

# Sazonalidade em índices de preços : o caso do IPC-FIPE

Vera Lucia Fava\*  
Juarez A. B. Rizzieri\*

## RESUMO

Este artigo aborda a questão do ajustamento sazonal de índices de preços, assunto frequentemente discutido mas sobre o qual não existe consenso. Estuda-se o caso concreto do IPC-Fipe, índice largamente usado como indexador. O período considerado estende-se de janeiro de 1980 a dezembro de 1994. Utilizando duas metodologias alternativas método X-11 e Modelos Estruturais de Séries de Tempo foram identificados onze itens do IPC-Fipe com comportamento sazonal. Quando se agrupam os efeitos sazonais desses itens, observa-se que eles se compensam, não transferindo, dessa forma, nenhum padrão de sazonalidade para o índice geral. Por esse resultado, o ajustamento sazonal do IPC-Fipe não é necessário.

**Palavras-chave:** ajustamento sazonal, índices de preços, método X-11, modelos estruturais para séries de tempo.

## ABSTRACT

This article exams the issue of seasonal adjustment of price indices. This subject has been discussed frequently but consensus has yet to be reached. The case studied here is the Consumer Price Index elaborated by Fipe (CPI-Fipe), commonly used for indexation. The period analysed is Jan/80 to Dec/94. Using two alternative methodologies X-11 procedure and Structural Models for Time Series eleven seasonal items were identified. When the seasonal effects are considered together, it is observed that they cancel each other out. Thus, no seasonal pattern is transfered to the general index. Due to this result, seasonal adjustment of the CPI-Fipe is unnecessary.

**Key words:** seasonal adjustment, price indices, X-11 method, structural models for time series.

## 1 Introdução

O ajustamento sazonal de séries econômicas não é procedimento aceito de forma irrestrita. A polêmica é ainda maior quando se trata da dessazonalização de séries de índices de preços.

Antes de defender ou criticar a realização do ajustamento sazonal de um índice de preços, convém ter bem claro o objetivo e as possíveis utilizações desse indicador.

Os índices de preços ao consumidor, por exemplo, geralmente visam medir a evolução dos preços de um conjunto de bens e serviços consumidos por uma população-alvo previamente escolhida. Encarados dessa forma, não há por que submetê-los a um processo de ajustamento sazonal, escondendo suas reais oscilações.

Quando, porém, esses mesmos índices de preços passam a ser utilizados como indexadores pelos mais diversos segmentos da economia, o ajustamento sazonal pode ser defensável como forma de evitar que as oscilações devidas ao comportamento sazonal de um grupo restrito de produtos possam vir a contaminar os preços dos demais bens e serviços.

O Índice de Preços ao Consumidor calculado pela FIPE (IPC-Fipe) pode ser citado como exemplo dessa dupla função desempenhada por um índice de preços. Originalmente concebido para medir, aproximadamente, a variação do custo de vida das famílias paulistanas pertencentes à classe de renda modal, o IPC-Fipe foi, até recentemente, utilizado como indexador por diversos agentes econômicos: órgãos governamentais e instituições privadas utilizaram, oficialmente ou contratualmente, o IPC-Fipe como instrumento de atualização monetária. Talvez mais relevante seja seu uso como indicador referencial, tanto pelo Banco Central como pelo mercado financeiro, para a formação da taxa de juros futura que, em última instância, acaba por induzir a própria taxa futura de inflação. Evidentemente, nesse caso também são utilizados outros índices de preços como o IGP-M e o INPC.

Em função, portanto, da utilização do IPC-Fipe como indexador ou como elemento de formação de expectativas inflacionárias, seria ou não necessário proceder ao ajuste sazonal do mesmo?

Analisando a trajetória desse índice durante os últimos quinze anos, não é possível identificar um comportamento sazonal inequívoco, apesar de vários de seus componentes seguirem padrão de sazonalidade bem definido, conforme será constatado adiante.

Aparentemente, há duas explicações alternativas para tal característica do IPC-Fipe: a) os efeitos sazonais dos componentes simplesmente acabam se compensando, não provocando sazonalidade no índice geral; b) os efeitos sazonais podem influenciar a formação de expectativas inflacionárias pelos agentes econômicos, à medida que, em períodos subsequentes, transferem-se para os preços dos demais itens, impedindo que o índice geral reflita o comportamento verdadeiramente sazonal de alguns de seus componentes.

A valer a primeira explicação, evidentemente não há necessidade de proceder ao ajustamento sazonal do índice geral. Já no caso de ser correta a segunda explicação, o ajustamento é justificável.

O objetivo deste artigo é testar a presença de sazonalidade em alguns componentes do IPC-Fipe e avaliar seu efeito conjunto sobre o índice geral<sup>1</sup>. Inicialmente, buscou-se identificar os componentes do IPC-Fipe que poderiam apresentar padrão de sazonalidade justificável. Foram selecionados treze componentes cujo peso no índice era de 36,61% até 1993 e de 35,30% a partir de janeiro de 1994, em decorrência da implantação dos resultados da última pesquisa de orçamentos familiares.

O passo seguinte consistiu na estimação dos efeitos sazonais e na verificação de sua significância estatística. Dois procedimentos foram utilizados: o método X-11 e o Modelo Estrutural para séries de tempo. O período analisado abrange os anos de 1980 a 1994. Além desse, foram também considerados os subperíodos 1980-1985 e 1986-1994. O objetivo de tal divisão foi avaliar a sensibilidade dos resultados aos congelamentos de preços decretados a partir de 1986, além de eventuais alterações nos padrões de sazonalidade.

Por fim, avaliou-se, mês a mês, o impacto conjunto dos efeitos sazonais associados aos diversos componentes do IPC-Fipe. A seguir, são apresentadas detalhadamente as etapas perseguidas e os resultados obtidos.

## 2 Avaliação do padrão de sazonalidade

Os componentes do IPC-Fipe que em princípio teriam comportamento sazonal justificável são os seguintes: arroz, feijão, leite, carnes, aves, frutas, legumes, verduras, tubérculos, ovos, aluguel, vestuário e educação. Os dez primeiros são produtos do setor agropecuário e o padrão sazonal de seus preços pode ser explicado pela escassez nos períodos de entressafra e por relativa abundância nos períodos de safra. É claro que uma política eficaz de estoques reguladores e de importação poderia suavizar os efeitos sazonais e eventualmente eliminá-los. A inclusão do aluguel justifica-se pela concentração de contratos ocorrida em consequência das políticas de reajuste de cada plano de estabilização a partir do Cruzado. O vestuário é reconhecidamente um componente com acentuado comportamento sazonal, marcado por substanciais elevações de preços nos meses de lançamento das coleções outono-inverno e primavera-verão e por quedas reais ou nominais de preços nos meses de liquidação. Quanto ao item educação, a sazonalidade tinha seu pico nos primeiros meses do ano, quando eram feitas as matrículas para o ano letivo a se iniciar; nos anos recentes, o pagamento da matrícula passou a

---

<sup>1</sup> Não é objeto desta discussão o procedimento alternativo de dessazonalização parcial das séries de preços através de mudanças nos pesos orçamentários mensais de produtos que apresentam comportamento sazonal, à semelhança do praticado pelo Desip do IBGE para os hortifrutigrangeiros.

ser feito no final do ano anterior, inclusive a pretexto de reserva de vaga, o que pode ter contribuído para mudanças no padrão de sazonalidade.

## Métodos utilizados

O estudo da sazonalidade associada aos treze itens do IPC-Fipe mencionados anteriormente foi feito com base na abordagem clássica <sup>2</sup> dos Modelos Estruturais de Séries de Tempo e no método X-11.

