

CONSTRUÇÃO DE ÍNDICES DE PREÇOS E ANÁLISE DE SAZONALIDADE: UMA APLICAÇÃO AOS PREÇOS DE ALIMENTOS COMERCIALIZADOS PELA CEASA-GO

André Grossi Machado¹
Odilon José de Oliveira Neto²
Reginaldo Santana Figueiredo³

RESUMO

O objetivo central deste artigo é identificar e analisar as principais metodologias para construção de índices de preços e, com isto, aplicá-las no desenvolvimento de índices para produtos alimentícios comercializados no atacado nas Centrais de Abastecimento de Goiás S.A. (CEASA-GO). Para selecionar as melhores fórmulas, foram considerados atributos apontados pela literatura, como praticidade, popularidade, e superioridade. Desta forma, os índices foram construídos utilizando-se as soluções de Laspeyres, Paasche, Fisher, Konüs-Byushgens e Törnqvist. Para aplicação à base de dados reais, foram seguidos os passos fundamentais para a construção de índices recomendados pela literatura. Assim, a disponibilidade em volumes e preços dos produtos comercializados pela CEASA-GO possibilitou a construção de índices de preços de modo satisfatório. Adicionalmente, realizou-se análise de sazonalidade dos índices de preços utilizando o Método da Média Geométrica Móvel Centralizada. Os índices, independentemente da solução adotada, apresentaram padrão de sazonalidade no período analisado. Pode-se afirmar que o nível geral de preços dos alimentos comercializados no atacado na CEASA-GO é maior nos meses de janeiro a maio.

Palavras-chave: índice de preços; sazonalidade; CEASA-GO.

ABSTRACT

The central point of this article is to identify and analyze the main methodologies to construct prices indexes and then use them for the development of food products for gross commercialization In Goiás State CEASA. To chose the best formulas were selected attributes as practicability, popularity, and superiority point out by the literature. In this way indexes were constructed by utilizing Laspeyres, Paasche, Fisher, Konüs-Byushgenes and Törnqvist solutions. For the application of basic genuine data one used the fundamental index construction pointed out by the literature. In this way, the volume and prices available of commercialized products by Goiás State CEASA aimed to construct prices indexes in a satisfactory way. In addition to this, it had been done seasonableness analysis of prices indexes using the Method of Moveable Centralized Geometrical Average. The indexes, independently of solution adopted, showed standard seasonableness in the analyzed period. It can be concluded that prices general level of gross commercialized foods in Goiás State CEASA is greater in the months of January to May.

Key- words: Prices indexes; seasonableness; Goiás State CEASA.

¹ Mestre em Agronegócios pela Universidade Federal de Goiás, agrossim@yahoo.com.br,

² Mestre em Agronegócio pela Universidade Federal de Goiás, professorodilon@yahoo.com.br

³ Doutor em Economia Industrial pela Universidade Federal do Rio de Janeiro, Professor do Programa de Pós-Graduação em Agronegócio da Universidade Federal de Goiás, emaildesantana@gmail.com

1 INTRODUÇÃO

O presente artigo tem como objetivo central identificar e analisar as principais metodologias para construção de índices de preços, e, com isto, aplicá-las no desenvolvimento de índices para produtos alimentícios comercializados no atacado nas Centrais de Abastecimento de Goiás S/A (CEASA-GO).

Os índices de preços são medidas amplamente estudadas e utilizadas no mundo inteiro. São desenvolvidos para os mais variados propósitos e podem traduzir as variações dos preços ao consumidor, ao produtor, assim como dos custos de produção. São, ainda, utilizados como indexadores ou como índices de compensação e correção de pagamentos dos mais variados tipos, e, principalmente, como estimadores de inflação (DIEWERT, 2001).

O volume de trabalhos, discussões e estudos da teoria de índices de preços no decorrer do tempo, além de ilustrar a importância do assunto, permitiu a diversificação de soluções e o constante melhoramento dos métodos de cálculo. Um dos pontos críticos no processo de evolução da teoria dos índices de preços foi o problema da ponderação. Partindo de soluções que não utilizavam a quantidade, a pesquisa avançou e se enriqueceu com o surgimento de trabalhos focados na melhor forma de se resolver esse problema.

Entretanto, mesmo com as contribuições de vários autores ao problema de ponderação, os índices continuam sendo tentativas de aproximação do efeito da variação no nível geral de preços, já que apresentam alguns problemas, como a incapacidade de traduzir, por exemplo, a tendência à substituição de produtos pelos consumidores, as mudanças de qualidade em determinado produto, a introdução de novos bens no mercado e a irregularidade na oferta de determinados produtos.

Neste sentido, admite-se a significativa influência que os produtos agrícolas exercem na construção de índices de preços, uma vez que, comparados a produtos industriais, são caracterizados por maior estacionalidade de oferta e variabilidade de preços. Esta irregularidade na oferta leva à dificuldade de como ponderar o produto no processo de construção do índice, pois existe grande possibilidade de sua ausência no mercado em determinados períodos.

