

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS



TESE DE MESTRADO
APRESENTADA À EPGE

POR:

Newton de Castro Senra

EM:

23 de fevereiro de 1981

CV

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS

O FENÔMENO SAZONAL NA CONSTRUÇÃO DE
ÍNDICES DE PREÇOS AO CONSUMIDOR

DISSERTAÇÃO SUBMETIDA À CONGREGAÇÃO DA
ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA (EPGE)
DO INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA
PARA OBTENÇÃO DO GRAU DE

MESTRE EM ECONOMIA

POR

NELSON DE CASTRO SENRA

RIO DE JANEIRO

Dezembro/1980

T/EPGE
3448 f

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS

CAIXA POSTAL 21120 ZC - 05

RIO DE JANEIRO - GUANABARA BRASIL

ESCOLA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA
DO INSTITUTO BRASILEIRO DE ECONOMIA
DA FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS

L A U D O

Como membro da Banca Examinadora da Dissertação de Mestrado, intitulada "O Fenômeno Sazonal na Construção de Índices de Preço ao Consumidor", submetida pelo Sr. NELSON DE CASTRO SENRA, à Congregação da EPGE, considero que este trabalho apresenta uma nova metodologia para o tratamento da sazonalidade na construção de números índices, fundamentada na observação empírica e na teoria econômica relevante para o problema em estudo. Recomendo, portanto sua aprovação e atribuo-lhe o grau 8.5(oito e meio).

Rio de Janeiro, 27 de março de 1981.


Fernando de Holanda Barbosa
Fernando de Holanda Barbosa



L A U D O

Tendo examinado o trabalho *O FENÔMENO SAZONAL NA CONSTRUÇÃO DE ÍNDICES DE PREÇOS AO CONSUMIDOR* submetida pelo Sr. Nelson de Castro Senra à Congregação da EPGE como Dissertação para obtenção do título de Mestre em Economia, recomendo sua aprovação como tal, conferindo-lhe o grau 8,5 (oito e meio).

Rio de Janeiro, 27 de março de 1981


José L. Carvalho
Professor da EPGE



LAUDO DISSERTAÇÃO DE MESTRADO

Como membro da Banca Examinadora da Dissertação de Mestrado "O FENÔMENO SAZONAL NA CONSTRUÇÃO DE INDICES DE PREÇOS AO CONSUMIDOR" elaborada por Nelson de Castro Senra, cumpre-me declarar que:

i) o autor revelou um bom conhecimento da Teoria Econômica dos Números Índices e também dos aspectos puramente Estatísticos dos mesmos;

ii) o tratamento metodológico dado ao problema foi adequado, considerando os dados disponíveis para realização do trabalho.

Pelas razões apresentadas acima, considero o trabalho aprovado com nota oito e meio (8,50).

Rio de Janeiro, 27 de março de 1981


Antonio Salazar P. Brandão



AGRADECIMENTOS

Teria sido impossível elaborar este trabalho sem contar com diversas ajudas.

Minha dívida fundamental é para com a Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, onde, enquanto trabalhava na definição e implantação do Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor, tive oportunidade de paralelamente desenvolver este estudo. Devo registrar em especial o apoio e o estímulo intelectual que recebi dos Professores Isaac Kerstnetzky e Jessé Montello.

Sou muito grato aos Professores Antonio Salazar Pessoa Brandão, José Luiz Carvalho, Cláudio Haddad e Fernando de Holanda Barbosa pelas cuidadosas críticas às versões iniciais deste trabalho. A atenção destes Professores muito contribuiu para o aprimoramento do conteúdo e da forma do texto.

Sou devedor de gratidão aos colegas de trabalho Ricardo Amorim Braule Pinto, Francisco de Assis Moura de Melo e Sandra Furtado de Oliveira, pelas críticas minuciosas, importantes para darem forma a meu pensamento a respeito de certas questões. Registro, ainda, que contei com a cooperação de Márcia Maria de Souza Melo e Gilda Maria de Car-

valho na implementação das experimentações práticas do texto, a quem agradeço sinceramente.

Agradeço especialmente à Katia de Araujo Fonseca pela paciente datilografia dos originais deste texto.

Ademais, não posso deixar de registrar que tive a felicidade de contar com o carinhoso estímulo e apoio de minha família.

Finalmente, que fique claro que a ninguém, se não a mim mesmo, cabe responsabilidade por erros e omissões ainda remanescentes.

Para Telma

Marcos André

Luís Felipe

João Paulo

*que apuseram a este trabalho
a marca do Amor.*

Le problème des indices constitue sans aucun doute, l'un des domaines les plus féconds de la science, car, outre sa portée pratique et grandissante à raison même de l'ampleur des troubles monétaires, il est susceptible de retenir l'attention du statisticien, de l'économiste et même du mathématicien.

René Roy, en 1941

Í N D I C E

I. INTRODUÇÃO	1
II. A NOÇÃO DE ÍNDICE DE PREÇOS AO CONSUMIDOR	8
A. A Teoria Econômica dos Índices de Custo de Vida	8
B. As Formulações Práticas de Mensuração do ICV	11
a) Os Índices Aritméticos de Laspeyres e de Paasche	11
b) O Índice Geométrico Simples	17
c) O Índice Geométrico de Tornqvist-Theil	18
d) O Índice Geométrico de Fisher	20
C. Considerações Finais	23
III. TRATAMENTO DA SAZONALIDADE QUANDO OS PESOS SÃO ANUAIS	25
A. Revisão dos procedimentos mais comuns	25
a) Imputação de preços	25
b) Redistribuição dos pesos	27
c) Comparação imediata com um similar	27
d) Comparação gradual com um similar	28
B. Considerações Adicionais	29
IV. TRATAMENTO DA SAZONALIDADE QUANTO OS PESOS NÃO SÃO ANUAIS	31
A. Metodologia para a Definição do Painel de Pesos Sazonais	32
a) Levantamento da sazonalidade em mercado	32
b) Controle da sazonalidade na POF	37

c) Formação e uso do Painel	39
B. Uma Síntese	43
V. RESULTADOS ANALÍTICOS E SUA DISCUSSÃO	45
A. Uma Comprovação da Hipótese Básica	45
B. Tratamento da Sazonalidade quando do uso de pesos sazonais: Uma aplicação da metodologia proposta	48
C. Tratamento da Sazonalidade quando do uso de pesos anuais: Avaliação dos procedimentos mais comuns	55
VI. CONCLUSÃO	79
Bibliografia	81
Anexo Estatístico	86

ÍNDICE DAS FIGURAS

01. Comparação Entre as Séries Mensais Ajustadas de Preços, Externas à POF, e de Quantidades Consumidas, Extraídas da POF (Abóbora, Batata Doce e Cenoura).	67
02. Comparação Entre as Séries Mensais Ajustadas de Preços, Externas à POF, e de Quantidades Consumidas, Extraídas da POF (Chuchu, Jiló e Pimentão).	68
03. Comparação Entre as Séries Mensais Ajustadas de Preços, Externas à POF, e de Quantidades Consumidas, Extraídas da POF (Repolho, Tomate e Vagem).	69
04. Comparação Entre as Séries Mensais Ajustadas de Preços, Externas à POF, e de Quantidades Consumidas, Extraídas da POF (Alface, Couve-Flor e Quiabo).	70
05. Comparação Entre as Séries Mensais Ajustadas de Preços, Externas à POF, e de Quantidades Consumidas, Extraídas da POF (Banana, Laranja e Maçã).	71
06. Comparação Entre as Séries Mensais Ajustadas de Preços, Externas à POF, e de Quantidades Consumidas, Extraídas da POF (Mamão, Abacate e Limão).	72

ÍNDICE DAS TABELAS

01. Evidência Empírica do Comportamento dos Consumidores a Nível de Subitem, Segundo os Modelos de Equação I e II, na Área Metropolitana do Rio de Janeiro.	63
02. Evidência Empírica do Comportamento dos Consumidores a Nível de Subitem, Segundo os Modelos de equação III e IV, na Área Metropolitana do Rio de Janeiro.	64
03. Séries Mensais Ajustadas de Preços no Comércio Atacadista a Nível de Subitem, na Cidade do Rio de Janeiro.	65
04. Séries Mensais de Quantidades Consumidas por Família a Nível de Subitem, Segundo a POF, na Área Metropolitana do Rio de Janeiro, 1974/75.	66
05. Coeficiente de Correlação das Séries Mensais de Preços em Comparação com as Séries Mensais de Quantidades, a Nível de Subitem.	73
06. Série Mensais de Índices na Área Metropolitana do Rio de Janeiro, Segundo as Periodicidades Mensal e Trimestral do Painei de Pesos Sazonais, 1977.	74
07. Séries Mensais Acumuladas de Índices na Área Metropolitana do Rio de Janeiro, Segundo as Periodicidades Mensal e Trimestral do Painei de Pesos Sazonais, 1977.	75
08. Séries Mensais de Índices na Cidade do Rio de Janeiro Segundo as Diversas Alternativas de Tratamento da Sazonalidade Quando os Pesos São Anuais, 1977.	76
09. Medida da Desigualdade das Séries Mensais de Índices Quando do Uso de Pesos Anuais (Alternativas de Imputação de Preços e de Redistribuição dos Pesos) em Comparação com as Séries Mensais de Índices Quando do Uso de Pesos Sazonais (Periodicidade Mensal e Trimestral do Painei), 1977.	77
10. Medida da Desigualdade das Séries Mensais de Índices Quando do Uso de Pesos Anuais (Alternativas de Substituição Imediata com um Simi	

lar e de Substituição Gradual com um Similar) em Comparação com as Séries Mensais de Índices Quando do Uso de Pesos Sazonais (Periodicidades Mensal e Trimestral do Painei),1977.

78

Anexo Estatístico

- | | |
|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----|
| A1. Séries Mensais de Preços Pagos Pelos Consumidores a Nível de Subitem, Segundo a POF, na Área Metropolitana do Rio de Janeiro,1974/75. | 86 |
| A2. Séries Mensais de Quantidades Totais Consumidas a Nível de Subitem, Segundo a POF,na Área Metropolitana do Rio de Janeiro, 1974/75. | 87 |
| A3. Séries Mensais de Preços Médios a Nível de Subitem, Segundo a POF, na Área Metropolitana do Rio de Janeiro, 1974/75. | 88 |
| A4. Séries Mensais de Índices de Preços ao Consumidor (Variação Mensal), na Cidade do Rio de Janeiro, 1974/75. | 89 |
| A5. Séries Mensais de Preços ao Consumidor na Cidade do Rio de Janeiro, a Nível de Subitem, 1976/77. | 90 |
| A6. Painei de Pesos Sazonais,Segundo as Periodicidades Mensal e Trimestral,na Área Metropolitana do Rio de Janeiro, 1974/75. | 91 |
| A7. Séries Mensais de Preços ao Consumidor na Cidade do Rio de Janeiro,a nível de Subitem,Sob a Alternativa de Imputação de Preços,1976/77. | 92 |
| A8. Séries Mensais de Preços ao Consumidor na Cidade do Rio de Janeiro,a Nível de Subitem,Sob a Alternativa de Redistribuição dos Pesos, 1976/77. | 93 |
| A9. Séries Mensais de Preços ao Consumidor na Cidade do Rio de Janeiro, a Nível de Subitem Sob a Alternativa de Comparação Imediata com um Similar, 1976/77. | 94 |
| A10. Séries Mensais de Preços ao Consumidor na Cidade do Rio de Janeiro, a Nível de Subitem, Sob a Alternativa de Comparação Gradual com um Similar, 1976/77. | 95 |

C A P Í T U L O I

INTRODUÇÃO

O Índice de Preços ao Consumidor (IPC) é um indicador econômico que mede o movimento de preços de um conjunto de bens e serviços entre dois pontos do tempo ou do espaço. Este conjunto de bens e serviços, caracterizando uma cesta de consumo, é selecionado de modo a representar não a experiência de uma família em particular, mas, antes, o comportamento médio de um conjunto de famílias que tenham entre si certo grau de homogeneidade sócio-econômica.

Supõe-se, ainda, que os produtos que compõem esta cesta mantêm a mesma proporção, em valor ou quantidade, e apresentam a mesma qualidade, mês após mês. Tal suposição é feita pela dificuldade em considerar os ajustamentos que fazem os consumidores frente aos preços relativos vigentes em mercado, substituindo produtos cujos preços cresceram muito por outros que cresceram menos, bem como às mudanças nos padrões de consumo pela introdução de novos bens e serviços.

Por estes aspectos não considerados, além de outros, é que se chama este indicador econômico de IPC e não de Índice de Custo de Vida. Entretanto, pode ser visto co-

mo uma *proxy* deste, permitindo mesmo, que se faça sob certas condições, inferências sobre o bem-estar de uma coletividade.

Percebe-se, facilmente, que uma tal medida de variação de preços seria inadequada se não considerasse a importância relativa, para os consumidores, de cada um dos seus componentes. De fato, o IPC é calculado como sendo uma média ponderada dos relativos de preços, mês t contra mês $t-1$, tomando como pesos as participações, em valor ou quantidade, dos diversos componentes da cesta inicial de mercadorias no orçamento dos consumidores.

Esta estrutura de pesos tem normalmente caráter anual, uma vez que é extraída de Pesquisas de Orçamentos Familiares (POF's) cuja representatividade estatística refere-se ao ano. Desta forma, como regra, aplica-se no cálculo do índice, a cada mês, a participação da despesa anual realizada com cada componente da cesta de consumo no total da despesa anual com todos estes componentes. Pressupõe-se, portanto, que os bens e serviços envolvidos tenham um comportamento médio mensal de mercado normal, estatisticamente igual, em relação à quantidade e à qualidade. Devendo, ainda, terem cotações contínuas e comparáveis de preços, ao longo dos meses.

Não obstante, um certo sub-conjunto, entre os componentes da cesta de consumo, não atende a este pressuposto. Trata-se dos bens que têm sua oferta acentuadamente afe

tada pelas estações do ano como é o caso dos bens alimentícios altamente perecíveis.

Segue, naturalmente, que os preços destes bens têm um ritmo próprio de variação, tornando extremamente difícil o levantamento de cotações de preços de forma contínua e que sejam comparáveis no tempo. Ademais, por serem de fácil substituição, as suas quantidades consumidas, a cada mês, podem variar facilmente, ocorrendo uma óbvia mudança na importância relativa de cada um no conjunto de despesas dos consumidores. Em outras palavras, ao se aplicar uma estrutura de pesos em base anual também para estes bens não se considera a possibilidade de haver diferença na importância relativa dos mesmos nos diversos meses do ano.

Tem-se, então, uma síntese do chamado problema sazonal na construção de um IPC. São duas as faces da moeda, uma que se refere à estrutura de pesos e outra à cotação de preços. Alcançada esta conceituação, impõe-se que este subconjunto (bens alimentícios fortemente sazonais) para o qual não é adequada a regra geral, seja claramente posicionado.

Na construção de um IPC é de hábito hierarquizar a despesa total dos consumidores em certos agrupamentos, logicamente estabelecidos numa escala decrescente de agregação. Uma das mais comuns destas hierarquias consiste em Grupo, Item e Subitem. Exemplificando, laranja e banana são subitens pertencentes ao item frutas, que juntamente com

outros itens formam o grupo alimentação. O menor nível de agregação, a partir do qual começa a existir ponderação, é o de subitem (1).

Assim, a atenção quanto ao fenômeno da sazonalidade se prenderá a quatro ou cinco itens. Ou seja, em cada um destes itens supõe-se que a oferta de alguns subitens possa chegar a zero em determinados meses e, que, ademais, seja possível a ocorrência de substituição acentuada entre os subitens que o compõem. Considerando que estes itens chegam a ter participação variando entre 5% a 10%, avulta a necessidade de receberem um tratamento especial. Infelizmente uma solução para o problema não é fácil nem imediata.

Uma maneira possível de tratar o problema sazonal consiste em não considerar tais bens na cesta de consumo, o que obviamente reduz a representatividade do índice assim calculado. Esta prática, cada dia menos aceita, foi muito comum pelo início do século. Contudo, já em 1927, Maurice Olivier observava em seu livro *Les Nombres Indices de la Variation des Prix*

Quelque difficile que soit la question, elle est trop importante pour qu'on la néglige, et il faut s'efforcer d'introduire les denrées saisonnières dans le calcul des indices des prix de détail des denrées alimentaires (2)

-
- (1) No sentido de se realizar um acompanhamento correto de preços, os subitens são constituídos por produtos bem especificados (laranja pera dúzia, por exemplo).
 - (2) Maurice Olivier, *Les Nombres Indices de la Variation des Prix* (Paris: Marcel Giard Editeur, 1927), p. 408

Impõe-se, que seja outra a solução a ser adotada, e que ela se apoie em princípios econômicos e esteja associada a um compromisso com a exequibilidade. Em verdade, pode-se ressaltar duas formas sérias de abordar o problema sazonal, quais sejam:

Uma, mantendo-se a estrutura de pesos (em valor ou quantidade) referida ao ano também para os subitens com sazonalidade, o que consiste em marcar uma face da moeda do problema sazonal. Sob esta ótica restará tratar corretamente o aspecto das cotações de preços, tornando-as contínuas e comparáveis no mês a mês, por meio de um dos diversos procedimentos possíveis: imputação de preços, redistribuição dos pesos, substituição gradual ou imediata por um similar, por exemplo.

Outra, aplicando-se uma estrutura de pesos (em valor ou quantidade) que incorpore na construção do índice, ao longo do ano, a flutuação de intensidade no consumo de cada subitem com variação sazonal (1). Isto se faz por meio de um painel de pesos sazonais. Este painel, retrata a importância relativa dos diversos subitens sujeitos à sazonalidade no total das despesas dos consumidores, ou seja, registra a reação dos consumidores ao ritmo de vida de cada subitem em mercado. Se se apresenta ausente de merca-

(1)

Observe-se que, por coerência com o restante do índice, o peso ao nível de item continuará a ser calculado em base anual, sendo que a sua distribuição pelos respectivos subitens é que terá caráter sazonal.

do, a sua participação será nula, e tanto menor, quanto mais acentuada for a sua escassez relativa. Desta forma, fica basicamente atendida a outra face da moeda, a que trata de cotação de preços.

Esta segunda ôtica de tratamento da sazonalidade é mais adequada precisamente por incorporar, no cálculo do índice, esta reação dos consumidores. Não obstante, costuma ser criticada sob o argumento de que a natureza sazonal de um subitem não pode ser garantida via análise da POF, uma vez que esta pesquisa registra informações de apenas um ano, tempo insuficiente para se afirmar que este comportamento se repete a cada ano.

Posto o quê, encaminhamos este estudo sistematizando uma metodologia com o objetivo de neutralizar esta crítica, dando confiança ao perfil sazonal encontrado na POF. Convém enfatizar que não se trata de estabelecer um mêtodo para desestacionalizar o índice. Ao contrário, procura-se apreender e incorporar sistematicamente no cálculo do índice a efetiva estacionalidade de mercado.

Nos capítulos seguintes serão abordadas em detalhes as noções gerais anotadas nesta Introdução. No capítulo II, faremos uma revisão da noção de Índices de Preços ao Consumidor, posicionando teóricamente o tema central deste estudo. O capítulo III, é inteiramente dedicado a uma discussão sobre as diferentes alternativas de tratamento da sazonalidade quando os pesos têm base anual. Em seguida, no

capítulo IV, proporemos uma metodologia que permita o uso adequado de pesos sazonais no tratamento da sazonalidade. No capítulo V, fazemos uma aplicação empírica, procurando avaliar procedimentos e definir fórmulas de cálculo. Finalmente, no capítulo VI, apresentamos a conclusão final deste trabalho.

C A P Í T U L O I I

A NOÇÃO DE ÍNDICE DE PREÇOS AO CONSUMIDOR

Abordamos neste capítulo os diferentes aspectos econômicos que envolvem a construção de um IPC, procurando situar devidamente a natureza do problema sazonal que abordaremos nos capítulos subsequentes. Ademais, definimos as fórmulas de cálculo que utilizaremos nas aplicações numéricas, mostrando que, na prática, o índice é conceituado não como uma razão de custos, e sim como uma média ponderada.

A. A TEORIA ECONÔMICA DOS ÍNDICES DE CUSTO DE VIDA

A Teoria Econômica dos Índices de Custo de Vida, fundamentada na Teoria do Consumidor, permite que em certas circunstâncias se caracterize o custo de se viver em um certo padrão, ao longo do tempo ou entre regiões, fazendo-o pela noção de utilidade.

Um consumidor em particular ou, mais adequadamente, um consumidor médio de um conjunto de consumidores cujos gostos sejam aproximadamente os mesmos - procura repartir sua renda, levando em conta o preço de cada produto, dadas suas preferências e gostos, de modo a extrair a mais alta satisfação.

Trata-se da conhecida maximização condicionada, com a seguinte representação analítica

$$\text{Máx } U = U(q_1, q_2 \dots q_i \dots q_n)$$

$$\text{Sujeito à restrição } Y = \sum_{i=1}^n p_i q_i$$

onde U é a função de utilidade direta, q_i é a quantidade consumida do i - ésimo bem, p_i é o preço do i - ésimo bem e Y é a renda.

A solução deste problema de máximo condicionado conduz às equações de demanda de cada bem ou seja

$$q_i = q_i(p_1, p_2 \dots p_n, Y)$$

i variando de 1 até n . Introduzindo estas equações de demanda na função de utilidade direta resulta

$$U = U(p_1, p_2 \dots p_n, Y) = U(p, Y)$$

conhecida como função de utilidade indireta, que associa a um dado vetor de preços p e à renda Y o máximo de satisfação que o consumidor deriva dos bens e serviços por ele consumidos.

Resolvendo esta última equação para Y , obtemos a função de renda indireta

$$Y = Y(p, U)$$

que caracteriza o menor nível de renda necessário para que o consumidor tenha o nível de satisfação U , aos preços p_i vigorerantes em mercado em um dado momento do tempo. Evidencia-se que ao variarem os preços em mercado deverá o consumidor receber uma compensação de renda para que possa manter o mesmo nível de utilidade U . (1)

A medida desta variação de renda, capaz de tornar o consumidor indiferente entre duas situações nas quais são diferentes as oportunidades que lhe são apresentadas, constitui-se no chamado Índice de Custo de Vida, ICV, cuja expressão é

$$I_V = \frac{Y(p_t, U)}{Y(p_{t-1}, U)}$$

onde $Y(p_t, U)$ e $Y(p_{t-1}, U)$ indicam as rendas mínimas necessárias para atingir o nível de utilidade U aos preços de mercado vigorerantes, respectivamente, nos momentos t e $t-1$. Ou ainda, trata-se de uma razão entre dois custos mínimos, ou dois orçamentos. (2)

Entretanto, na prática, é impossível alcançar o Índice de Custo de Vida, por se ignorar a verdadeira for-

(1) Veja-se especialmente Theil (37)

(2) Observe-se que, alternativamente, esta função de renda mínima pode ser vista como o resultado da minimização de uma certa despesa com a restrição de uma utilidade previamente determinada.

ma da função de utilidade. Para sua mensuração utilizam-se algumas formulações aproximativas, adequadamente denominadas Índices de Preços ao Consumidor, e que se apóiam em alguma suposição sobre a forma da função de Utilidade. É o que veremos a seguir.

B. AS FORMULAÇÕES PRÁTICAS DE MENSURAÇÃO DO ICV

a) Os Índices Aritméticos de Laspeyres e de Paasche

Quando a forma da função de utilidade é do tipo Leontief

$$U = \min \left(\frac{q_i}{\beta_i} \right) \quad \text{onde } \beta_i \text{ é constante}$$

e onde $i = (1 \dots n)$

temos que, em equilíbrio, a participação da quantidade consumida de cada bem se mantêm em proporções constantes, quaisquer que sejam os níveis de renda e os preços relativos.

De uma tal função deriva-se o índice de Laspeyres se se adota como referência o nível de indiferença do momento inicial, e o índice de Paasche se se adota como referência o nível de indiferença do momento final.

Define-se o índice de Laspeyres simples como a razão de custos para se adquirir as quantidades demandadas no período inicial, aos preços de mercado p_{t-1} e p_t , ou seja

$$I_L = \frac{\sum_i p_t^i q_{t-1}^i}{\sum_i p_{t-1}^i q_{t-1}^i}$$

que pode ser comparado com o I_V , em referência ao nível de utilidade inicial U_{t-1} , cuja expressão é

$$I_V(U_{t-1}) = \frac{\sum_i p_t^i \bar{q}_t^i}{\sum_i p_{t-1}^i q_{t-1}^i}$$

onde \bar{q}_t^i caracteriza o vetor de quantidades não observado ao tempo t sobre o nível de utilidade U_{t-1} .

Desta comparação resulta a desigualdade

$$I_V(U_{t-1}) < I_L$$

uma vez que $\sum_i p_t^i \bar{q}_t^i < \sum_i p_t^i q_{t-1}^i$, já que o consumidor ao maximizar sua utilidade selecionaria naturalmente \bar{q}_t^i e não q_{t-1}^i aos preços p_t^i , pois o custo em t de \bar{q}_t^i é menor ou igual ao custo de q_{t-1}^i .

De outro lado, define-se o índice de Paasche como a razão de custos para se adquirir as quantidades referentes ao período final, aos preços de mercado p_{t-1} e p_t , ou seja

$$I_P = \frac{\sum_i p_t^i q_t^i}{\sum_i p_{t-1}^i q_t^i}$$

que pode ser comparado com o I_V , em referência ao nível de

utilidade final U_t , cuja expressão é

$$I_v (U_t) = \frac{\sum_i p_t^i q_t^i}{\sum_i p_{t-1}^i \bar{q}_{t-1}^i}$$

onde \bar{q}_{t-1}^i caracteriza o vetor de quantidades não observado ao tempo $t-1$ sobre o nível de utilidade U_t .

Desta comparação resulta a desigualdade

$$I_v (U_t) \geq I_p$$

uma vez que $\sum p_{t-1}^i \bar{q}_{t-1}^i < \sum p_{t-1}^i q_t^i$, já que o consumidor ao maximizar sua utilidade selecionaria naturalmente \bar{q}_{t-1}^i e não q_t^i aos preços p_{t-1}^i , pois o custo em $t-1$ de \bar{q}_{t-1}^i é menor ou igual ao custo de q_t^i .