Os Modelos Estruturais têm por objetivo a estimação dos componentes não-observáveis subjacentes a uma série temporal, sejam eles, tendência, ciclo, sazonalidade e componente irregular, permitindo que todos eles sejam estocásticos. Uma breve exposição dos Modelos Estruturais para séries de tempo pode ser encontrada no apêndice <sup>3</sup> Esta metodologia é bastante útil pois, além de possibilitar a estimação do componente sazonal, permite testar se o padrão de sazonalidade é constante ou variável no tempo, tomando por base a significância estatística da variância do componente sazonal. Permite, também, a inclusão de variáveis explicativas e de intervenção.

O modelo estimado para todos os itens considerados foi o denominado Modelo Estrutural Básico que contém tendência, sazonalidade e o termo de erro. Para os períodos 1986-1994 e 1980-1994, foram estimados modelos com e sem variável dummy, definida de forma a captar o efeito dos planos de estabilização decretados a partir de 1986. A opção por um dos dois modelos foi feita com base na significância do coeficiente estimado da variável dummy e nos resultados dos testes de normalidade, autocorrelação e heterocedasticidade.

As estimações foram feitas no domínio do tempo, utilizando o pacote econométrico denominado STAMP-Structural Time Series Analyser, Modeller and Predictor.

O método X-11 foi desenvolvido no US Bureau of the Census, na década de 1960, e é um dos procedimentos de ajustamento sazonal mais utilizados no mundo. Ao contrário dos Modelos Estruturais, o X-11 não tem por base um modelo econométrico. Ele extrai da série original os componentes de tendência-ciclo (TC), sazonalidade (S) e irregular (I), utilizando médias móveis. Esses componentes podem ser combinados de forma aditiva ou multiplicativa. Essa última foi adotada no presente estudo por melhor se adequar às séries trabalhadas. Supõe-se, assim, que as séries de índices de preços  $y_t$  podem ser descritas pela equação a seguir:

$$y_t = TC_t \cdot S_t \cdot I_t.$$

---

<sup>2</sup> Pela abordagem clássica, os hiperparâmetros do modelo são estimados por meio da maximização da função de verossimilhança; contrapõe-se a ela a abordagem bayesiana, pela qual os hiperparâmetros são estabelecidos subjetivamente ou estimados de forma seqüencial.

<sup>3</sup> Para maiores detalhes sobre essa metodologia, consultar Harvey (1989).

As etapas do método X-11 podem ser resumidas da seguinte forma: (i) calcula-se inicialmente a média móvel centrada de 12 meses de  $y_t$ , resultando uma estimativa preliminar do componente  $TC_t$ ; (ii) divide-se a série original por essa estimativa e tem-se um valor inicial para  $S_t.I_t$ ; (iii) calcula-se a média móvel de  $S_t.I_t$  obtida na etapa anterior, para cada mês do ano, e obtém-se a primeira estimativa dos fatores de sazonalidade; (iv) o componente irregular é então estimado dividindo-se  $S_t.I_t$  pelos fatores de sazonalidade; (v) calcula-se o desvio padrão do componente irregular e procede-se ao ajustamento de seus valores extremos, gerando-se, assim, uma nova série  $S_t.I_t$ ; (vi) repete-se a etapa (iii) para obter a segunda estimativa dos fatores sazonais; (vii) divide-se a série  $y_t$  por esses fatores, resultando a primeira estimativa da série sazonalmente ajustada  $y^a_t$ ; (viii) aplica-se a  $y^a_t$  às etapas (i) a (iii) e têm-se os fatores sazonais finais. O método permite também corrigir a série de acordo com o número de dias úteis do mês<sup>4</sup> Para o cálculo dos fatores sazonais pelo método X-11, utilizou-se o programa SAS/ETS.

## Resultados obtidos

Dos treze itens analisados, aves e feijão não apresentaram sazonalidade em nenhum dos períodos considerados, conforme indicam os resultados do Quadro 1. Para arroz e aluguel, só não foi detectada sazonalidade no período 1980-1985. Já o item carnes não apresentou sazonalidade no período 1986-1994. No caso do leite, as duas metodologias produziram resultados opostos: enquanto o método X-11 rejeitou a existência de sazonalidade apenas no período 1980-1985, os resultados dos Modelos Estruturais só indicaram padrão sazonal nesse período. Quanto aos demais itens, a sazonalidade não foi rejeitada em nenhum período por nenhum dos procedimentos empregados.

As conclusões acerca da constância, no tempo, do padrão de sazonalidade, extraídas do Modelo Estrutural, foram as seguintes: no período 1980-1985, cinco itens - leite, frutas, legumes, vestuário e educação - apresentaram sazonalidade variável ou estocástica; para 1986-1994, identificou-se sazonalidade constante em todos os casos e, para 1980-1994, apenas os itens frutas e educação caracterizaram-se por sazonalidade variável.,

Os Gráficos 1(a) a 1(l) permitem comparar o padrão de sazonalidade entre períodos e entre métodos de estimação. Naqueles referentes aos Modelos Estruturais, os fatores de sazonalidade significativamente diferentes de 1, ao nível de 10%, estão assinalados com seta<sup>5</sup> O mesmo não foi feito para os demais gráficos porque o método X-11 não permite a realização de teste análogo. Notam-se várias diferenças, sobretudo entre períodos, o que pode ser devido a efetivas mudanças nos padrões de sazonalidade ou à interferência das sucessivas acelerações do processo inflacionário, seguidas pelos congelamentos de preços decretados pelo governo. Por exemplo, o vestuário, item sazonal de maior peso no IPC-Fipe, apresenta efeitos sazonais positivos e significantes nos mesmos meses, independentemente do intervalo de tempo: abril e maio

<sup>4</sup> Ver a respeito, Butter e Fase (1991) e Hylleberg (1992).

<sup>5</sup> Nos casos de padrão sazonal variável, foi considerada a significância nos últimos doze meses do período.

(coleção outono-inverno) e outubro (coleção primavera-verão). Já os efeitos sazonais negativos e significantes ocorrem em janeiro, fevereiro, julho e agosto no período 1980-1985 e em fevereiro, julho, agosto e dezembro no período 1986-1994, sugerindo antecipação da liquidação dos artigos de verão, ou seja, alteração no padrão de sazonalidade.

A análise minuciosa dos gráficos revela que não existe nenhum mês em que todos os itens apresentam efeitos sazonais na mesma direção. Há, portanto, em todos os meses, efeitos sazonais positivos de um subconjunto de itens compensando, ao menos em parte, os efeitos sazonais do outro.

Para se ter uma medida exata dessa compensação e do impacto final da sazonalidade sobre o índice geral, é necessário levar em conta o peso de cada item no IPC-Fipe.

A maneira correta de calcular essa medida está associada à forma como é computado o índice. O IPC-Fipe é calculado por meio da fórmula geométrica:

$$IPC_t = \prod_i \left( R_{t,t-1}^i \right)^{w^i}$$

onde:

$R_{t,t-1}^i$  é o relativo de preços do item  $i$  entre os instantes  $t$  e  $t-1$ ;

$w^i$  é o peso do item  $i$ .

O IPC-Fipe ajustado sazonalmente (IPCS), obtido a partir da dessazonalização de seus componentes, seria dado por:

$$IPCS_t = \prod_i \left( R_{t,t-1}^i / FS_t^i \right)^{w^i}$$

onde  $FS_t^i$  é o fator de sazonalidade associado ao item  $i$  no mês  $t$ .

