram-se produtos que apresentassem oferta sazonal.

2.2 - Caracterização dos Períodos

As séries originais brasileiras de preços trazem endogenamente os efeitos dos ciclos econômicos (secular) e os da história da inflação (Figura 1). Por isso, consideraram-se três diferentes períodos, escolhidos de forma a refletir três condições distintas de inflação, descritas a seguir.

2.2.1 - Período 1969-72

Após o golpe militar de 1964, o governo Castelo Branco iniciou um programa anti-inflacionário nunca antes realizado no período pós-guerra. A redução da inflação de 91,92% ao ano em 1964 para 24,32% em 1967, teve como suporte a reforma tributária, a retração dos empréstimos ao setor privado e o arrocho salarial (SIMONSEN, 1985). Esse suporte foi fundamental para a nova fase de crescimento econômico com desaceleração inflacionária.

O período 1968-73 caracterizou-se por um rápido crescimento do produto real, a uma taxa de 11,50% ao ano, e pela queda da inflação, que passou de 25,36% em 1968 para 15,54% em 1973 (SIMONSEN, 1985). Esse crescimento, sem pressão inflacionária, deu-se pela capacidade ociosa existente e pelas expectativas de inflação em declínio, devido à queda da taxa no período anterior (CARDOSO, 1993).

Além disso, a política econômica tinha como base a indexação anual dos salários pela inflação dos doze meses anteriores, a utilização das minidesvalorizações cambiais, subsídios aos exportadores e expansão monetária média de 38% ao ano, impulsionando a demanda e o crescimento econômico (SIMONSEN, 1985).

A inflação ficou estabilizada no período como resultado da manutenção da velocidade de circulação da moeda, além de outros fatores (GOLD-SMITH, 1986).

Assim, tomou-se o período 1969-72, neste estudo, por apresentar inflação baixa, com tendência bem definida e pouca irregularidade (Figuras 2 e 3 e Tabela 1).

2.2.2 - Período 1982-85

A partir de 1979, durante o governo Figueiredo (1979-85), iniciou-se um período desfavorável: o segundo choque do petróleo, as duas maxidesvalorizações (em dezembro de 1979 e fevereiro de 1983), a correção nos preços administrados pelo governo, o corte nos subsídios do petróleo e do trigo e a quebra da safra agrícola em 1983 (CARDOSO, 1993). Aliados a isso, os grandes *déficits* do governo federal e do balanço de pagamentos, agravados pela recessão mundial e pela elevação dos juros da dívida externa, alimentaram a inflação, cujas taxas foram crescentes (GOLD-SMITH, 1986).

Com a moratória do México em setembro de 1982, alterou-se a concessão de empréstimos externos, vinculando-se o refinanciamento da dívida externa brasileira ao monitoramento do Fundo Monetário Internacional (FMI), fixando-se metas monetárias restritivas. Apesar do não-cumprimento das metas, a economia ficou praticamente estagnada em 1982. Com o programa de ajustamento externo, ocorreu a segunda desvalorização cambial de 30%, que apesar de seu sucesso no setor externo, elevou a inflação a 210,99% ao ano (BARBOSA, 1995).

A aceleração da inflação, numa conjuntura de contração de demanda agregada, isto é, arrocho nos meios de pagamento em face da inércia inflacionária, redução do crédito e aumento da taxa de juros, determinou uma grave crise, causando contração da produção e aumento no desemprego (CARDOSO,

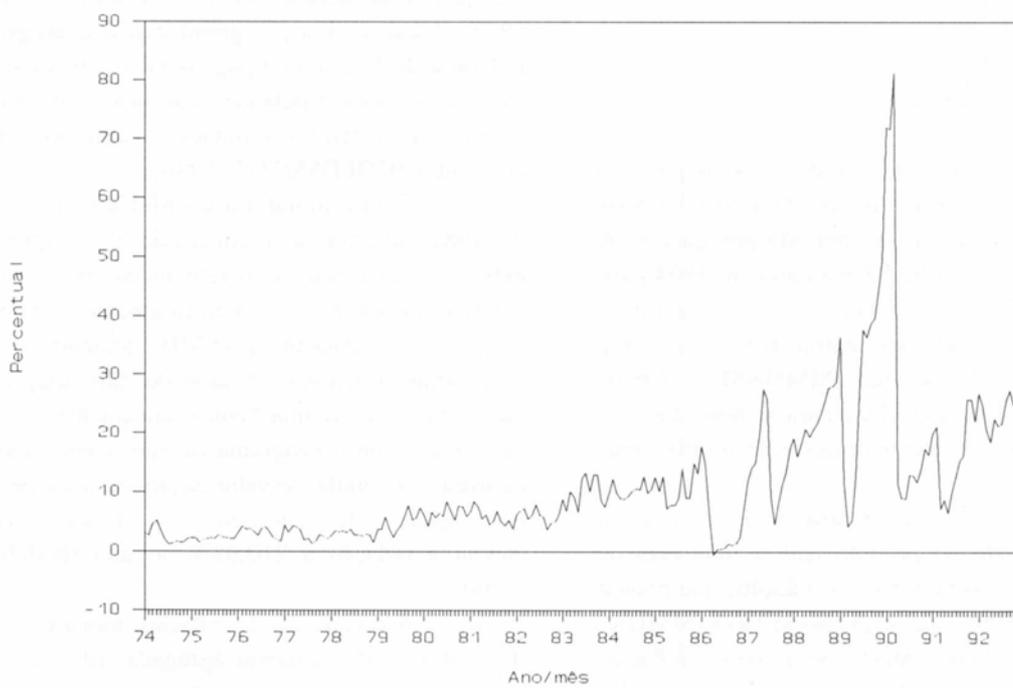
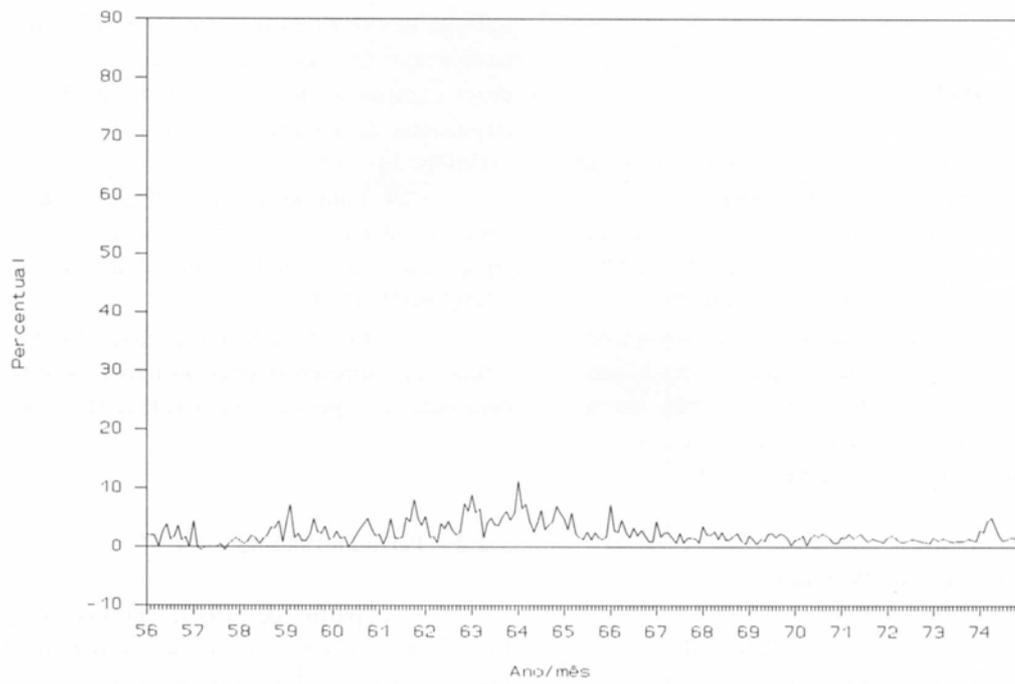


FIGURA 1 - Variação Mensal Percentual do IGP-DI, 1956-92.
Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ÍNDICE (1956-92).

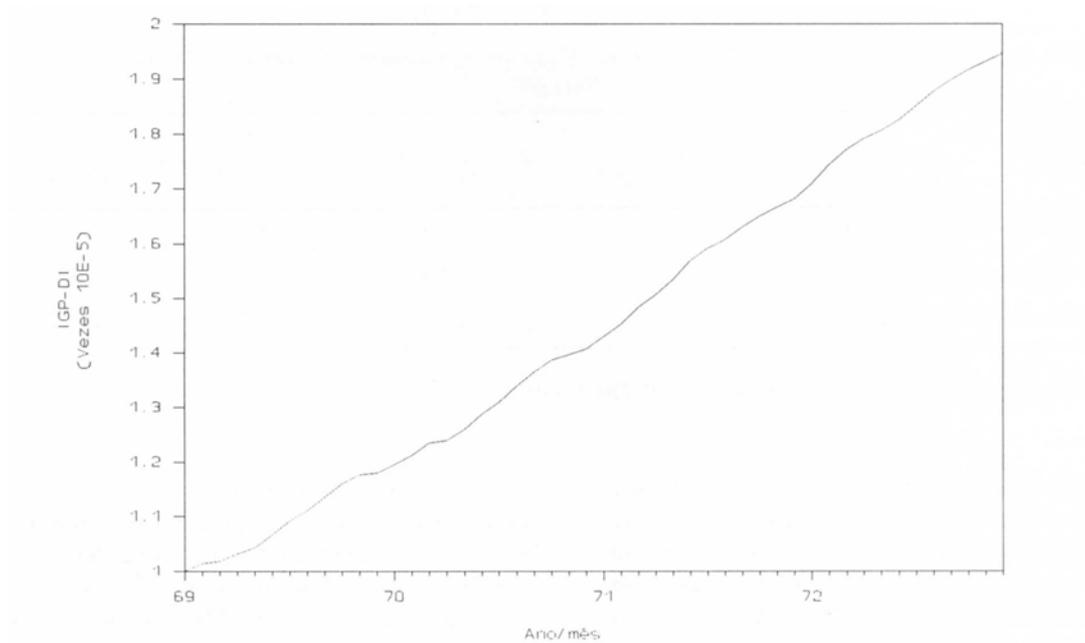


FIGURA 2 - Evolução do IGP-DI, Base 1989 = 100, 1969-72.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ÍNDICE (1956-92).