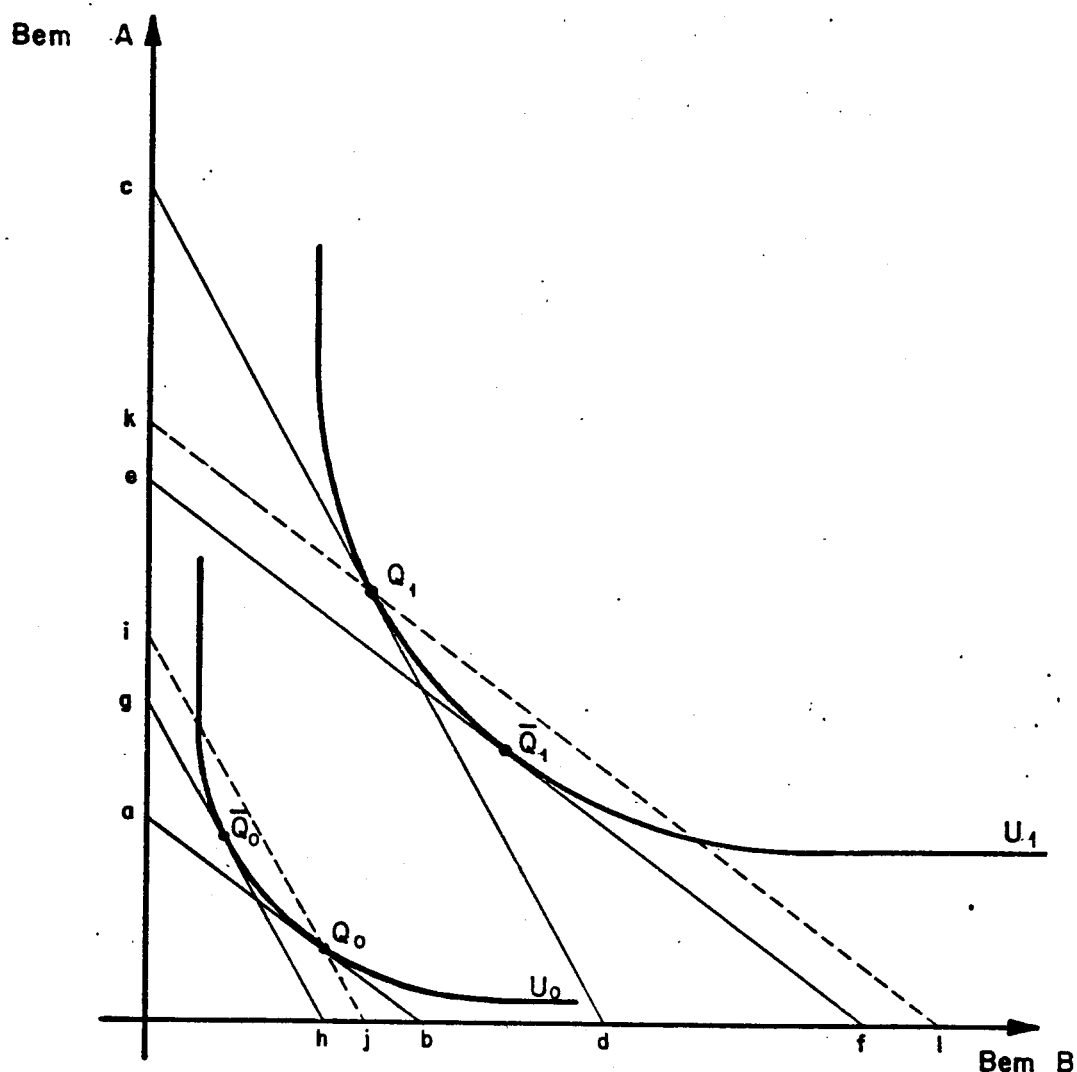
Temos, assim, a seguinte síntese

$$I_p < I_v (U_t)$$

$$I_v (U_{t-1}) < I_L$$

ou seja, os índices de Paasche e de Laspeyres são, respectivamente, cotas inferior e superior, de diferentes Índices de Custo de Vida.

Este desenvolvimento pode ser visto graficamente com proveito. Tomando-se o caso de dois bens, temos



em que, Q_0 e Q_1 são duas situações de otimização localizadas, respectivamente, nos pontos de tangência entre as curvas de indiferença U_0 e U_1 e as curvas de orçamento ab e cd .

Traçando a curva gh paralela a cd e tangente à curva de indiferença U_0 obtém-se o ponto \bar{Q}_0 que representa as quantidades de A e B que seriam consumidas aos preços vigentes em um e ao nível de utilidade em zero.

Portanto, a razão da despesa total em \bar{Q}_0 e em Q_0 representa um verdadeiro Índice de Custo de Vida, isto

é, caracteriza a mudança na renda monetária necessária para prover, sob o regime de preços em um, uma renda real equivalente, em satisfação, à recebida em zero

$$I_V^0 = \frac{\sum p_1 \bar{q}_0}{\sum p_0 q_0} = \frac{og}{oa}$$

De modo equivalente, traçando a curva ef paralela a ab e tangente à curva de indiferença U_1 pode ser visto outro verdadeiro Índice de Custo de Vida, agora baseado no nível de renda real vigorante em um, ou seja

$$I_V^1 = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 \bar{q}_1} = \frac{oc}{oe}$$

Por outro lado, se a curva de orçamento ij é traçada paralela a cd pelo ponto Q_0 temos o Índice de Laspeyres.

$$I_L = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} = \frac{oi}{oa}$$

enquanto que o Índice de Paasche é obtido traçando-se kl paralela a ab pelo ponto Q_1 .

$$I_P = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1} = \frac{oc}{ok}$$

e uma vez que

$$\begin{array}{lll} oi > og & \text{então} & I_L > I_V^0 \\ ok > oe & \text{então} & I_P < I_V^1 \end{array}$$

conforme já havíamos concluído.

Por um simples artifício podemos reescrever estes índices caracterizando-os como médias aritméticas ponderadas, e não mais como razões simples de custo entre dois momentos, fazendo-o por necessidade operacional. Dessa forma o sistema de pesos é facilmente extraído das POF's.

Quanto ao índice de Laspeyres passamos a ter a seguinte formulação

$$I_L = \sum_i \omega_i \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i}$$

onde $\omega_i = p_{t-1}^i q_0^i / \sum_i p_{t-1}^i q_0^i$ é o peso do bem i , em que as quantidades do momento inicial são mantidas constantes, e p_t^i / p_{t-1}^i é o relativo de preços do bem i entre os momentos t e $t-1$. A esta formulação dá-se o nome de índice de Laspeyres com preços encadeados e base de ponderação móvel (ou alternativamente, Índice Aritmético com base de ponderação móvel), e que se confunde com o Índice de Laspeyres simples, pois equivale a se calcular o índice entre os períodos t e 0 (zero) (1).

-
- (1) Uma variante, consiste no Índice Aritmético com base de ponderação fixa, cuja expressão é

$$I_L^* = \sum_i \omega_i \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i}$$

onde $\omega_i = p_0^i q_0^i / \sum_i p_0^i q_0^i$ ou seja, as despesas relativas do período inicial são mantidas constantes. Para esta fórmula a elasticidade substituição é igual a um. Não obstante o seu uso, este índice carece de significado econômico.

quer que sejam os níveis de renda e os preços relativos.

De uma tal função deriva-se o índice geométrico com a seguinte expressão

$$I_G = \prod_i \left(\frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \right)^{\omega_i}$$

onde $\omega_i = p_0^i q_0^i / \sum_i p_0^i q_0^i$ é o peso do bem i , em que as despesas do momento inicial são mantidas constantes, e p_t^i / p_{t-1}^i é o relativo de preços do bem i entre os momentos t e $t-1$.(1)

Este índice será sempre inferior a qualquer índice aritmético desde que sejam comparáveis, isto é, tenham o mesmo sistema de pesos.

Observe-se que o índice geométrico apresenta elasticidade substituição igual a um, devido a forma da função de utilidade que lhe é subjacente. Este é o ponto básico da crítica ao índice geométrico, uma vez que não é razoável supor que o consumidor substitua indistintamente um bem por outro, quaisquer que sejam eles.

c) O Índice Geométrico de Tornqvist - Theil

Quando a forma da função de despesa (ou custo)

(1) Observe-se que a derivação deste índice independe do nível de utilidade pela característica de homotetia da função Cobb-Douglas.

Observe-se que o índice de Laspeyres tanto em sua formulação simples, original, quanto em sua formulação com ponderação móvel, admite demandas inelásticas em relação ao vetor de preços, vale dizer apresenta a elasticidade substituição igual a zero devido à forma da função utilidade que lhe é subjacente. Fundamentalmente este é o ponto básico da crítica à proposta de Laspeyres, uma vez que resulta, de tal hipótese, a negação ao consumidor da possibilidade da substituição entre bens consumidos.

E quanto ao Índice Aritmético de Paasche passamos a ter a seguinte formulação

$$I_p = \frac{1}{\sum_i \omega_i \frac{p_{t-1}^i}{p_t^i}}$$

onde $\omega_i = p_t^i q_t^i / \sum_i p_t^i q_t^i$ é o peso do bem i , e p_{t-1}^i / p_t^i é o relativo de preços do bem i entre os momentos $t-1$ e t . Por aplicar quantidades finais esta fórmula enfrenta sério limitante na prática.

b) O Índice Geométrico Simples

Quando a forma da função de utilidade é do tipo Cobb-Douglas

$$U = \pi q_i^{\beta_i} \quad \text{onde} \quad \sum_i \beta_i = 1$$

temos que, em equilíbrio, a participação da despesa com cada bem consumido se mantém em proporções constantes, quais-

Por um simples artifício podemos reescrever estes índices caracterizando-os como médias aritméticas ponderadas, e não mais como razões simples de custo entre dois momentos, fazendo-o por necessidade operacional. Dessa forma o sistema de pesos é facilmente extraído das POF's.

Quanto ao índice de Laspeyres passamos a ter a seguinte formulação

$$I_L = \sum_i \omega_i \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i}$$

onde $\omega_i = p_{t-1}^i q_0^i / \sum_i p_{t-1}^i q_0^i$ é o peso do bem i , em que as quantidades do momento inicial são mantidas constantes, e p_t^i / p_{t-1}^i é o relativo de preços do bem i entre os momentos t e $t-1$. A esta formulação dá-se o nome de índice de Laspeyres com preços encadeados e base de ponderação móvel (ou alternativamente, índice Aritmético com base de ponderação móvel), e que se confunde com o índice de Laspeyres simples, pois equivale a se calcular o índice entre os períodos t e 0 (zero) (1).

-
- (1) Uma variante, consiste no índice Aritmético com base de ponderação fixa, cuja expressão é

$$I_L^* = \sum_i \omega_i \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i}$$

onde $\omega_i = p_0^i q_0^i / \sum_i p_0^i q_0^i$ ou seja, as despesas relativas do período inicial são mantidas constantes. Para esta fórmula a elasticidade substituição é igual a um. Não obstante o seu uso, este índice carece de significado econômico.

unitária para uma certa função de utilidade é do tipo trans-log

$$\ln c(p) = \beta_0^* + \sum_j \beta_j^* \ln p_j + 1/2 \sum_j \sum_k \gamma_{jk}^* \ln p_j \ln p_k$$

onde $\sum_i \beta_j^* = 1$, $\gamma_{jk} = \gamma_{kj}$ e $\sum_k \gamma_{jk}^* = 0$

para $j = 1 \dots N$

podemos derivar o índice geométrico de Tornqvist - Theil cuja expressão é a seguinte

$$I_T = \pi_i \left(\frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \right)^{1/2} (\omega_i^t + \omega_i^{t-1})$$

onde $\omega_i^t = p_t^i q_t^i / \sum_i p_t^i q_t^i$ e

$$\omega_i^{t-1} = p_{t-1}^i q_{t-1}^i / \sum_i p_{t-1}^i q_{t-1}^i$$

são os pesos do bem i nos momentos t e $t-1$, em que as despesas dos momentos t e $t-1$ são mantidas constantes, e p_t^i / p_{t-1}^i é o relativo de preços do bem i entre os momentos t e $t-1$ (1). Sob esta definição do sistema de pesos, esta fórmula enfrenta sério limitante na sua aplicação prática.

Registre-se, finalmente, que o índice de Tornqvist-Theil pode ser visto como uma boa aproximação discreta do importante índice de Divisia cuja expressão é a

(1) Para maiores detalhes veja-se especialmente Christensen (03) e Diewert (04).

seguinte:

$$I_D = \exp \left\{ \int_{t_0}^t F(t) dt \right\}$$

$$\text{onde } F(t) = \frac{\sum f(t) g'(t)}{\sum f(t) g(t)} \quad \text{em que tanto as quan-}$$

tidades quanto os preços variam com o tempo, ou seja,

$$q = f(t) \quad \text{e} \quad p = g(t).$$

Tem-se, então, que o valor do índice de Divisia é expresso por uma integral curvilínea ao longo das curvas representativas dos preços e quantidades em função do tempo. Esta integração só é possível se se conhecem as variações de p e de q em todo o intervalo (t_0, t) , ou seja, será preciso considerar certo número de épocas intermediárias e calcular a variação total pelo produto de variações sucessivas, traduzindo o princípio da continuidade histórica aplicada ao domínio econômico. Ou, dito de outra forma, admite-se que haja, ao longo do tempo, uma alteração na estrutura contínua de pesos aplicada no cálculo. Daí a sua relevância. (1)

d) O Índice Geométrico de Fisher

Irving Fisher sugeriu um conjunto de testes visando a classificar diferentes fórmulas de cálculo

(1) Veja-se diretamente Divisia (05) e (06) para mais informações sobre este índice.

quanto à sua exatidão, e sobretudo estabelecer uma fórmula ideal de cálculo (1).

Estas propriedades, desejáveis para um índice envolvendo diversos bens foram estabelecidas por Fisher por analogia com o caso do índice de um só bem. São os seguintes os critérios pelos quais deve passar um índice:

- *Critério da Proporcionalidade*: se todas as razões de preços, que compõem o índice, têm o mesmo valor, deve ele ser igual a esse valor comum;

- *Critério da Homogeneidade Dimensional*: o valor do índice não deve ser atingido pela mudança das unidades de medida na evolução das qualidades;

- *Critério da Circularidade*: o índice da situação 2, em relação à situação zero, deve ser igual ao produto do índice da situação 1, relacionado à situação zero, pelo índice da situação 2, relacionado a situação 1 (2).

- *Critério da Reversibilidade no Tempo*: o índice da situação zero, em relação à situação 1, tomada como base de referência, deve ser igual ao inverso do índice que

(1) Estes testes foram pela primeira vez apresentados por Fisher em 1911 no Apendice ao capítulo X do seu livro *The Purchasing Power of Money* e finalmente redefinido em 1922 na 1ª edição do livro *The Making of Index Numbers*.

(2) Este critério pela primeira vez proposto por Westgaard, em 1895, é da maior importância na prática, posto que normalmente usam-se resultados acumulados de índice e não apenas os resultados mensais.

representa a situação 1 em relação à situação zero;

- *Critério da Reversibilidade nos Fatores:* o produto dos índices de preços e de quantidades deve ser igual ao índice de valor.

Ao classificar os diferentes índices em relação aos testes propostos, Fisher denominou de *Superlativo* aqueles índices que se apresentavam no mais elevado nível de exatidão (1). Com mais propriedade, modernamente, diz-se que um índice é *Superlativo* se é exato para uma função f dita flexível, ou seja, quando pode ser utilizada para aproximar até segunda ordem uma função linear homogênea (2). A qualidade *Superlativo* é um critério para escolha de números índices.

Em consequência de sua análise, Fisher propôs um índice ao qual chamou de Índice Ideal cuja expressão é

$$I_F = (I_L \cdot I_P)^{1/2}$$

ou seja, trata-se de uma média geométrica do produto dos índices de Laspeyres e de Paasche. Este índice consegue passar por todos os testes exceto pelo da circularidade.

Observe-se que este índice está associado a uma função de utilidade da forma quadrática

(1) Veja-se Fisher (08), p. 243s.

(2) Veja-se Diewert (04) e Samuelson e Swamy (30).

$$U = (q^t \cdot A \cdot q)^{1/2} = \left(\sum_j \sum_k q_j a_{jk} q_k \right)^{1/2}$$

onde q é o vetor quantidade, q^t o seu transposto e A uma matriz em que $a_{jk} = a_{kj}$. Esta função por ser flexível evidencia que o índice de Fisher também é *Superlativo* (1).

Finalmente, registre-se que, não obstante a importância destes testes, a produção de IPC's torna-se consistente unicamente se apoiada em princípios da Teoria Econômica.

C. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Observe-se, então, que o IPC é calculado na prática, não através de uma razão de custos, mas como uma média ponderada de relativos de preços entre os períodos t e $t-1$. Esta estrutura de pesos (em quantidade ou valor) tem, em regra, caráter anual, uma vez que é extraída de POF's cuja representatividade estatística refere-se ao ano. Precisamente deste fato surge o problema sazonal, uma vez que há subitens que têm um ritmo próprio de variação de preços ao longo do ano, ademais de serem de fácil substituição. A análise detalhada das diferentes formas de abordar este problema será desenvolvida nos dois próximos capítulos.

Finalmente, convém observar que algumas fór-

(1) Conforme Diewert (04).

mulas de cálculo, por admitirem em sua mecânica operacional o princípio da substituição, de *per se* incorporam algum tratamento ao problema sazonal. Entretanto, não o faz profundamente.

C A P Í T U L O I I I

TRATAMENTO DA SAZONALIDADE QUANDO OS PESOS SÃO ANUAIS

Uma forma de tratar o problema sazonal consiste em manter a estrutura de pesos referida ao ano também para os subitens sazonais, não se incorporando no cálculo do índice a flutuação da importância relativa de cada um no conjunto de despesas dos consumidores.

Sob esta ótica restará tratar o aspecto das cotações de preços, tornando-as contínuas e comparáveis no mês a mês. Neste capítulo apresentaremos uma revisão dos procedimentos mais comuns em realizar este tratamento. Deve ficar claro que se está tratando, em última análise, da representatividade amostral dos preços vindos de campo, incorporando-os corretamente, e não de desestacionalizar o índice.

A. REVISÃO DOS PROCEDIMENTOS MAIS COMUNS

Os procedimentos a seguir relacionados são de maior conteúdo teórico e de maior apelo prático.

a) Imputação de Preços

Mantem-se inalterada a última cotação de preço, para um dado subitem, tomada imediatamente antes do iní

cio do período fora da estação, até que se disponha de nova cotação, o que ocorrerá no início da nova estação. Assim, durante os meses em que o subitem não é encontrado, a mudança de seu preço é suposta nula. Veja-se que a primeira cotação de preços, já na nova estação, suportará abruptamente a mudança total de preços.

Na verdade há que se considerar amplamente o sentido de subitem fora da estação, isto é, não apenas aqueles que se ausentam de mercado, mas também aqueles que não desaparecem de todo (decorrente da grandeza dos mercados metropolitanos capazes de atraírem, para seu abastecimento, diferentes regiões supridoras) tornando-se, não obstante, relativamente mais escassos (1).

Um ponto sério neste procedimento é se a prática de manter nula a contribuição do subitem fora da estação não afetaria temporariamente a estabilidade do índice. De fato, tudo dependerá da direção do movimento geral dos preços no período, particularmente da mudança dos preços de possíveis substitutos para os subitens que estejam fora da estação. Haverá um viés para baixo numa situação inflacionária e para cima numa deflacionária (2).

(1) Impõe-se, assim, conhecer o calendário de abastecimento destes produtos sazonais, tarefa de difícil realização. Uma aproximação consistiria em baseá-lo no quadro de quantidades mensais consumidas, fornecido pela POF, tomando como período fora da estação os meses em que as quantidades consumidas são nulas ou próximas de zero.

(2) Este método é utilizado, por exemplo, pela Division des Prix Statistique Canadã, unidade produtora do IPC no Canadá.

b) Redistribuição dos Pesos

Supõe-se que a mudança de preço de cada subitem fora da estação (mantida a noção do procedimento anterior quanto ao sentido de fora da estação) seja igual a mudança média dos preços dos subitens em estação, em cada unidade de tempo. Desta forma a estimação dos preços dos subitens fora da estação tem por base os preços dos subitens em estação. O impacto da mudança de preços ao se iniciar a nova estação, tanto pode ser grande, quanto amenizado.

Este procedimento permite que se faça uma interpretação econômica de substituição intra-item, ou seja, toma-se como regra a retirada do subitem que esteja fora da estação, redistribuindo seu peso proporcionalmente entre todos os demais subitens, de um mesmo item. Esta interpretação de substituição intra-item por ter base econômica torna atraente e superior este procedimento, ainda que não seja possível garantir que os componentes de um item sejam substitutos ideais entre si (1).

c) Comparação Imediata com um Similar

Realiza-se a troca direta da série de preços do subitem A que se encontra fora de estação (em seu sentido amplo) pela série de preços do seu subitem substituto, B. A razão p_t^B / p_{t-1}^A mede o movimento de preços no momento em que se assumiu a substituição.

(1) Este método é utilizado, por exemplo, pelo Bureau of Labor Statistics, unidade produtora do IPC nos Estados Unidos.

Este procedimento é tanto mais válido quanto menores sejam as mudanças na quantidade, qualidade ou utilidade entre os dois subitens, isto é, que o consumidor considere A e B substitutos perfeitos. Havendo diferenças significativas entre os dois subitens, torna-se questionável o uso desta comparação direta entre subitens, pela razão simples de que a ponderação do subitem A estará sendo aplicada ao relativo de preços do subitem B.

Observe-se que este procedimento exige minucioso conhecimento do comportamento do consumidor quanto a prática da substituição, o que dificulta consideravelmente a sua aplicação.

d) Comparação Gradual com um Similar

Realiza-se a troca gradual de uma série de preços por outra, supondo-se que ambos, o substituto B e o que se encontra fora de estação A, sejam disponíveis para venda simultaneamente em pelo menos um período de tempo. Os relativos de preços p_t^A / p_{t-1}^A e p_{t+1}^B / p_t^B medem as mudanças de preços entre os períodos $t-1$ e t e entre t e $t+1$, respectivamente, sendo seu produto a mudança ocorrida entre os períodos $t-1$ e $t+1$.

Este procedimento será tanto mais válido quanto mais se puder aceitar que, ao tempo da substituição, o consumidor gaste a mesma soma de dinheiro com o subitem B e com o subitem A e derive a mesma satisfação seja A ou

B o subitem consumido. Com o que a relação de qualidade entre ambos pode ser medida pela razão entre seus preços.

Este método apresenta a vantagem sobre o anterior de promover gradualmente a transição de um subitem a outro, importante pelo fato de que os subitens sazonais, em sua maioria, costumam não desaparecer de mercado, tornando-se apenas mais acentuada sua escassez relativa. Não obstante, a dificuldade em sua aplicação, como no caso anterior, reside exatamente em estabelecer o substituto específico de cada subitem sazonal.

B. CONSIDERAÇÕES ADICIONAIS

O primeiro procedimento relatado, "Imputação de Preços", tem a desvantagem de não se apoiar em nenhum princípio econômico, sendo, entretanto de aplicação fácil e imediata na prática. Os dois últimos, "Comparação imediata com um similar" e "Comparação gradual com um similar", apóiam-se no princípio econômico da substituição, exigindo, para que sejam corretamente aplicados, o conhecimento do substituto simples e específico de cada subitem sazonal. Este fato empresta-lhes elevada dificuldade na prática.

Já o segundo procedimento, "Redistribuição dos Pesos", incorpora as noções econômicas da substituição e não exige conhecimento tão específico do comportamento dos consumidores. Apenas supõe, o que é razoável, que a composição de um item seja logicamente constituído, daí podendo-se

admitir a substituição intra-item. Este é, sem dúvida, o procedimento mais atraente, posto que exequível além de teoricamente respaldado.

Não obstante, é prudente não esquecer que esta ótica de tratamento do problema sazonal apóia-se na inadequação óbvia de aplicar uma estrutura de ponderação em base anual também para estes itens, não considerando a variação, entre meses, na importância relativa dos subitens que os compõem.

No capítulo seguinte será sistematizada uma metodologia que permita o uso adequado de pesos sazonais no tratamento da sazonalidade, vencendo precisamente a inadequação inerente ao tratamento que ora analisamos.

C A P Í T U L O I V

TRATAMENTO DA SAZONALIDADE QUANDO OS PESOS NÃO SÃO ANUAIS

Outra forma de tratar o problema sazonal consiste em aplicar aos itens sazonais uma estrutura de pesos que introduza na construção do índice a flutuação, ao longo do ano, da intensidade no consumo dos seus respectivos subitens (1).

Sob esta segunda ótica, com a adoção de um painel de pesos sazonais, dá-se tratamento à principal face da moeda do problema sazonal. Este painel, retratando a importância relativa dos diversos subitens sazonais no total das despesas dos consumidores, a cada período sazonal, registra a reação dos consumidores às variações na oferta de cada subitem. Se se apresenta ausente de mercado, a sua participação será nula, e tanto menor, quanto mais acentuada for a sua escassez relativa.

Precisamente por incorporar no cálculo do índice a variação da oferta dos subitens sazonais, esta ótica de tratamento do problema sazonal, evidencia ser a mais ade

(1) Conforme já observamos, por coerência com o restante do índice, o peso a nível de item continuará a ser calculado em base anual, tendo caráter sazonal apenas a sua distribuição, a cada período sazonal, pelos respectivos subitens.

quada. Não obstante, costuma ser criticada sob o argumento de que a natureza sazonal de um subitem não pode ser garantida via análise da POF, uma vez que esta pesquisa registra informações de apenas um ano, não se podendo afirmar que este comportamento se repita a cada ano (1).

Neste capítulo, pretendemos sistematizar, em três etapas, uma metodologia que tem por objetivo neutralizar esta crítica, dando confiança ao perfil sazonal encontrado na POF. A primeira etapa tem por objetivo realizar o levantamento da sazonalidade em mercado de maneira prévia ao uso da POF. Em seguida, na segunda etapa, é feito um balisamento com a POF. A última etapa, consiste na montagem propriamente dita e uso do painel de pesos sazonais.

A. METODOLOGIA PARA A DEFINIÇÃO DO PAINEL DE PESOS SAZONAIS

a) Levantamento da Sazonalidade em Mercado

Pretendemos, nesta etapa, apresentar um método de como enumerar os subitens que potencialmente poderão ser tomados como sazonais na construção de um IPC, além daqueles que definitivamente não deverão ser aceitos como sazonais. Essencialmente, o que se deverá fazer será estabelecer, com segurança estatística, usando informações externas à POF, o perfil sazonal de mercado de cada um dos sub-

(1) O Institut National de la Statistique et des Études Économiques, unidade produtora do IPC na França, utiliza no tratamento sazonal um painel mensal de pesos. Acrescente-se, entretanto, que este país elabora uma nova POF a cada ano.

itens que compõem os itens tidos como sazonais.

Cada perfil será obtido da análise de séries temporais, que tanto podem ser de quantidade, quanto de preço ou de valor, desde que relacionadas com o centro consumidor ao qual o índice se refira. Assim, ficam excluídas, em princípio, aquelas a nível do produtor, a menos que se disponha de estudos sobre as fontes de abastecimento do centro em apreço. Quanto àquelas a nível do varejo, é prudente evitar o uso de informações geradas por outras unidades produtoras de índices, por suas peculiaridades de coleta e crítica, passíveis de introduzir viés no novo índice. Desta forma, como alternativa, tem-se as séries a nível do atacado como as mais convenientes para o uso de uma entidade que esteja iniciando a produção de um novo índice, devendo-se, contudo, reavaliar estes resultados tão logo se disponha de uma série própria a nível do varejo.