Assim, se  $\prod_i (FS_t^i)^{w^i}$  for próximo da unidade, pode-se concluir que o efeito sazonal agregado pouco relevante, não implicando em comportamento sazonal do índice de preços global.

Foi, então, calculado o produtório dos efeitos sazonais ponderados para cada mês do ano. Os resultados encontram-se na Tabela 1.

Quase todos os valores obtidos ficaram muito próximos de um, indicando que os comportamentos sazonais apresentados individualmente pelos itens considerados, quando agregados, não acarretam comportamento sazonal do IPC-Fipe. Todavia, uma observação deve ser feita, especialmente em relação aos resultados do método X-11: até 1985, os desvios da unidade eram insignificantes porém, a partir de 1986, os números de janeiro parecem não ser tão desprezíveis. É evidente que se pode associar o comportamento desses fatores sazonais de janeiro aos planos de estabilização, visto que, excetuando os planos Bresser e Real, todos os demais congelamentos foram adotados no primeiro trimestre de cada ano, ficando os mais altos índices de preços concentrados em todo mês de janeiro, o que acabou se incorporando aos próprios fatores de sazonalidade. Os Modelos Estruturais parecem mais eficientes para isolar esse efeito, uma vez que seus resultados são mais bem comportados em janeiro.

Por consequência dessa diferença metodológica, nota-se que o teste de sazonalidade não rejeita a existência dessa na série do IPC-Fipe pelo método X-11 para os períodos 1986-94 e 1980-94; ao passo que, pelos Modelos Estruturais, a existência de sazonalidade é rejeitada para todos os períodos. Assim, pelo exposto sobre janeiro, deve-se olhar com reserva o resultado positivo de sazonalidade para os períodos que contêm os planos de estabilização.

### 3 Conclusão

Os resultados mostraram a presença de padrão sazonal para onze itens do IPC-Fipe, os quais respondem por algo em torno de 32% dos gastos familiares no Município de São Paulo, ficando sem padrão sazonal significativo feijão e aves. O primeiro tem sua produção razoavelmente distribuída ao longo do ano, o que tem garantido um abastecimento normal, prejudicado apenas por acidentalidades climáticas. O frango já tem uma produção industrializada, razão pela qual o comportamento de seus preços distancia-se cada vez mais dos padrões da carne bovina. Sua oferta também tem sido regularizada em função dos compromissos de exportações a preços previamente contratados. É importante registrar que, apesar da significância estatística dos padrões sazonais, eles em geral não constituem a maior parcela da oscilação dos preços, ficando essa por conta do componente irregular.

Apesar da existência de sazonalidade para itens do IPC-Fipe, o mesmo não fica garantido para o índice geral, principalmente quando a análise considera apenas o período que antecede aos planos de estabilização iniciados com o Cruzado. Isso revela que existe um efeito compensatório entre os padrões sazonais quando eles são tomados conjuntamente, isto é, os efeitos se anulam quando considerados mês a mês. Aparentemente, a simples ausência de padrão sazonal para o índice geral leva a crer que a variação sazonal com relação a produto tem sido incapaz de contaminar a formação dos preços dos demais componentes do índice, ou seja, os agentes econômicos têm levado em conta o efeito conjunto da sazonalidade e, como esse tem sido anulado pelo efeito compensação mencionado, nada tem sido transferido para os demais produtos. Em outras palavras, se os agentes econômicos conhecem as variações sazonais

localizadas em alguns produtos, eles têm sido racionais o suficiente para distingui-las da variação devida a outros choques inflacionários. Esses representam, em última instância, as ocorrências mais graves porque afetam as expectativas inflacionárias que, a curto prazo, incorporam-se às taxas de juros do mercado e se difundem pela maioria dos contratos da economia, comprometendo a eficácia das políticas econômicas que buscam o equilíbrio macroeconômico num ambiente de preços estáveis.

## Apêndice A: modelos estruturais para séries de tempo

Os Modelos Estruturais visam a estimação dos componentes não observáveis subjacentes a uma série temporal. Esses componentes são a tendência, o ciclo, a sazonalidade e o termo irregular, os quais podem, de acordo com essa abordagem, ser estocásticos.

A estimação desses componentes não é prerrogativa dos Modelos Estruturais. Ela já era objeto dos métodos tradicionais de análise de séries de tempo, frequentemente utilizados antes da disseminação dos modelos ARIMA.

O Modelo Estrutural Univariado, em sua forma aditiva, é expresso por<sup>6</sup>:

$$y_t = \mu_t + \psi_t + \gamma_t + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

onde  $y_t$  é a série observada,  $\mu_t$  é a tendência,  $\psi_t$  é o ciclo,  $\gamma_t$  é a sazonalidade e  $\varepsilon_t$  é o componente errático.

O Modelo Estrutural acomoda várias possibilidades de evolução dos componentes ao longo do tempo. Apresentar-se-á apenas uma alternativa. Outras formulações podem ser encontradas em Harvey (1989).

### TENDÊNCIA

$$\begin{aligned} \mu_t &= \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \\ \beta_t &= \beta_{t-1} + \zeta_t \end{aligned}$$

### CICLO

$$\psi_t = \rho [\alpha \cos \lambda t + \beta \sin \lambda t] + \kappa_t$$

<sup>6</sup>A notação aqui adotada é a utilizada por Harvey (1989).

## SAZONALIDADE

$$\gamma_t = - \sum_{j=1}^{s-1} \gamma_{t-j} + \omega_t$$

## COMPONENTE ERRÁTICO

$$\varepsilon_t = \text{ruído branco}$$

onde  $\eta_t$ ,  $\zeta_t$ ,  $\kappa_t$  e  $\omega_t$  são ruídos brancos,  $\beta_t$  é a declividade da tendência,  $\rho$  é o fator de amortecimento ( $0 < \rho \leq 1$ ),  $\lambda$  é a frequência do ciclo,  $\sqrt{\alpha^2 + \beta^2}$  é a amplitude do ciclo e  $s$  é o número de períodos sazonais.

O modelo expresso pelas equações anteriores tem apenas uma variável observável ( $y_t$ ) e requer a estimação dos quatro componentes não observáveis em cada instante de tempo  $t$  com base nas informações disponíveis em  $t-1$ . Para obter estimativas atualizadas dos componentes não-observáveis, deve-se colocar o modelo em forma de Espaço de Estado e utilizar o Filtro de Kalman.

O Modelo Estrutural Básico, que não contém o componente cíclico, tem a seguinte representação em forma de Espaço de Estado, considerando  $s = 4$ :

- EQUAÇÃO DE MEDIDA

Essa equação expressa a série observada  $y_t$  em função de seus componentes não observáveis, reunidos no vetor de estado  $\alpha_t$  conforme especificado logo adiante.

$$y_t = [1 \ 0 \ 1 \ 0 \ 0] \alpha_t + \varepsilon_t \quad \text{ou} \quad y_t = z \alpha_t + \varepsilon_t$$

$$E(\varepsilon_t) = 0; \quad V(\varepsilon_t) = h_t$$

- EQUAÇÃO DE TRANSIÇÃO

A equação de transição define a forma de evolução do vetor de estado  $\alpha_t$  ao longo do tempo. Conforme pode ser observado na equação abaixo, supõe-se que os elementos de  $\alpha_t$  são gerados por um processo de Markov de primeira ordem.

$$\alpha_t = \begin{bmatrix} \mu_t \\ \beta_t \\ \gamma_t \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & -1 & -1 & -1 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{t-1} \\ \beta_{t-1} \\ \gamma_{t-1} \\ \gamma_{t-2} \\ \gamma_{t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \eta_t \\ \zeta_t \\ \omega_t \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$$

ou

$$\alpha_t = T\alpha_{t-1} + \delta_t$$

$$E(\delta_t) = 0; \quad V(\delta_t) = Q_t$$

- HIPÓTESES ADICIONAIS

$$E(\alpha_0) = a_0; \quad V(\alpha_0) = P_0;$$

$$E(\varepsilon_0 \alpha_0') = E(\delta_0 \alpha_0') = E(\varepsilon_0 \delta_0') = 0.$$

As estimativas atualizadas do vetor de estado  $\alpha_t$ , ou seja, as estimativas atualizadas dos componentes não observáveis do modelo, podem ser obtidas a partir do Filtro de Kalman.