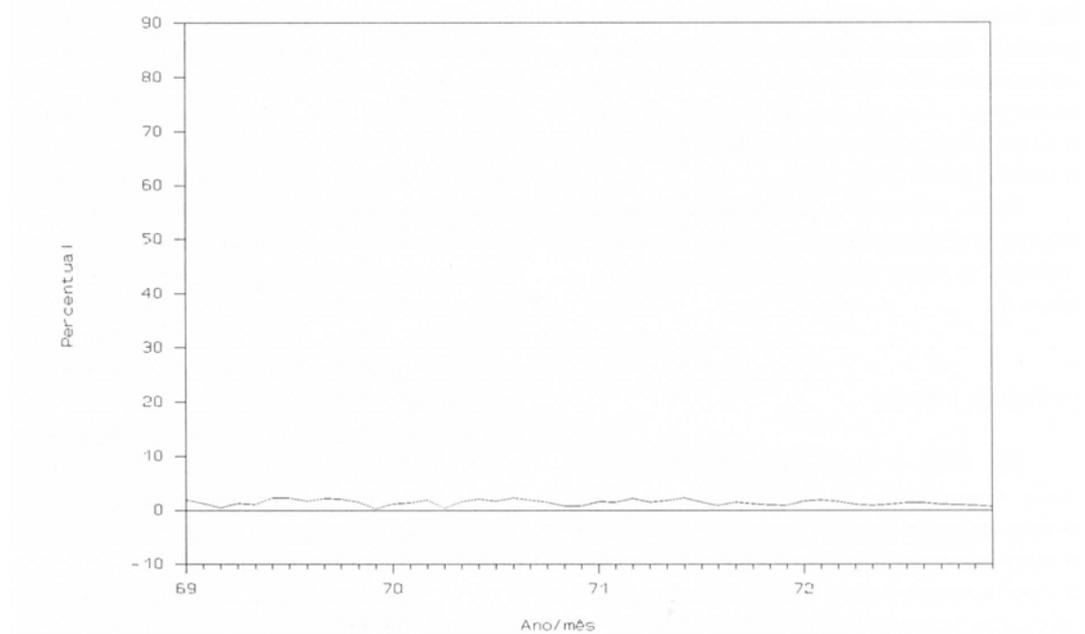


FIGURA 3 - Variação Mensal Percentual do IGP-DI, 1969-72.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ÍNDICE (1956-92).

TABELA 1 - Taxa de Crescimento, Coeficiente de Variação e Variância da Variação Mensal do IGP-DI, 1969-92

Indicador	Período		
	1969-72	1982-85	1989-92
Taxa de crescimento (% ao mês)	1,48	9,48	22,28
Coeficiente de variação do IGP-DI mensal	37,94	29,61	70,26
Variância do IGP-DI mensal	0,30	7,42	287,21

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ÍNDICE (1956-92).

1993; BARBOSA, 1995). Essa crise só não foi mais séria devido à recuperação do mercado internacional, com o aumento das exportações em 1984, ajudando a manter o nível da atividade econômica e uma certa estabilização da inflação em 223,81% ao ano. Nesse ano, iniciou-se uma política de acomodação monetária, com a taxa de inflação e de expansão monetária caminhando juntas.

Em 1985, a expansão da demanda interna substituiu as exportações industriais como principal fonte de crescimento da produção. O crescimento do salário real e do emprego implicaram crescimento na demanda de bens de consumo e, com o esgotamento da capacidade ociosa na indústria surgiu uma nova força inflacionária. Em 1985, a inflação de 235,11% ao ano confirma a tese de que, na ausência de choques e na presença de indexação, a inflação perpetua-se por inércia (BARBOSA, 1995).

Assim, tomou-se o período 1982-85 neste trabalho por apresentar inflação alta com tendência bem definida e pouca irregularidade (Figuras 4 e 5 e Tabela 1).

2.2.3 - Período 1989-92

Em 1988, o desempenho da economia mostrou uma combinação de estagnação e inflação, com o setor industrial marcando o ritmo de crescimento econômico (BARBOSA, 1995). A taxa de inflação em dezembro foi de 28,80% ao mês apontando para uma taxa anual maior do que 1.000%.

O Plano Verão, concebido pelo ministro Mailson da Nóbrega e divulgado em janeiro de 1989, congelou os preços, aumentou as taxas de juros (fa-

zendo com que a dívida interna crescesse rapidamente) e tentou fazer o ajuste fiscal e monetário. Porém, sem credibilidade por parte dos agentes econômicos, esse plano fracassou em tempo recorde, sendo que em junho, com a liberação dos preços, a inflação já atingia os níveis anteriores ao plano (CARDOSO, 1993; BARBOSA, 1995).

A reaceleração da inflação em 1989 pode ser explicada por dois fatores distintos: a chamada inflação de custos, com os aumentos de tarifas públicas, insumos básicos, reposição salarial e taxa de juros alta; e as pressões básicas, causadas pelo processo inflacionário crônico e associadas ao conflito distributivo entre agentes econômicos (BARBOSA, 1995). Entre dezembro de 1989 e março de 1990, o Brasil conviveu com a experiência da hiperinflação interrompida com o Plano Collor I. Esse plano, apesar de recessivo, promoveu uma fraca reforma monetária, com o bloqueio de 70% dos ativos financeiros do setor privado, um ajuste fiscal, uma política de renda, com o congelamento de preços e a introdução da taxa de câmbio flutuante (BARBOSA, 1995; CARDOSO, 1993). O raciocínio central desse plano parece ter sido que a eliminação do *déficit* público e a retomada do controle sobre a oferta de moeda derrotariam a inflação, enquanto as reformas estruturais recolocariam o Brasil em um novo padrão de crescimento. Essas reformas estruturais eram a liberalização do comércio exterior e a privatização (ZINI, 1993; BARBOSA, 1995).

Dados os frágeis fundamentos da reforma monetária do Plano Collor I, a inflação voltou a atingir dois dígitos no segundo semestre de 1990. Isso foi agravado pela desvalorização real na taxa de câmbio, iniciada a partir de setembro, e a queda da

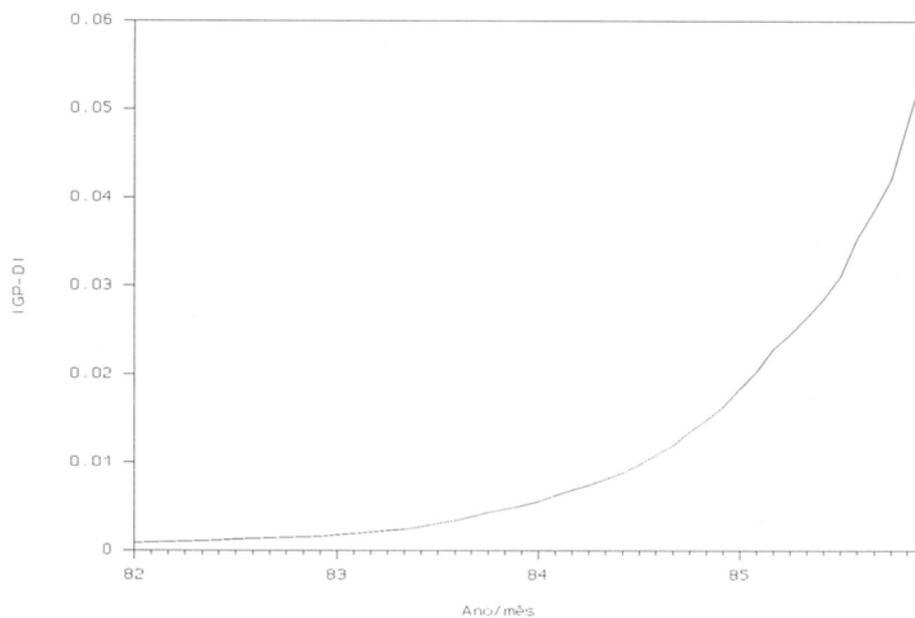


FIGURA 4 - Evolução do IGP-DI, Base 1989=100, 1982-85.
 Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ÍNDICE (1956-92).

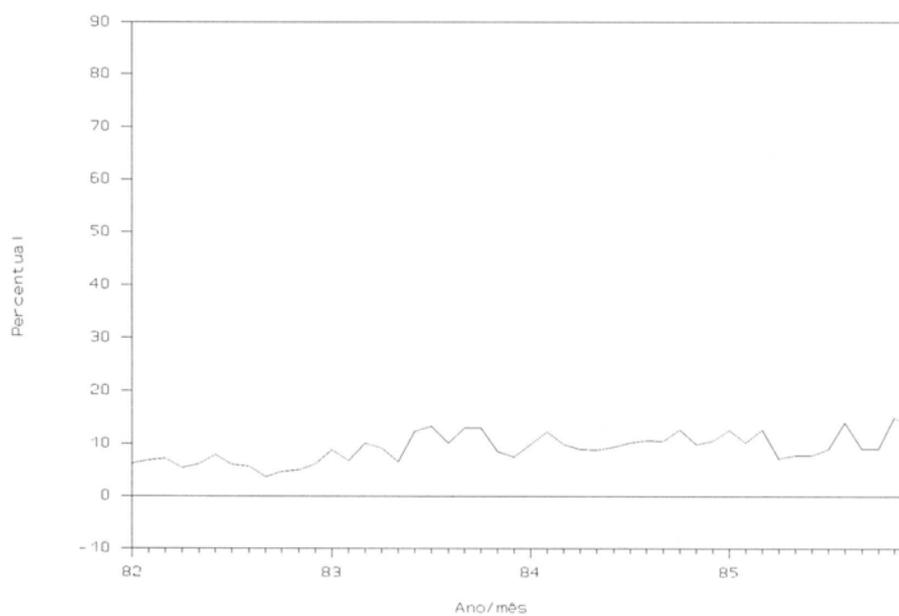


FIGURA 5 - Variação Mensal Percentual do IGP-DI, 1982-85.
 Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ÍNDICE (1956-92).

produção agrícola na safra 1990/91 (ZINI, 1993).