Ademais, ressalte-se que a escolha criteriosa de cada série temporal a ser utilizada na análise de cada subitem é de fundamental importância. Devem ter qualidade confiável e um número de observações suficiente para receberem tratamento estatístico.

De posse dos dados necessários, a tarefa seguinte será a aplicação de técnicas estatísticas de modo a ser isolada de cada série temporal a sua componente sazonal ou estacional, com a qual teremos estabelecido o comportamento de mercado, no ano, de cada subitem.

Esta componente sazonal é uma das quatro evoluções que normalmente compõem uma série econômica de tempo, ou seja:

- a tendência geral, que corresponde a uma variação em um certo sentido e que se mantém durante vários anos;
- o ciclo, que é um movimento de aspecto quase periódico, com uma fase crescente seguida de outra decrescente, estando ligado às flutuações gerais da atividade econômica;
- os movimentos estacionais, que correspondem a variações que se repetem mais ou menos regularmente a cada ano; e
- flutuações aleatórias, que são movimentos imprevisíveis, correspondendo a qualquer tipo de acontecimento.

Certas séries apresentam um ou outro destes movimentos quase em estado puro, porém, a maior parte delas tem uma composição mais complexa. Esta composição tanto pode seguir um modelo funcional aditivo, quanto um multiplicativo (1).

Independente do modelo funcional tomado como

(1) Veja-se particularmente Malinvaud (16).

o mais adequado existem diversos processos para se efetuar a decomposição da série. Estes processos variam em complexidade, em riqueza de resultados e em exigências de recursos humano e computacionais (1).

Dentre os diversos processos possíveis, um, usa do com relativa frequência, é o processo da média móvel. Trata-se de um processo flexível, operacionalmente simples e que nos permite observar cada um dos estágios sucessivos do isolamento da componente sazonal. Assim, utilizado o processo das médias móveis com um modelo funcional multiplicativo, alcançaríamos nosso objetivo dando os seguintes passos:

- aplica-se à série original uma média móvel (por exemplo, de doze meses) obtendo-se uma nova série composta apenas da tendência geral e das flutuações cíclicas. Fazendo-se o quociente entre a série original e esta no va série, ajustada, resulta uma série residual formada pelas flutuações estacionais e pelas flutuações aleatórias;
- a componente estacional será isolada para um dado mês através da média das estimativas da série residual para este mês, em todos os

(1) Uma discussão exaustiva sobre estes processos em suas diversas fa ses pode ser vista especialmente em Montgomery e Johnson (17), Nelson (19) e Nerlove e Grether e Carvalho (20).

anos. Os 12 (doze) componentes, um para cada mês do ano, podem ser centrados de modo que sua soma anual seja igualada a 1.200 (equivalente a uma série estacionária de 100 a cada mês).

A série assim obtida para cada subitem dará o seu perfil sazonal de mercado, que se constitui precisamente o objetivo que pretendemos alcançar. Em seguida será analisado se a sazonalidade deste perfil é estatisticamente significativa, o que pode ser verificado pela aplicação de um teste estatístico como por exemplo, o do χ^2 (quiquadrado) ou da análise de variância.

Desta análise pode acontecer, para cada subitem, uma das seguintes situações:

- o subitem não é significativamente sazonal em mercado, com o que ele será tratado conforme a regra geral do índice, ou seja, terá seu peso calculado em bases anuais;
- o subitem é significativamente sazonal em mercado, com o que ele poderá vir a ser tratado como sazonal no índice, dependendo do resultado da segunda etapa desta metodologia.

Esta decisão deve ser cuidadosamente tomada

uma vez que normalmente o comportamento de mercado destes subitens tem sentido errático no tempo. Assim para que haja segurança é preciso que se apoie em dados e técnicas criteriosamente escolhidos.

Finalmente, observe-se que para os subitens que desaparecem de mercado em certos períodos do ano (como por exemplo, morango, figo, uva) não se disporá de séries temporais longas e completas passíveis de serem tratadas estatisticamente, porém, por sua natureza poderão vir a ser tomados como sazonais na produção, dependendo, apenas, do resultado da etapa seguinte.

b) Controle da Sazonalidade na POF

Ainda que não se possa determinar a sazonalidade de um subitem por intermédio da POF, é essencial que esta pesquisa confirme os resultados da etapa anterior para aqueles subitens que se estabeleceu como sazonais em mercado. A necessidade desta confirmação é facilmente percebível se se recorda que o painel de pesos sazonais será montado a partir da POF. Portanto, se a POF não confirma a sazonalidade de mercado, o que pode acontecer em decorrência de peculiaridades no seu levantamento estatístico e/ou atipicidades do abastecimento naquele ano capaz de ter neutralizado a sazonalidade de mercado, não há como estabelecer pesos sazonais. Restará tomá-los como anuais.

Pode-se utilizar informações mensais tanto de

quantidade quanto de valor, comparando-se o perfil aí obtido com o perfil obtido na etapa anterior (1). Para que seja possível esta comparação é preciso que os dois perfis sejam comparáveis, ou seja, sejam padronizadas as unidades de medida.

A confirmação como sazonal de um dado subitem, aceito como tal pelo estudo de mercado, exige que haja semelhança entre os dois perfis. Esta semelhança tanto pode ser direta, se ambas as séries se referirem à mesma variável (por exemplo, quantidade), quanto inversa, se se referirem a variáveis diferentes (por exemplo, uma de preços, outra de quantidade).

Pela conjugação destas duas etapas fica definido, com relativa segurança, os subitens que farão parte do painel de pesos sazonais. Em síntese, consideraremos como sazonais apenas aqueles subitens que, aceitos como sazonais em mercado, tiveram sua sazonalidade confirmada pela POF.

Veja-se que a aceitação de um subitem como sazonal não o é com apenas as informações referentes ao ano da POF, mas de um conjunto muito maior de informações.

(1) Em geral, as informações de preços existentes nas POF's não são as mais recomendáveis, por peculiaridades de levantamento das mesmas, isto é, são levantados em domicílios e são referentes a despesas realizadas no passado.

c) Formação e Uso do Painei

Decidido, por fim, quais serão os subitens aceitos, em cada item, como sazonais, a formação e o consequente uso do painel de pesos sazonais é uma tarefa relativamente fácil.

Quanto à formação, o ponto de partida será o chamado painel de distribuição de peso, que informará a partir da POF e no período sazonal considerado, a participação da despesa em cada subitem sazonal no total da despesa com todos os subitens sazonais, respeitado o agrupamento de item. Por meio desta informação se fará, a cada período sazonal, a nova distribuição do peso referido ao ano, para os subitens sazonais, em cada item.

Assim, o painel de distribuição para o item j compostos de n subitens dos quais k ($k \leq n$) são sazonais, terá a seguinte formação

$$\alpha_t^i = \frac{d_t^i}{\sum_{i=1}^k d_t^i}, \text{ logo } \sum_{i=1}^k \alpha_t^i = 1$$

onde: d_t^i = despesa do subitem i sazonal, no mês t

$$(d_t^i = p_t^i \cdot q_t^i)$$

α_t^i = participação da despesa do subitem i sazonal no total da despesa dos k subitens sazonais, no mês t .

De posse deste painel de distribuição, montado para os 12 (doze) meses do ano, passa-se naturalmente à formação do painel de pesos sazonais, ou seja:

- quando a fórmula de cálculo usa peso fixo

$$\omega_{at}^i = \alpha_t^i \cdot W_a^{jk} \quad \text{com} \quad \sum_{i=1}^{k \leq n} \omega_{at}^i = W_a^{jk}$$

onde: ω_{at}^i = peso anual do subitem sazonal i , no mês t

W_a^{jk} = peso anual (fixo) dos k subitens sazonais que compõem o item j .

- quando a fórmula de cálculo usa peso móvel

$$\omega_{at}^i = \alpha_t^i \cdot W_{at}^{jk} \quad \text{com} \quad \sum_{i=1}^{k \leq n} \omega_{at}^i = W_{at}^{jk}$$

onde: W_{at}^{jk} = peso anual (móvel) dos k subitens sazonais que compõem o item j , no mês t .

Tem-se, portanto, que o peso anual, fixo ou móvel, dos subitens sazonais, fixado o item, será mensalmente redistribuído, calculando-se normalmente o índice para qualquer que seja a fórmula de cálculo.

Ressalte-se que o painel de distribuição será o mesmo a cada ano, até que outra POF permita a sua atuali-

zação ou recomposição. Quanto à sua periodicidade, a mensal é atraente, a trimestral é usual. Na decisão em favor desta ou daquela periodicidade o primeiro aspecto a se considerar diz respeito à representatividade estatística da POF. De outro lado, ressalte-se que o uso de um painel que não seja mensal atenua obviamente o perfil sazonal, tornando-o menos real. Portanto, sempre que estatisticamente for viável deve-se optar pela periodicidade mensal.

De outro lado, na prática, pode-se utilizar algum algoritmo capaz de permitir o cálculo do movimento de preços, a nível de item, fazendo uso direto do painel de distribuição, sem a necessidade desta redistribuição prévia do peso anual, fixo ou móvel, a cada mês (1).

- (1) Assim, para uma fórmula aritmética a variação de preços dos k subitens sazonais que compõem o item j (R^{jk}) é obtida pela seguinte fórmula:

$$R^{jk} = \frac{\sum_{i=1}^{k \leq n} r^i \cdot \omega_{at}^i}{\sum_{i=1}^{k \leq n} \omega_{at}^i}$$

onde r^i = relativo de preços (mês t contra mês $t-1$) do subitem i .

e substituindo $\omega_{at}^i = \alpha_t^i \cdot W_a^{jk}$ ou $\omega_{at}^i = \alpha_t^i \cdot W_{at}^{jk}$ conforme a fórmula de cálculo do índice use peso fixo ou móvel, respectivamente, vem

$$R^{jk} = \sum_{i=1}^{k \leq n} r^i \cdot \alpha_t^i$$

ou seja, pode-se fazer uso exclusivo e direto do painel de distribuição.

Assim, pode-se aplicar a nível de cada item sazonal, diferentes fórmulas para se alcançar o seu estimador de preços. Isto independe da fórmula de cálculo adotada para o índice em geral. No cálculo do estimador do mês t pode-se aplicar tanto α_t^i quanto α_{t-1}^i . Dada a hipótese de fácil substituição inerente a estes produtos altamente perecíveis torna-se mais procedente o uso de α_t em lugar de α_{t-1} .

Independente do uso de α_t ou α_{t-1} pode-se aplicar uma combinação geométrica ou uma aritmética. Dentre as fórmulas possíveis destacamos as seguintes:

i. com caráter geométrico

$$I_G^t, I_G^{t-1}, I_F^t, I_F^{t-1} \text{ e } I_T^t$$

ii. com caráter aritmético

$$I_L^t, I_L^{t-1} \text{ e } I_P^t$$

conforme a conceituação da seção B do Capítulo II, sendo que o subscrito superior indica o uso de α_t ou α_{t-1} .

Observe-se que, a operacionalização das fórmulas I_F , I_T e I_P dependem da periodicidade do painel ser mensal.

Feito o cálculo do estimador de preços dos subitens sazonais, fixado o item, a sua colocação na cadeia de cálculo até o índice geral é como se nada de diferente

houvesse sido feito.

B. UMA SÍNTESE

A metodologia aqui proposta para o tratamento da sazonalidade na construção de IPC's pode ser sintetizada no seguinte quadro:

ETAPAS	OBJETIVOS	RESULTADOS
1º	Enumerar quais são os subitens sazonais em mercado	Sim Não
2º	Confirmar com a POF quais os subitens que serão aceitos como sazonais	<div style="display: flex; justify-content: space-around; align-items: center;"> <div style="text-align: center;"> Sim ↓ Sim ↓ Sazonal dos pesos </div> <div style="text-align: center;"> Não ↓ Distribuição Anual anuais </div> </div>
3º	Montagem e uso do Painei	

respeitando-se sempre o agrupamento de item.

A força do método reside precisamente em iniciar a análise com informações externas à POF, neutralizando-se a principal crítica que se lança contra o uso do painel, qual seja a de não se obter necessariamente um mesmo espectro sazonal em duas POF's. Esta crítica perde importância desde que a POF esteja apenas confirmando a sazonalidade de mercado, que se pressupõe apresentar comportamento semelhante todos os anos. Em síntese, um subitem somente será tomado como sazonal se o for em mercado e se for confirmado como tal na POF (1).

(1) Se constatado ao longo do tempo que o comportamento de mercado de um dado subitem deixou de ser sazonal, deve-se providenciar para que o mesmo seja excluído do painel.

O uso desta ótica no tratamento da sazonalidade é particularmente superior, quando a fórmula aplicada no cálculo do índice em geral não traz, em sua mecânica operacional, a possibilidade de substituição intra-item.

Ademais, com esta ótica de tratamento, fica basicamente atendida a faceta do problema sazonal relacionada com a cotação de preços. Evita-se, naturalmente, a introdução de preços criados (como por exemplo, via imputação) na produção do índice.

Há, ainda, um ponto adicional que procede registrar. Trata-se da coleta de preços a nível de campo. A cada mês coleta-se o preço de produtos bem especificados, por exemplo, "laranja pera, dúzia". Não obstante esta especificação ser simples e completa, portanto facilmente identificável no tempo, pode acontecer que os preços coletados nos meses t e $t-1$, por exemplo, não se refiram à mesma "laranja pera, dúzia", bastando que ocorra uma mudança de qualidade. Esta situação de mudança de qualidade não é particular aos produtos sazonais, porém em relação aos mesmos é de difícil solução.

C A P Í T U L O V

RESULTADOS ANALÍTICOS E SUA DISCUSSÃO

Realizamos uma variada experimentação empírica aplicando as idéias desenvolvidas nos quatro capítulos anteriores. Os resultados que obtivemos são aqui apresentados e discutidos.

Inicialmente procuramos mostrar que a hipótese básica de substituição intra-item, enunciada no primeiro capítulo, de fato se verifica. Em seguida, fazemos uma aplicação da metodologia proposta para o tratamento da sazonalidade quando do uso de pesos sazonais. Finalmente, avaliamos os procedimentos mais comuns de tratar a sazonalidade quando os pesos são anuais.

A. UMA COMPROVAÇÃO DA HIPÓTESE BÁSICA

Conforme observamos no capítulo I, um certo subconjunto de bens, entre os componentes da cesta de consumo, têm sua oferta acentuadamente afetada pelas estações do ano. É particularmente o caso dos bens alimentícios altamente perecíveis.

Os preços destes bens têm um ritmo próprio de variação, tornando-se extremamente difícil o seu levantamen

to de forma contínua e sua comparação no tempo. Ademais, por serem de fácil substituição, as quantidades consumidas destes bens, a cada mês, variam naturalmente, resultando uma óbvia mudança na importância relativa de cada um no conjunto de despesas dos consumidores.

Consequentemente, impõe-se que inicialmente se já comprovada esta característica de fácil substituição, precisamente de substituição intra-item, a qual chamamos de hipótese básica.

Assim, procurando verificar a veracidade desta hipótese, calculamos para dois itens, cada um sendo considerado separadamente um índice (um, Frutas Frescas, com sete subitens e outro, Legumes e Verduras, com catorze subitens); as seguintes equações:

$$\text{Modelo I: } \ln q_i = \hat{a} + \hat{b} \ln \frac{P_i}{P_I}$$

$$\text{Modelo II: } \ln q_i = \hat{a} + \hat{b} \ln \frac{P_i}{P} + \hat{c} \ln \frac{P_I}{P}$$

$$\text{Modelo III: } \ln q_i^* = \hat{a} + \hat{b} \ln \frac{P_i}{P_I}$$

$$\text{Modelo IV: } \ln q_i^* = \hat{a} + \hat{b} \ln \frac{P_i}{P} + \hat{c} \ln \frac{P_I}{P}$$

em que

q_i = série mensal de quantidades consumidas por família para o subitem i , segundo a POF.

q_i^* = série mensal de quantidades totais consumidas para o subitem i , segundo a POF.

p_i = série mensal de preços pagos pelos consumidores para o subitem i , segundo a POF.

p_I = série mensal de preços médios para o subitem i (a partir dos preços pagos pelos consumidores para os demais subitens do item, exclusive o próprio subitem i), segundo a POF.

P = série mensal de Índice de Preços ao Consumidor, para o ano da POF.

sendo todos os dados referentes ao Rio de Janeiro para o período de agosto de 1974 a julho de 1975 (1).

Nestas equações, o parâmetro \hat{b} caracteriza uma elasticidade preço-próprio, enquanto que o parâmetro \hat{c} caracteriza uma elasticidade preço-cruzada. Ademais, nos Modelos I e III é suposto que a soma destas elasticidades seja igual a zero, o que os transformam em casos particulares dos Modelos II e IV, respectivamente.

Os resultados empíricos podem ser observados

(1) É justificável o uso deste número tão pequeno de observações, pelo caráter simples do teste ora realizado.

nas Tabelas 01 e 02, evidenciando-se que:

- em geral é baixo o valor encontrado para R^2 , seja ao se aplicar quantidades por família (Modelos I e II), seja ao se aplicar quantidades totais (Modelos III e IV). Entretanto, o valor de R^2 aumenta sensivelmente quando se passa do Modelo I para o Modelo II, bem como do Modelo III para o Modelo IV;
- o parâmetro \hat{b} apresenta valores negativos para todos os subitens em todos os Modelos (com a exceção do subitem repolho nos Modelos I e II);
- o parâmetro \hat{c} apresenta valores positivos para a maioria dos subitens, nos diferentes Modelos.

Estes resultados significam uma comprovação satisfatória da hipótese inicial. Desta forma, impõe-se que estes subitens sazonais recebam tratamento especial na construção de Índices de Preços ao Consumidor; é o que discutiremos na próxima seção.

B. TRATAMENTO DA SAZONALIDADE QUANDO DO USO DE PESOS SAZONAIS: UMA APLICAÇÃO DA METODOLOGIA PROPOSTA

Nesta seção fazemos uma aplicação da metodolog

gia proposta no capítulo IV. Recorde-se em particular que, pela sistematização deste método, podemos dar validade ao painel de pesos sazonais encontrado na POF, neutralizando o fato de o mesmo representar informações de apenas um ano, tempo este insuficiente para se garantir a repetição de um certo perfil sazonal.

Realizamos este estudo para os mesmos dois itens analisados na seção anterior (Frutas Frescas e Legumes e Verduras), também aqui considerados cada um separadamente como um índice.

Para a elaboração da primeira etapa utilizamos séries mensais de preços vigentes no comércio atacadista da cidade do Rio de Janeiro, levantadas pelo Ministério da Agricultura/CEASA, cobrindo o período de 1970 a 1976 ou um seu subperíodo.

O perfil sazonal de mercado para cada subitem foi estabelecido pela aplicação do processo de média móvel. Ademais, para cada perfil encontrado, calculamos a sua amplitude de variação procurando determinar a medida em que ele é ou não aproximadamente semelhante a cada ano (1).

Finalmente, testamos por meio de um χ^2 (qui-

(1) Esta amplitude é obtida somando-se e subtraindo-se o desvio-padrão à componente estacional, a cada mês, dando os seus limites superior e inferior de variação, respectivamente.

quadrado) se há diferença, estatisticamente significativa, entre as componentes estacionais calculadas e as componentes estacionais teóricas ou estacionárias (100 a cada mês), de modo a determinar quais subitens serão tomados como não sazonais e quais serão tratados na segunda etapa (1).

O resultado numérico desta etapa, para cada subitem, é apresentado na Tabela 03.

Assim, evidenciou-se que os subitens abóbora, batata doce, banana e maçã não são significativamente sazonais em mercado, não devendo ser, portanto, incluídos no painel de pesos sazonais. Os demais subitens serão checados com os dados da POF.

Quanto à segunda etapa usamos séries mensais de quantidades consumidas por família na Área Metropolitana do Rio de Janeiro, no período de agosto de 1974 a julho de 1975, extraída do ENDEF, Estudo Nacional de Despesa Familiar, do IBGE (Tabela 04). Estes dados foram transformados de modo a permitir comparação com as componentes estacionais levantadas na etapa anterior, ou seja, para cada subitem a sua soma anual foi igualada a 1.200.

Desta forma podemos passar à decisão de in-

(1) Se o valor do χ^2 calculado for maior do que o valor do χ^2 tabelado (aos níveis de significância de 1 e 5%) rejeita-se H_0 (os valores calculados não são significativamente diferentes dos valores teóricos). Quanto maior for o χ^2 calculado maior será a discrepância entre os perfis calculado e teórico.

cluir ou não no painel de pesos sazonais os subitens que apresentaram sazonalidade em mercado, o que será feito pela comparação com os dados da POF (Figuras 01 à 06). De modo a facilitar esta tomada de decisão calculamos, para cada subitem, o coeficiente de correlação (r) entre as séries (de preço) de componentes estacionais e as séries de quantidades, confirmando-o como sazonal quanto maior for a correspondência inversa encontrada.

Os resultados do cálculo deste coeficiente de correlação podem ser vistos na Tabela 05. Temos, então, a seguinte síntese:

- os subitens limão, alface, quiabo e couve-flor serão incluídos no painel,
- quanto aos subitens abacate, mamão, pimentão, repolho, jiló, chuchu, vagem e cenoura há dúvidas se devem ou não serem incluídos no painel,
- e, finalmente, quanto aos subitens laranja e tomate serão excluídos do painel.

Registre-se, ainda, que para os subitens couve, agrião e tangerina, por insuficiência das séries de preços no atacado, não foi realizado o estudo de mercado. Para estes subitens e para aqueles ainda em dúvida quanto à procedência de incluí-los ou não no painel sazonal, impõe-se

que sejam diversificadas as informações estatísticas de modo que se tenha uma definição do seu comportamento de mercado. Caso isto não seja possível ou no caso de permanecer ainda a dúvida, é prudente, por coerência, excluí-los do painel.

O fato é que da conjugação destas duas etapas deve resultar uma decisão clara e segura quanto aos subitens que deverão ser incluídos no painel, excluindo-se os demais. Esta análise será tanto mais completa e correta quanto melhores recursos humanos e materiais disponha a unidade produtora do índice. Após o que passa-se, naturalmente, à montagem do painel e ao cálculo dos índices.

Presentemente, nesta aplicação, preferimos não estender esta análise de definição do painel, dando por alcançado nosso objetivo de discutir praticamente esta parte da metodologia proposta. Assim, a terceira etapa foi preparada com a inclusão de todos os subitens em cada item.

Desta forma, na terceira etapa fizemos a comparação entre as séries mensais de índices obtidos com o uso do painel de pesos sazonais, segundo as periodicidades mensal e trimestral, para as combinações aritméticas e geométricas de cálculo propostas nos capítulos II e IV. Convém deixar claro que nesta etapa utilizamos séries de preços ao consumidor.

Os valores mensais resultantes da operaciona-

lização das fórmulas de cálculo, para os dois itens separadamente, são apresentados na Tabela 06, enquanto que a Tabela 07 contém os valores mensais acumulados.

A observação atenta destes resultados evidencia que:

- I_L^t é em quase todos os meses inferior a I_L^{t-1} , o mesmo acontecendo com o índice geométrico simples, ou seja, I_G^t e I_G^{t-1} ;
- o índice geométrico simples, I_G^t (ou I_G^{t-1}) é sempre inferior ao índice aritmético de Laspeyres I_L^t (ou I_L^{t-1}) por terem ambos o mesmo sistema de pesos e por ser a média geométrica inferior a aritmética;
- os índices aritméticos de Paasche (I_P^t) e de Laspeyres (I_L^t ou I_L^{t-1}) apresentam mês a mês valores consideravelmente distantes entre si;
- devido a esta intensa diferença entre os índices de Paasche e de Laspeyres o significado do índice de Fisher (I_F^t ou I_F^{t-1}) fica prejudicado;
- ademais, vê-se que tanto o perfil obtido com o uso de um painel mensal, quanto o obtido

com o uso de um painel trimestral, fixada uma fórmula de cálculo, são semelhantes en-
si;

- os resultados acumulados, para uma dada fôr
mula, apresentam valores inferiores com o uso do painel mensal.

O fato do índice de Laspeyres ser significativamente maior do que o de Paasche indica, supondo-se que o painel sazonal esteja correto, que há substituição e que a mesma é feita no sentido esperado, ou seja, quanto maior o preço menor a quantidade consumida.

Em consequência temos que:

- o índice de Fisher não se apresenta adequado, tendo em vista esta acentuada diferença entre os índices de Laspeyres e de Paasche;
- o índice geométrico simples é atraente, tendo em vista admitir a substituição. Não obstante, observe-se que os pesos são diferentes mês a mês, ou seja, a elasticidade substituição é diferente de um.

Quanto ao índice de Tornqvist-Theil, evidencia-se como o mais adequado, uma vez que não apresenta nenhum des
tes inconvenientes que envolvem os outros índices. Ademais,

como é perfeitamente possível que o início das safras seja antecipado ou postecipado, o fato deste índice aplicar como pesos uma média aritmética simples entre os pesos dos períodos t e $t-1$, representa uma vantagem adicional.

Por tudo isto, recomendamos que se use o índice de Tornqvist-Theil com a necessária aplicação de um painel sazonal de pesos com a periodicidade mensal.

De outro lado, em relação aos subitens sazonais em mercado, mas rejeitados como tal por ocasião da comparação com os dados da POF, há que se tratá-los, inevitavelmente, com pesos anuais. Uma análise dos procedimentos mais comuns em assim proceder é o que apresentamos na próxima seção.

C. TRATAMENTO DA SAZONALIDADE QUANDO DO USO DE PESOS ANUAIS: AVALIAÇÃO DOS PROCEDIMENTOS MAIS COMUNS

Por meio de uma simulação realizamos uma verificação comparativa entre as principais alternativas de tratamento da sazonalidade quando os pesos são anuais, conforme a resenha apresentada no capítulo III.

De um lado, agrupamos aquelas alternativas que tratam o problema sazonal nas séries de preços de maneira objetiva, isto é, com recursos extraídos das próprias séries de preços. É o caso das alternativas de "Imputação de Preços" e de "Redistribuição dos Pesos".

Por outro lado, isolamos as alternativas de "Comparação Imediata com um Similar" e de "Comparação Gradual com um Similar" nas quais o tratamento do problema sazonal nas séries de preços envolve considerável dose de subjetivismo quanto à determinação dos similares. Contudo, há possibilidade de comparação entre si, uma vez que em ambas as alternativas os similares escolhidos serão os mesmos.