A efetiva implementação do filtro pressupõe que  $T$ ,  $Q_t$ ,  $z$  e  $h_t$  sejam conhecidos. Na presente formulação, apenas  $T$  e  $z$  o são;  $Q_t$  e  $h_t$  precisam ser estimados.

De acordo com a abordagem clássica, estimativas desses parâmetros são obtidas por via da maximização da seguinte função de verossimilhança:

$$\ln(y_t; Q_t, h_t) = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_t \ln(f_t) - \frac{1}{2} \sum_t (y_t - za_{t,t-1})^2 / f_t$$

$$f_t = zP_{t,t-1}z' + h_t$$

Um conjunto de testes e estatísticas permite avaliar a significância dos parâmetros estimados, bem como a qualidade do ajustamento do modelo (ver Harvey (1989), cap.5). Em particular, pode-se testar  $H_0: \text{Var}(\omega) = 0$ ; caso essa hipótese não seja rejeitada, pode-se inferir que o padrão de sazonalidade é constante ao longo do tempo.

**Quadro 1**  
Resultados dos Testes de Sazonalidade no IPC-Fipe (#)

| item         | modelo estrutural |         |         | método X-11 |         |         |
|--------------|-------------------|---------|---------|-------------|---------|---------|
|              | 1980-85           | 1986-94 | 1980-94 | 1980-85     | 1986-94 | 1980-94 |
| arroz        | N                 | S       | S       | N           | S       | S       |
| feijão       | N                 | N       | N       | N           | N       | N       |
| leite        | S*                | N       | N       | N           | S       | S       |
| carnes       | S                 | N+      | S+      | S           | N       | S       |
| aves         | N                 | N       | N       | N           | N       | N       |
| frutas       | S*                | S       | S*      | S           | S       | S       |
| verduras     | S                 | S       | S       | S           | S       | S       |
| legumes      | S*                | S       | S       | S           | S       | S       |
| tubérculos   | S                 | S       | S+      | S           | S       | S       |
| ovos         | S                 | S+      | S       | S           | S       | S       |
| aluguel      | N                 | S+      | S+      | N           | S       | S       |
| vestuário    | S*                | S       | S       | S           | S       | S       |
| educação     | S*                | S+      | S*      | S           | S       | S       |
| índice geral | N                 | N       | N       | N           | S       | S       |

(#) S (N) indica presença (ausência) de sazonalidade;

\* indica padrão variável de sazonalidade;

+ indica modelo estimado com variável dummy.

**Tabela 1**  
Efeito Agregado dos Itens Sazonais do IPC-Fipe

a) 1980/85

| ano               | jan    | fev    | mar    | abr    | mai    | jun    | jul    | ago    | set    | out    | nov    | dez    |
|-------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| modelo estrutural |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| 1980              | 0.9955 | 0.9951 | 1.0017 | 1.0047 | 0.9978 | 0.9974 | 1.0044 | 1.0007 | 1.0036 | 1.0029 | 0.9999 | 0.9957 |
| 1981              | 0.9942 | 0.9991 | 0.9997 | 1.0050 | 0.9977 | 0.9974 | 1.0011 | 1.0048 | 1.0041 | 1.0019 | 0.9994 | 0.9964 |
| 1982              | 0.9934 | 0.9980 | 1.0006 | 1.0059 | 0.9953 | 0.9997 | 1.0017 | 1.0032 | 1.0048 | 1.0024 | 0.9981 | 0.9975 |
| 1983              | 0.9928 | 0.9968 | 1.0035 | 1.0036 | 0.9949 | 1.0007 | 1.0042 | 0.9994 | 1.0056 | 1.0040 | 0.9968 | 0.9970 |
| 1984              | 0.9941 | 0.9949 | 1.0054 | 1.0044 | 0.9952 | 0.9977 | 1.0019 | 1.0050 | 1.0033 | 1.0045 | 0.9966 | 0.9966 |
| 1985              | 0.9947 | 0.9959 | 1.0047 | 1.0035 | 0.9944 | 0.9956 | 1.0069 | 1.0053 | 1.0019 | 1.0037 | 0.9975 | 0.9951 |
| método X-11       |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| 1980/85           | 0.9938 | 0.9997 | 1.0028 | 1.0016 | 0.9945 | 0.9979 | 1.0024 | 1.0044 | 1.0035 | 1.0018 | 0.9972 | 0.9967 |

b) 1986/94

| ano               | jan    | fev    | mar    | abr    | mai    | jun    | jul    | ago    | set    | out    | nov    | dez    |
|-------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| modelo estrutural |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| 1986/93           | 1.0098 | 1.0042 | 1.0040 | 1.0090 | 1.0034 | 1.0029 | 0.9868 | 0.9882 | 0.9910 | 1.0044 | 1.0000 | 0.9967 |
| 1994              | 1.0144 | 0.9964 | 1.0071 | 1.0081 | 1.0006 | 1.0031 | 0.9877 | 0.9938 | 0.9936 | 1.0057 | 0.9972 | 0.9926 |
| método X-11       |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| 1986/93           | 1.0115 | 1.0024 | 0.9956 | 1.0016 | 1.0032 | 0.9975 | 0.9879 | 0.9919 | 0.9934 | 1.0060 | 1.0028 | 1.0010 |
| 1994              | 1.0117 | 1.0017 | 0.9978 | 1.0013 | 1.0040 | 0.9965 | 0.9884 | 0.9919 | 0.9930 | 1.0056 | 1.0027 | 1.0006 |