Em janeiro de 1991, o Plano Collor II congelou novamente preços e salários, anunciou um corte de 10% nos gastos do governo, reformulação no mercado financeiro, nova lei salarial e desindexação da economia (BARBOSA, 1995). A inflação caiu nos meses seguintes ao plano, mas o descongelamento de preços e a devolução dos ativos financeiros bloqueados determinaram novo aumento nos índices inflacionários. A estabilização da inflação nos novos níveis (mais de 25% ao mês) foi possível com o aumento da taxa de juros interna (para atrair os cruzados desbloqueados e evitar aumento na demanda de bens e serviços), para o que contribuíram, também, o controle do ágio no dólar paralelo e a promessa de que não haveria novos congelamentos. O crédito tornou-se proibitivo e a recessão foi o preço pago pela estabilização da inflação. A isso, somou-se forte oposição política, causando a mudança da equipe econômica, com uma orientação mais convencional, sem choques ou congelamentos, surgindo um novo acordo com o FMI em janeiro de 1992. Durante esse ano, não foi adotada nenhuma medida de impacto na área econômica, pois a crise política gerada pelo afastamento e, em seguida, *impeachment* do Presidente da República criou um ambiente de incerteza que inviabilizou qualquer medida mais efetiva de combate à inflação (BARBOSA, 1995).

Esse período caracterizou-se, portanto, por um nível de inflação bastante elevado e sem tendência definida devido à grande irregularidade imposta pelos diversos planos econômicos desse período: o Plano Verão, de janeiro de 1989 a fevereiro de 1990; o Plano Collor I, de março a dezembro de 1990; e o Plano Collor II, de janeiro a outubro de 1991.

Assim, tomou-se o período 1989-92 neste trabalho por apresentar nível de inflação muito alto sem tendência definida e muita irregularidade (Figuras 6 e 7 e Tabela 1).

2.3 - Método

O padrão de variação estacional foi determinado pela variação dos índices sazonais mensais,

obtidos pela versão X-11 do Método II do Censo (GAIT, 1975; ESTADOS UNIDOS, 1976; SAS INSTITUTE, 1988; PINO et al., 1994; FRANCISCO et al., 1994 e 1995) tanto para a série real (preços deflacionados pelo IGP-DI) como para a série nominal, considerando-se os três períodos selecionados.

2.3.1 - O modelo geral

O preço real de um produto com oferta sazonal pode ser decomposto em:

- 0 componente sazonal do preço real;
- 0 componente ciclo-tendência do preço real;
- 0 componente irregular do preço real;

de acordo com o modelo multiplicativo:

$$Z_t = S_t \cdot C_t \cdot I_t$$

ou

$$Z_t = S_t \cdot T_t \quad (1)$$

onde Z_t é o preço real e T_t é a parte não sazonal, aqui definida como tendência, que incorpora os componentes ciclo-tendência e irregular.

Quando se utiliza uma série de preços nominais com o objetivo de se estimar S_t , supõe-se, implicitamente, um modelo do tipo:

$$Z_t^* = S_t \cdot T_t^* \quad (2)$$

onde Z_t^* é o preço nominal e T_t^* é o componente tendência do preço nominal.

Considera-se, então, que em (2) S_t é o componente sazonal do preço real Z_t tal como em (1).

2.3.2 - A inflação vista como tendência

Este trabalho ateu-se aos efeitos da inflação nas séries históricas de preços e não na sua origem na economia. Em muitos estudos de sazonalidade de séries temporais de preços, a questão primordial é isolar a tendência para, então, poder analisar o componente sazonal. O componente inflação pode ser

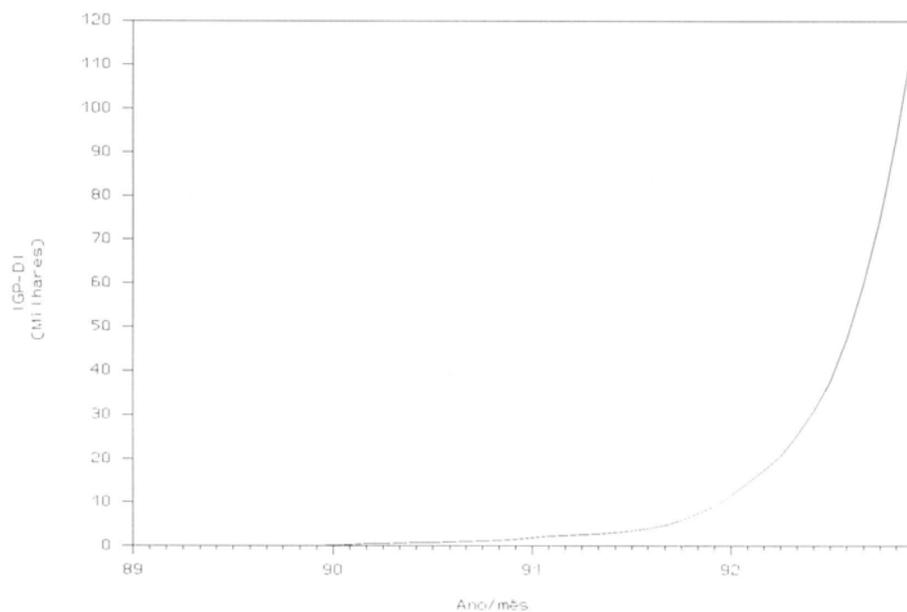


FIGURA 6 - Evolução do IGP-DI, Base 1989=100, 1989-92.
 Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ÍNDICE (1956-92).

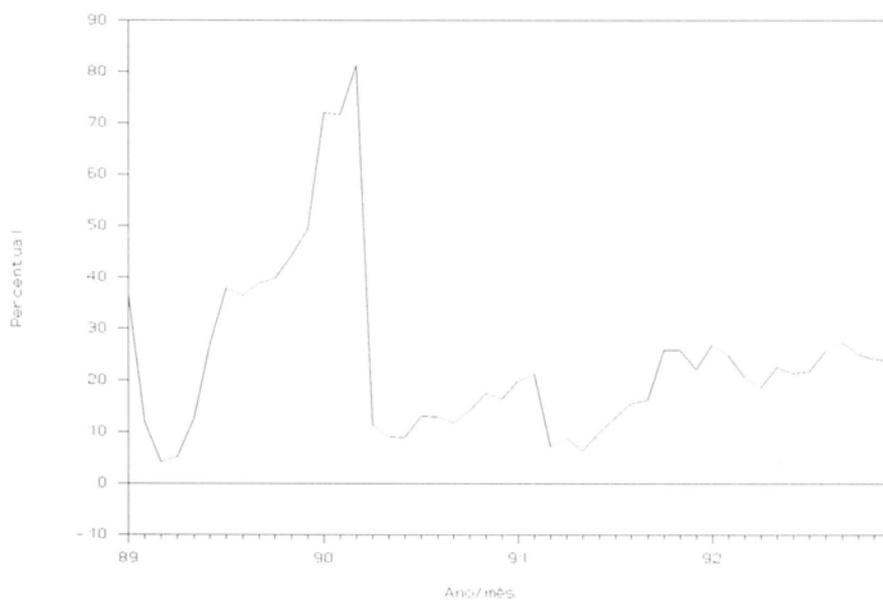


FIGURA 7 - Variação Mensal Percentual do IGP-DI, 1989-92.
 Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ÍNDICE (1956-92).

retirado da série de preços com o uso de um deflator (D_t^o) que expressa a relação:

$$D_t^o = Z_t^* / Z_t \quad (3)$$

Em geral quando se utiliza um deflator, para se obter o preço real Z_t a partir do preço nominal Z_t^* , supõe-se, implicitamente, que a inflação seja uma tendência geral de elevação dos preços, comum a todos os preços, e que pode ser estimada por um índice de preços, o qual é utilizado para a construção do deflator.

Supondo-se verdadeira essa particular conceituação de inflação, o que é bastante usual, o modelo (1) pode ser reescrito como:

$$Z_t^* = S_t \cdot T_t \cdot D_t^o \quad (4)$$

onde D_t^o pode ser definido como o componente inflação.

Então, dividindo-se (2) por (1) e considerando-se (3), o deflator pode ser visto como a relação entre o componente tendência do preço nominal e o componente tendência do preço real:

$$\frac{Z_t^*}{Z_t} = \frac{S_t}{S_t} \cdot \frac{T_t^*}{T_t} = \frac{T_t^*}{T_t} = D_t^o \quad (5)$$

Essa relação permite que se obtenha a tendência do preço real deflacionando-se a tendência do preço nominal.

2.3.3 - A decomposição

Os métodos de decomposição encontram-se descritos em PINO et al. (1994) e baseiam-se usualmente na utilização de filtros lineares (em geral médias móveis) para a suavização da série original. A série original suavizada é tomada como uma estimativa da tendência, a partir da qual o componente sazonal é estimado. A estimativa do padrão de variação estacional será tanto melhor quanto melhor for a estimativa da tendência. Isso decorre do princípio do método de decomposição onde as estimativas dos índices sazo-

nais, de forma simplificada, são obtidas pela divisão (nos modelos multiplicativos) dos valores da série original pelos valores correspondentes da estimativa da tendência.

Considerando-se as duas possibilidades, preço real e preço nominal, têm-se dois procedimentos:

a) deflacionar a série e depois submetê-la ao método de decomposição, de acordo com o modelo 1, ou

b) submeter a série de preços nominais ao método de decomposição, de acordo com o modelo 2, e depois obter a tendência do preço real (T_t) deflacionando-se a tendência do preço nominal (T_t^*).

Se os dois procedimentos conduzissem a estimativas muito semelhantes, a escolha seria irrelevante: seria indiferente a utilização do modelo (1) ou do modelo (2).