Em cada um destes agrupamentos é feita a comparação tendo por referência ideal as séries de índices quando do uso de um painel de pesos sazonais. A colocação que se faz é quanto à melhor forma de tratar o problema sazonal nas séries de preços para diferentes fórmulas de cálculo, sempre em comparação com esta situação ideal que é o tratamento do problema sazonal via aplicação de pesos sazonais.

Realizamos este estudo para os mesmos dois itens já utilizados nas seções anteriores (um, Frutas Frescas, e outro, Legumes e Verduras), mais uma vez considerando-se cada um como um índice (1).

Para cada alternativa de tratamento agimos como se nas suas respectivas séries de preços não houvesse co

(1) Convém deixar claro que nesta experimentação consideramos para cada item todos os seus subitens, procedimento este que nos permitirá comparar as séries de índices aqui encontrados com aquelas calculadas na seção anterior.

tações de preços para alguns subitens em alguns meses (1). Então, para cada alternativa, introduzimos preços conforme a sua prescrição de tratamento, ou seja,

- para a alternativa de "Imputação de Preços" repetimos a última cotação disponível;
- para alternativa de "Redistribuição dos Pesos" tomamos como relativo de preços a variação média ponderada dos preços do conjunto de subitens com cotação de preço (2).
- para as alternativas seguintes, "Comparação Imediata com um Similar" e "Comparação Gradual com um Similar" introduzimos preços externos de supostos similares.

Assim, a partir destas séries de preços operacionalizamos as fórmulas de cálculo I_L^* , I_L e I_G , enunciadas

-
- (1) Mais precisamente os subitens cenoura (de fev. a jun.), pimentão (de fev. a abr.), tomate (de fev. a mai.), vagem (de fev. a abr. e em ago. e set.) e alface (de fev. a abr.), no item Legumes e Verduras. No item Frutas Frescas, os subitens maçã (de fev. a mai. e em nov. e dez.), abacate (de set. a dez.), tangerina (de fev. a abr. e de out. a dez.) e limão (de set. a nov.). Os preços introduzidos nestes meses estão grifados nas Tabelas A7 a A10.
- (2) Esta introdução de preços é equivalente à redistribuição dos pesos dos subitens ausentes em favor de todos os subitens presentes no item. Tudo se passa como se o preço, no mês t , de um dado subitem ausente fosse igual ao seu preço no mês $t-1$ vezes uma variação média ponderada dos preços de todos os subitens presentes. Tal variação, que será o relativo de preços daquele subitem nos meses t e $t-1$, nada mais é que um índice do item calculado com apenas os subitens presentes em ambos os meses, t e $t-1$.

no capítulo II. Os índices mensais assim calculados, para os dois itens separadamente, são apresentados na Tabela 08.

Antes de entrarmos nos comentários dos dois grupos de comparações, convém ressaltar algumas evidências observadas nas séries mensais dos índices calculados segundo as diferentes fórmulas para cada procedimento:

- o índice aritmético com preços encadeados e base de ponderação fixa, I_L^* , nem sempre é inferior ao índice aritmético (Laspeyres) com preços encadeados e base de ponderação móvel, I_L , considerado uma cota máxima. Portanto I_L^* não deve ser visto como um índice de preços ao consumidor;
- tanto I_L^* quanto I_L partem de um mesmo ponto, uma vez que, no primeiro mês têm a mesma ponderação;
- o índice geométrico, I_G é sempre inferior a I_L^* por terem ambos o mesmo sistema de pesos e por ser a média geométrica inferior à aritmética;
- contudo, por terem sistema de pesos diversos, a menos do primeiro mês, nem sempre I_G será inferior a I_L , não obstante ser aquele uma média geométrica e este aritmética. (En

tretanto, tomando variações acumuladas I_G será sempre inferior a I_L , uma vez que passam a ter o mesmo sistema de pesos).

De modo a conduzir a análise dos resultados, calculamos o coeficiente de desigualdade de Theil (U) entre as séries mensais de índices sob as diferentes alternativas de tratamento da sazonalidade quando do uso de pesos anuais em comparação com as séries mensais de índices com a aplicação de pesos sazonais, fazendo-o apenas para as fórmulas I_L e I_G .

Este coeficiente tem a seguinte expressão

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum (P_i - A_i)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum P_i^2} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum A_i^2}}$$

onde P_i ($i = 1 \dots n$) representam os valores previstos e A_i ($i = 1 \dots, n$) os correspondentes valores realizados. O numerador de U é a raiz quadrada do momento de segunda ordem dos erros de previsão e o denominador é simplesmente tal que U se reduz ao intervalo fechado entre zero e um. Se $U = 0$ temos a perfeita igualdade entre os valores previstos e os verificados, enquanto que se $U = 1$ temos a máxima de desigualdade entre estes valores, ou seja, há entre os mesmos uma proporcionalidade não positiva.

O coeficiente U pode ser transformado de modo que se estabeleça a seguinte igualdade:

$$U^m + U^s + U^c = 1$$

que mostra que a desigualdade é proporcionalmente distribuída por três fontes, ou seja

U^m : parcela devido a tendência central

U^s : parcela devido a variância

U^c : parcela devido a covariância imperfeita

sendo que U^m e U^s são tipos de erro de previsão sistemáticos, portanto indesejáveis, enquanto que U^c representa um erro não-sistemático (1).

Os resultados deste cálculo podem ser vistos nas Tabelas 09 e 10. Não se alcançou o valor zero para U , o que significaria a ocorrência de uma perfeita igualdade entre estas séries. Neste caso, o melhor resultado será aquele que mais se aproximar da distribuição desejável da desigualdade pelas três fontes, ou seja, $U^m = U^s = 0$ e $U^c = 1$.

Assim, em referência ao agrupamento das alternativas de "Imputação de Preços" e de "Redistribuição dos Pesos", temos a seguinte síntese:

- se fixarmos a fórmula de cálculo, a alternativa de "Redistribuição dos Pesos" é a pre-

(1) Para maiores detalhes veja-se Theil (36).

ferível, e, de outro lado,

- se fixarmos a alternativa de tratamento dos preços, a fórmula I_G é a preferível.

Este resultado corresponde à expectativa de que a alternativa de "Redistribuição dos Pesos" apresentaria o perfil mais aproximado com o perfil ideal, quando do uso de pesos sazonais, bem como de que a fórmula I_G traz em sua mecânica operacional o princípio da substituição.

Já em referência ao agrupamento das alternativas de "Comparação Imediata com um Similar" e de "Comparação Gradual com um Similar", temos a seguinte síntese:

- se fixarmos a fórmula de cálculo, a alternativa de "Comparação Imediata com um Similar" apresenta resultado ligeiramente superior, e
- se fixarmos a alternativa de tratamento dos preços, a fórmula I_G é a preferível.

A segunda parte desta síntese corresponde a expectativa, o mesmo não se dando com a primeira parte. Esperávamos que a alternativa de "Substituição Gradual com um Similar" apresentasse um perfil mais aproximado com o perfil ideal, quando do uso de pesos sazonais. (De qualquer forma, observe-se que os valores para ambas as alternativas são bastantes próximos entre si, o que era de se esperar).

Uma explicação possível consiste em crer que os substitutos específicos usados nestas alternativas não sejam os melhores.

Em síntese, quando do uso de pesos anuais, que se aplique a fórmula I_G para os itens sazonais, ademais de se dever aplicar a alternativa de "Redistribuição dos Pesos". Esta alternativa de tratamento dos preços, convém recordar, é exequível na prática e se apóia no princípio econômico da substituição, bastando para sua boa aplicação que a formação de cada item sazonal seja criteriosamente realizada.

TABELA 1: EVIDÊNCIA EMPÍRICA DO COMPORTAMENTO DOS CONSUMIDORES A NÍVEL DE SUBITEM,
SEGUNDO OS MODELOS DE EQUAÇÃO I E II, NA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO

MODELO I : $\ln q_i = \bar{a} + \bar{b} \ln \frac{p_i}{P}$

MODELO II : $\ln q_i = \bar{a} + \bar{b} \ln \frac{p_i}{P} + \bar{c} \ln \frac{P}{P}$

INS	SUBITEMS	MODELO I					MODELO II					
		\bar{a}	\bar{b}	R ²	Valor F	Graus de liberdade	\bar{a}	\bar{b}	\bar{c}	R ²	Valor F	Graus de liberdade
FRUTAS FRESCAS	BANANA	5.5231 (0.1098)	-0.2193 (0.1456)	0.1850	2.27	11	5.6237 (0.2805)	-0.1585 (0.2170)	0.2298 (0.1544)	0.1988	1.12	11
	LARANJA	4.6690 (0.3929)	-0.6374 (0.2717)	0.3550	5.50*	11	5.4288 (0.5248)	-0.3539 (0.2819)	0.7684 (0.2501)	0.5443	5.38*	11
	MAÇA	4.2006 (0.1630)	-0.2026 (0.1169)	0.2309	3.00	11	4.2290 (0.2027)	-0.1741 (0.1643)	0.2200 (0.1397)	0.2367	1.40	11
	MAMÃO	3.6293 (0.1972)	-0.2718 (0.2407)	0.1131	1.28	11	3.1594 (0.2708)	-0.4085 (0.2135)	0.0022 (0.2380)	0.4247	3.32	11
	ABACATE	2.9905 (0.2423)	-1.2399 (0.3380)	0.6271	13.46*	9	3.4371 (0.3641)	-1.2836 (0.3129)	1.7200 (0.4389)	0.7227	9.12*	9
	TANGERINA	2.9940 (0.8073)	-0.4881 (0.5999)	0.0685	0.66	10	1.5468 (1.6121)	-0.5573 (0.6012)	-0.8145 (1.3924)	0.1787	0.87	10
	LIMÃO	3.3630 (0.1162)	-0.8164 (0.1877)	0.6542	18.92*	11	3.0871 (0.2146)	-0.8942 (0.1846)	0.6253 (0.2184)	0.7230	11.75*	11
LEGUMES E VEROURAS	ABÓBORA	4.3940 (0.1664)	-0.3703 (0.2489)	0.1812	2.21	11	4.4853 (0.2250)	-0.4104 (0.2646)	0.5049 (0.3345)	0.2156	1.24	11
	BATATA-DOCE	3.5560 (0.1859)	-0.7995 (0.3193)	0.3854	6.27*	11	3.6590 (0.4028)	-0.7892 (0.3368)	0.8688 (0.4104)	0.3912	2.89	11
	CENOURA	4.5867 (0.0855)	-0.9030 (0.3231)	0.4386	7.81*	11	4.5697 (0.2133)	-0.9237 (0.4141)	0.9140 (0.3626)	0.4391	3.52	11
	CHUCHU	4.4909 (0.1751)	-0.8713 (0.1685)	0.7278	26.74*	11	4.5167 (0.2950)	-0.8610 (0.1997)	0.8738 (0.1789)	0.7282	12.05*	11
	COUVE	3.6033 (0.2322)	-0.3490 (0.5357)	0.0407	0.42	11	3.2243 (0.4987)	-0.4193 (0.5489)	0.1333 (0.5977)	0.1138	0.58	11
	JILÓ	3.3570 (0.1074)	-0.9704 (0.1884)	0.7263	26.53*	11	3.1492 (0.3218)	-0.9862 (0.1949)	0.8234 (0.2884)	0.7399	12.80*	11
	PIMENTÃO	3.6969 (0.1138)	-0.5900 (0.2177)	0.4236	7.35*	11	3.7706 (0.2323)	-0.6186 (0.2405)	0.6648 (0.3047)	0.4322	3.42	11
	REPOLHO	4.7270 (0.1970)	0.0546 (0.1715)	0.0101	0.10	11	4.8764 (0.3284)	0.0788 (0.1823)	0.0231 (0.2224)	0.0457	0.22	11
	TOMATE	5.7583 (0.0463)	-0.7263 (0.1563)	0.6836	21.60*	11	5.7671 (0.1187)	-0.7184 (0.1909)	0.7240 (0.1672)	0.6838	9.73*	11
	VAGEM	4.1174 (0.0506)	-0.4362 (0.1726)	0.3899	6.39*	11	4.0076 (0.1538)	-0.3531 (0.2076)	0.2809 (0.2703)	0.4265	3.35	11
	AGRIÃO	3.2304 (0.3128)	-1.3569 (0.4063)	0.5272	11.15*	11	3.4036 (0.4591)	-1.3175 (0.4281)	1.4680 (0.4703)	0.5417	5.32*	11
	ALFACE	4.6394 (0.1550)	-1.2141 (0.2723)	0.6653	19.88*	11	5.0285 (0.2349)	-1.3245 (0.2440)	1.5769 (0.2977)	0.7702	15.08*	11
	COUVE-FLOR	2.7074 (0.3163)	-1.0688 (0.6302)	0.2234	2.88	11	1.9681 (0.9389)	-1.0963 (0.6406)	0.5131 (0.9214)	0.2796	1.75	11
	QUIABO	3.8823 (0.1169)	-0.9962 (0.2522)	0.6095	15.61*	11	3.3215 (0.3769)	-1.2953 (0.3044)	0.8402 (0.2564)	0.6922	10.12*	11

e: Elaborado a partir das Tabelas 4, A1, A3 e A4.

o erro-padrão da estimativa do parâmetro da regressão encontra-se entre parêntesis. Os valores de F assinalados com um asterisco são significativamente diferentes de zero ao nível de 5% pelo menos, e com dois asteriscos ao nível de 10% pelo menos.

TABELA 2: EVIDÊNCIA EMPÍRICA DO COMPORTAMENTO DOS CONSUMIDORES A NÍVEL DE SUBITEM,
SEGUNDO OS MODELOS DE EQUAÇÃO III E IV, NA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO

$$\text{MODELO III: } \ln q_i = \bar{a} + \bar{b} \ln p_i$$

$$\text{MODELO IV: } \ln q_i = \bar{a} + \bar{b} \ln p_i + \bar{c} \ln p_i$$

ITEMS	SUBITEMS	MODELO III					MODELO IV					
		\bar{a}	\bar{b}	R ²	Valor F	Gráus de liberdade	\bar{a}	\bar{b}	\bar{c}	R ²	Valor F	Gráus de liberdade
FRUTAS FRESCAS	BANANA	11.1364 (0.1583)	-0.1153 (0.2098)	0.0293	0.30	11	10.6658 (0.3697)	-0.3998 (0.2860)	0.0664 (0.2036)	0.2019	1.14	11
	LARANJA	10.3050 (0.4458)	-0.5803 (0.3084)	0.2615	3.54**	11	10.4331 (0.7061)	-0.5306 (0.3792)	0.6032 (0.3365)	0.2667	1.64	11
	MACA	9.7582 (0.2315)	-0.2023 (0.1662)	0.1291	1.48	11	9.5581 (0.2609)	-0.4034 (0.2115)	0.0796 (0.1798)	0.2906	1.84	11
	MAMÃO	9.1560 (0.2870)	-0.3218 (0.3503)	0.0778	0.84	11	8.3266 (0.3403)	-0.5631 (0.2683)	-0.1540 (0.2991)	0.5541	5.59*	11
	ABACATE	8.4271 (0.2156)	-1.4907 (0.3008)	0.7543	24.56*	9	8.5180 (0.3732)	-1.4996 (0.3207)	1.5884 (0.4499)	0.7576	10.94*	9
	TANGERINA	8.5634 (0.8192)	-0.4927 (0.6087)	0.0679	0.66	10	6.7215 (1.5717)	-0.5808 (0.5862)	-1.1652 (1.3575)	0.2412	1.27	10
	LIMÃO	8.9146 (0.1565)	-0.7426 (0.2527)	0.4634	8.64*	11	8.3516 (0.2378)	-0.9013 (0.2045)	0.3525 (0.2420)	0.7089	10.96*	11
LEGUMES E VERDURAS	ABÓBORA	9.7511 (0.2611)	-0.6958 (0.3906)	0.2409	3.17	11	9.5031 (0.3374)	-0.5870 (0.3967)	0.3303 (0.5016)	0.3362	2.28	11
	BATATA-DOCE	9.0324 (0.2641)	-0.9815 (0.4536)	0.3189	4.68**	11	8.6386 (0.5550)	-1.0208 (0.4641)	0.7166 (0.5654)	0.3653	2.59	11
	CENOURA	10.2020 (0.2069)	-0.6577 (0.7816)	0.0661	0.71	11	9.3313 (0.4051)	-1.7195 (0.7863)	1.2202 (0.6885)	0.4252	3.33	11
	CHUCHU	10.3894 (0.4023)	-0.5323 (0.3872)	0.1590	1.89	11	9.6956 (0.6100)	-0.8082 (0.4130)	0.4660 (0.3699)	0.3196	2.11	11
	COUVE	9.2491 (0.2657)	-0.0838 (0.6131)	0.0019	0.02	11	8.3983 (0.4991)	-0.2415 (0.5493)	-0.4005 (0.5982)	0.2948	1.88	11
	JILÓ	8.9232 (0.1570)	-0.9149 (0.2753)	0.5248	11.04*	11	8.2315 (0.4154)	-0.9674 (0.2516)	0.4256 (0.3723)	0.6478	8.28*	11
	PIMENTÃO	9.4939 (0.2063)	-1.1007 (0.3945)	0.4377	7.78*	11	9.0561 (0.3886)	-0.9308 (0.4024)	0.6562 (0.5099)	0.5280	5.03*	11
	REPOLHO	9.7042 (0.2471)	-0.7237 (0.2151)	0.5309	11.32*	11	9.1137 (0.3363)	-0.8191 (0.1866)	0.4164 (0.2277)	0.6988	10.44*	11
	TOMATE	11.2633 (0.1622)	-0.9401 (0.5474)	0.2278	2.95	11	10.4065 (0.2736)	-1.7055 (0.4402)	1.1680 (0.3854)	0.6658	8.96*	11
	VAGEM	9.7520 (0.1395)	-0.8011 (0.4756)	0.2210	2.84	11	9.0092 (0.3494)	-0.2390 (0.4717)	-0.2492 (0.6140)	0.5026	4.55*	11
	AGRIÃO	8.9980 (0.3934)	-1.6522 (0.5111)	0.5110	10.45*	11	8.7151 (0.5711)	-1.7166 (0.5326)	1.4708 (0.5850)	0.5363	5.20*	11
	ALFACE	10.0685 (0.2393)	-0.9671 (0.4203)	0.3462	5.29*	11	9.7637 (0.4197)	-0.8807 (0.4358)	0.6829 (0.5317)	0.3989	2.99	11
	COUVE-FLOR	8.2764 (0.3291)	-0.8742 (0.6556)	0.1510	1.78	11	7.0533 (0.9167)	-0.9198 (0.6254)	-0.0451 (0.8996)	0.3064	1.99	11
	QUIABO	9.4330 (0.1605)	-0.8743 (0.3463)	0.3893	6.38*	11	8.3010 (0.4293)	-1.4720 (0.3468)	0.5596 (0.2921)	0.6688	9.09*	11

e: Elaborado a partir das Tabelas A1, A2, A3 e A4.

: O erro-padrão da estimativa do parâmetro da regressão encontra-se entre parêntesis. Os valores de F assinalados com um asterisco são significativamente diferentes de zero ao nível de 5% pelo menos, e com dois asteriscos ao nível de 10% pelo menos.

TABELA 3: SÉRIES MENSAIS AJUSTADAS DE PREÇOS NO COMÉRCIO ATACADISTA A NÍVEL DE SUBITEM NA CIDADE DO RIO DE JANEIRO

ENS	SUBITENS	PERÍODOS	SÉRIES	M E S E S												TESTE x ²
				Jan.	Fev.	Mar.	Abr.	Mai.	Jun.	Jul.	Ago.	Set.	Out.	Nov.	Dez.	
FRUTAS - FRESCAS	BANANA	70/76	P CE s	104,34 6,00	102,19 16,22	96,47 8,74	95,32 8,33	100,95 10,23	99,58 12,54	97,73 11,67	100,88 8,93	100,93 7,05	103,39 8,56	95,88 12,14	102,25 6,18	NS
	LARANJA	70/76	P CE s	114,93 21,06	123,36 10,12	114,78 15,87	102,87 9,45	85,22 7,79	77,18 6,47	75,51 5,29	80,54 8,13	96,34 15,28	116,27 7,68	107,61 19,45	105,34 18,62	S(1%)
	MAÇA	70/76	P CE s	105,69 11,71	113,86 14,55	113,77 19,42	99,60 10,79	94,38 7,54	89,58 6,46	89,88 8,38	94,33 9,65	100,24 6,99	97,75 7,11	100,23 6,21	100,64 7,36	NS
	MAMÃO	70/76	P CE s	136,17 17,81	135,13 15,05	133,38 20,61	97,39 11,61	66,07 9,94	76,90 16,72	96,55 25,66	86,66 27,23	100,51 25,09	89,80 31,36	75,70 11,41	105,67 30,42	S(1%)
	ABACATE	70/76	P CE s	126,45 44,21	107,58 21,43	100,46 25,38	90,16 13,47	86,75 7,34	85,53 18,91	86,01 18,53	85,27 12,37	97,09 14,69	99,16 18,75	112,00 41,71	123,48 44,62	S(5%)
	LIMÃO	70/76	P CE s	79,53 22,22	57,41 11,42	51,08 11,61	54,11 20,35	51,02 14,81	53,81 15,23	65,43 17,58	77,73 13,09	139,89 28,75	196,12 33,94	240,30 58,14	133,50 26,09	S(1%)
LEGUMES - FRESCAS	ABÓBORA	70/76	P CE s	107,93 14,76	98,45 14,64	105,01 17,25	101,50 13,13	100,90 19,46	93,57 16,72	96,09 14,37	93,90 12,60	92,85 7,49	98,31 11,69	101,76 12,89	109,67 14,32	NS
	BATATA DOCE	70/76	P CE s	110,39 16,38	106,25 18,42	100,03 5,27	94,70 9,74	88,37 4,78	94,72 8,49	86,46 4,54	92,98 1,54	104,78 11,27	110,75 14,71	114,61 9,77	95,91 11,30	NS
	CENOURA	70/76	P CE s	87,89 15,37	104,58 17,40	112,20 24,30	154,17 49,74	133,11 33,52	94,55 14,80	89,50 19,84	82,12 16,57	74,74 27,92	71,75 22,28	99,97 23,65	95,38 22,54	S(1%)
	CHUCHU	72/76	P CE s	160,46 71,77	178,12 110,34	79,98 22,22	58,26 19,37	66,81 26,28	95,40 34,60	131,26 60,42	124,76 70,59	97,37 50,03	72,83 39,00	67,15 36,98	67,49 44,95	S(1%)
	JILÓ	72/76	P CE s	120,94 43,09	84,93 9,84	92,03 3,73	108,21 5,77	102,46 8,21	105,24 7,35	94,64 16,84	84,64 8,73	71,93 13,50	106,27 15,46	109,57 17,50	119,08 27,65	S(5%)
	PIMENTÃO	70/76	P CE s	67,39 14,19	99,24 8,14	105,36 20,55	124,62 17,55	102,24 8,53	87,62 14,47	99,52 20,83	96,54 9,86	106,95 20,00	112,75 21,06	114,12 14,64	83,59 12,71	S(1%)
	REPOULHO	70/76	P CE s	80,99 35,79	123,35 48,61	148,06 48,11	147,25 46,65	125,73 38,44	85,90 25,88	89,99 25,15	91,20 22,93	92,03 35,87	70,68 29,70	73,35 33,47	71,39 22,37	S(1%)
	TOMATE	70/76	P CE s	84,34 24,33	101,08 27,82	114,71 40,81	130,01 18,38	111,26 30,66	93,00 17,30	92,21 16,25	92,13 11,78	106,35 26,54	100,15 29,82	92,94 17,36	81,75 27,97	S(5%)
	VAGEM	70/76	P CE s	96,95 16,00	99,40 16,45	117,70 35,00	96,26 11,73	81,68 19,38	94,42 17,51	107,52 33,03	17,84 15,28	120,69 25,43	112,79 15,62	79,74 28,62	74,99 19,04	S(1%)
	ALFACE	70/76	P CE s	121,26 30,96	144,38 24,50	144,26 42,40	116,10 25,42	71,01 25,57	85,38 35,89	102,96 15,14	92,65 36,98	63,99 20,71	89,15 24,66	88,64 32,21	80,15 14,83	S(1%)
	COUVE-FLOR	72/76	P CE s	105,09 11,02	131,87 25,79	146,60 20,64	130,37 20,18	119,65 9,97	92,09 14,24	77,69 13,62	72,11 6,70	73,50 14,08	73,97 20,82	85,32 25,44	91,69 26,01	S(1%)
	QUIABO	72/76	P CE s	63,50 14,49	52,42 16,40	78,71 26,82	107,88 18,00	128,06 20,10	121,91 13,89	114,07 26,09	116,27 12,76	121,42 17,84	134,26 25,42	91,39 13,60	70,05 22,89	S(1%)

: Ministério da Agricultura

ONDE: P = preço

CE = componente estacional

s = desvio padrão

TABELA 4: SÉRIES MENSIS DE QUANTIDADES CONSUMIDAS POR FAMÍLIA A NÍVEL DE SUBITEM,
SEGUNDO A POP, NA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO, 1974/75

TENS	SUBITEMS	M E S E S											
		Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Mai	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
FRUTAS FRESCAS	BANANA	137,74	220,41	315,00	237,38	346,44	323,47	288,99	290,53	349,47	364,41	372,02	244,44
	LARANJA	204,05	374,07	465,00	228,12	151,64	142,21	101,96	191,06	386,20	435,85	505,17	259,23
	MAÇA	24,53	30,94	58,70	69,37	51,56	52,99	52,93	55,51	56,21	70,95	76,11	59,57
	MAMÃO	63,50	22,27	31,64	68,38	34,88	42,05	77,59	47,59	19,74	62,06	50,66	61,75
	ABACATE	19,44	98,52	137,01	71,51	54,87	50,55	22,27	14,62	25,99	14,18	0,00	0,00
	TANGERINA	3,26	3,52	12,43	137,50	362,68	408,64	282,51	87,79	30,87	15,54	0,58	0,87
	LIMÃO	42,61	46,10	78,23	32,51	30,39	44,80	30,48	27,11	18,53	8,31	11,80	13,97
LEGUMES E VERDURAS	ABÓBORA	107,24	88,18	132,66	111,99	86,08	112,14	73,37	97,05	112,31	120,15	144,21	65,37
	BATATA DOCE	37,48	39,10	87,24	63,94	71,13	126,78	61,94	20,74	54,77	28,40	26,61	46,34
	CENOURA	92,15	91,67	138,39	106,24	156,24	128,28	123,49	118,75	141,39	139,84	136,54	102,55
	CHUCHU	122,81	264,20	306,40	220,29	348,31	232,95	200,13	206,74	197,65	199,74	213,68	150,02
	COUVE	43,16	20,18	19,43	26,17	27,05	53,97	47,08	54,68	106,53	67,85	46,35	43,17
	JILÓ	19,22	33,25	50,44	27,04	34,92	40,41	51,43	48,25	26,86	65,09	56,52	5,79
	PIMENTÃO	42,76	21,66	24,70	29,48	42,08	38,98	36,70	30,12	26,69	25,23	28,18	29,00
	REPOLHO	92,80	96,93	123,19	65,43	82,49	120,66	94,35	148,33	138,63	139,92	125,06	87,87
	TOMATE	308,68	334,62	515,95	335,90	438,02	409,26	440,95	347,60	354,25	350,60	410,50	351,02
	VAGEM	67,09	63,17	45,32	57,25	54,29	67,77	45,28	47,06	61,01	65,44	51,62	53,77
	AGRÃO	4,34	2,92	16,86	9,85	10,13	22,30	16,04	6,26	14,52	11,64	7,25	11,59
	ALFACE	32,38	33,95	33,28	44,30	78,42	76,23	53,06	66,83	78,22	51,84	76,43	70,84
	COUVE FLOR	5,64	8,10	3,08	6,98	13,19	46,00	68,55	78,53	49,46	45,24	4,60	7,04
	QUIADO	80,46	161,73	98,35	50,17	57,70	27,00	22,58	24,40	31,37	29,06	36,84	45,26

URA 1

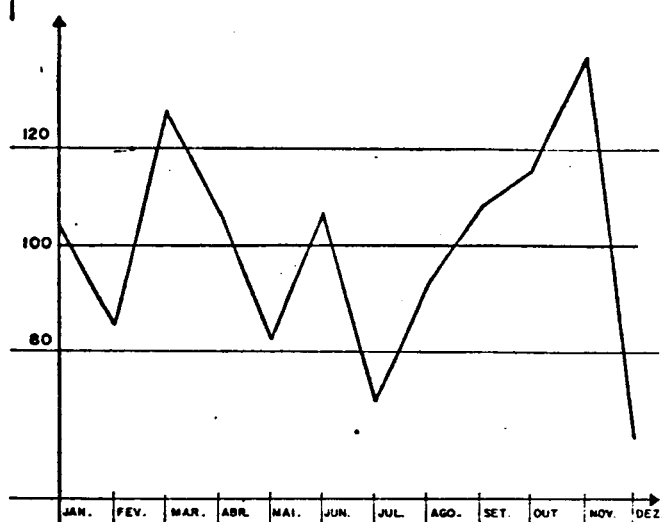
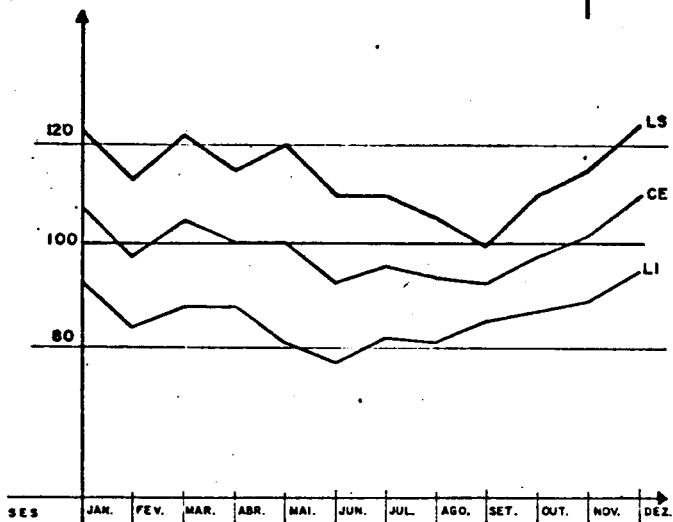
COMPARAÇÃO ENTRE AS SÉRIES MENSAIS AJUSTADAS DE PREÇOS, EXTERNAS À POF E DE QUANTIDADES CONSUMIDAS, EXTRAÍDAS DA POF.