c) 1980/94

| ano               | jan    | fev    | mar    | abr    | mai    | jun    | jul    | ago    | set    | out    | nov    | dez    |
|-------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| modelo estrutural |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| 1980              | 1.0036 | 1.0007 | 1.0043 | 1.0053 | 0.9995 | 1.0023 | 0.9929 | 0.9943 | 0.9968 | 1.0033 | 1.0000 | 0.9971 |
| 1981              | 1.0037 | 1.0006 | 1.0043 | 1.0054 | 0.9995 | 1.0023 | 0.9928 | 0.9945 | 0.9967 | 1.0033 | 0.9999 | 0.9971 |
| 1982              | 1.0038 | 1.0007 | 1.0041 | 1.0055 | 0.9995 | 1.0022 | 0.9929 | 0.9945 | 0.9966 | 1.0033 | 0.9999 | 0.9970 |
| 1983              | 1.0041 | 1.0006 | 1.0039 | 1.0057 | 0.9994 | 1.0022 | 0.9929 | 0.9946 | 0.9965 | 1.0035 | 0.9997 | 0.9969 |
| 1984              | 1.0045 | 1.0003 | 1.0038 | 1.0058 | 0.9994 | 1.0021 | 0.9929 | 0.9948 | 0.9963 | 1.0035 | 0.9996 | 0.9970 |
| 1985              | 1.0047 | 1.0003 | 1.0035 | 1.0062 | 0.9993 | 1.0020 | 0.9930 | 0.9948 | 0.9962 | 1.0035 | 0.9996 | 0.9969 |
| 1986              | 1.0050 | 1.0001 | 1.0034 | 1.0064 | 0.9992 | 1.0019 | 0.9932 | 0.9948 | 0.9961 | 1.0035 | 0.9996 | 0.9968 |
| 1987              | 1.0055 | 0.9997 | 1.0035 | 1.0064 | 0.9992 | 1.0018 | 0.9934 | 0.9947 | 0.9961 | 1.0035 | 0.9995 | 0.9966 |
| 1988              | 1.0061 | 0.9992 | 1.0036 | 1.0063 | 0.9992 | 1.0018 | 0.9935 | 0.9946 | 0.9962 | 1.0035 | 0.9993 | 0.9966 |
| 1989              | 1.0066 | 0.9988 | 1.0038 | 1.0062 | 0.9993 | 1.0019 | 0.9931 | 0.9947 | 0.9964 | 1.0033 | 0.9993 | 0.9965 |
| 1990              | 1.0070 | 0.9985 | 1.0040 | 1.0061 | 0.9991 | 1.0022 | 0.9930 | 0.9947 | 0.9964 | 1.0034 | 0.9992 | 0.9964 |
| 1991              | 1.0069 | 0.9987 | 1.0037 | 1.0062 | 0.9992 | 1.0022 | 0.9929 | 0.9947 | 0.9965 | 1.0034 | 0.9992 | 0.9963 |
| 1992              | 1.0071 | 0.9984 | 1.0040 | 1.0058 | 0.9994 | 1.0025 | 0.9925 | 0.9948 | 0.9966 | 1.0034 | 0.9992 | 0.9964 |
| 1993              | 1.0070 | 0.9986 | 1.0038 | 1.0059 | 0.9994 | 1.0025 | 0.9925 | 0.9947 | 0.9968 | 1.0032 | 0.9992 | 0.9965 |
| 1994              | 1.0064 | 0.9986 | 1.0049 | 1.0054 | 1.0002 | 1.0021 | 0.9930 | 0.9959 | 0.9962 | 1.0030 | 0.9984 | 0.9961 |
| método X-11       |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
| 1980/93           | 1.0059 | 0.9988 | 0.9976 | 1.0034 | 0.9982 | 0.9967 | 0.9957 | 0.9981 | 0.9961 | 1.0051 | 1.0010 | 0.9991 |
| 1994              | 1.0055 | 0.9992 | 0.9988 | 1.0032 | 0.9990 | 0.9961 | 0.9958 | 0.9994 | 0.9954 | 1.0044 | 1.0003 | 0.9986 |

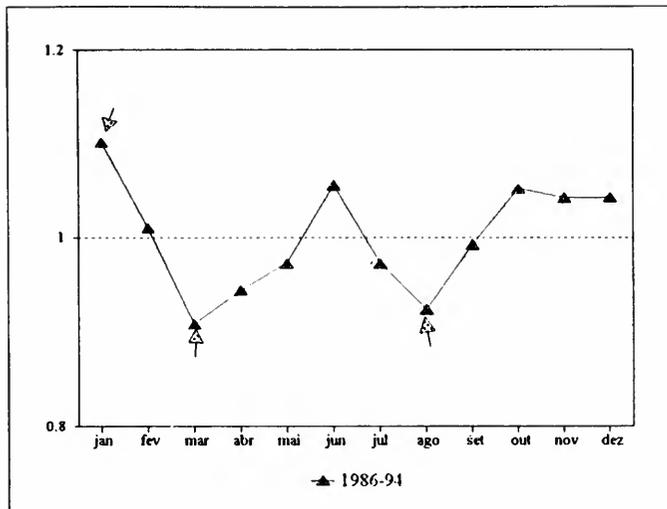
## Referências Bibliográficas

- Bell, W.R. & S. Hillmer, 1984, Issues involved with seasonal adjustment of economic time series, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 2, n. 4, 291- 320.
- Butter, F.A.G. den & M.M.G. Fase, 1991, *Seasonal Adjustment as a Practical Problem*, Elsevier Science Publishers B.V
- Dagum, E.B. & M. Morry, 1984, Basic issues on the seasonal adjustment of the Canadian consumer price index, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 2, n. 3, 250-259.
- Harvey. A.C., 1989, *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Hylleberg, S., 1992, The X-11 method, in *Modelling Seasonality*, ed. S. Hylleberg, Oxford University Press.
- Jain, R.K., 1989, The seasonal adjustment procedures for the consumer price indexes: some empirical results, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 7, n. 4, 461-469.
- Maravall, A., 1980, Effects of alternative seasonal adjustment procedures on monetary policy, *Journal of Econometrics*, 14, 115-136.
- Plosser, C.I., 1979, Short-term forecasting and seasonal adjustment, *Journal of the American Statistical Association*, vol 74, n. 365, 15-24.

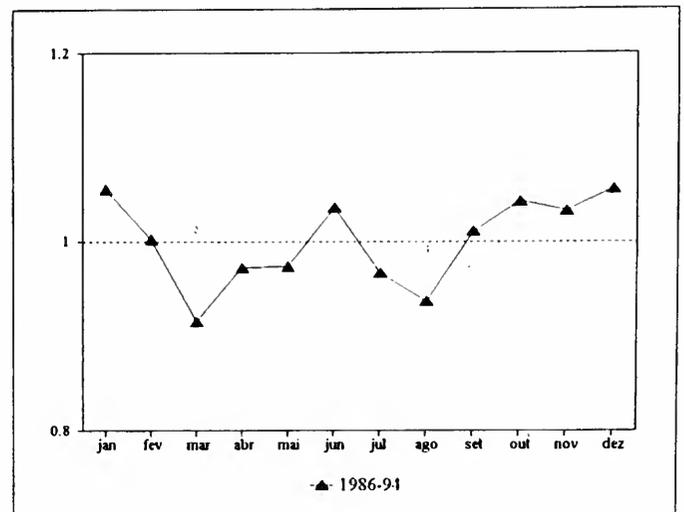
GRÁFICO 1

FATORES DE SAZONALIDADE

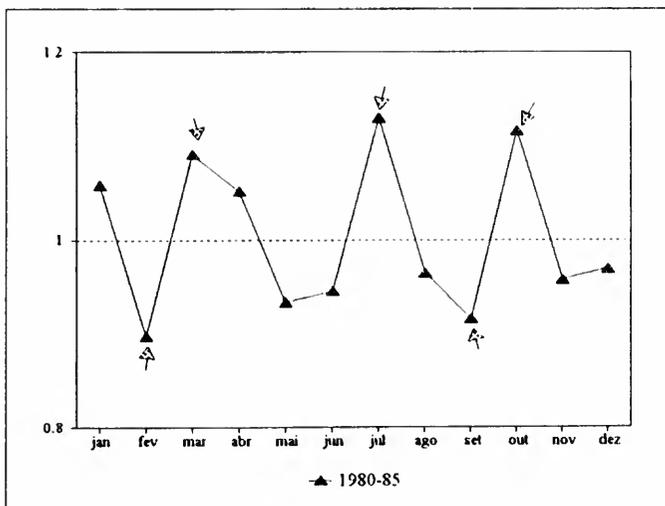
Modelo estrutural (\*)