Caso a estimativa da tendência (\hat{T}_t^*) não possa ser adequadamente obtida por um processo de suavização, a qualidade da estimativa do componente sazonal (\hat{S}_t) será prejudicada. É possível que no procedimento (b) a decomposição ocorra de forma não desejável, introduzindo um desvio (V_t). Considere-se que:

$$Z_t^* = \hat{S}_t \cdot \hat{T}_t^* \quad (6)$$

onde:

$$\hat{S}_t = \hat{S}_t \cdot V_t \quad (7)$$

e

$$\hat{T}_t^* = \hat{T}_t \cdot \frac{1}{V_t} \quad (8)$$

Tomando-se as estimativas do componente sazonal \hat{S}_t e do componente tendência \hat{T}_t que seriam obtidos com o procedimento (a), e obtendo-se $\hat{T}_t^* = \hat{T}_t \cdot D_t^o$ através da relação (5), verifica-se que o desvio é dado por:

$$V_t = \frac{\hat{S}_t}{\hat{S}_t} = \frac{\hat{T}_t^*}{\hat{T}_t} \quad (9)$$

Isso significa que parte da variação da série original, devida ao componente inflação, pode ser erroneamente atribuída ao componente sazonal e, nesse caso, é preferível realizar um ajustamento *a priori* onde uma parte conhecida do componente tendência (devido à inflação) seja retirada, antecipadamente, através do deflacionamento de preços. Nesse caso o procedimento (a) é preferível ao procedimento (b).

Foram comparados graficamente os padrões sazonais obtidos com os procedimentos (a) e (b) para cada um dos produtos e para o três períodos selecionados, tomando-se como referência, nas comparações, as estimativas dos padrões sazonais obtidas a partir das séries de preços deflacionadas. A menor coincidência de pontos indica os períodos onde as diferenças entre os dois procedimentos são mais evidentes. Outro critério é a verificação da coincidência dos meses de índices sazonais máximos (picos) e mínimos (vales), entre os resultados obtidos pelos dois procedimentos.

Estimou-se, também, a tendência para cada um dos produtos pelos dois procedimentos, obtendo-se as estimativas (\hat{T}_a), pelo procedimento (a) e (\hat{T}_b), pelo procedimento (b).

Para análise dos efeitos dos diversos períodos de inflação sobre as estimativas da tendência, tomou-se a relação entre as estimativas obtidas pelos dois procedimentos. Ambos seriam equivalentes se a relação (\hat{T}_a / \hat{T}_b) fosse igual à unidade. A análise gráfica permite verificar os períodos onde essa relação se aproxima mais ou menos da unidade indicando em quais períodos de inflação as diferenças entre os dois procedimentos são mais acentuadas.

3 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados obtidos são apresentados e comentados a seguir. Para os quatro produtos, observaram-se mudanças no padrão estacional dos preços entre os períodos analisados. As causas dessas mudanças estão associadas às condições de oferta e demanda peculiares a cada produto e não serão aqui discutidas.

3.1 - Efeitos sobre os Padrões Sazonais

Para os dois primeiros períodos (1969-72 e

1982-85), onde a inflação não foi muito irregular e tampouco muito alta, comparativamente ao período 1989-92, as amplitudes (diferença entre o maior e menor índice sazonal) dos índices sazonais médios dos preços são quase que de mesma magnitude tanto para a série real quanto para a nominal. O oposto ocorreu para o período de inflação muito alta e irregular (1989-92) onde as amplitudes apresentaram variações maiores (Tabela 2).

3.1.1 - Período 1969-72

Nesse período, caracterizado por inflação baixa, os índices sazonais de preços reais e nominais, comparados entre si, apresentaram-se bastante próximos (Figuras 8 a 11). Os maiores índices sazonais (picos) ocorreram em meses diferentes apenas para o preço de arroz: dezembro para a série real e novembro para a nominal. Os vales, isto é, os menores índices sazonais de preços de ovos ocorreram em meses distintos: setembro para a série real e outubro para a série nominal (Tabela 3). As amplitudes foram bastante próximas, tanto para os índices calculados a partir dos preços reais como nominais.

3.1.2 - Período 1982-85

As diferenças dos índices sazonais já são mais evidentes que no período 1969-72. Os picos dos padrões sazonais de preços de arroz ocorreram em meses diferentes: outubro para a série real e janeiro para a nominal. Os vales também diferem para os padrões sazonais de arroz e ovo (Figuras 12 a 15 e Tabela 3). As amplitudes são menores para as séries reais.

3.1.3 - Período 1989-92

As diferenças dos índices sazonais tornaram-se de magnitudes apreciáveis e bastante evidentes para todos os produtos, diferindo os meses de

TABELA 2 - Séries Real e Nominal de Preços Recebidos pelos Produtores do Estado de São Paulo, Teste F para os Índices Sazonais e Amplitude Sazonal, por Produto e por Período, 1969-72, 1982-85 e 1989-92¹

Produto	Período	Teste F ²		Amplitude	
		Real	Nominal	Real	Nominal
Arroz em casca	1969-72	21,77	17,07	17,61	18,28
	1982-85	4,93	6,60	19,12	20,60
	1989-92	9,46	18,69	31,45	55,34
Ovo tipo grande	1969-72	4,73	4,41	22,19	20,77
	1982-85	3,18	3,16	18,14	20,10
	1989-92	6,45	11,12	43,92	56,39
Feijão	1969-72	5,74	5,62	23,81	24,64
	1982-85	4,48	8,28	30,74	37,57
	1989-92	4,77	9,58	55,23	59,96
Milho	1969-72	22,46	21,17	28,81	28,06
	1982-85	19,94	22,07	39,75	43,91
	1989-92	7,17	5,51	30,03	32,55

¹Os valores das séries de preços reais foram obtidos com o deflacionamento pelo IGP-DI da FGV.

²Nível de significância 0,01%.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

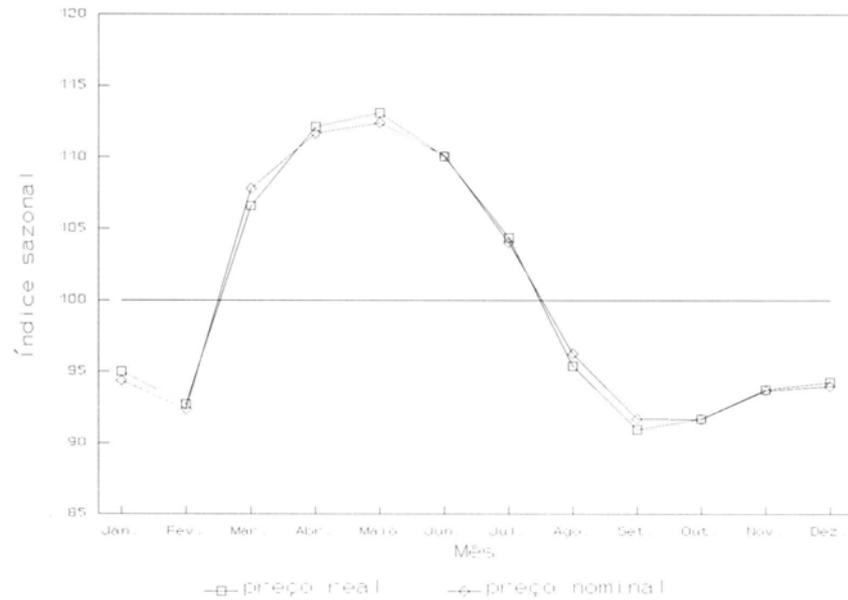


FIGURA 8 - Variação Estacional, Preço de Ovo Tipo Grande, Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1969-72.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

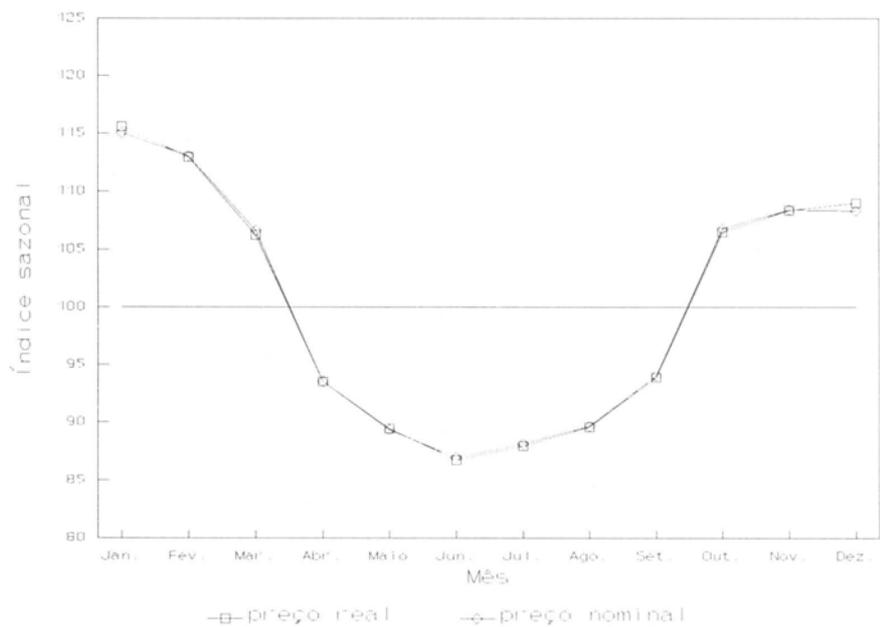


FIGURA 9 - Variação Estacional, Preço de Milho, Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo 1969-72.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

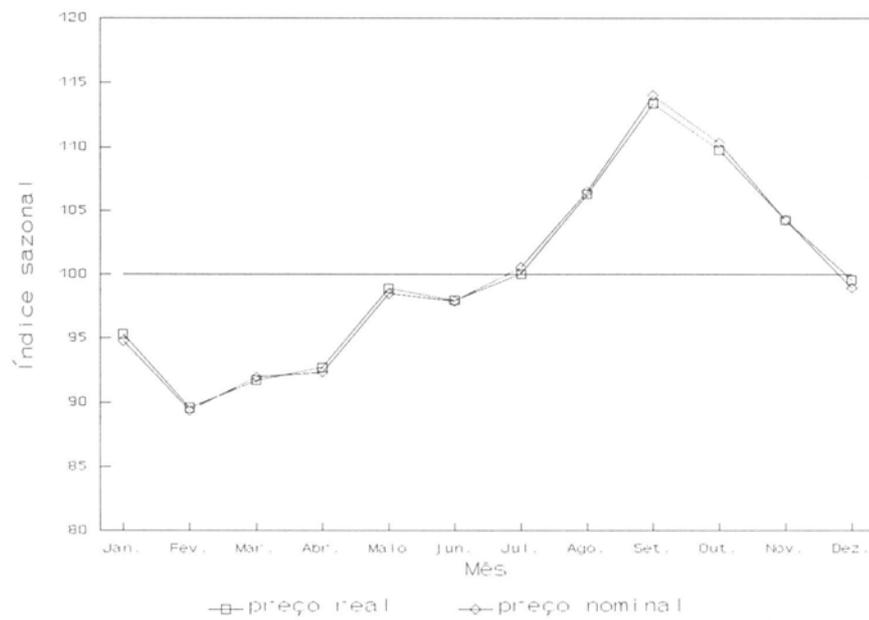


FIGURA 10 - Variação Estacional, Preço de Feijão, Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1969-72.
 Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