Logo, a escolha de produtos agrícolas como alvo para construção de índices de preços torna-se importante na medida em que estes produtos possuem características de variabilidade de oferta e preços de grande interesse e atratividade de estudos. No caso do presente trabalho, os produtos alvos são os comercializados pela CEASA-GO e, na maioria, são hortaliças e

frutas, cuja variabilidade é ainda mais significativa. De acordo com BRASIL (1992), comparada a outros produtos agrícolas, essa grande variabilidade no comportamento de preços e quantidades ofertadas de produtos hortifrutigranjeiros ao longo do ano ocorre devido à forte influência de fatores climáticos, ciclo de produção, perecibilidade, entre outros. Além disso, contribuem também a elevação dos índices de perdas de alimentos, as variações indesejáveis no nível de renda dos produtores e a maior insegurança para os tomadores de decisão da produção.

Ainda, a importância do estudo se deve a outras características dos produtos alvos, como a sua grande importância na dieta da população, seu grande peso em volumes comercializados no Estado de Goiás e, acima de tudo, de serem produzidos por milhares de pequenos e médios produtores.

No ano de 2006, a CEASA-GO comercializou cerca de 770 mil toneladas de produtos, totalizando com isso aproximadamente R\$ 788 milhões em transações. Desse volume de produtos comercializados, a parcela proveniente de produtores goianos foi de aproximadamente 53% (CEASA-GO, 2008).

Deve-se considerar, também, que o presente trabalho representa iniciativa de desenvolvimento de indexador setorial, cuja importância pode ser constatada em Hoffmann et al. (1987). De acordo com os autores, embora o uso de índices gerais seja mais simples, a construção e utilização de índices de preços setoriais para correção de valores de produção de setores específicos são menos inconvenientes. No mesmo sentido, para a FECOMÉRCIO (2005a), a utilização de índices com estrutura de ponderação não representativa da composição de custos setoriais ou de atividades específicas está associada à ineficiência de seu uso como indexadores.

E por fim, cabe ressaltar que o trabalho representa uma medição da variação do nível geral de preços de produtos agrícolas alimentícios comercializados no atacado na CEASA-GO. Avançar no estudo dessa medição é importante porque a discussão tem efeito significativo para determinadas pessoas, já que o dispêndio com esses bens tende a ser maior por parte da população de baixa renda. Neste sentido, de acordo com BACEN (2008), quanto mais pobre o país, maior a representatividade dos alimentos na cesta de consumo de sua população.

2 METODOLOGIA

2.1 Índice de preços: antecedentes históricos e referencial

Diferentes modelos e alternativas para cálculos de índices de preços podem ser verificados na literatura, notadamente nas contribuições de pesquisadores a partir do século XVIII.

De acordo com Diewert (1993), a primeira pessoa a propor um método de cálculo de índice de preços foi Fleetwood em 1707. Após alguns anos, duas outras iniciativas aparecem registradas na literatura. Diewert (1987) cita as propostas e utilizações de fórmulas feitas por Dutot em 1738, e pelo italiano Carli em 1764.

Contudo, até então, esses índices não consideravam critérios de ponderações, ou o uso de quantidades. Cabe, no entanto, destacar a solução proposta por Lowe em 1823, e os estudos de dois pesquisadores alemães que propuseram duas das mais importantes fórmulas para cálculos de índices de preços usadas até hoje: o índice de Laspeyres, em 1871, e o índice de Paasche, em 1874 (DIEWERT, 1993).

A discussão sobre as melhores formas de ponderações avançou no século XX, como assinalam Diewert (1987, 2003) e Gameiro (2003). Os autores citam a fórmula proposta por Irving Fisher em 1927, conhecida como o “índice ideal de Fisher”, e as contribuições propostas por Walsh em 1921, Marshall e Edgeworth em 1925, Konüs e Byushgens em 1926 e Törnqvist em 1936.

2.2 Construção de índices de preços

Para construção de índices de preços, Vartia (1976) chama atenção para pontos básicos a ser levados em consideração:

a) Especificação do objetivo do índice

Medir a evolução dos preços de cestas de produtos alimentícios comercializados pela CEASA-GO.

b) Determinação das características gerais das mercadorias que compõem o índice

São ao todo 283 produtos alimentícios comercializados pela CEASA-GO, sendo hortaliças folhosas, hortaliças frutos, raízes e tubérculos, frutas, aves, ovos e cereais.

c) Determinação dos atores econômicos de cuja perspectiva as mudanças relativas serão avaliadas

Os agentes econômicos diretamente ligados à evolução do nível geral de preços da cesta de produtos hortifrutigranjeiros são os produtores, atacadistas, varejistas, consumidores e governo.

d) Determinação do período de tempo em que as mudanças relativas serão avaliadas

A análise retroativa do comportamento do nível geral de preços abrange o período de janeiro de 1999 a dezembro de 2006, totalizando 96 meses ou 8 anos.

e) Determinação do método para composição da cesta

Para compor a cesta representativa dos produtos, utilizou-se a participação individual no valor mensal total comercializado.