Método X-11



a) arroz



b) leite

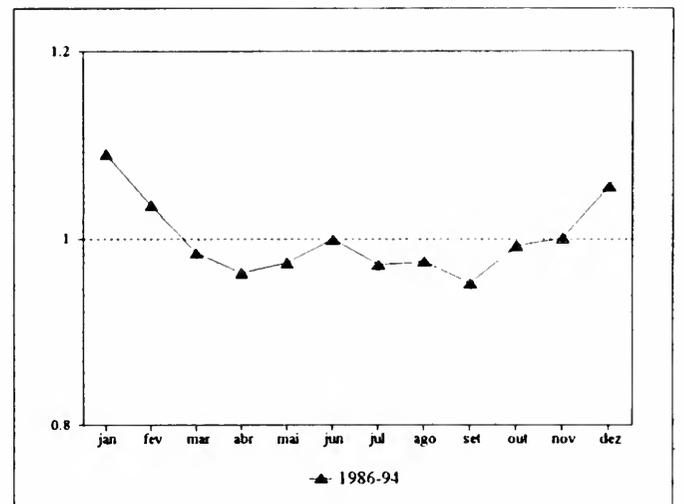


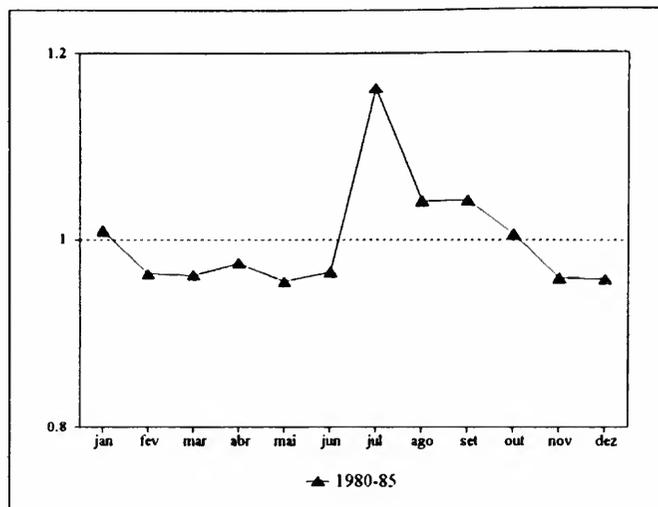
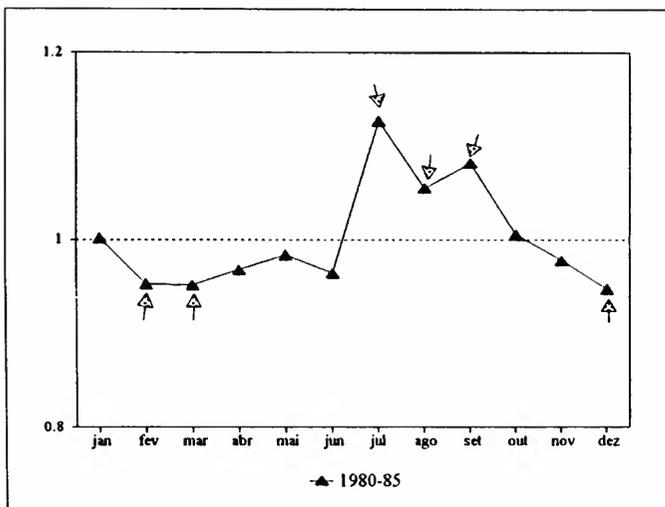
GRÁFICO 1 (cont.)

FATORES DE SAZONALIDADE

Modelo estrutural (\*)

Método X-11

c) carne



d) frutas

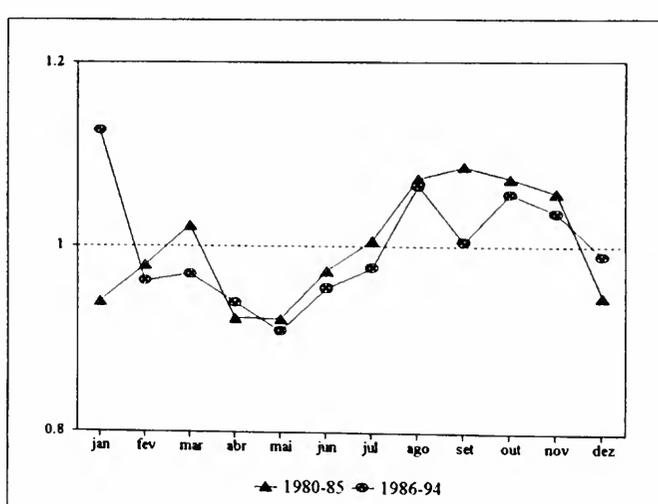
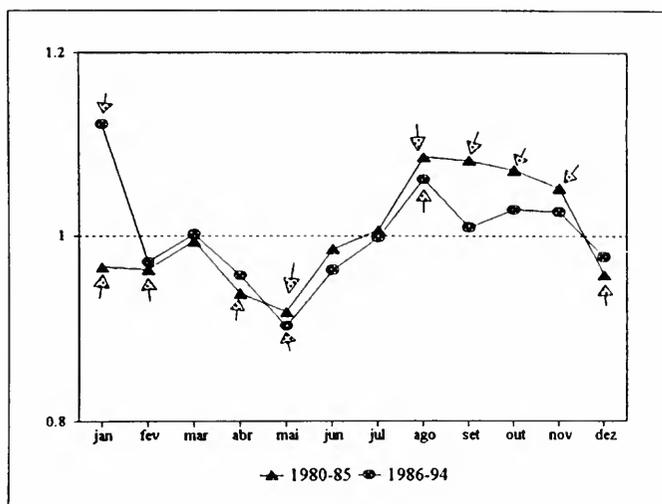


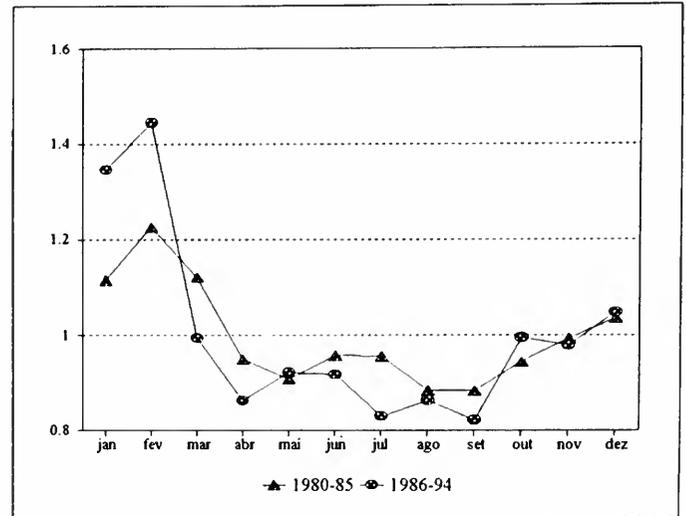
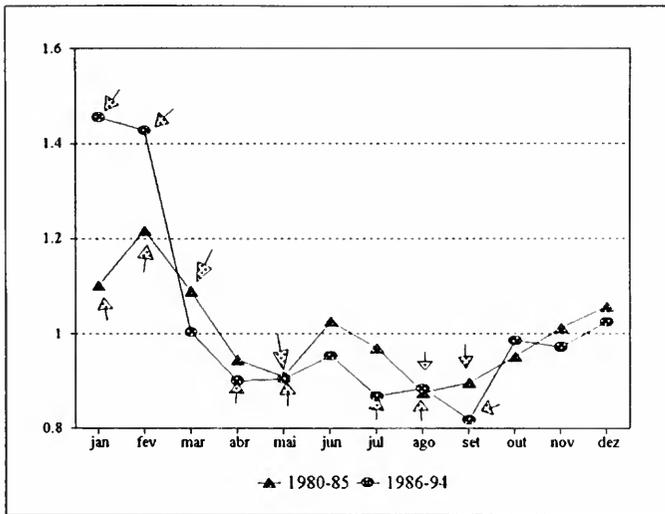
GRÁFICO 1 (cont.)