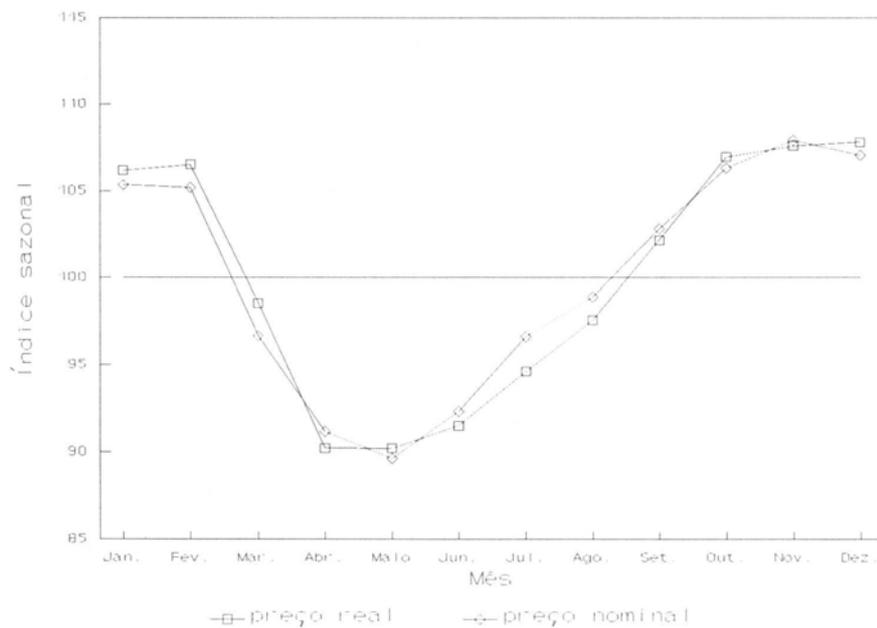


FIGURA 11 - Variação Estacional, Preço de Arroz em Casca, Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo 1969-72.
 Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

TABELA 3 - Séries Real e Nominal de Preços Recebidos pelos Produtores do Estado de São Paulo, Mês de Ocorrência do Maior e Menor Índice Sazonal, por Produto e por Período, 1969-72, 1982-85 e 1989-92¹

Produto	Período	Maior índice		Menor índice	
		Real	Nominal	Real	Nominal
Arroz em casca	1969-72	Dez.	Nov.	Maio	Maio
	1982-85	Out.	Jan.	Mar.	Jun.
	1989-92	Jan.	Fev.	Ago.	Ago.
Ovo tipo grande	1969-72	Maio	Maio	Set.	Out.
	1982-85	Set.	Set.	Jan.	Maio
	1989-92	Ago.	Abr.	Out.	Nov.
Feijão	1969-72	Set.	Set.	Fev.	Fev.
	1982-85	Abr.	Abr.	Dez.	Jan.
	1989-92	Jun.	Jun.	Dez.	Dez.
Milho	1969-72	Jan.	Jan.	Jun.	Jun.
	1982-85	Dez.	Dez.	Jun.	Jun.
	1989-92	Dez.	Jan.	Mar.	Jul.

¹Os valores das séries de preços reais foram obtidos com o deflacionamento pelo IGP-DI da FGV.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

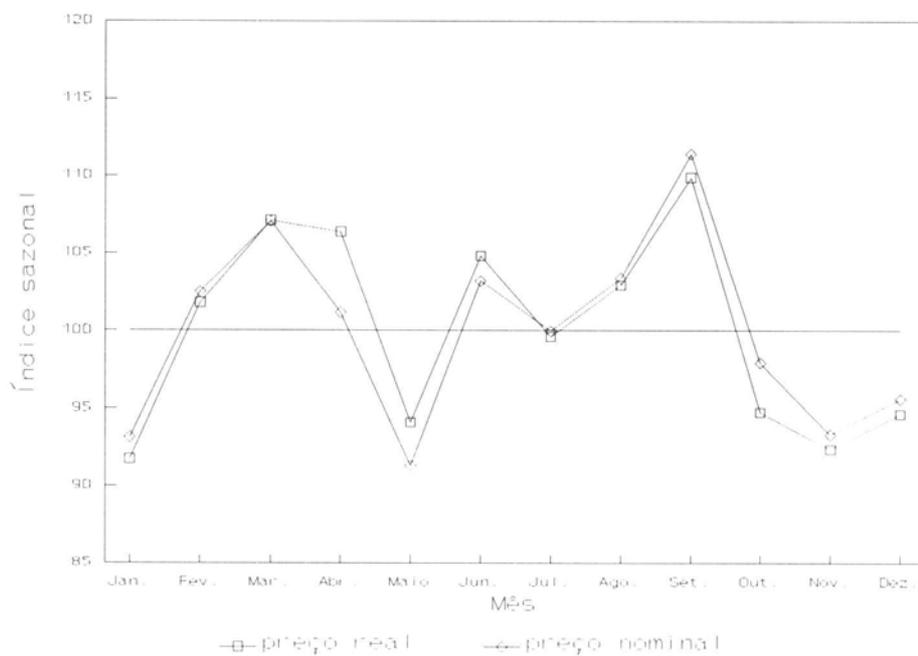


FIGURA 12 - Variação Estacional, Preço de Ovo Tipo Grande, Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1982-85.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

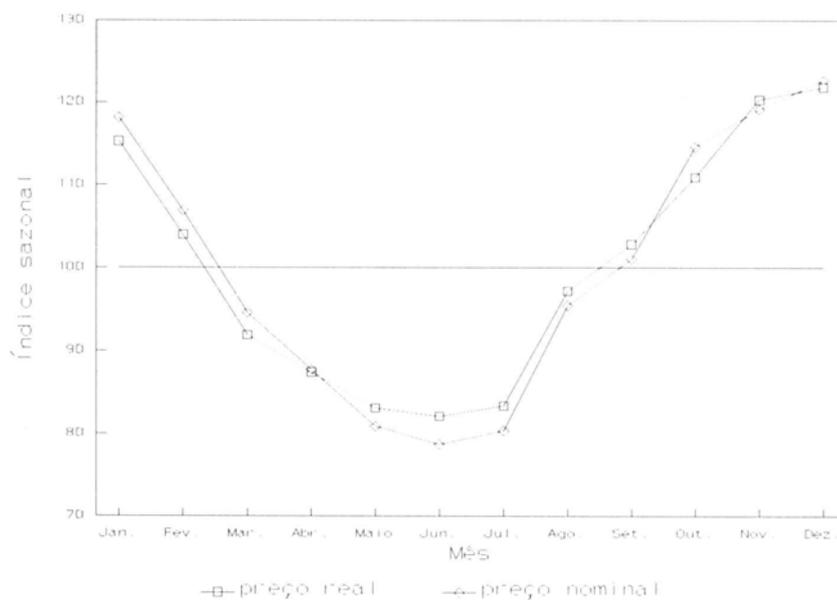


FIGURA 13 - Variação Estacional, Preço de Milho, Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo 1982-85.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

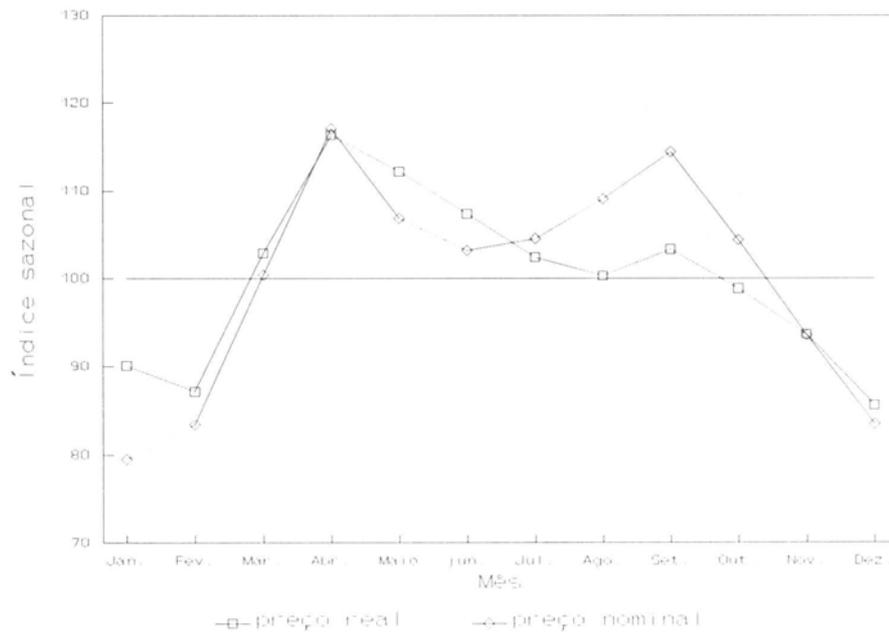


FIGURA 14 - Variação Estacional, Preço de Feijão, Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1982-85.
Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

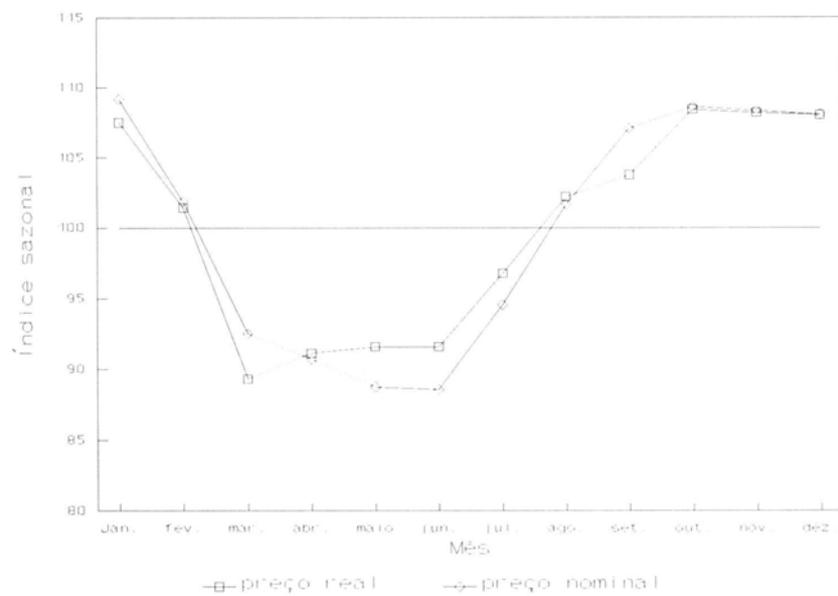


FIGURA 15 - Variação Estacional, Preço de Arroz em Casca, Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1982-85.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

ocorrência de picos e vales dos padrões sazonais e apresentando diferenças nas amplitudes das séries reais e nominais, à exceção do pico e vale dos índices de feijão (Figuras 16 a 19 e Tabela 3).