— ABÓBORA / BATATA DOCE / CENOURA —

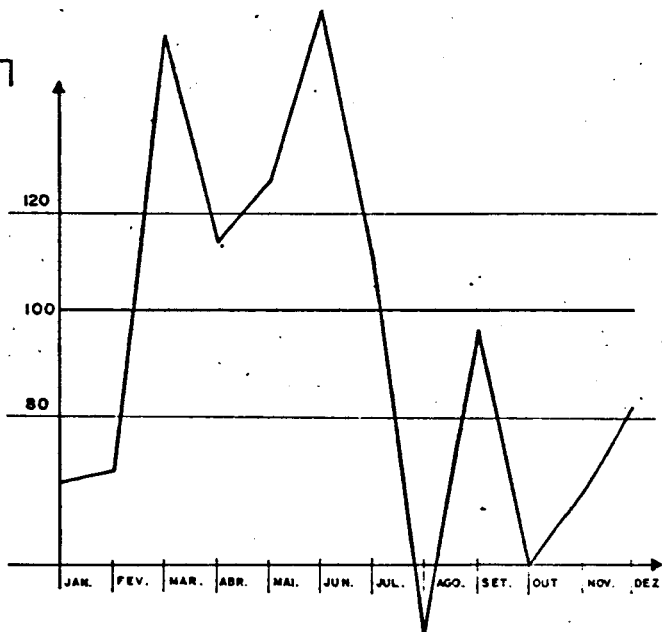
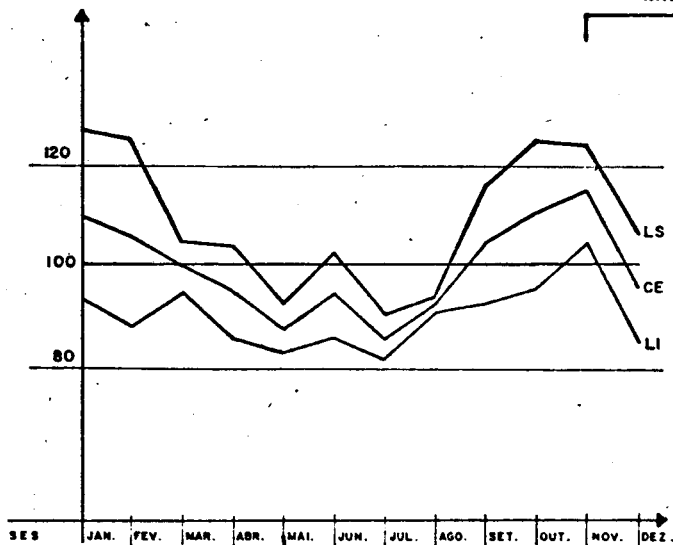
SÉRIE DE PREÇO

SÉRIE DE QUANTIDADE

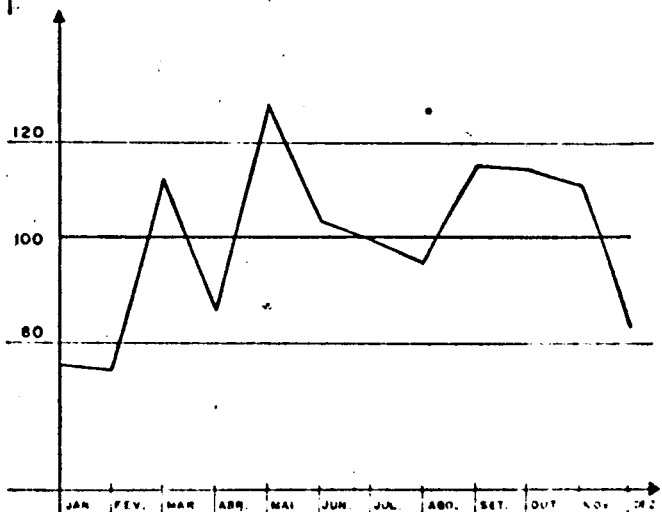
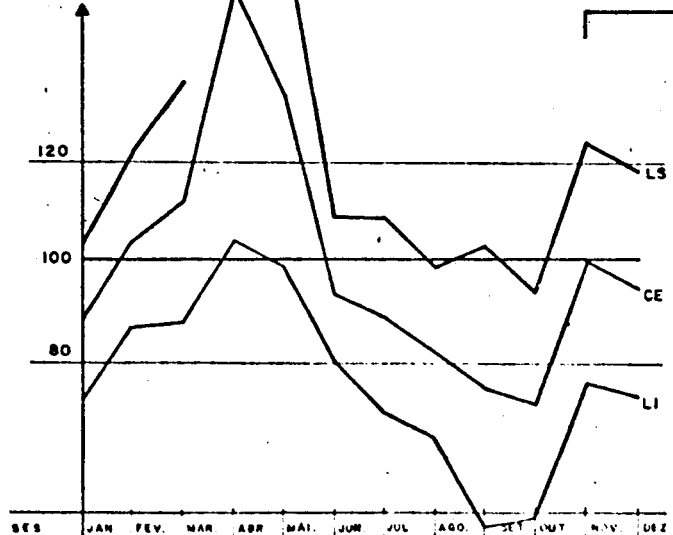
ABÓBORA



BATATA DOCE



CENOURA



LS: Limite Superior
CE: Componente Estacional
LI: Limite Inferior

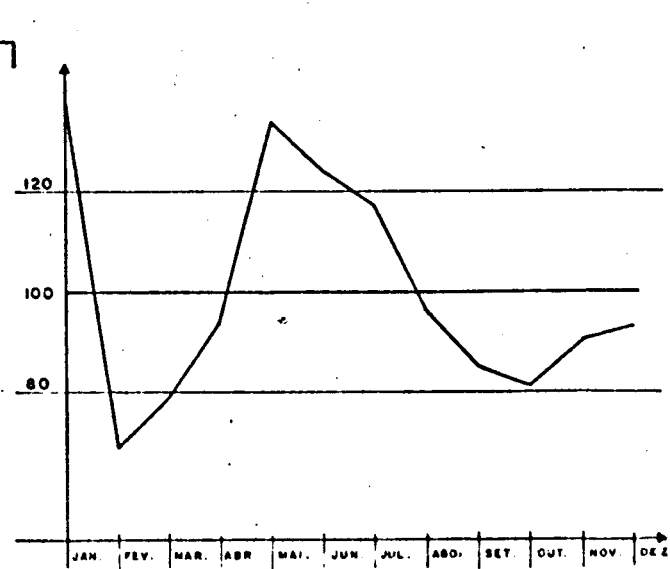
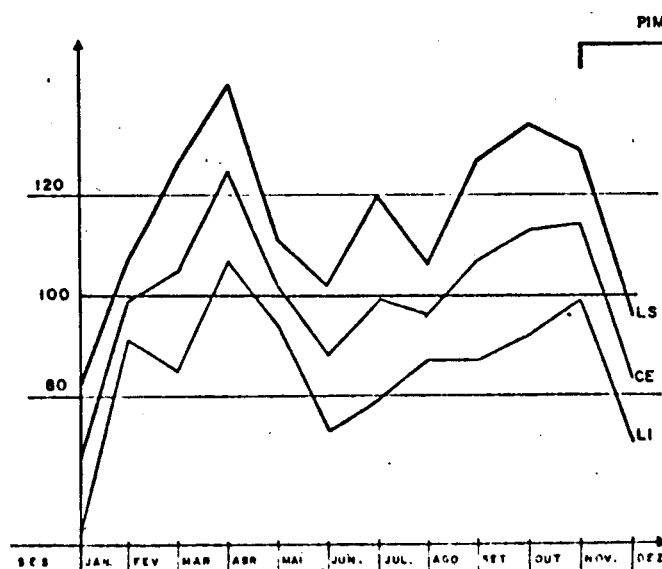
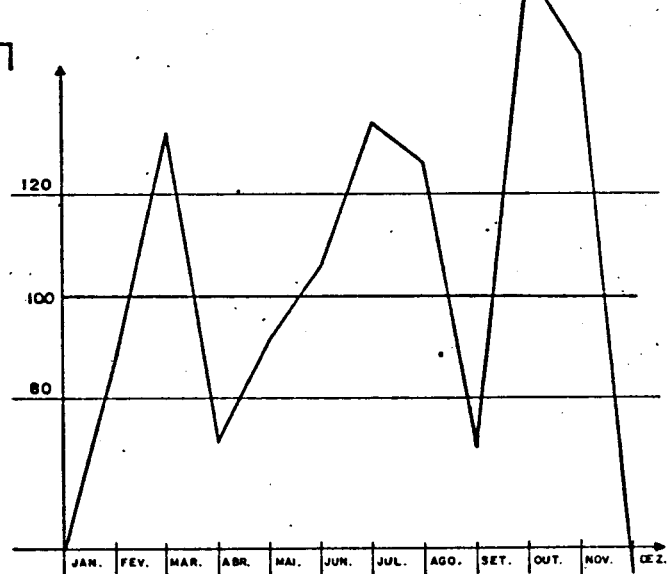
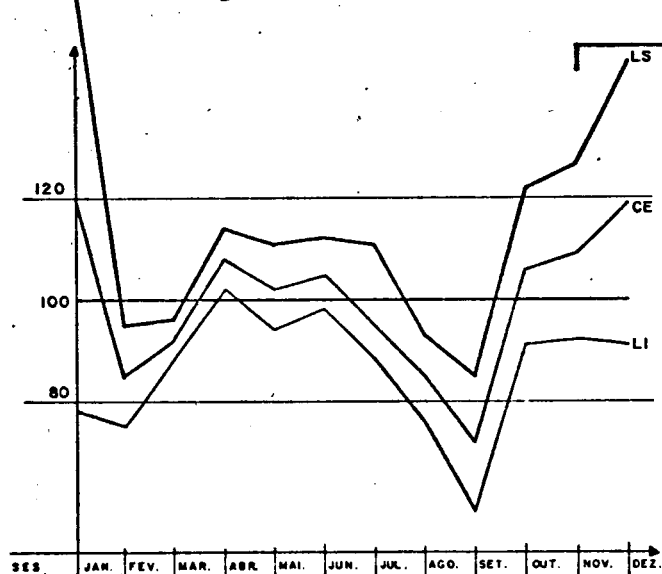
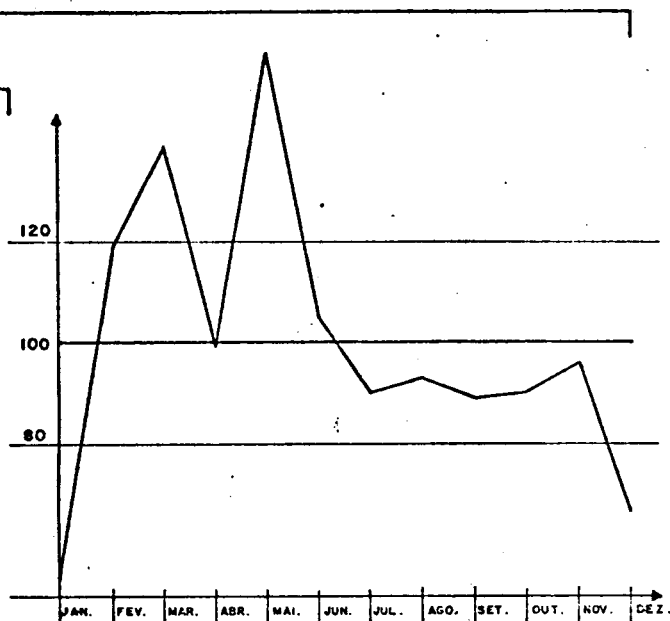
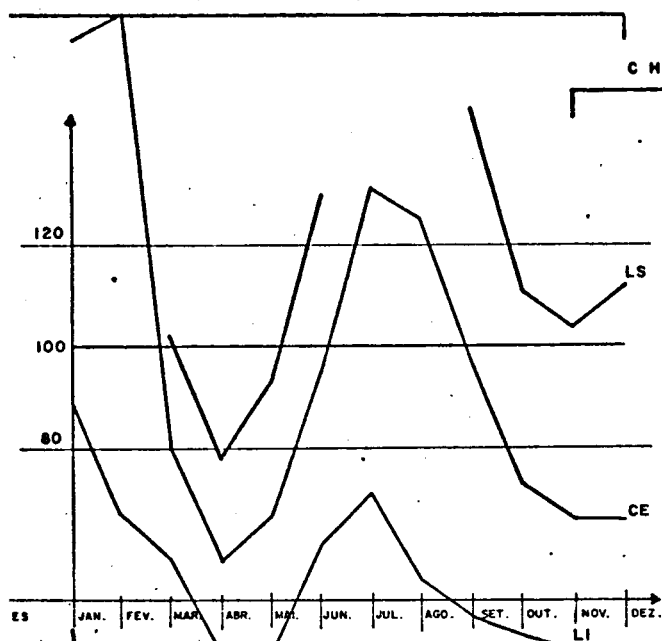
IA 2

PARAÇÃO ENTRE AS SÉRIES MENSAIS AJUSTADAS DE PREÇOS, EXTERNAS À POE E DE QUANTIDADES CONSUMIDAS, EXTRAÍDAS DA POE.

— CHUCHU / JILÓ / PIMENTÃO —

SÉRIE DE PREÇO

SÉRIE DE QUANTIDADE



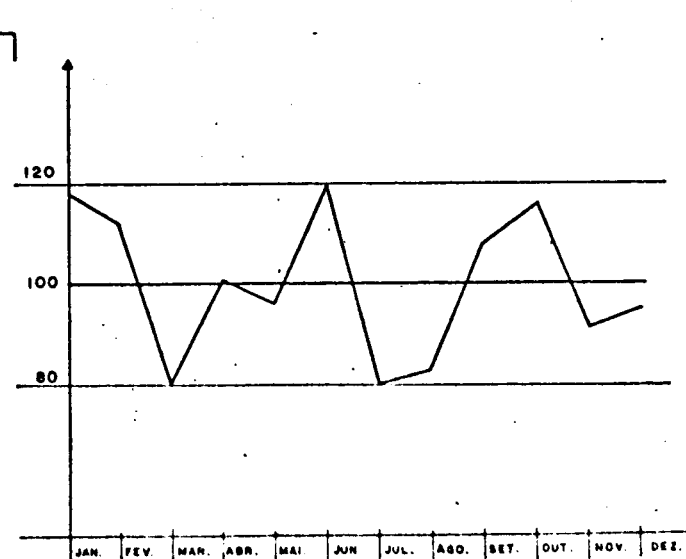
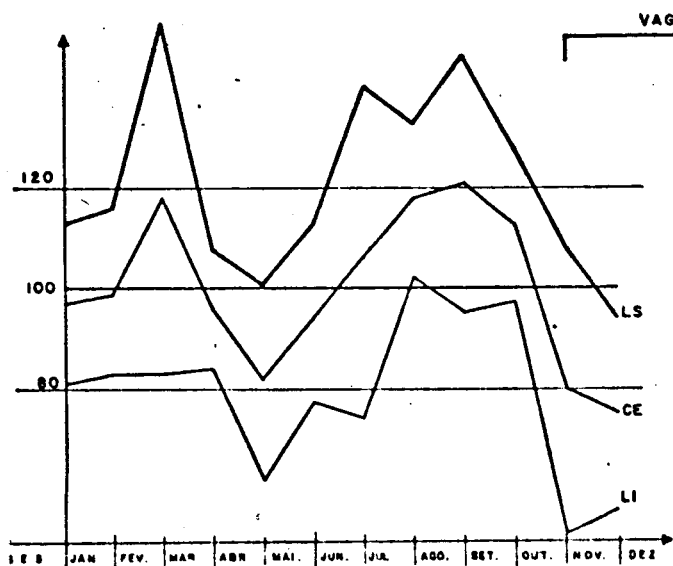
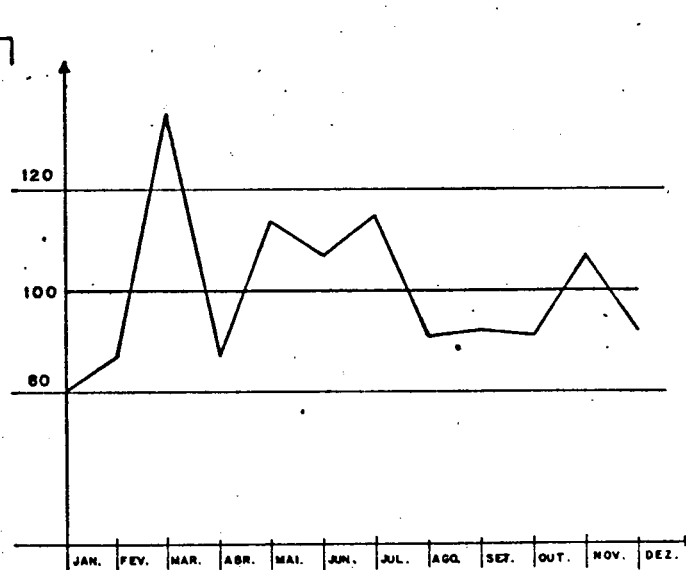
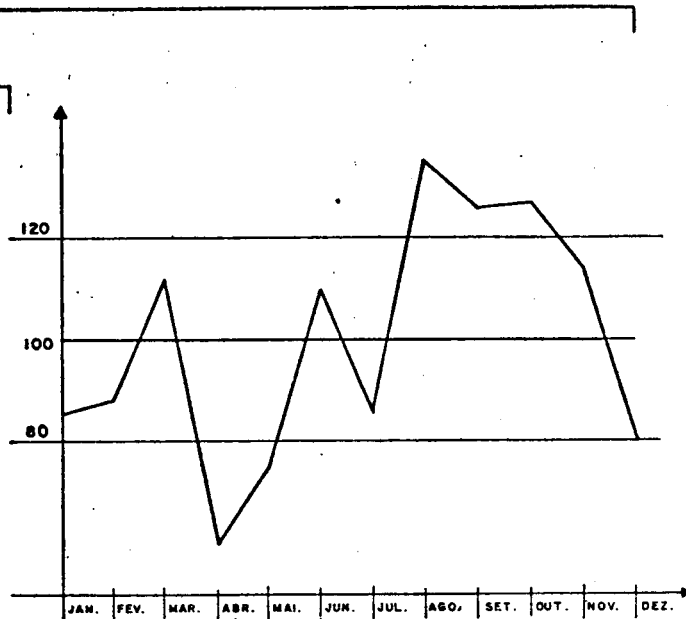
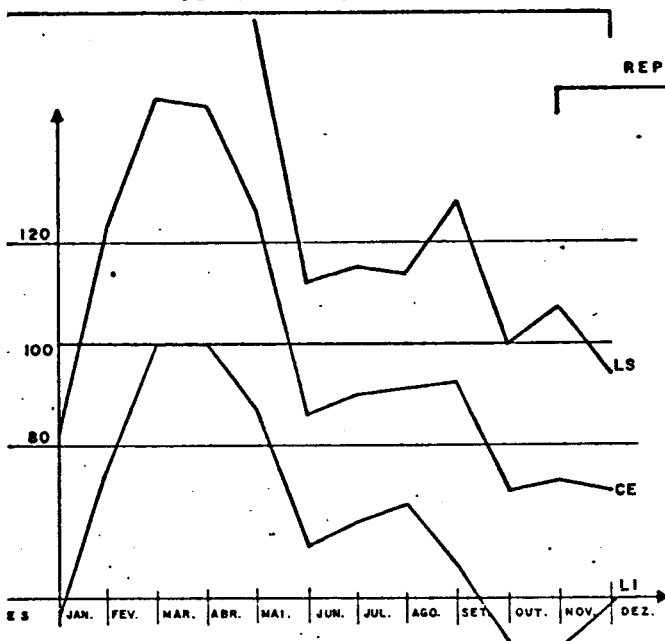
LS: Limite Superior
CE: Componente Estacional

ANÁLISE ENTRE AS SÉRIES MENSIS AJUSTADAS DE PREÇOS, EXTERNAS À POE E DE QUANTIDADES CONSUMIDAS, EXTRAÍDAS DA POE.

— REPOLHO / TOMATE / VAGEM —

SÉRIE DE PREÇO

SÉRIE DE QUANTIDADE



LS: Limite Superior
CE: Componente Estacional
LI: Limite Inferior

A 4

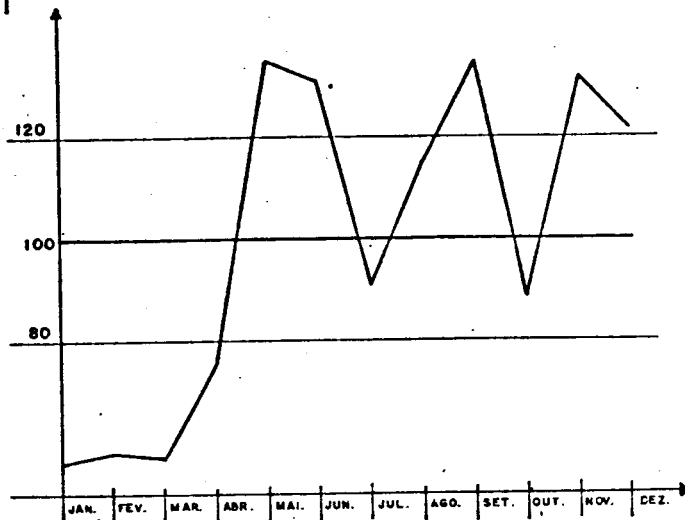
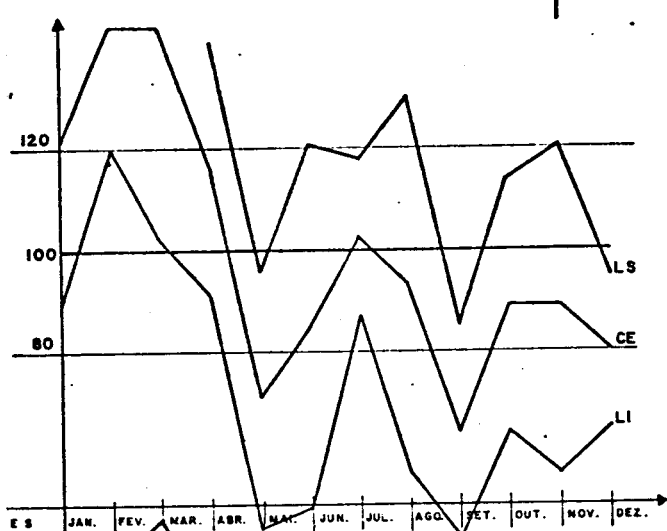
ARACÃO ENTRE AS SÉRIES MÊNSAIS AJUSTADAS DE PREÇOS, EXTERNAS À POF E DE QUANTIDADES CONSUMIDAS, EXTRAÍDAS DA POF.