FATORES DE SAZONALIDADE

Modelo estrutural (\*)

Método X-11

e) verduras



f) legumes

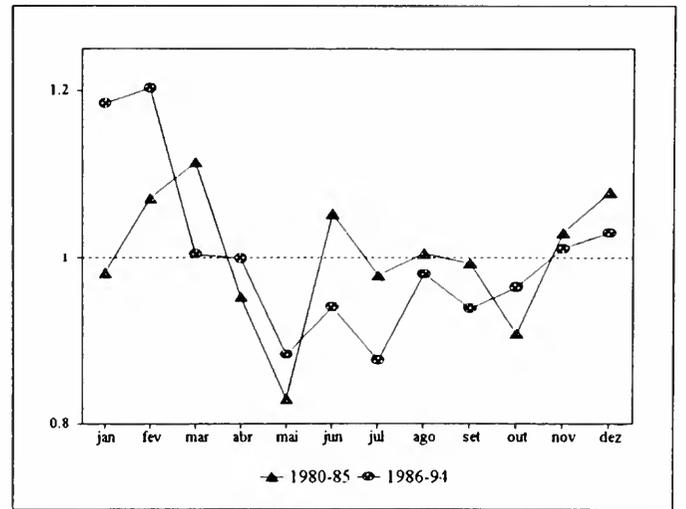
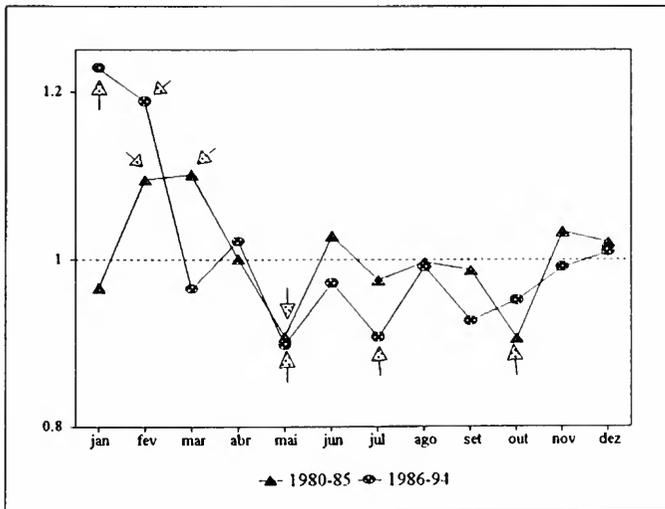


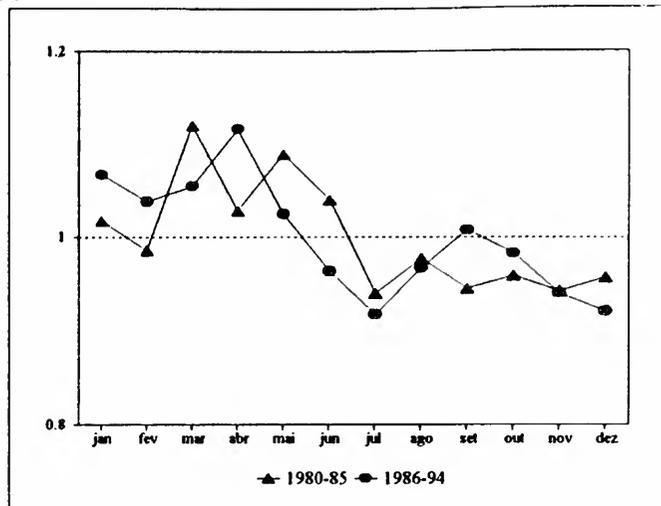
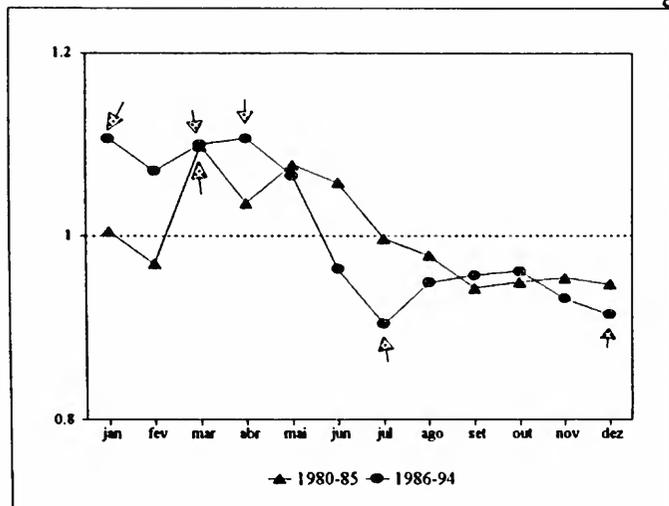
GRÁFICO 1 (cont.)

FATORES DE SAZONALIDADE

Modelo estrutural (\*)

Método X-11

g) tubérculos



h) ovos

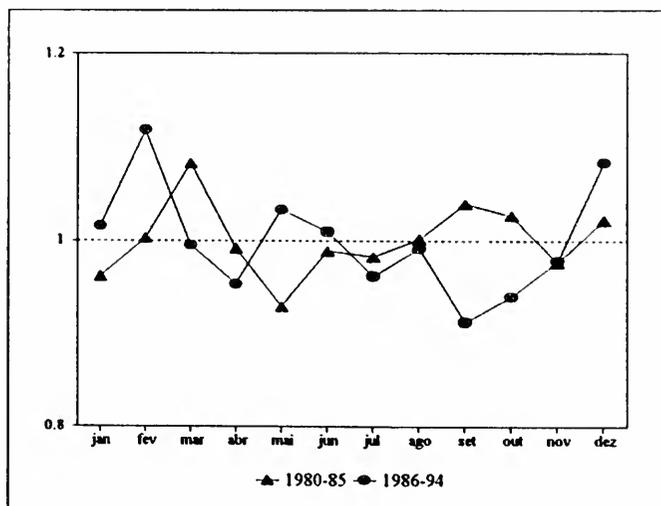
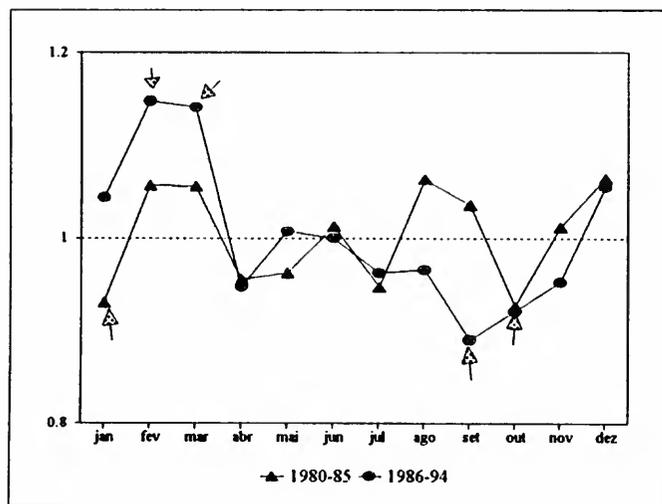