3.2 - Efeitos sobre a Tendência

A tendência é obtida por um processo de suavização da série original. Em economias inflacionárias a tendência da inflação pode ser melhor estudada através de um índice de preços, portanto, na decomposição, em geral, o interesse recai sobre a tendência do preço real. A tendência do preço real pode ser obtida pela decomposição da série de preços reais. A alternativa para obtenção da tendência do preço real a partir da série de preços nominais, deflacionando-se a tendência do preço nominal, é aceitável quando as taxas mensais de inflação não são muito irregulares. Quando se compara a tendência do preço real obtida pelo procedimento (a), deflacionamento *a priori*, com a obtida pelo procedimento (b), deflacionamento *a posteriori*, percebe-se que as diferenças entre os dois procedimentos são maiores nos períodos de taxas de inflação maiores e mais irregulares. Portanto, para esses períodos o deflacionamento *a priori* é recomendável. Esse comportamento foi observado para todos os produtos estudados (Figuras 20 a 23).

Se a utilização de deflatores para a preparação da série original fosse sempre indiscutível, esse estudo teria pouco sentido, uma vez que, utilizando-se séries deflacionadas *a priori*, a qualidade dos resultados estaria garantida. Porém, não se recomenda o uso indiscriminado de deflatores devido a certas características, como, por exemplo, a existência de sazonalidade no deflator, em particular, no Índice Geral de Preços (IGP-DI).

3.3 - A Sazonalidade do IGP

A sazonalidade do IGP-DI foi apresentada por SOUZA (1989) em um exemplo ilustrativo para o período 1981-89. FAVA & RIZZIERI (1992) estudaram a sazonalidade do Índice de Preços ao Consumidor da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (IPC-FIPE) no período 1980-91 e constataram que o

índice não apresentou sazonalidade, apesar de vários de seus componentes seguirem algum padrão sazonal. A questão da dessazonalização de índice de preços também foi abordada pelos autores.

Para melhor visualização do comportamento sazonal do IGP-DI, calcularam-se os índices sazonais para o período de 1956-92, tendo se observado mudanças nos índices sazonais ao longo da série (Figura 24). A sazonalidade do índice torna-se mais evidente no período de taxas inflacionárias maiores e mais irregulares, a partir de 1986. Isto significa que no deflacionamento de séries pelo IGP-DI, que é considerado o mais usual, os preços reais carregarão parte da sazonalidade do próprio deflator. Por outro lado, deixar de deflacionar conduz a estimativas diferentes das que são obtidas a partir da série de preços reais. Como alternativa, para diminuir esse problema, no caso de não se dispor de deflator sem sazonalidade, deve-se considerar a hipótese de utilização de deflatores ajustados sazonalmente. Essa alternativa prende-se ao argumento, que ainda exige verificação, de que o componente sazonal dos índices de preços deve-se a um conjunto de variações que não reflete a variação estacional de nenhum preço em particular e, além disso, se a inflação é uma tendência geral de elevação dos preços a parte sazonal deve ser vista mais como um problema do estimador da inflação (índice geral de preços) do que parte do processo inflacionário.

4 - CONCLUSÕES E SUGESTÕES

Os resultados empíricos permitiram refutar a hipótese e concluir que:

a) as estimativas dos padrões sazonais obtidas a partir de preços reais diferem, em diversos níveis, das obtidas a partir de preços nominais na presença de inflação. As diferenças são maiores nos períodos em que o processo inflacionário é mais acelerado e as taxas mensais de inflação são mais irregulares; ou seja, a qualidade da estimativa da tendência, e por conseguinte da sazonalidade, obtida através de média móvel, de uma série de preços nominais depende do comportamento do processo inflacionário;

b) a estimativa da tendência, e por conseguinte da sazonalidade, obtida através de média

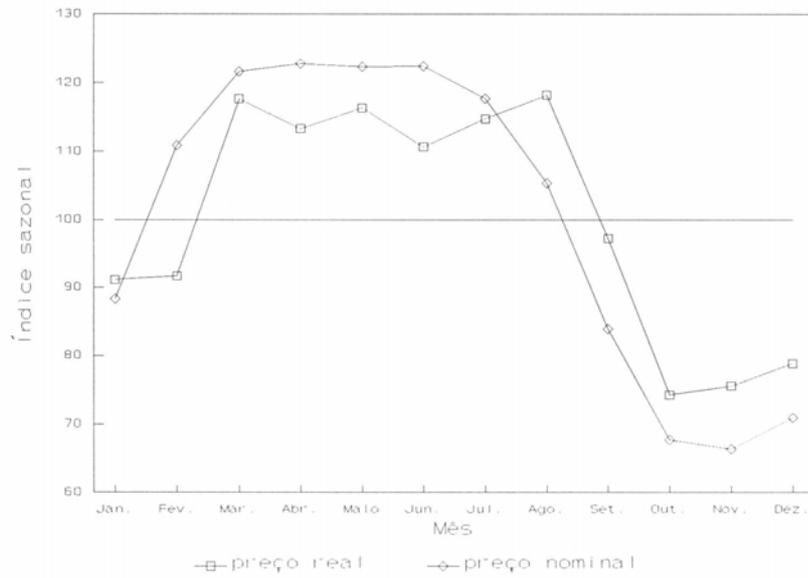


FIGURA 16 - Variação Estacional, Preço de Ovo Tipo Grande, Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1989-92.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

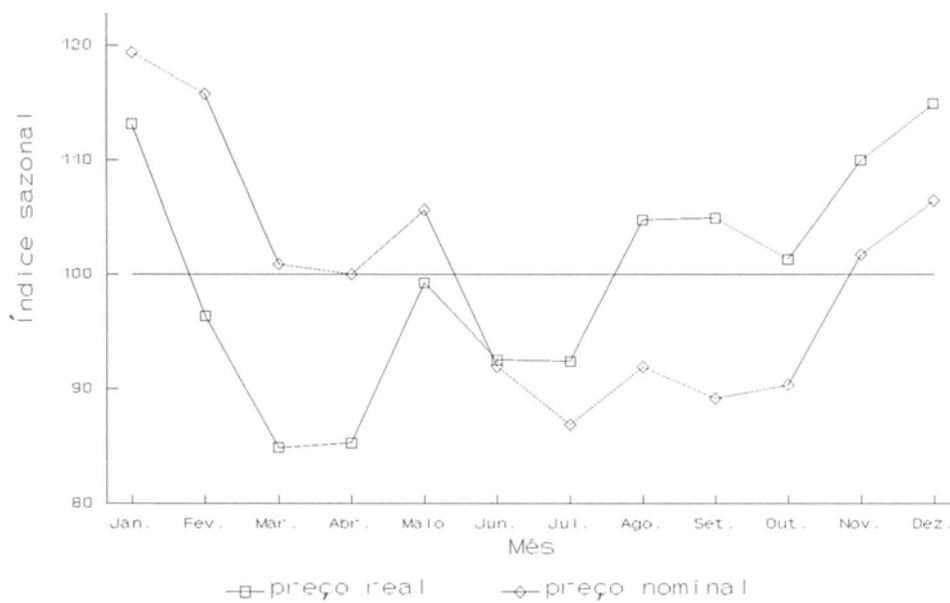


FIGURA 17 - Variação Estacional, Preço de Milho, Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1989-92.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

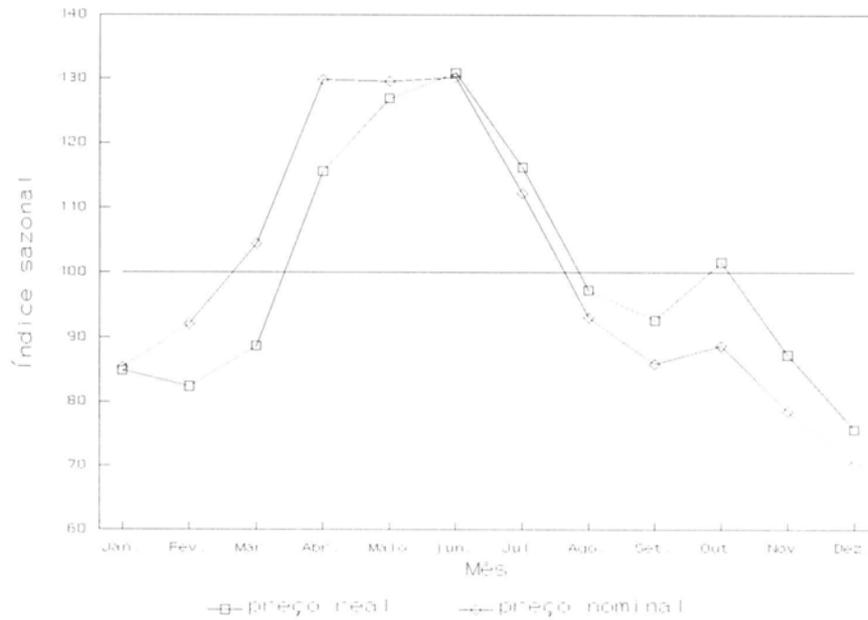


FIGURA 18 - Variação Estacional, Preço de Feijão, Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1989-92.
Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