— ALFACE / COUVE-FLOR / QUIABO —

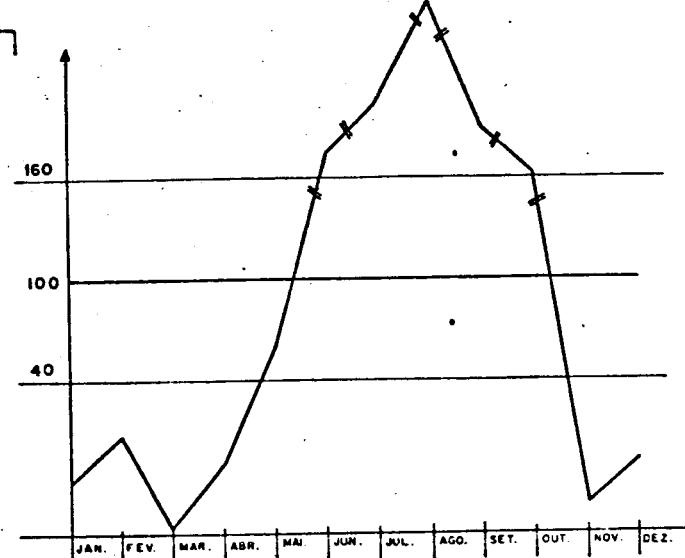
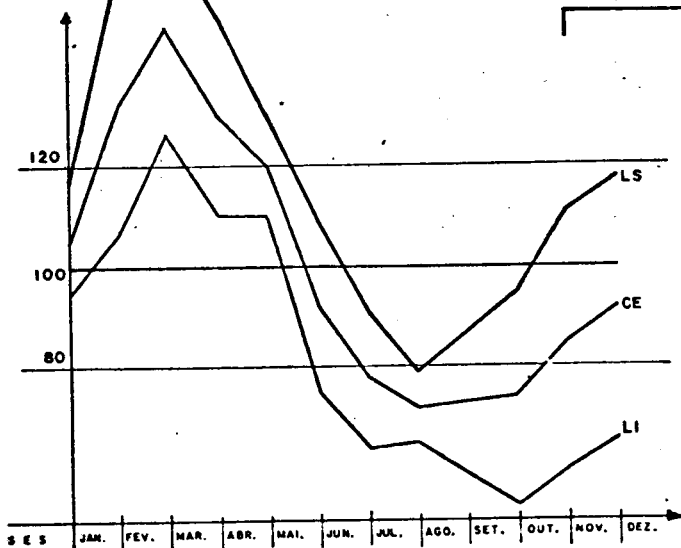
SÉRIE DE PREÇO

SÉRIE DE QUANTIDADE

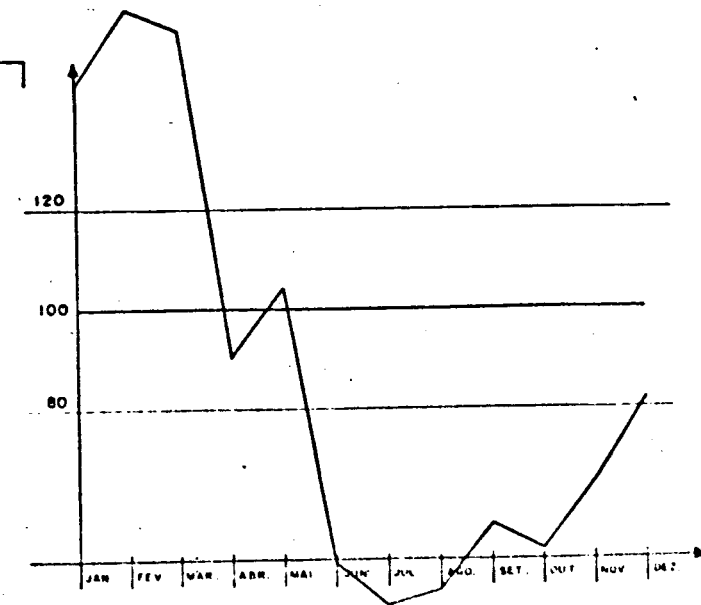
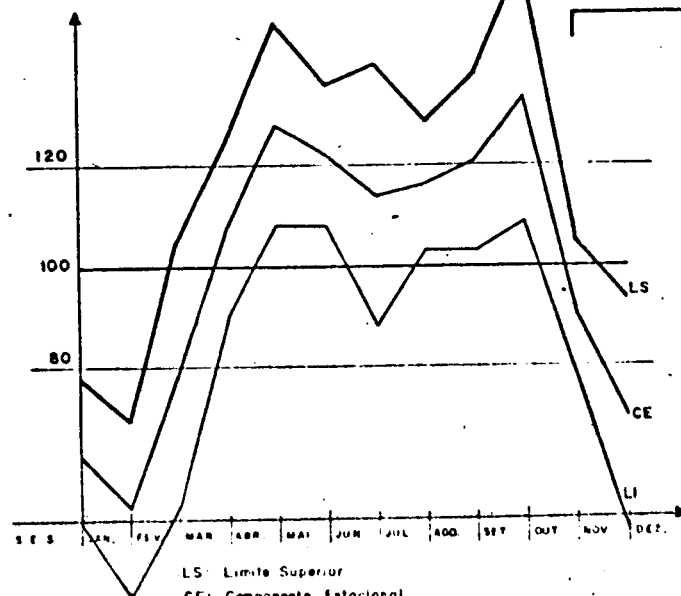
ALFACE



COUVE-FLOR



QUIABO



LS: Limite Superior
CE: Componente Estacional

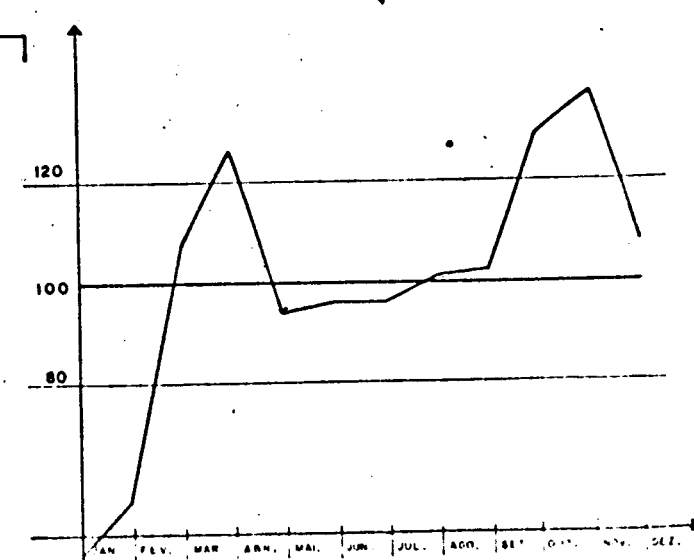
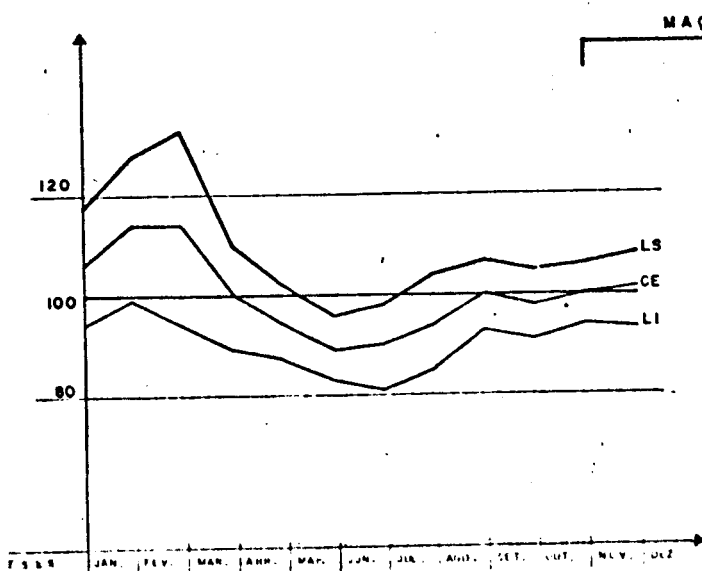
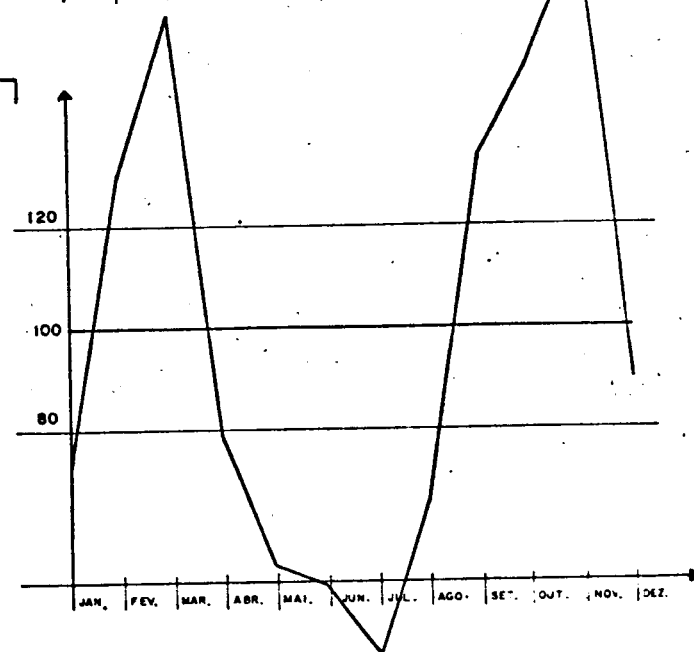
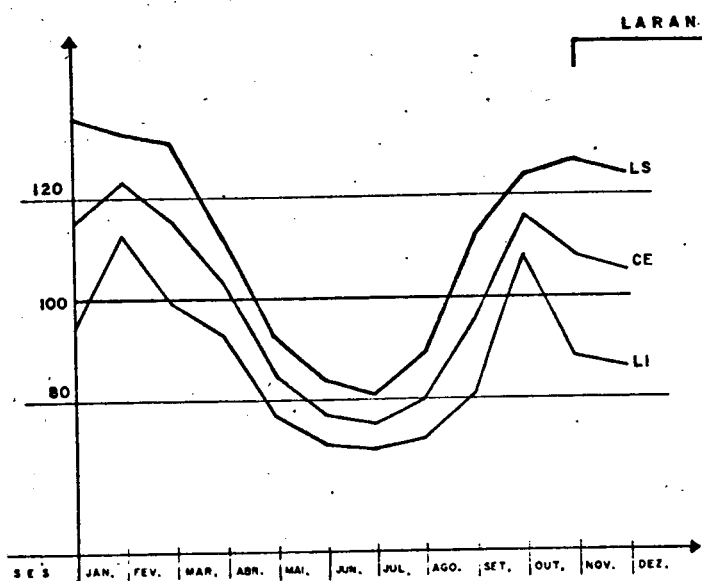
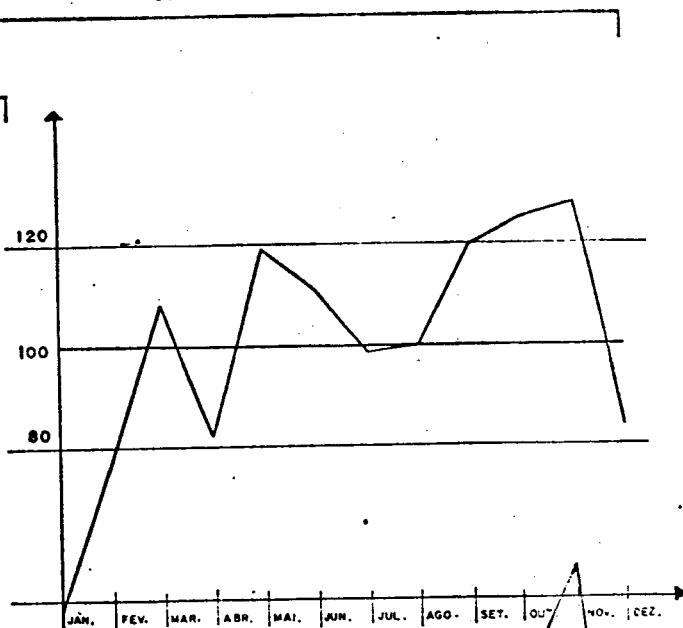
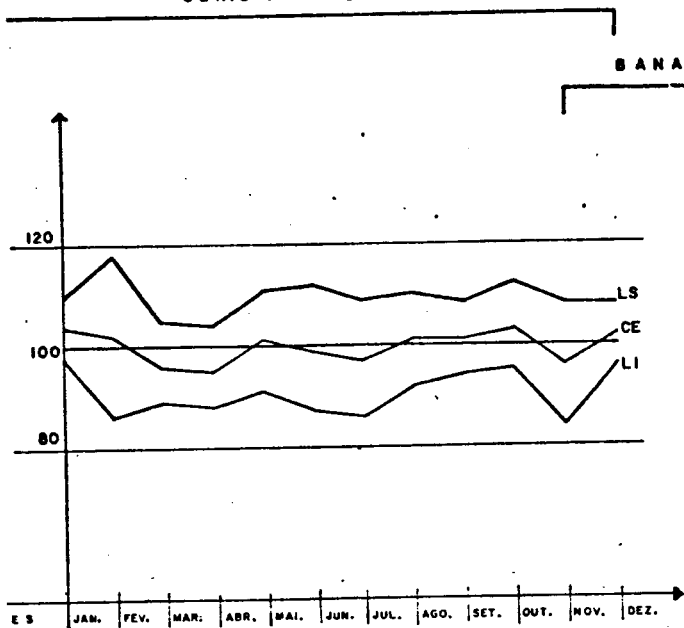
RA 5

ANALISAÇÃO ENTRE AS SÉRIES MENSAIS AJUSTADAS DE PREÇOS, EXTERNAS À POF E DE QUANTIDADES CONSUMIDAS, EXTRAÍDAS DA POF.

— BANANA / LARANJA / MAÇA —

SÉRIE DE PREÇO

SÉRIE DE QUANTIDADE



LS: Limite Superior
CE: Componente Estacional
LI: Limite Inferior

URA 6

COMPARAÇÃO ENTRE AS SÉRIES MENSAIS AJUSTADAS DE PREÇOS, EXTERNAS À POE E DE QUANTIDADES CONSUMIDAS, EXTRAÍDAS DA POE.

- MAMÃO / ABACATE / LIMÃO -

SÉRIE DE PREÇO

SÉRIE DE QUANTIDADE

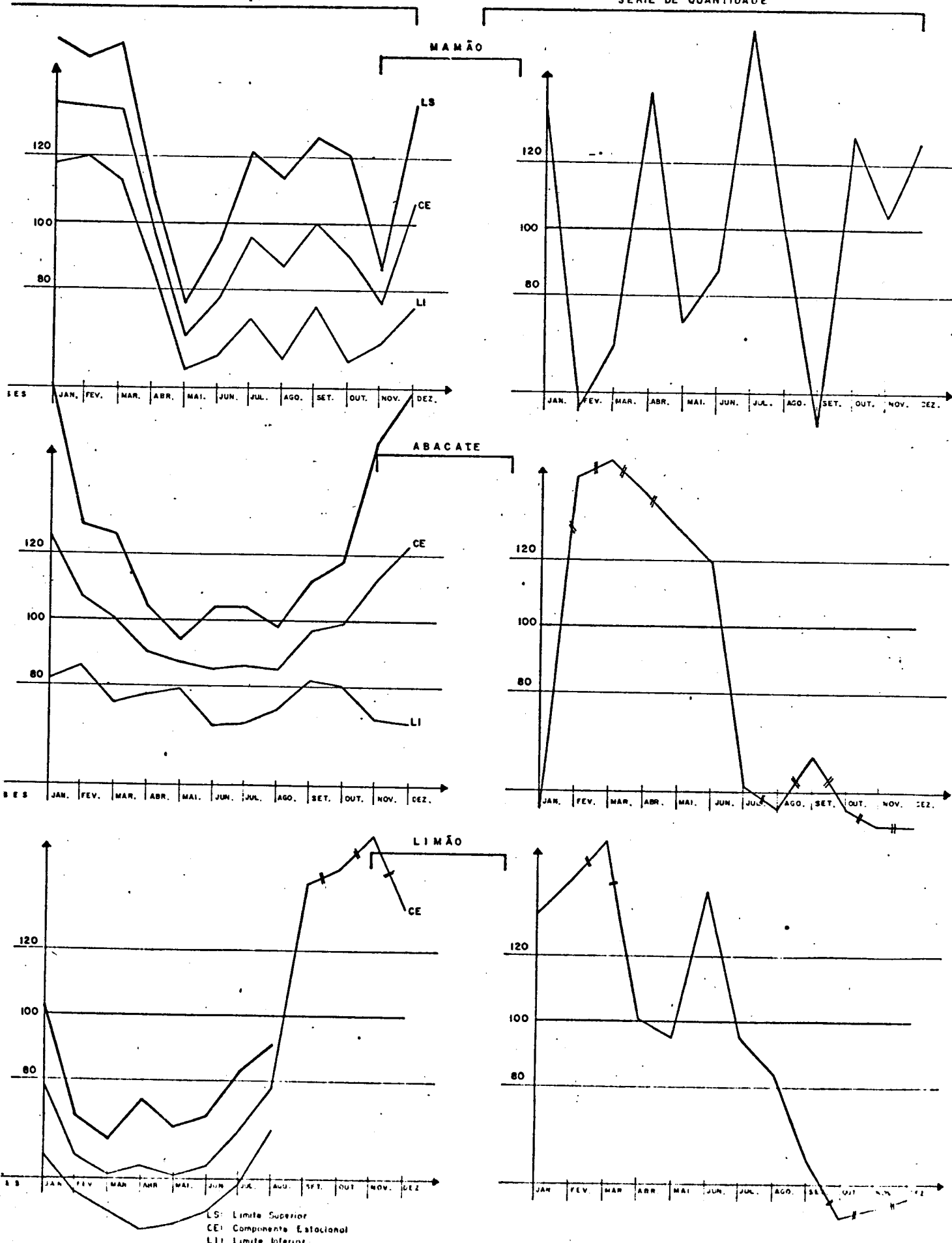


TABELA 5: COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO DAS SÉRIES MENSAIS DE PREÇOS EM COMPARAÇÃO COM AS SÉRIES MENSAIS DE QUANTIDADES, A NÍVEL DE SUBITEM

ITEM	SUBITEM	r
FRUTAS FRESCAS	BANANA	- 0,3218
	LARANJA	0,7243
	MAÇA	- 0,3291
	MAMÃO	- 0,1222
	ABACATE	- 0,2137
	LIMÃO	- 0,7163
LEGUMES E VERDURAS	ABÓBORA	- 0,0633
	BATATA DOCE	- 0,4263
	CENOURA	- 0,0349
	CHUCHU	- 0,2343
	JILÓ	- 0,2506
	PIMENTÃO	- 0,5336
	REPOLHO	- 0,4069
	TOMATE	0,2328
	VAGEM	- 0,0958
	ALFACE	- 0,9185
	COUVE-FLOR	- 0,7270
	QUIABO	- 0,7552

Fonte: Elaborado a partir das Tabelas 3 e 4.

TABELA 6: SÉRIES MENSIS DE ÍNDICES NA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO
SEGUNDO AS PERIODICIDADES MENSAL E TRIMESTRAL DO PAINEL DE PESOS SAZONAIS, 1977

TENS	PAINELIS	FÓRMULAS	MESES											
			Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Mai	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
PREÇOS CONSUMIDOR	MENSAL	I_L^t	109,15	104,95	104,84	92,09	87,41	99,99	101,19	110,83	105,80	104,96	107,39	99,90
		I_L^{t-1}	108,72	109,00	112,69	94,31	90,31	98,66	102,99	108,98	107,88	105,32	107,23	97,88
		I_G^t	107,46	103,66	108,35	91,10	84,47	99,50	101,10	110,29	104,90	104,28	106,41	96,68
		I_G^{t-1}	107,09	107,82	111,21	93,32	88,41	98,11	101,92	108,93	106,76	104,69	106,40	94,51
		I_P	105,42	102,07	106,85	90,18	80,81	99,01	102,72	109,82	104,19	103,73	105,64	91,02
		I_F^t	107,27	103,50	108,33	91,13	84,05	99,50	101,95	110,32	104,99	104,34	106,51	95,36
		I_F^{t-1}	107,06	105,48	109,73	92,22	85,43	98,83	102,40	109,40	106,02	104,52	106,43	94,39
		I_T	107,27	105,72	109,77	92,20	86,42	98,80	101,51	109,61	105,83	104,48	106,40	95,59
	TRIMESTRAL	I_L^t	108,25	105,76	110,88	93,66	88,25	98,32	102,38	109,21	106,94	104,91	107,18	99,11
		I_L^{t-1}	109,46	108,08	111,69	94,91	94,40	96,00	101,81	109,67	107,05	107,43	110,51	98,89
		I_G^t	106,52	104,34	109,38	92,60	85,59	97,79	102,22	108,75	105,92	104,19	106,30	95,98
		I_G^{t-1}	107,80	107,34	110,48	93,95	94,08	95,74	101,63	109,21	106,20	106,63	109,46	96,21

PREÇOS PRODUTORES	MENSAL	I_L^t	106,35	115,52	126,88	123,10	77,19	84,56	94,27	116,36	105,86	109,48	108,51	105,39
		I_L^{t-1}	107,94	115,82	128,12	121,79	81,70	84,44	95,12	117,40	106,20	107,30	107,82	105,70
		I_G^t	104,50	113,26	125,64	118,93	72,33	83,65	89,18	115,28	105,17	106,02	105,13	104,48
		I_G^{t-1}	106,16	113,48	127,97	117,86	77,26	83,50	90,27	116,22	105,31	103,48	105,97	104,79
		I_P	102,77	111,37	124,51	115,46	67,60	82,65	84,86	114,32	104,48	102,37	103,63	103,55
		I_F^t	104,54	113,43	125,69	119,22	72,24	83,60	89,44	115,34	105,17	105,87	106,04	104,47
		I_F^{t-1}	105,32	113,57	126,30	118,58	74,32	83,54	89,84	115,85	105,34	104,81	105,70	104,62
		I_T	105,33	113,37	126,35	118,39	74,78	83,62	89,72	115,75	105,24	104,74	105,60	104,63
	TRIMESTRAL	I_L^t	107,07	115,95	127,58	126,49	79,94	86,57	94,89	116,63	105,89	109,23	107,99	105,50
		I_L^{t-1}	107,54	116,01	125,64	124,58	81,48	89,05	95,53	116,50	105,95	108,59	109,19	105,30
		I_G^t	105,23	113,60	126,43	121,93	75,15	85,57	90,27	115,62	105,08	105,61	105,33	104,58
		I_G^{t-1}	105,84	113,71	124,51	120,30	77,09	88,04	91,09	115,47	105,17	103,89	105,89	104,21

TABELA 7: SÉRIES MENSIS ACUMULADAS DE ÍNDICES NA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO SEGUNDO AS PERIODICIDADES MENSAL E TRIMESTRAL DO PAINEL DE PESOS SAZONAIS, 1977

ENS	PAINELIS	FORMULAS	MESES											
			Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
	MENSAL	I_L^t	109,15	114,55	125,82	115,87	101,28	101,27	102,48	113,59	120,16	126,13	135,45	135,31
		I_L^{t-1}	108,72	118,50	133,54	125,94	113,74	112,22	114,56	124,85	134,69	141,85	152,11	148,88
		I_G^t	107,46	111,39	120,69	109,95	92,88	92,41	93,43	103,04	108,09	112,72	119,94	115,96
		I_G^{t-1}	107,09	115,46	128,41	119,83	105,94	103,94	105,94	115,40	123,20	128,97	137,23	129,69
		I_P	105,42	107,60	114,97	103,68	83,79	82,96	85,21	93,58	97,50	101,14	106,84	97,25
		I_F^t	107,27	111,02	120,27	109,60	92,12	99,66	101,60	112,09	117,69	122,79	130,78	124,71
		I_F^{t-1}	107,06	112,93	123,91	114,27	97,62	96,48	98,60	108,08	114,59	119,77	127,47	120,32
		I_T	107,27	113,41	124,49	114,78	99,19	98,00	99,48	109,04	115,40	120,57	128,28	122,62
	TRIMESTRAL	I_L^t	108,25	114,49	126,94	118,89	104,92	103,16	105,62	115,34	123,35	129,40	138,70	137,46
		I_L^{t-1}	109,46	118,30	132,13	125,41	118,39	113,65	115,71	126,90	135,84	145,94	161,27	159,48
		I_G^t	106,52	111,14	121,57	112,57	96,35	94,22	96,31	104,74	110,94	115,59	122,87	117,93
		I_G^{t-1}	107,80	115,71	127,84	120,10	112,99	108,18	109,94	120,07	127,51	135,97	148,83	143,19
	MENSAL	I_L^t	106,35	122,86	155,88	191,89	148,12	125,25	118,07	137,39	145,44	159,23	172,78	182,09
		I_L^{t-1}	107,94	125,02	160,17	195,07	159,37	134,58	128,01	150,28	159,60	171,25	184,64	195,17
		I_G^t	104,50	118,36	148,70	176,85	128,01	107,08	95,49	110,08	115,77	122,74	130,27	136,10
		I_G^{t-1}	106,16	120,47	153,08	180,42	139,39	116,53	105,19	122,26	128,75	133,23	139,98	146,69
		I_P	102,77	114,45	142,51	164,54	111,23	91,93	78,01	89,18	93,18	95,39	98,85	102,36
		I_F^t	104,54	118,58	149,04	177,69	128,36	107,31	95,98	110,70	116,42	123,26	130,70	136,54
		I_F^{t-1}	105,32	119,61	151,07	179,14	133,14	111,22	99,92	115,76	121,94	127,81	135,09	141,33
		I_T	105,33	119,41	150,88	178,62	133,58	111,70	100,21	116,00	122,08	127,86	135,02	141,27
	TRIMESTRAL	I_L^t	107,07	124,15	158,39	200,34	160,16	138,65	131,56	153,51	162,55	177,55	191,74	202,28
		I_L^{t-1}	107,54	124,76	156,74	195,27	159,11	141,69	135,35	157,69	167,07	181,42	198,09	208,59
		I_G^t	105,23	119,54	151,14	184,28	138,49	118,50	106,97	123,68	129,96	137,26	144,57	151,19
		I_G^{t-1}	105,84	120,35	149,85	180,27	138,97	122,35	111,45	128,69	135,34	140,61	148,89	155,16

Elaborado a partir da Tabela 6.