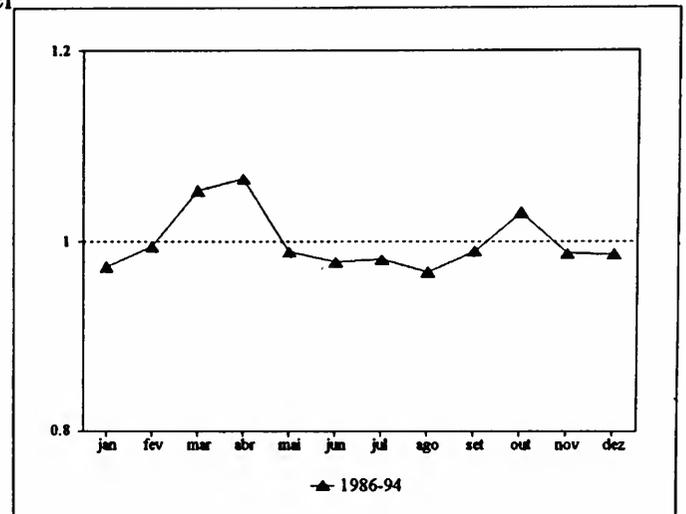
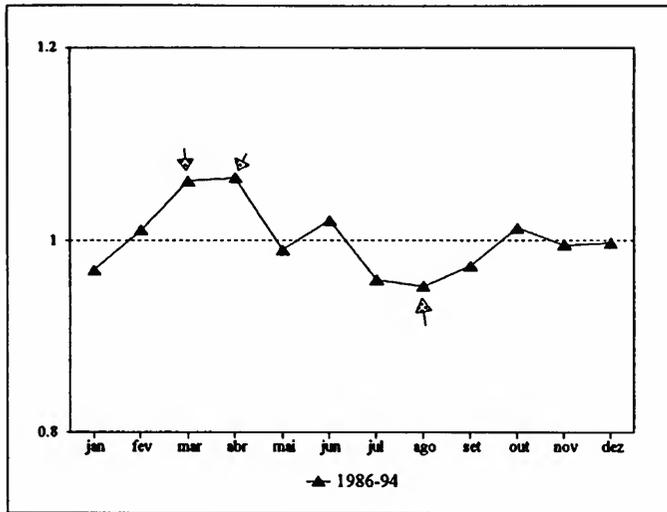
GRÁFICO 1 (cont.)

FATORES DE SAZONALIDADE

Modelo estrutural (\*)

Método X-11

i) aluguel



j) vestuário

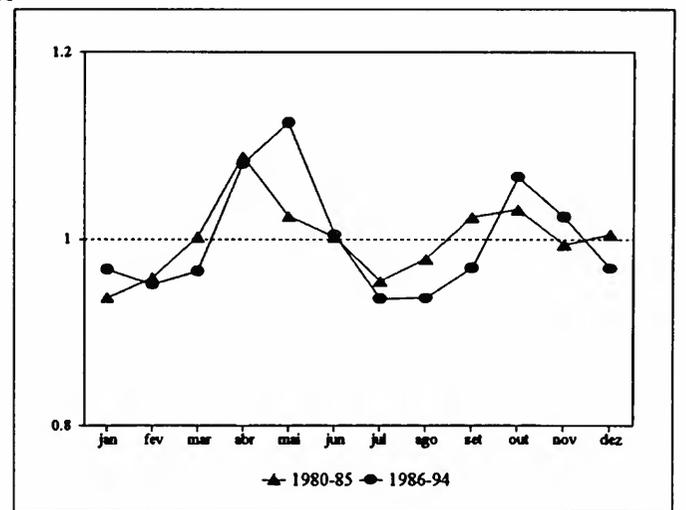
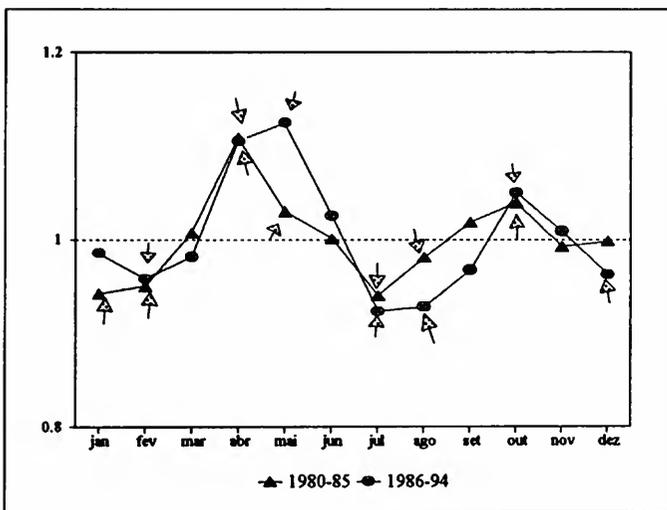


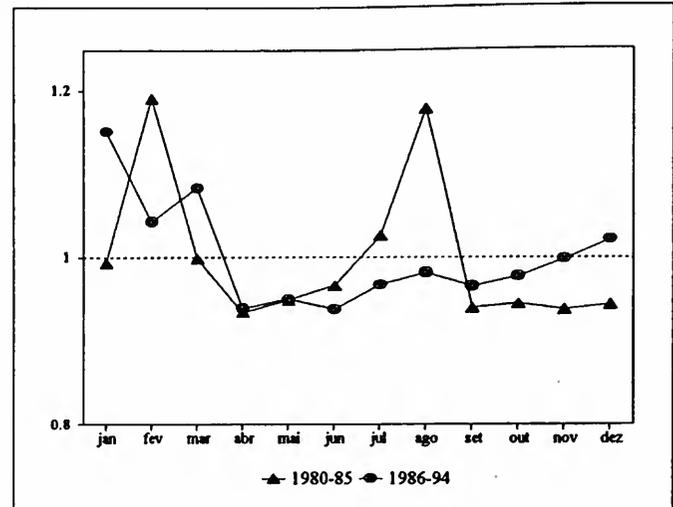
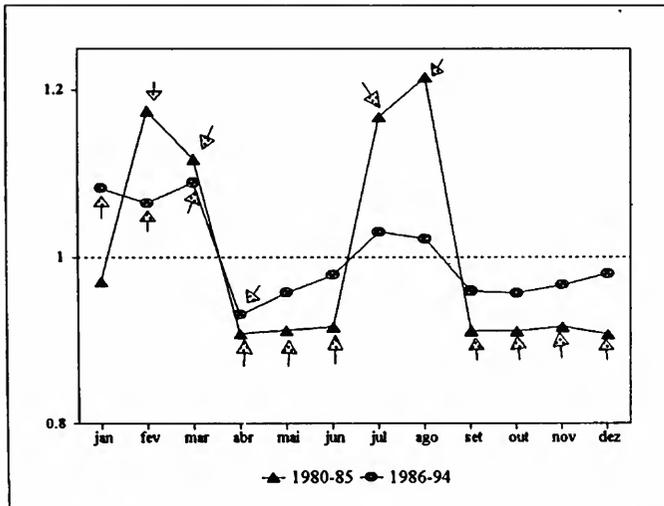
GRÁFICO 1 (cont.)

## FATORES DE SAZONALIDADE

Modelo estrutural (\*)

Método X-11

l) educação



(\*) As setas indicam fatores de sazonalidade significativamente diferentes de um, ao nível de 10%.