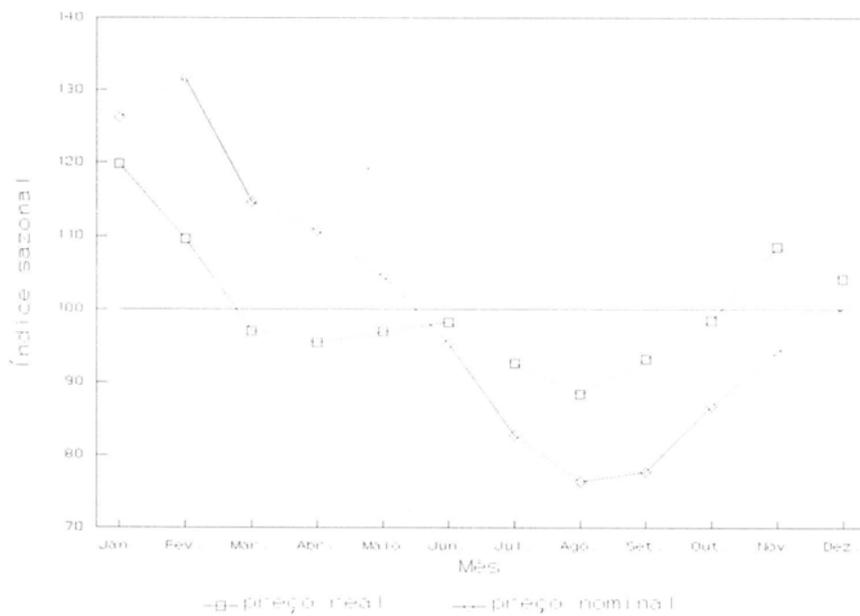


FIGURA 19 - Variação Estacional, Preço de Arroz em Casca, Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1989-92.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

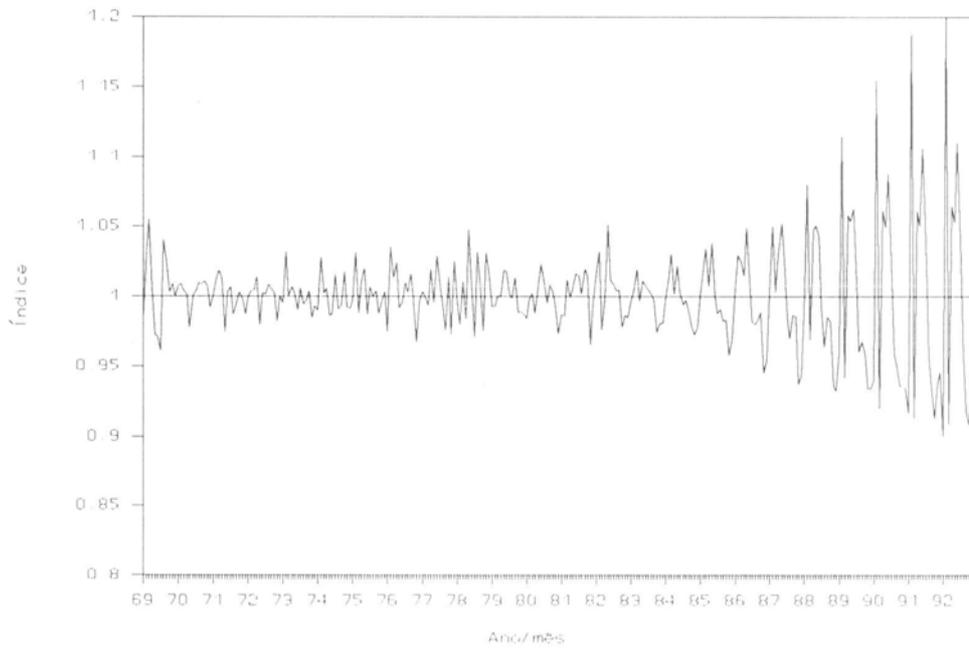


FIGURA 20 - Relação entre as Estimativas da Tendência T_a e T_b , Preço de Ovo Tipo Grande Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1969-92.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

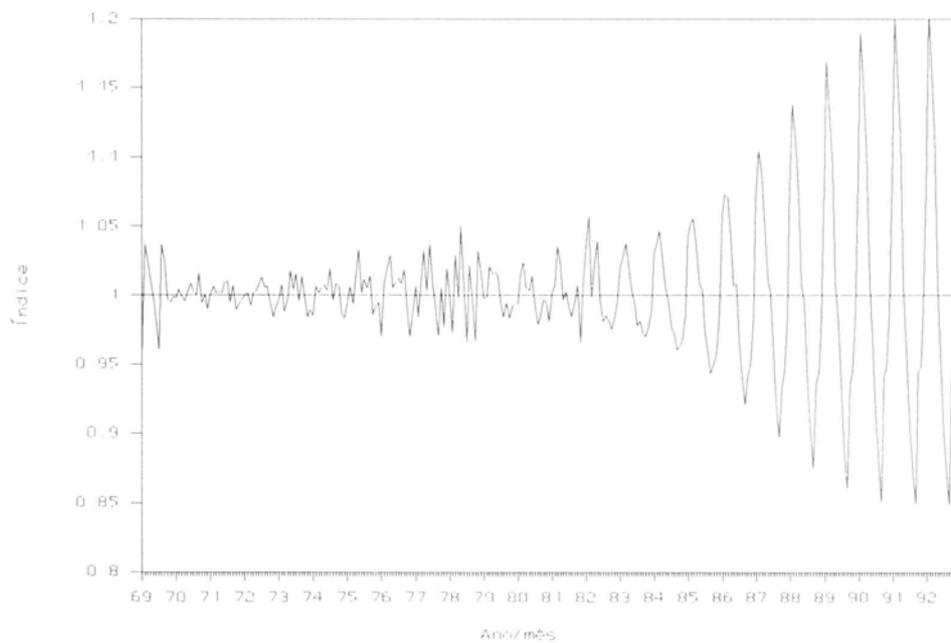


FIGURA 21 - Relação entre as Estimativas da Tendência T_a e T_b , Preço de Milho Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1969-92.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

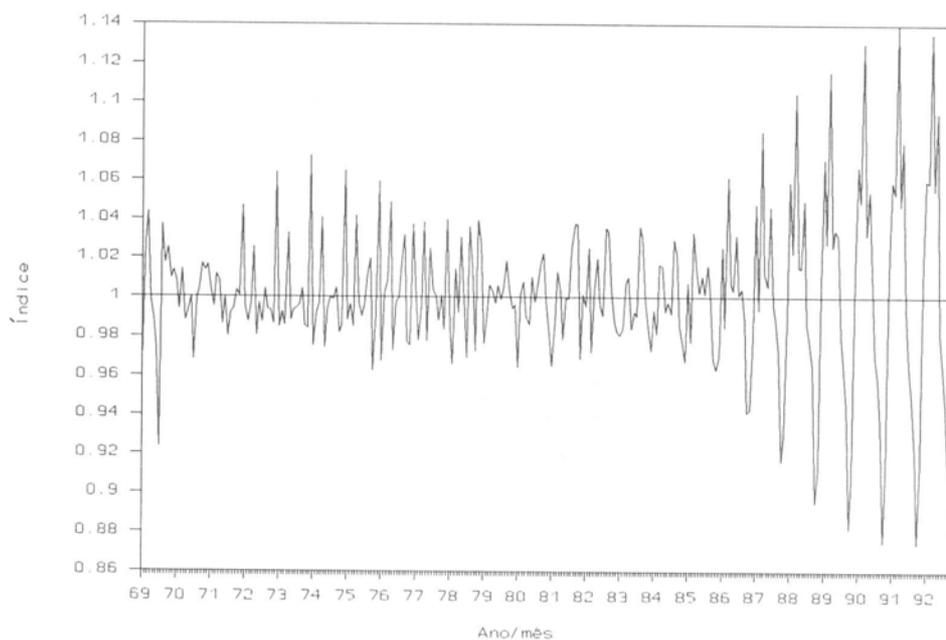


FIGURA 22 - Relação entre as Estimativas da Tendência T_a e T_b , Preço de Feijão Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1969-92.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

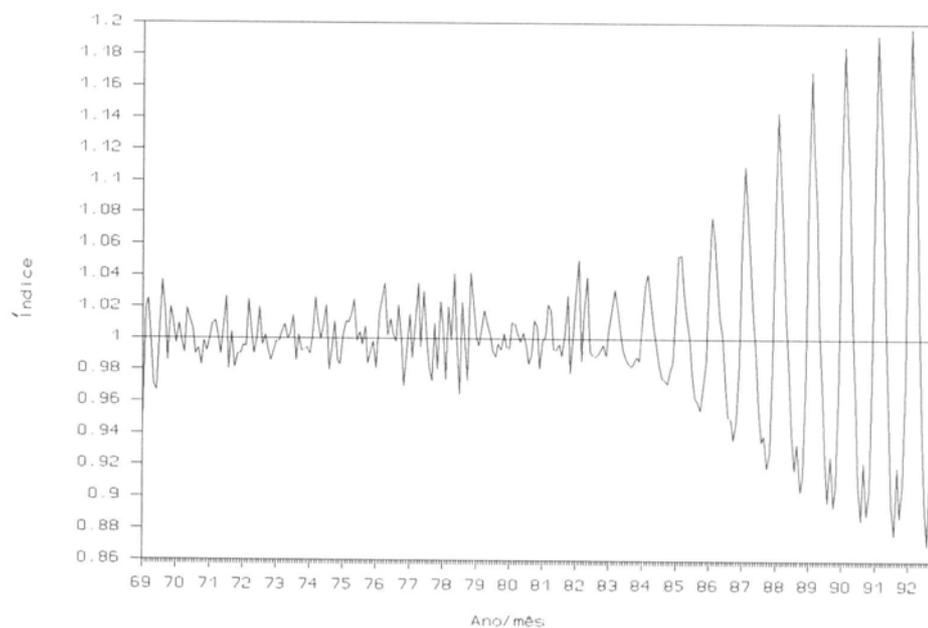


FIGURA 23 - Relação entre as Estimativas de Tendência T_a e T_b , Preço de Arroz em Casca Recebido pelos Produtores, Estado de São Paulo, 1969-92.

Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ANUÁRIO (1989-93) e SANTIAGO (1990).

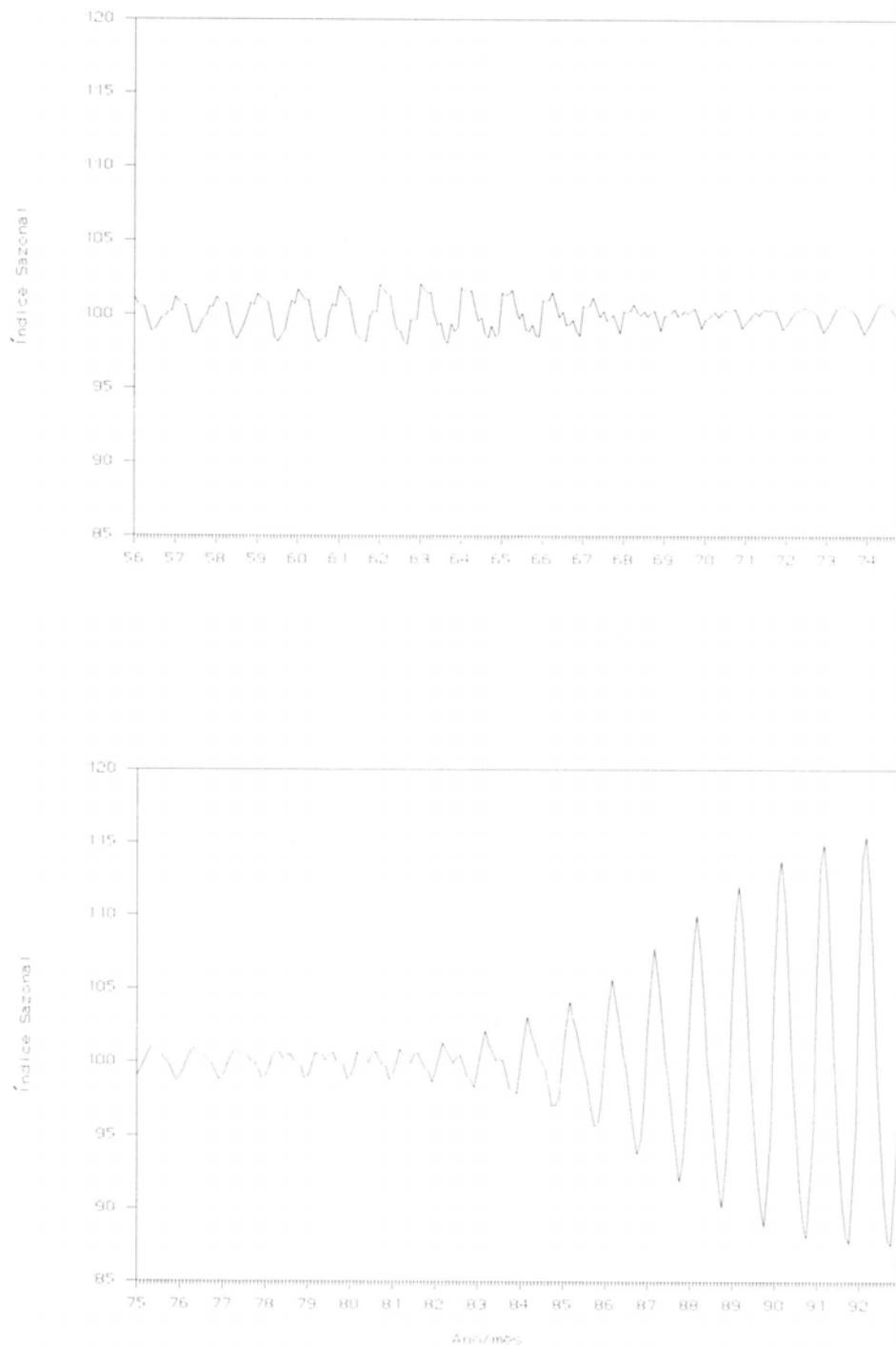


FIGURA 24 - Índices Sazonais, IGP-DI, 1956-92.
 Fonte: Elaborada a partir de dados básicos de ÍNDICE (1956-92).

móvel, de uma série de preços nominais, tende a ser mais precisa quanto mais regular for o processo inflacionário; e c) a estimativa da tendência, e por consequente da sazonalidade, obtida através de média móvel, de uma série de preços nominais, tende a ser mais precisa quanto menor for a taxa de inflação mensal.

As conclusões, provavelmente, podem ser generalizadas, no entanto, são estritamente válidas para os produtos e para os períodos considerados. Observou-se, também, que o IGP-DI apresenta sazonalidade, principalmente, nos períodos de altas taxas inflacionárias. Esse fato pode prejudicar a qualidade das estimativas dos padrões sazonais obtidas a partir de séries de preços deflacionadas por esse deflator.

Como a maior irregularidade coincidiu com os níveis mais elevados das taxas inflacionárias, não foi possível determinar, empiricamente, qual dos dois fatos estaria afetando em maior intensidade a qualidade das estimativas do padrão sazonal. No entanto, o princípio do algoritmo usado na decomposição, que consiste na suavização da série por médias móveis, sugere que a qualidade das estimativas dos padrões sazonais obtidas a partir de séries de preços nominais seja mais afetada pela irregularidade que pelos elevados níveis de inflação. Dessa forma, períodos com altas taxas inflacionárias, porém de variação mensal regular, poderiam fornecer boas estimativas dos índices sazonais mensais, mesmo quando se trabalha com preços nominais.

Ressalta-se que o processo de suavização da série original, médias móveis, não captou todo o efeito da inflação, principalmente nos casos em que a inflação foi muito alta e irregular, restando, ainda, ao componente sazonal parte da variação da série original devida à inflação.

Como sugestão, para uma pesquisa futura, propõe-se analisar a viabilidade do uso de deflatores ajustados sazonalmente na preparação das séries de preços para ajustamento sazonal ou outras finalidades.

LITERATURA CITADA

- ANUÁRIO DE INFORMAÇÕES ESTATÍSTICAS DA AGRICULTURA: Anuário IEA, 1989-92. São Paulo, IEA, 1989-93.
- BARBOSA, Marli R. **Inflação e agricultura: análise econométrica do comportamento de preços setoriais e agregados no Brasil.** Viçosa, Universidade Federal de Viçosa, 1995. 120p. (Dissertação de Mestrado).
- CAMARGO FILHO, Waldemar P. & MAZZEI, Antonio R. Variação estacional de preços de hortaliças e perspectivas no mercado. **Informações Econômicas**, SP, **22**(09):33-56, set. 1992.
- CARDOSO, Eliana A. **Economia brasileira ao alcance de todos.** São Paulo, Brasiliense, 1993. 196p.
- CARVALHO, Flavio C.; SUEYOSHI, Maria de L. S. & DONADELLI, Alceu. Efeitos de mudanças na estrutura de ponderação sobre o dispêndio com alimentos da cesta de mercado em São Paulo. **Agricultura em São Paulo**, SP, **37**(1):1-8, 1990.
- CROCOMO, Celso R. & HOFFMANN, Rodolfo. **Variação estacional dos preços de produtos hortícolas no Estado de São Paulo no período 1964-71.** Piracicaba, ESALQ/USP, 1972. (Série Pesquisa, 18).
- ESTADOS UNIDOS. Department of Commerce. Bureau of Economic Analysis. **The X-11 variant of the census method II seasonal adjustment program.** Washington, 1976. (BEA-R,1).
- FAVA, Vera L. & RIZZIERI, Juarez. Sazonalidade no IPC-FIPE. **Informações FIPE**, SP, (147):7-9, nov./dez. 1992.
- FRANCISCO, Vera L. F. S. et al. Utilização do SAS em estudos de sazonalidade. **Informações Econômicas**, SP, **24**(6):31-36, jun. 1994.
- _____ et al. Sazonalidade em séries temporais econômicas: aplicações. **Agricultura em São Paulo**, SP, **42**(1):57-71, 1995.
- FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS. **Variações sa-**

- zonais 10 anos.** Rio de Janeiro, FGV, 1977. 246p.
- GAIT, Nazira. **Ajustamento sazonal de séries temporais.** São Paulo, IME/USP, 1975. 111p. (Dissertação de Mestrado).
- GOLDSMITH, R. W. **Brasil 1850-1984:** desenvolvimento financeiro sob um século de inflação. São Paulo, Harper & Row do Brasil, 1986. 557p.
- HOFFMANN, Rodolfo. **Estatística para economistas.** São Paulo, Pioneira, 1980. 379p.
- _____. **Variação estacional de preço de cebola no Estado de São Paulo.** Piracicaba, ESALQ/USP, 1968. 14p. (Série Pesquisa, 7).
- _____. **Variação estacional de preço de produtos agropecuários no Estado de São Paulo.** Piracicaba, ESALQ/USP, 1969. 184p. (Tese de Doutorado).
- ÍNDICE geral de preços - disponibilidade interna (IGP-DI). **Conjuntura Econômica**, RJ, jan./dez., 1956-92.
- PINO, Francisco A. et al. Sazonalidade em séries temporais: um levantamento do estado da arte. **Agricultura em São Paulo**, SP, 41(3): 103-133, 1994.
- SANTIAGO, Maura M. D. coord. **Estatísticas de preços agrícolas no Estado de São Paulo.** São Paulo, IEA, 1990. 3v.
- SAS INSTITUTE. **SAS/ETS user's guide:** version 6. Cary, NC, SAS Institute, 1988.
- SIMONSEN, Mário H. A inflação brasileira: lições e perspectivas. **Revista de Economia Política**, RJ, 5(4):15-30, out./dez. 1985.
- SOUZA, Reinaldo S. Modelos estruturais para previsão de séries temporais: abordagens clássica e bayesiana. In: **COLÓQUIO BRASILEIRO DE MATEMÁTICA**, São Paulo, IMP/CNPq, 1989. 171p.
- ZINI, Álvaro A. **Três estudos sobre inflação, taxa de câmbio e reforma monetária no Brasil.** São Paulo, FEA/USP, 1993. 185p. (Tese de Livre Docência).