TABELA 8. SÉRIES MENSIS DE ÍNDICES NA CIDADE DO RIO JANEIRO SEGUNDO AS DIVERSAS ALTERNATIVAS DE TRATAMENTO DA SAZONALIDADE QUANDO OS PESOS SÃO ANUAIS 1977

VS	ALTERNATIVAS	FÓRMU- LAS	MESES											
			Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Mai	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
	IMPUTAÇÃO DE PREÇOS	I [*] _L	110,39	101,49	106,77	96,69	86,85	99,33	104,23	112,42	102,43	100,28	100,65	101,36
		I _L	110,39	103,05	109,87	98,90	87,75	98,69	103,57	105,37	100,91	99,78	100,82	100,35
		I _G	108,85	99,46	105,02	96,01	84,33	98,99	103,56	110,99	102,32	100,25	100,64	101,10
	REDISTRIBUIÇÃO DOS PESOS	I [*] _L	110,39	102,57	110,68	94,31	85,99	99,33	104,23	112,42	95,93	100,37	101,32	101,18
		I _L	110,39	104,15	113,73	96,57	85,90	98,69	103,57	105,37	97,84	99,79	101,18	100,31
		I _G	108,85	100,52	108,94	93,42	82,67	98,99	103,96	110,99	93,63	100,34	101,31	100,96
	COMPARAÇÃO IMEDIATA COM UM SIMILAR	I [*] _L	110,39	93,04	109,20	97,05	92,03	99,33	104,23	112,42	105,13	99,88	100,22	97,77
		I _L	110,39	93,89	112,87	98,79	93,85	98,69	103,57	105,37	101,99	99,51	100,80	98,42
		I _G	108,85	89,24	107,34	96,25	91,73	98,99	103,96	110,99	104,17	99,84	99,78	97,64
	COMPARAÇÃO GRADUAL COM UM SIMILAR	I [*] _L	110,39	99,32	109,20	97,05	92,03	99,33	104,23	112,42	102,71	100,41	97,94	97,77
		I _L	110,39	100,22	112,57	98,68	93,49	98,74	103,12	105,71	101,57	100,06	98,51	98,60
		I _G	108,85	96,71	107,33	96,25	91,73	98,99	103,96	110,99	102,55	100,37	97,72	97,64
	IMPUTAÇÃO DE PREÇOS	I [*] _L	104,23	103,07	108,42	102,09	100,13	98,15	93,21	110,86	105,79	117,81	112,95	102,96
		I _L	104,23	104,01	110,93	101,81	97,24	94,60	94,37	111,04	103,99	109,72	111,78	101,18
		I _G	102,47	102,65	107,53	101,76	98,96	95,10	90,79	110,42	105,45	114,44	110,59	101,81
	REDISTRIBUIÇÃO DOS PESOS	I [*] _L	104,23	108,08	121,36	105,00	89,28	93,71	92,72	111,59	106,08	118,32	111,85	102,96
		I _L	104,23	108,75	122,66	104,31	86,98	89,66	93,97	111,88	104,29	110,21	110,12	101,18
		I _G	102,47	107,71	120,83	104,68	87,80	89,64	90,45	111,18	105,75	114,99	108,98	101,81
	COMPARAÇÃO IMEDIATA COM UM SIMILAR	I [*] _L	104,23	118,52	124,10	108,24	110,85	75,76	92,29	108,49	106,29	117,23	116,42	102,96
		I _L	104,23	114,15	126,55	107,33	97,74	71,93	93,56	108,31	104,41	109,54	114,32	101,18
		I _G	102,47	112,75	123,26	107,82	99,40	72,26	90,12	107,15	105,59	113,74	114,11	101,81
	COMPARAÇÃO GRADUAL COM UM SIMILAR	I [*] _L	104,23	101,97	124,10	108,24	100,85	75,76	92,29	110,85	106,29	117,23	116,42	102,96
		I _L	104,23	101,24	123,97	107,24	98,61	76,57	96,85	110,54	105,14	104,83	110,02	105,29
		I _G	102,47	101,42	123,26	107,82	99,40	72,26	90,12	110,40	105,96	113,74	114,11	101,81

Elaborado a partir das Tabelas A7, A8, A9 e A10.

TABELA 9: MEDIDA DA DISIGUALDADE DAS SÉRIES MENSIS DE ÍNDICES QUANDO DO USO DE PESOS ANUAIS (ALTERNATIVAS DE IMPUTAÇÃO DE PREÇOS E DE REDISTRIBUIÇÃO DOS PESOS) EM COMPARAÇÃO COM AS SÉRIES MENSIS DE ÍNDICES QUANDO DO USO DE PESOS SAZONAIS (PERIODICIDADES MENSAL E TRIMESTRAL DO PAINEL), 1977

CLAS	SÉRIES MENSIS DE ÍNDICES		FRUTAS FRESCAS					LEGUMES E VERDURAS				
	PESOS ANUAIS	PESOS SAZONAIS	r	U	U ^M	U ^S	U ^C	r	U	U ^M	U ^S	U ^C
IMPUTAÇÃO DE PREÇOS	PAINEL MENSAL (t)		0,8399	0,0190	0,0899	0,0998	0,8098	0,7242	0,0513	0,0483	0,5561	0,3956
	PAINEL MENSAL (t-1)		0,8235	0,0206	0,2158	0,0539	0,7302	0,7249	0,0488	0,0772	0,5109	0,4123
	PAINEL TRIMESTRAL (t)		0,8511	0,0179	0,1223	0,0636	0,8140	0,6911	0,0522	0,0857	0,4980	0,4163
	PAINEL TRIMESTRAL (t-1)		0,7296	0,0246	0,2487	0,0157	0,7354	0,7011	0,0477	0,1110	0,4443	0,4447
REDISTRIBUIÇÃO DOS PESOS	PAINEL MENSAL (t)		0,8344	0,0202	0,1038	0,0005	0,8953	0,9083	0,0330	0,0904	0,4015	0,5080
	PAINEL MENSAL (t-1)		0,8262	0,0218	0,2262	0,0011	0,7726	0,9106	0,0311	0,1539	0,3192	0,5270
	PAINEL TRIMESTRAL (t)		0,8435	0,0195	0,1308	0,0027	0,8661	0,8831	0,0356	0,1535	0,3031	0,5434
	PAINEL TRIMESTRAL (t-1)		0,7381	0,0264	0,2455	0,0083	0,7460	0,8875	0,0322	0,2047	0,2054	0,5899
IMPUTAÇÃO DE PREÇOS	PAINEL MENSAL (t)		0,8860	0,0168	0,0235	0,0582	0,9182	0,5885	0,0575	0,0001	0,4711	0,5288
	PAINEL MENSAL (t-1)		0,7815	0,0228	0,0952	0,0095	0,8949	0,5640	0,0551	0,0030	0,4213	0,5757
	PAINEL TRIMESTRAL (t)		0,8597	0,0178	0,0309	0,0174	0,9513	0,5554	0,0570	0,0063	0,4323	0,5613
	PAINEL TRIMESTRAL (t-1)		0,6787	0,0271	0,1623	0,0017	0,8362	0,5429	0,0529	0,0084	0,3729	0,6187
REDISTRIBUIÇÃO DOS PESOS	PAINEL MENSAL (t)		0,8475	0,0209	0,0713	0,0040	0,9245	0,8898	0,0351	0,0003	0,4172	0,5825
	PAINEL MENSAL (t-1)		0,7536	0,0270	0,1390	0,0134	0,8476	0,8784	0,0334	0,0025	0,3256	0,6718
	PAINEL TRIMESTRAL (t)		0,8152	0,0227	0,0736	0,0177	0,9085	0,8677	0,0358	0,0080	0,3387	0,6533
	PAINEL TRIMESTRAL (t-1)		0,6724	0,0311	0,1999	0,0431	0,7569	0,8565	0,0331	0,0114	0,2240	0,7645

Fonte: Elaborada a partir das Tabelas 6 e 8

(Resultados obtidos via ESP (Econometric Software Package), na EPGE/FGV)

TABELA 10: MEDIDA DA DESIGUALDADE DAS SÉRIES MENSIS DE ÍNDICES QUANDO DO USO DE PESOS ANUAIS (ALTERNATIVAS DE SUBSTITUIÇÃO IMEDIATA COM UM SIMILAR E DE SUBSTITUIÇÃO GRADUAL COM UM SIMILAR) EM COMPARAÇÃO COM AS SÉRIES MENSIS DE ÍNDICES QUANDO DO USO DE PESOS SAZONAIS (PERIODICIDADES MENSAL E TRIMESTRAL DO PAINEL), 1977

CLAS	SÉRIES MENSIS DE ÍNDICES		FRUTAS FRESCAS					LEGUMES E VERDURAS				
	PESOS ANUAIS	PESOS SAZONAIS	r	u	u ^M	u ^S	u ^C	r	u	u ^M	u ^S	u ^C
SUBSTITUIÇÃO IMEDIATA COM UM SIMILAR		PAINEL MENSAL (t)	0,6660	0,0262	0,0563	0,0569	0,8865	0,7908	0,0420	0,0356	0,0204	0,9439
		PAINEL MENSAL (t-1)	0,6335	0,0277	0,1326	0,0328	0,8345	0,8202	0,0383	0,0711	0,0050	0,9238
		PAINEL TRIMESTRAL (t)	0,6770	0,0251	0,0726	0,0357	0,8916	0,07746	0,0437	0,0744	0,0117	0,9139
		PAINEL TRIMESTRAL (t-1)	0,5940	0,0290	0,1948	0,0131	0,7920	0,7691	0,0425	0,0869	0,0000	0,9130
SUBSTITUIÇÃO GRADUAL COM UM SIMILAR		PAINEL MENSAL (t)	0,7415	0,0229	0,0439	0,1274	0,8286	0,7639	0,0445	0,0680	0,1411	0,7909
		PAINEL MENSAL (t-1)	0,7536	0,0228	0,1441	0,0925	0,7632	0,8022	0,0401	0,1197	0,1111	0,7692
		PAINEL TRIMESTRAL (t)	0,7609	0,0214	0,0626	0,0974	0,8402	0,7511	0,0457	0,1168	0,1134	0,7698
		PAINEL TRIMESTRAL (t-1)	0,6772	0,0254	0,2003	0,0425	0,7570	0,7394	0,0438	0,1371	0,0559	0,8070
SUBSTITUIÇÃO IMEDIATA COM UM SIMILAR		PAINEL MENSAL (t)	0,6869	0,0271	0,0203	0,0273	0,9524	0,7407	0,0475	0,0024	0,0398	0,9578
		PAINEL MENSAL (t-1)	0,5838	0,0309	0,0727	0,0074	0,9197	0,7584	0,0440	0,0000	0,0178	0,9821
		PAINEL TRIMESTRAL (t)	0,6666	0,0272	0,0266	0,0105	0,9628	0,7262	0,0476	0,0010	0,0257	0,9732
		PAINEL TRIMESTRAL (t-1)	0,5360	0,0320	0,1453	0,0004	0,8544	0,7090	0,0466	0,0016	0,0028	0,9955
SUBSTITUIÇÃO GRADUAL COM UM SIMILAR		PAINEL MENSAL (t)	0,7941	0,0218	0,0091	0,1539	0,8373	0,7164	0,0495	0,0002	0,0418	0,9580
		PAINEL MENSAL (t-1)	0,7291	0,0241	0,0738	0,0777	0,8486	0,7346	0,0462	0,0045	0,0199	0,9755
		PAINEL TRIMESTRAL (t)	0,7777	0,0215	0,0152	0,1016	0,8836	0,7024	0,0497	0,0086	0,0277	0,9637
		PAINEL TRIMESTRAL (t-1)	0,6527	0,0262	0,1582	0,0164	0,8255	0,6819	0,0489	0,0102	0,0041	0,9857

Elaborada a partir das Tabelas 6 e 8

(Resultados obtidos via ESP (Econometric Software Package), na EPGE/FGV)

mensal.

De outro lado, concluimos, quanto aos demais subitens não aceitos como sazonais, respeitado o agrupamento de item, deve-se aplicar a fórmula geométrica simples sob a alternativa de "Redistribuição dos Pesos" para o tratamento dos preços.

Observe-se, finalmente, que a adoção de um panel sazonal não neutraliza movimentos aleatórios e bruscos de preços, incorporando, tão somente, uma forma de tratar corretamente o ritmo anual normal do abastecimento de cada subitem. Tal situação não deve causar espécie, uma vez que estes movimentos devem ser respeitados, como reais que são, não se procurando neutralizá-los artificialmente.

C A P Í T U L O VI

CONCLUSÃO

O problema sazonal com suas duas faces, é inerente à produção de um IPC, havendo sempre, ainda que só implicitamente uma metodologia para tratá-lo. Ao longo deste trabalho duas óticas de tratamento foram discutidas. De um lado, aquela dos pesos anuais aplicados mensalmente em proporções anuais, de outro, a dos pesos anuais aplicados mensalmente em proporções sazonais.

A primeira ótica não introduz, na construção do índice, as flutuações de intensidade no consumo de certos subitens ao longo do ano, provocadas por variações econômicas e/ou naturais no abastecimento destes subitens.

A segunda, ao contrário, incorpora precisamente estas flutuações podendo-se, com a metodologia aqui sistematizada, neutralizar as principais críticas feitas quanto ao seu uso.

Da experimentação empírica realizada concluímos de um lado, que ao conjunto de subitens comprovadamente aceitos como sazonais, respeitado o agrupamento do item, deve-se aplicar a fórmula de Tornqvist-Theil com a necessária aplicação de um painel sazonal de pesos com a periodicidade

BIBLIOGRAFIA

01. ALLEN, R.G.D. *Index Numbers in Theory and Practice*. Chicago: Aldine Pub. Co. 1975.
02. CARVALHO, José Luiz "Uma Nota sobre Números Índices". *Revista Brasileira de Economia*. Vol. 29 (jan/mar, 1975) p. 60-8.
03. CHRISTENSEN, Lauritas R. "Concepts and Measurement of Agricultural Productivity". *American Journal of Agricultural Economics*. Vol. 57, nº 5 (December, 1975) p. 910-5.
04. DIEWERT, W.E. "Exact and Superlative Index Numbers". *Journal of Econometrics*. nº 4 (1976) p. 115-45.
05. DIVISIA, François, "L'Indice Monétaire et la Theorie de la Monnaie". *Revue d'Economie Politique*. Tome XXXIX (juillet/aôut, 1925) p. 842-61. Tome XXXIX (septembre/octobre, 1925) p. 980-1008. Tome XXXIX (novembre/décembre, 1925) p. 1121-51. Tome XL (janvier/février, 1926) p. 49-81.
06. DIVISIA, François, *Economique Rationale*. Paris: Gaston Doin, Editeur, 1927.
07. DRAPER, Norman e SMITH, Hary . *Applied Regression Analysis*. New York: John Wiley e Sons, Inc., 1966.
08. FISHER, Irving, *The Making of Index Numbers*. 3ª edição. Boston: Houghton Mifflin Co, 1927.
09. FISHER, Irving, *Le Pouvoir d'Achat de la Monnaie*. Pa-

- ris: Marcel Giard Libraire - Éditeur, 1926, Cap. X: p. 231-72. Ap. Cap. X: p. 441-90.
10. FRISCH, Ragnar. "Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of Index Numbers". *Econometrica*. vol. 4 (january, 1936) p. 1-38.
 11. FOURESTIER, Jacqueline. *Les Indices Statistique*. Paris: Dunod, 1969.
 12. HANNAN, E.J. "The Estimation of Seasonal Variation in Economic Time Series" *Journal of the American Statistical Association*. Vol. 58 (March, 1963) p.31-44.
 13. HULTEN, Charles R. "Divisia Index Numbers". *Econometrica*, Vol. 41 (November, 1973) p. 1017-25.
 14. JORGENSON, Dale W. e GRILICHES, Zvi. "Divisia Index Numbers and Productivity Measurement". *The Review of Income and Wealth*. nº 2 (june, 1971) p. 227-9.
 15. KIRSTEN, José Tiacci. *Metodologia da Construção de Índices de Preços ao Consumidor - Custo de Vida*. São Paulo: IPE, 1975.
 16. MALINVAUD, E. "Ajustes sobre las Series Temporales". *Metodos Estadísticos de la Econometria*. Barcelona: Ediciones Ariel, 1967. p.409-556.
 17. MONTGOMERY, Douglas C. e JOHNSON, Lynwood A. *Forecasting and Time Series Analysis*. New York: McGraw-Hill, Inc. 1976.
 18. MUDGETT, Bruce D. "The Measurement of Seasonal Movements in Price and Quantity Indexes". *Journal of The American Statistical Association*. Vol. 50 (March, 1959) p. 93-8.

19. NELSON, Charles R. *Applied Time Series Analysis*. San Francisco: Holden - Day, Inc, 1973.
20. NERLOVE, M., GRETHOR, D.M. e CARVALHO, J.L. *Studies in the Analysis of Economic Time Series*. Chicago: Un. of Chicago Press, 1978.
21. OLIVIER, Maurice. *Les Nombres Indices de la Variation des Prix*. Paris: Marcel Giard Editeur, 1927.
22. PICARD, H. "Elaboration et calcul de l'indice des prix à la consommation" *Economic et Statistique* n° 65 (mars, 1975) p. 3-15.
23. REMPP, J.M. e PICARD, H. "Les nouveaux indices des prix a la consommation (1970 = 100)" *Economie et Statistique*, n° 21 (mars, 1971) p. 3-12.
24. ROTHMAN, A. "The BLS Seazonal Factor Method". *The American Statistical Association* (Proceedings of the Business and Economic Statistics Section), 1960, p. 2-12.
25. ROTHWELL, Doris P. "Use of varying seazonal weights in Price Index Construction" *Journal of The American Statistical Association*. Vol. 53 (march, 1958) p. 66-77.
26. ROY, René. "Les Index Economiques" *Révue d'Economie Politique*. Tome XLI (septembre/octobre, 1927) p. 1251-91. Tome XLI (novembre/décembre, 1927) p. 1493-1527.
27. ROY, René. "Les Divers Concepts en Matière d'Indices". *Journal de la Société de Statistique de Paris*. Vol. 83 (septembre/octobre, 1941) p. 177-201.
28. ROY, René, *De L'Utilité: Contribution a la Théorie*

des Choix. Paris: Hermann & Cie, Editeurs, 1942.

29. ROY, René. "Em torno dos Números Índices" *Revista Brasileira de Estatística*. Ano X (jul/set, 1949)
p. 327-43.
30. SAMUELSON, P.A. e SWANY, S. "Invariant Economic Index Numbers and Canonical Duality: Survey and Syntheses". *The American Economic Review*. Vol. 64 (september, 1974) p. 566-93.
31. SHISKIN, Julius. "Time Series: Seasonal Adjustment" *International Encyclopedia of the Social Sciences*. London: The Macmillan Co. e The Free Press. 1968.
p. 80-8.
32. SHISKIN, Julius. "Updating the consumer price index - an overview". *U.S. Department of Labor*, 1974.
33. SIMONSEN, Mário Henrique. *Microeconomia* (Vol. I), 2ª Edição Rio de Janeiro: FGV, 1971.
34. SIMONSEN, Mário Henrique. *Aplicação da Teoria Ordinal* (mimeografado). Rio de Janeiro: EPGE/FGV, 1979.
35. STATISTIQUE Canada-Division des Prix. "L'Indice des Prix à la Consommation du Canada (1961 = 100). Révision fondée sur les dépenses de 1967". *Information Canada*. 1973.
36. THEIL, H. *Economic Forecasts and Policy*. Amsterdam: North-Holland, 1975.
37. THEIL, H. *Theory and Measurement of consumer demand*. Amsterdam: North-Holland, 1975.
38. ZARNOWITZ, Victor. "Index Numbers and The Seasonality of Quantities and Prices". *Government Price Statis-*

tics. Washington: U.S. Government Printing Office,
1961, p. 233-304.

TABELA A1: SÉRIES MENSAIS DE PREÇOS PAGOS PELOS CONSUMIDORES A NÍVEL DE SUBITEM,
SEGUNDO A POP, NA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO, 1974/75

ITEMS	SUBITEMS	M E S E S											
		Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maió	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
FRUTAS FRESCAS	BANANA	0.69	0.50	0.43	0.39	0.36	0.41	0.36	0.78	0.33	0.32	0.35	0.43
	LARANJA	0.34	0.26	0.20	0.11	0.21	0.12	0.17	0.37	0.15	0.19	0.18	0.22
	MAÇA	2.20	2.59	1.68	1.52	1.87	1.27	0.91	2.92	1.73	1.26	0.94	1.47
	MAHÃO	0.47	0.43	0.57	0.39	0.30	0.29	0.15	0.75	0.60	0.37	0.32	0.45
	ABACATE	0.52	0.25	0.30	0.18	0.23	0.23	0.26	2.06	0.43	0.84	0	0
	TANGERINA	1.02	0	0.18	0.26	0.19	0.17	0.18	0.92	0.48	0.30	9.33	0.05
	LIMÃO	0.46	0.48	0.38	0.49	0.37	0.34	0.44	1.33	0.87	2.57	2.15	1.44
LEGUMES E VERDURAS	ABÓBORA	0.25	0.31	0.26	0.23	0.44	0.25	0.26	0.58	0.31	0.26	0.24	0.35
	BATATA DOCE	0.35	0.21	0.25	0.32	0.33	0.23	0.31	1.32	0.30	0.66	0.34	0.30
	CENOURA	0.56	0.49	0.39	0.47	0.29	0.41	0.35	0.81	0.34	0.37	0.40	0.50
	CHUCHU	0.35	0.14	0.16	0.21	0.10	0.20	0.19	0.35	0.22	0.21	0.19	0.30
	COUVE	0.32	0.27	0.42	0.64	0.37	0.36	0.41	0.74	0.24	0.34	0.54	0.33
	JILÓ	0.90	0.34	0.31	0.61	0.50	0.53	0.28	0.75	0.20	0.33	0.24	1.94
	PIMENTÃO	0.67	0.99	1.04	0.83	0.76	0.76	0.49	1.80	0.73	0.86	0.70	0.75
	REPOLHO	0.23	0.08	0.09	0.13	0.29	0.27	0.23	0.36	0.19	0.20	0.20	0.29
	TOMATE	0.60	0.48	0.29	0.45	0.34	0.36	0.29	0.86	0.39	0.45	0.38	0.50
	VAGEM	0.58	0.49	0.85	0.62	0.57	0.58	0.63	1.46	0.62	0.55	0.47	0.81
	AGRIÃO	1.93	1.01	0.73	1.02	1.15	0.81	0.55	2.68	0.65	0.88	1.19	0.86
	ALFACE	1.23	0.89	1.39	0.99	0.71	0.62	0.63	1.40	0.63	0.86	0.67	0.78
	COUVE FLOR	0.69	0.54	0.92	1.47	0.41	0.57	0.32	0.54	0.42	0.28	0.45	0.30
	QUIABO	0.65	0.33	0.29	0.47	0.22	0.78	0.76	1.27	0.60	0.77	0.68	0.70

TABELA A2: SÉRIES MENSIS DE QUANTIDADES TOTAIS CONSUMIDAS A NÍVEL DE SUBITEM,
SEGUNDO A POP, NA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO, 1974/75

ITEMS	SUBITEMS	M E S E S											
		Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
FRUTAS FRESCAS	BANANA	43 390	50 035	77 490	80 475	82 800	98 012	107 505	36 898	75 466	124 629	94 885	58 667
	LARANJA	64 278	84 915	114 390	77 335	36 243	43 090	37 930	24 265	83 420	149 061	128 820	62 217
	MAÇA	7 730	7 025	14 440	23 518	12 325	16 058	19 691	7 051	12 142	24 267	19 410	14 297
	MAMÃO	20 005	5 055	7 785	23 184	8 337	12 743	28 665	6 045	4 265	21 225	12 920	14 820
	ABACATE	6 125	22 365	33 705	24 245	13 115	15 317	8 235	1 858	5 615	4 850	0	0
	TANGERINA	1 030	800	3 060	46 615	86 682	123 820	105 095	11 150	6 670	5 315	150	210
	LIMÃO	13 423	10 466	19 247	11 021	7 264	13 576	11 339	3 444	4 004	2 844	3 010	3 355
LEGUMES E VERDURAS	ABÓBORA	33 781	20 018	32 636	37 966	20 574	33 979	27 295	12 326	24 259	41 092	36 775	15 690
	BATATA DOCE	11 807	8 877	21 463	21 679	17 002	38 417	23 044	2 634	11 832	9 716	9 338	11 123
	CENOURA	29 028	20 810	34 044	36 016	37 352	38 869	45 939	15 082	30 542	47 827	34 818	24 613
	CHUCHU	38 687	59 974	75 375	74 679	83 248	70 585	74 452	26 256	42 694	68 312	54 490	36 006
	COUVE	13 598	4 581	4 780	8 872	6 467	16 353	17 515	6 945	23 011	23 206	11 820	10 363
	JILÓ	6 057	7 550	12 410	9 168	8 348	12 245	19 134	6 129	5 802	22 261	14 415	1 390
	PIMENTÃO	13 470	4 918	6 078	9 997	10 059	11 812	13 655	3 826	5 767	8 629	7 186	6 960
	REPOLHO	29 235	73 350	63 140	59 954	19 717	36 563	35 100	18 839	29 946	47 854	31 891	21 089
	TOMATE	97 235	75 960	126 926	113 873	104 687	124 008	164 036	44 146	76 519	119 908	104 680	84 246
	VAGEM	21 134	14 340	11 150	19 410	12 976	20 535	16 846	5 977	13 180	22 383	13 165	12 905
	AGRÃO	1 370	665	4 150	3 340	2 423	6 757	5 968	796	3 138	3 982	1 850	2 782
	ALFACE	10 202	7 708	8 188	15 019	18 743	23 100	19 739	8 488	16 897	17 731	19 491	17 003
	COUVE FLOR	1 810	1 840	760	2 368	3 153	13 941	25 504	9 974	10 684	15 474	1 175	1 690
	QUIABO	25 348	36 713	24 195	17 011	13 792	8 183	8 400	3 100	6 776	9 940	9 395	10 863

TABELA A3: SÉRIES MENSIS DE PREÇOS MÉDIOS A NÍVEL DE SUBITEM,
SEGUNDO A POP, NA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO, 1974/75

ITENS	SUBITENS	M E S E S											
		Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maior	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
FRUTAS FRESCAS	BANANA	0,84	0,80	0,55	0,49	0,53	0,40	0,35	1,39	0,71	0,92	2,58	0,73
	LARANJA	0,89	0,85	0,59	0,54	0,55	0,45	0,38	1,46	0,74	0,94	2,62	0,77
	MAÇA	0,58	0,38	0,34	0,30	0,28	0,26	0,26	1,04	0,48	0,77	2,47	0,52
	MAMÃO	0,87	0,82	0,53	0,49	0,54	0,42	0,39	1,40	0,67	0,91	2,59	0,72
	ABACATE	0,86	0,85	0,57	0,53	0,55	0,43	0,37	1,18	0,69	0,84	2,21	0,68
	TANGERINA	0,78	0,75	0,59	0,51	0,56	0,44	0,38	1,37	0,69	0,93	0,79	0,80
	LIMÃO	0,87	0,81	0,56	0,48	0,53	0,42	0,34	1,30	0,62	0,55	2,22	0,52
LEGUMES E VERDURAS	ABÓBORA	0,70	0,48	0,55	0,63	0,46	0,50	0,42	1,10	0,43	0,52	0,50	0,64
	BATATA DOCE	0,69	0,49	0,55	0,63	0,47	0,50	0,41	1,05	0,43	0,49	0,49	0,65
	CENOURA	0,67	0,47	0,54	0,61	0,48	0,49	0,41	1,09	0,42	0,51	0,48	0,63
	CHUCHU	0,69	0,49	0,56	0,63	0,49	0,50	0,42	1,12	0,43	1,52	0,50	0,65
	COUVE	0,69	0,48	0,54	0,60	0,47	0,49	0,41	1,09	0,43	0,51	0,47	0,64
	JILÓ	0,65	0,48	0,54	0,60	0,46	0,48	0,42	1,09	0,43	0,51	0,50	0,52
	PIMENTÃO	0,67	0,43	0,49	0,59	0,44	0,46	0,40	1,01	0,39	0,47	0,46	0,61
	REPOLHO	0,70	0,50	0,56	0,64	0,48	0,50	0,42	1,12	0,43	0,52	0,50	0,65
	TOMATE	0,67	0,47	0,55	0,62	0,47	0,49	0,42	1,08	0,42	0,51	0,49	0,63
	VAGEM	0,67	0,47	0,50	0,60	0,45	0,47	0,39	1,04	0,40	0,50	0,48	0,61
	AGRIÃO	0,57	0,43	0,51	0,57	0,41	0,46	0,40	0,94	0,40	0,47	0,42	0,60
	ALFACE	0,62	0,44	0,46	0,57	0,44	0,47	0,39	1,04	0,40	0,47	0,46	0,61
	COUVE FLOR	0,66	0,46	0,50	0,54	0,47	0,47	0,41	1,11	0,42	0,52	0,48	0,65
	QUIABO	0,67	0,48	0,55	0,61	0,48	0,46	0,38	1,05	0,40	0,48	0,46	0,62

elaborada a partir da Tabela A1.

TABELA A4: SERIES MENSAS DE INDICES DE PREÇOS AO CONSUMIDOR
(VARIAÇÃO MENSAL), NA CIDADE DO RIO DE JANEIRO, 1974/75

ANOS	MESES											
	Janei- ro	Fev- reiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosto	Setem- bro	Outu- bro	Novem- bro	Dezem- bro
1974	3,8	2,4	4,5	4,3	2,4	1,7	1,9	1,6	1,8	1,6	1,4	2,1
1975	2,8	2,0	1,8	2,1	2,1	2,2	2,5	3,4	2,2	2,0	2,2	2,2

Fonte: Fundação Getúlio Vargas.

TABELA A5 : SÉRIES MENSAIS DE PREÇOS AO CONSUMIDOR NA CIDADE DO RIO DE JANEIRO, A NÍVEL DE SUBITEM, 1976/77

SUBITEMS	MESES												
	Dezembro	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
BANANA	4,71	5,92	6,28	6,36	7,17	7,29	7,41	7,91	8,39	8,09	7,91	7,94	7,99
LARANJA	5,07	5,81	6,83	9,44	8,92	8,12	7,82	8,01	7,61	7,69	7,70	7,85	7,72
MAÇA	15,36	15,00	15,05	16,98	13,77	13,36	11,28	10,90	11,74	12,52	13,30	14,14	16,32
MAMÃO	6,00	6,06	8,50	7,07	6,08	5,09	5,33	5,41	5,56	5,89	5,93	6,06	6,04
ABACATE	20,38	17,68	10,83	8,58	6,77	5,96	5,94	7,13	11,14	12,99	14,62	17,16	17,29
TANGERINA ...	11,00	13,73	14,79	15,57	13,00	6,31	7,18	6,82	7,83	8,93	11,10	14,71	13,20
LIMÃO	8,71	5,38	5,03	5,41	4,33	3,59	3,31	3,48	4,27	7,26	11,14	18,14	6,00
ABÓBORA	2,18	2,30	2,52	2,85	3,28	3,67	3,73	4,03	4,07	4,01	4,22	4,21	4,64
BATATA DOCE ...	4,32	4,71	4,69	5,52	5,61	5,43	5,65	5,78	6,51	6,83	7,21	7,21	7,76
CENOURA	4,01	4,87	9,12	13,50	13,60	14,25	12,41	6,49	7,65	6,53	5,40	5,63	7,05
CHUCHU	1,53	2,52	3,69	6,64	7,10	2,51	1,62	2,95	4,79	4,43	2,27	2,59	3,13
COUVE	1,03	1,22	1,21	1,23	1,34	1,40	1,57	1,58	1,61	1,68	1,74	1,71	1,78
JILÓ	10,05	8,68	8,43	8,65	11,77	9,15	8,62	8,55	8,53	8,78	8,74	10,06	12,08
PIMENTÃO	12,25	12,15	10,09	13,28	16,04	10,17	7,61	6,91	8,18	9,88	11,95	10,64	9,38
REPOLHO	1,76	1,90	2,40	3,96	4,20	5,50	4,48	4,80	5,12	4,31	3,36	2,63	2,95
TOMATE	6,10	5,01	5,55	7,33	13,54	6,98	5,97	4,25	4,73	5,00	7,64	11,15	9,60
VAGEM	6,30	7,55	10,96	13,21	11,30	8,89	5,90	7,72	11,15	14,91	12,00	6,51	7,41
AGRIÃO	1,32	1,34	1,27	1,33	1,45	1,41	1,57	1,65	1,63	1,70	1,80	1,73	1,88
ALFACE	2,63	3,38	4,31	4,24	4,28	3,62	2,75	2,55	2,62	3,25	3,42	3,28	4,14
COUVE FLOR ...	5,36	6,60	8,17	9,89	8,33	9,19	7,36	6,12	6,76	7,57	7,19	7,15	7,41
QUIADO	8,69	8,65	8,36	11,45	12,60	12,29	10,33	8,13	10,70	12,80	11,74	11,40	10,22

TABELA A6: PAINEL DE PESOS SAZONAIS, SEGUNDO AS PERIODICIDADES MENSAL E TRIMESTRAL,
NA ÁREA METROPOLITANA DO RIO DE JANEIRO, 1974/75

ENS	PAINEIS	SUBTENS	MESES											
			Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
LEGUMES E VERDUÇAS	MENSAL	BANANA	33,71	32,35	32,46	29,73	34,99	40,68	41,56	39,24	36,09	33,37	38,10	35,59
		LARANJA	24,96	28,10	22,47	7,83	8,73	5,06	6,97	4,54	17,27	23,52	26,48	18,88
		MAÇA	19,16	23,30	23,54	33,60	26,98	20,80	19,08	28,11	29,96	25,67	21,24	29,45
		MAMÃO	10,53	2,79	4,31	8,41	2,93	3,74	4,68	2,56	3,67	6,57	4,82	9,31
		ABACATE	3,57	7,05	9,67	4,20	3,49	3,56	2,26	5,23	3,45	3,40	0,23	0,00
		TANGERINA	1,18	0,00	0,54	11,18	19,75	21,46	20,15	14,08	4,58	1,34	1,63	0,01
		LIMÃO	6,89	6,41	7,01	5,05	3,13	4,70	5,30	6,24	4,98	6,13	7,50	6,76
	TRIMESTRAL	BANANA	32,84			34,98			39,23			35,40		
		LARANJA	24,92			7,16			9,26			23,25		
		MAÇA	22,02			27,33			25,08			25,27		
		MAMÃO	5,92			5,22			3,73			6,73		
		ABACATE	6,90			3,77			3,52			1,54		
		TANGERINA	0,60			17,17			13,68			1,09		
		LIMÃO	6,80			4,37			5,50			6,72		
LEGUMES E VERDUÇAS	MENSAL	ABÓBORA	3,82	4,22	4,73	3,92	7,68	4,97	4,38	5,72	5,36	4,49	4,84	2,97
		BATATA DOCE ...	26,38	29,09	32,27	28,93	4,76	5,28	4,42	2,78	27,07	29,21	31,60	33,45
		CENOURA	7,14	6,93	7,51	7,39	9,16	9,52	9,98	9,72	7,33	7,53	7,77	6,72
		CHUCHU	5,94	5,84	6,82	6,83	7,22	8,21	8,86	7,36	6,55	4,23	5,70	5,82
		COUVE	1,89	0,83	1,13	2,52	2,04	3,47	4,47	4,07	3,87	3,28	3,54	1,88
		JILÓ	2,39	1,74	2,15	2,49	3,56	3,80	3,32	3,67	0,83	3,08	1,90	1,46
		PIMENTÃO	3,94	3,31	3,56	3,66	6,59	5,27	4,20	6,49	2,98	3,12	2,82	2,83
		REPOLHO	3,00	4,16	3,06	3,33	4,98	5,90	5,08	5,42	4,00	4,08	3,59	3,32
		TOMATE	25,68	24,98	20,84	22,49	30,24	26,52	29,67	30,22	21,13	22,86	22,39	22,93
		VAGEM	5,38	4,78	5,38	5,32	6,29	6,97	6,66	6,97	5,81	5,13	3,47	5,69
		AGRÃO	1,16	0,46	1,72	1,50	2,38	3,22	2,05	1,71	1,44	1,48	1,23	1,30
		ALFACE	5,49	4,70	6,45	6,57	11,42	8,40	7,77	9,46	7,55	6,43	7,26	7,23
		COUVE-FLOR	0,56	0,68	0,40	1,53	1,12	4,68	5,16	4,27	3,20	1,86	0,30	0,27
		QUIABO	7,23	8,28	3,98	3,51	2,56	3,79	3,98	3,14	2,88	3,22	3,59	4,13
	TRIMESTRAL	ABÓBORA	4,22			5,12			5,10			4,13		
		BATATA DOCE ...	28,99			15,61			11,44			31,22		
		CENOURA	7,20			8,50			9,03			7,35		
		CHUCHU	6,20			7,38			7,66			5,16		
		COUVE	1,37			2,73			4,15			2,93		
		JILÓ	2,14			3,17			2,60			2,23		
		PIMENTÃO	3,65			4,86			4,18			2,94		
		REPOLHO	3,32			4,56			4,83			3,70		
		TOMATE	23,94			25,58			27,00			22,74		
		VAGEM	5,22			6,08			6,46			4,81		
		AGRÃO	1,15			2,27			1,74			1,36		
		ALFACE	5,59			8,28			8,20			6,92		
		COUVE-FLOR	0,54			2,48			4,24			0,90		
		QUIABO	6,47			3,38			3,37			3,61		

TABELA A7: SÉRIES MENSIS DE PREÇOS AO CONSUMIDOR NA CIDADE DO RIO DE JANEIRO,
A NÍVEL DE SUBITEM, SOB A ALTERNATIVA DE IMPUTAÇÃO DE PREÇOS, 1976/77

ENS	SUBITENS	PESOS ANUAIS	M E S E S												
			Dezembro	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maiο	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
FRUTAS FRESCAS	BANANA	26	4,71	5,92	6,28	6,36	7,17	7,29	7,41	7,91	8,39	8,09	7,91	7,94	7,99
	LARANJA	25	5,07	5,81	6,83	9,44	8,92	8,12	7,82	8,01	7,61	7,69	7,70	7,85	7,72
	MAÇA	13	15,36	15,00	<u>15,00</u>	<u>15,00</u>	13,77	13,36	11,28	10,90	11,74	12,52	13,30	<u>13,30</u>	<u>13,30</u>
	MAMÃO	3	6,00	6,06	8,50	7,07	6,08	5,09	5,33	5,41	5,56	5,89	5,93	6,06	6,04
	ABACATE	14	20,38	17,68	10,83	8,58	6,77	5,96	5,94	7,13	11,14	<u>11,14</u>	<u>11,14</u>	<u>11,14</u>	<u>11,14</u>
	TANGERINA ...	15	11,00	13,73	<u>13,73</u>	<u>13,73</u>	<u>13,73</u>	6,31	7,18	6,82	7,83	8,93	<u>8,93</u>	<u>8,93</u>	<u>8,93</u>
	LIMÃO	4	8,71	5,38	5,03	5,41	4,33	3,59	3,31	3,48	4,27	<u>4,27</u>	<u>4,27</u>	<u>4,27</u>	6,00
LEGUMES FRESCOS	ABÓBORA	3	2,18	2,30	2,52	2,85	3,28	3,67	3,73	4,03	4,07	4,01	4,22	4,21	4,64
	BATATA DOCE .	9	4,32	4,71	4,69	5,52	5,61	5,43	5,65	5,78	6,51	6,53	7,21	7,21	7,76
	CENOURA	5	4,01	4,87	<u>4,87</u>	<u>4,87</u>	<u>4,87</u>	<u>4,87</u>	<u>4,87</u>	6,49	7,65	7,08	5,40	5,63	7,05
	CHUCHU	3	1,53	2,52	3,69	6,64	7,10	2,51	1,62	2,95	4,79	4,28	2,27	2,59	3,13
	COUVE	8	1,03	1,22	1,21	1,23	1,34	1,40	1,57	1,58	1,61	1,61	1,74	1,71	1,78
	JILÓ	3	10,05	8,68	8,43	9,65	11,17	9,15	8,62	8,55	8,53	8,53	8,74	10,06	12,08
	PIMENTÃO	5	12,25	12,15	<u>12,15</u>	<u>12,15</u>	<u>12,15</u>	10,17	7,61	6,91	8,18	8,49	11,95	10,64	9,38
	REPOLHO	2	1,76	1,90	2,40	3,96	4,20	5,50	4,48	4,80	5,12	4,31	3,36	2,63	2,95
	TOMATE	32	6,10	5,01	<u>5,01</u>	<u>5,01</u>	<u>5,01</u>	<u>5,01</u>	5,97	4,25	4,73	5,00	7,64	11,15	9,60
	VAGEM	6	6,30	7,55	<u>7,55</u>	<u>7,55</u>	<u>7,55</u>	8,89	5,90	7,72	<u>7,72</u>	<u>7,72</u>	<u>7,72</u>	6,51	7,41
	AGRIÃO	3	1,32	1,34	1,27	1,33	1,45	1,41	1,57	1,65	1,63	1,70	1,80	1,73	1,88
	ALFACE	9	2,63	3,38	<u>3,38</u>	<u>3,38</u>	<u>3,38</u>	3,62	2,75	2,55	2,62	3,25	3,42	3,28	4,14
	COUVE FLOR ..	8	5,36	6,60	8,17	9,89	8,33	9,19	7,36	6,12	6,76	7,57	7,19	7,15	7,41
	QUIABO	4	8,69	8,65	8,36	11,45	12,60	12,29	10,33	8,13	10,70	12,80	11,74	11,40	10,22

Elaborada a partir da Tabela A5.

TABELA AB: SÉRIES MENSAIS DE PREÇOS AO CONSUMIDOR NA CIDADE DO RIO DE JANEIRO,
A NÍVEL DE SUBÍTLN, SOB A ALTERNATIVA DE REDISTRIBUIÇÃO DOS PESOS, 1976/77.

TENS	SUBITENS	PESOS ANUAIS	M E S E S												
			Dezembro	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosta	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
FRUTAS FRESCAS	BANANA	26	4,71	5,92	6,28	6,36	7,17	7,29	7,41	7,91	8,39	8,09	7,91	7,94	7,99
	LARANJA	25	5,07	5,81	6,83	9,44	8,92	8,12	7,82	8,01	7,61	7,69	7,70	7,85	7,72
	MAÇA	13	15,36	15,00	<u>15,58</u>	<u>17,76</u>	13,77	13,36	11,28	10,90	11,74	12,52	13,30	<u>13,45</u>	<u>13,45</u>
	MAMÃO	3	6,00	6,06	8,50	7,07	6,08	5,09	5,33	5,41	5,56	5,89	5,93	6,06	6,04
	ABACATE	14	20,38	17,68	10,83	8,58	6,77	5,96	5,94	7,13	11,14	<u>11,26</u>	<u>11,26</u>	<u>11,39</u>	<u>11,39</u>
	TANGERINA ...	15	11,00	13,73	<u>14,26</u>	<u>16,25</u>	<u>15,68</u>	6,31	7,18	6,82	7,83	8,93	<u>8,93</u>	<u>9,03</u>	<u>9,03</u>
	LIMÃO	4	8,71	5,38	5,03	5,41	4,33	3,59	3,31	3,48	3,27	<u>4,32</u>	<u>4,32</u>	<u>4,37</u>	6,00

LEGUMES E VERDEURAS	ABÓBORA	3	2,18	2,30	2,52	2,85	3,28	3,67	3,73	4,03	4,07	4,01	4,22	4,21	4,64
	BATATA DOCE ..	9	4,32	4,71	4,69	5,52	5,61	5,43	5,65	5,78	6,51	6,53	7,21	7,21	7,76
	CENOURA	5	4,01	4,87	<u>5,30</u>	<u>6,50</u>	<u>6,83</u>	<u>5,93</u>	<u>5,25</u>	6,49	7,65	7,08	5,40	5,63	7,05
	CHUCHU	3	1,53	2,52	3,69	6,64	7,10	2,51	1,62	2,95	4,79	4,28	2,27	2,59	3,13
	COUVE	8	1,03	1,22	1,21	1,23	1,34	1,40	1,57	1,58	1,61	1,61	1,74	1,71	1,78
	JILÓ	3	10,05	8,68	8,43	9,65	11,77	9,15	8,62	8,55	8,53	8,53	8,74	10,06	12,08
	PIMENTÃO	5	12,25	12,15	<u>13,22</u>	<u>16,22</u>	<u>17,06</u>	10,17	7,61	6,91	8,18	8,49	11,95	10,64	9,38
	REPOLHO	2	1,76	1,90	2,40	3,96	4,20	5,50	4,48	4,80	5,12	4,31	3,36	2,63	2,95
	TOMATE	32	6,10	5,01	<u>5,45</u>	<u>6,69</u>	<u>7,03</u>	<u>6,11</u>	5,97	4,25	4,73	5,00	7,64	11,15	9,60
	VAGEM	6	6,30	7,55	<u>8,21</u>	<u>10,07</u>	<u>10,59</u>	8,89	5,90	7,72	<u>8,66</u>	<u>9,08</u>	<u>9,85</u>	6,51	7,41
	AGRIÃO	3	1,32	1,34	1,27	1,33	1,45	1,41	1,57	1,65	1,63	1,70	1,80	1,73	1,88
	ALFACE	9	2,63	3,38	<u>3,68</u>	<u>4,51</u>	<u>4,74</u>	3,62	2,75	2,55	2,62	3,25	3,42	3,28	4,14
	COUVE FLOR ..	8	5,36	6,60	8,17	9,89	8,33	9,19	7,36	6,12	6,76	7,57	7,19	7,15	7,41
	QUIABO	4	8,69	8,65	8,36	11,45	12,60	12,29	10,33	8,13	10,70	12,80	11,74	11,40	10,22

TABELA A9: SÉRIES MENSAIS DE PREÇOS AO CONSUMIDOR NA CIDADE DO RIO DE JANEIRO, A NÍVEL DE SUBITEM,
SOB A ALTERNATIVA DE COMPARAÇÃO IMEDIATA COM UM SIMILAR, 1976/77.

ITEMS	SUBITEMS	PESOS ANUAIS	MESES												
			Dezembro	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
FRUTAS FRESCAS	BANANA	26	4,71	5,92	6,28	6,36	7,17	7,29	7,41	7,91	8,39	8,09	7,91	7,94	7,99
	LARANJA	25	5,07	5,81	6,83	9,44	8,92	8,12	7,82	8,01	7,61	7,69	7,70	7,85	7,72
	MAÇA	13	15,36	15,00	<u>13,11</u>	<u>15,80</u>	13,77	13,36	11,28	10,90	11,74	12,52	13,30	<u>15,79</u>	<u>15,71</u>
	MAMÃO	3	6,00	6,06	8,50	7,07	6,08	5,09	5,33	5,41	5,56	5,89	5,93	6,06	6,04
	ABACATE	14	20,38	17,68	10,83	8,58	6,77	5,96	5,94	7,13	11,14	<u>10,70</u>	<u>10,67</u>	<u>10,31</u>	<u>10,12</u>
	TANGERINA ...	15	11,00	13,73	<u>7,49</u>	<u>7,37</u>	<u>7,84</u>	6,31	7,18	6,82	7,83	8,93	<u>8,71</u>	<u>7,28</u>	<u>6,94</u>
	LIMÃO	4	8,71	5,38	5,03	5,41	4,33	3,59	3,31	3,48	4,27	<u>7,69</u>	<u>7,70</u>	<u>7,85</u>	6,00

LEGUMES E VERDUÇAS	ABÓBORA	3	2,18	2,30	2,52	2,85	3,28	3,67	3,73	4,03	4,07	4,01	4,22	4,21	4,64
	BATATA DOCE .	9	4,32	4,71	4,69	5,52	5,61	5,43	5,65	5,78	6,51	6,53	7,21	7,21	7,76
	CENOURA	5	4,01	4,87	<u>4,69</u>	<u>5,52</u>	<u>5,61</u>	<u>5,43</u>	<u>5,65</u>	6,49	7,65	7,08	5,40	5,63	7,05
	CHUCHU	3	1,53	2,52	3,69	6,64	7,10	2,51	1,62	2,95	4,79	4,28	2,27	2,59	3,13
	COUVE	8	1,03	1,22	1,21	1,23	1,34	1,40	1,57	1,58	1,61	1,61	1,74	1,71	1,78
	JILÓ	3	10,05	8,68	8,43	9,65	11,77	9,15	8,62	8,55	8,53	8,53	8,74	10,06	12,08
	PIMENTÃO	5	12,25	12,15	<u>8,43</u>	<u>9,65</u>	<u>11,77</u>	10,17	7,61	6,91	8,18	8,49	11,95	10,64	9,38
	REPOLHO	2	1,76	1,90	2,40	3,96	4,20	5,50	4,48	4,80	5,12	4,31	3,36	2,63	2,95
	TOMATE	32	6,10	5,01	<u>8,36</u>	<u>11,45</u>	<u>12,60</u>	<u>12,29</u>	5,97	4,25	4,73	5,00	7,64	11,15	9,60
	VAGEM	6	6,30	7,55	<u>5,11</u>	<u>6,02</u>	<u>6,42</u>	8,89	5,90	7,72	<u>4,68</u>	<u>5,07</u>	<u>4,58</u>	6,51	7,41
	AGRIÃO	3	1,32	1,34	1,27	1,33	1,45	1,41	1,57	1,65	1,63	1,70	1,80	1,73	1,88
	ALFACE	9	2,63	3,38	2,52	2,85	3,28	3,62	2,75	2,55	2,62	3,25	3,42	3,28	4,14
	COUVE FLOR ..	8	5,36	6,60	8,17	9,89	8,33	9,19	7,36	6,12	6,76	7,57	7,19	7,15	7,41
	QUIADO	4	8,69	8,65	8,36	11,45	12,60	12,29	10,33	8,13	10,70	12,80	11,74	11,40	10,22

TABELA A10: SÉRIES MENSAIS DE PREÇOS AO CONSUMIDOR NA CIDADE DO RIO DE JANEIRO, A NÍVEL DE SUBITEM,
SOB A ALTERNATIVA DE COMPARAÇÃO GRADUAL COM UM SIMILAR, 1976/77

S	SUBITENS	PESOS ANUAIS	MESES												
			Dezembro	Janeiro	Fevereiro	Março	Abril	Maio	Junho	Julho	Agosto	Setembro	Outubro	Novembro	Dezembro
	BANANA	26	4,71	5,92	6,28	6,36	7,17	7,29	7,41	7,91	8,39	8,09	7,91	7,94	7,99
	LARANJA	25	5,07	5,81	6,83	9,44	8,92	8,12	7,82	8,01	7,61	7,69	7,70	7,85	7,72
	MAÇA	13	15,36	15,00 <u>11,73</u>	<u>13,11</u>	<u>15,80</u>	13,77	13,36	11,28	10,90	11,74	12,52	13,30 <u>15,61</u>	<u>15,79</u>	<u>15,71</u>
	MAMÃO	3	6,00	6,06	8,50	7,07	6,08	5,09	5,33	5,41	5,56	5,89	5,93	6,06	6,04
	ABACATE	14	20,38	17,68	10,83	8,58	6,77	5,96	5,94	7,13	11,14 <u>10,56</u>	<u>10,70</u>	<u>10,67</u>	<u>10,31</u>	<u>10,12</u>
	TANGERINA ...	15	11,00	13,73 <u>9,94</u>	<u>7,49</u>	<u>7,37</u>	<u>7,84</u>	6,31	7,18	6,82	7,83	8,93 <u>8,62</u>	<u>8,71</u>	<u>7,28</u>	<u>6,94</u>
	LIMÃO	4	8,71	5,38	5,03	5,41	4,33	3,59	3,31	3,48	4,27 <u>7,61</u>	<u>7,69</u>	<u>7,70</u>	<u>7,85</u>	6,00

LEBRES E VERDURAS	ABÓBORA	3	2,18	2,30	2,52	2,85	3,28	3,67	3,73	4,03	4,07	4,01	4,22	4,21	4,64
	BATATA DOCE .	9	4,32	4,71	4,69	5,52	5,61	5,43	5,65	5,78	6,51	6,53	7,21	7,21	7,76
	CENOURA	5	4,01	4,87 4,71	4,69	5,52	5,61	5,43	5,65	6,49	7,65	7,08	5,40	5,63	7,05
	CHUCHU	3	1,53	2,52	3,69	6,64	7,10	2,51	1,62	2,95	4,79	4,28	2,27	2,59	3,13
	COUVE	8	1,03	1,22	1,21	1,23	1,34	1,40	1,57	1,58	1,61	1,61	1,74	1,71	1,78
	JILÓ	3	10,05	8,68	8,43	9,65	11,77	9,15	8,62	8,55	8,53	8,53	8,74	10,06	12,08
	PIMENTÃO	5	12,25	12,15 8,68	8,43	9,65	11,77	10,17	7,61	6,91	8,18	8,49	11,95	10,64	9,38
	REPOLHO	2	1,76	1,90	2,40	3,96	4,20	5,50	4,48	4,80	5,12	4,31	3,36	2,63	2,95
	TOMATE	32	6,10	5,01 8,65	8,36	11,45	12,60	12,29	5,97	4,25	4,73	5,00	7,64	11,15	9,60
	VAGEM	6	6,30	7,55 5,81	5,11	6,02	6,42	8,89	5,90	7,72 4,69	4,68	5,07	4,58	6,51	7,41
	AGRIÃO	3	1,32	1,34	1,27	1,33	1,45	1,41	1,57	1,65	1,63	1,70	1,80	1,73	1,88
	ALFACE	9	2,63	3,38 2,30	2,52	2,85	3,28	3,62	2,75	2,55	2,62	3,25	3,42	3,28	4,14
	COUVE FLOR ..	8	5,36	6,60	8,17	9,89	8,33	9,19	7,36	6,12	6,76	7,57	7,19	7,15	7,41
	QUIABO	4	8,69	8,65	8,36	11,45	12,60	12,29	10,33	8,13	10,70	12,80	11,74	11,40	10,22