Para determinação da participação individual em valor, multiplicaram-se os preços e as quantidades mensais de cada produto, e dividiu-se o resultado pelo valor total geral de todos os produtos:

$$W_g^i = \frac{p_g^i q_g^i}{\sum_{g=1}^n p_g^i q_g^i} \quad (1)$$

Onde n é o número de produtos comercializados em cada mês; i representa o mês de análise (janeiro/1999,..., dezembro/2006); g representa o produto analisado; p_g^i e q_g^i são respectivamente preço e quantidade do produto g em cada mês i ; e W_g^i é o peso ou participação de cada produto g no valor total comercializado em cada mês i .

O procedimento seguinte foi dispor os pesos em ordem decrescente para cada mês e somar. Os produtos que com seus pesos acumulados ficaram presentes no intervalo $(0,99 \leq \sum_{g=1}^n W_g^i \leq 1)$ foram eliminados, já que mesmo se fosse observada uma grande elevação de seus preços, eles pouco acrescentariam no resultado do índice. Assim, os n produtos g que com seus pesos W_g^i acumularam menos de 99% do valor total comercializado a cada mês i foram considerados potenciais componentes da cesta.

O resultado obtido foi 96 listas mensais de ponderação (96 meses), ou seja, 96 listas de produtos que, com seus pesos somados, acumularam menos de 99% do valor total comercializado.

Com isso, utilizando planilha eletrônica, realizou-se o processo de determinação de frequência de participação dos produtos nas listas mensais de pesos mais representativos. Foi atribuído o valor 0 (zero) para os meses onde o produto não aparece na lista dos valores individuais que acumulam menos de 99% do valor total comercializado, e o valor 1 (um) para os meses nos quais o produto aparece na lista dos valores individuais que acumulam menos de 99% daquele valor. Somando-se as células da mesma linha correspondente a determinado produto, pode-se chegar ao número de meses em que o produto está presente na lista dos maiores pesos individuais em valor comercializado. Foram selecionados os produtos que aparecem no mínimo em 90% das listas mensais de ponderação (aproximadamente 86 meses).

Associado a esse critério, realizou-se a análise da frequência de presença do produto no período considerado, independente de sua participação nas listas de maiores pesos. Foram utilizadas a planilha eletrônica e a mesma técnica anterior.

Os produtos que combinaram frequência de 100% no período analisado, ou seja, presentes em todos os meses, e os com frequência em 90% das listas mensais de maiores volumes entraram na cesta.

f) Determinação do método de coleta dos preços e quantidades dessas mercadorias

Os dados de preços e quantidades dos produtos comercializados no período de análise já se encontravam disponíveis para cálculo do índice. O método de coleta e sistematização de todos esses dados é resultado de metodologia da própria CEASA-GO.

g) Determinação de apropriada estrutura de ponderação

A ponderação é baseada na representatividade dos valores individuais comercializados. Pela característica retroativa do trabalho, têm-se disponíveis dados para ponderação individual mês a mês.

h) Estabelecimento do método de cálculo do índice especificando a fórmula matemática do índice

As três fórmulas básicas mais destacadas para cálculo de índices de preços são as soluções de Laspeyres, Paasche e Fisher. Representam três maneiras diferentes de abordar o mesmo problema e apresentam vantagens e desvantagens em relação umas às outras. As soluções são apresentadas pelas equações (2), (3) e (4):

$$I_{Laspeyres} = \sum_{g=1}^n W_g^b \left(\frac{p_g^t}{p_g^b} \right) = \frac{\sum_{g=1}^n p_g^t q_g^b}{\sum_{g=1}^n p_g^b q_g^b}, \text{ com } W_g^b = \frac{p_g^b q_g^b}{\sum_{g=1}^n p_g^b q_g^b} \quad (2)$$

$$I_{Paasche} = \frac{\sum_{g=1}^n W_g^t}{\sum_{g=1}^n W_g^t \left(\frac{p_g^b}{p_g^t} \right)} = \frac{1}{\sum_{g=1}^n W_g^t \left(\frac{p_g^b}{p_g^t} \right)} = \frac{\sum_{g=1}^n p_g^t q_g^t}{\sum_{g=1}^n p_g^b q_g^t}, \text{ com } W_g^t = \frac{p_g^t q_g^t}{\sum_{g=1}^n p_g^t q_g^t} \quad (3)$$

$$I_{Fisher} = \sqrt{\left(\frac{\sum_{g=1}^n p_g^t q_g^b}{\sum_{g=1}^n p_g^b q_g^b} \right) \times \left(\frac{\sum_{g=1}^n p_g^t q_g^t}{\sum_{g=1}^n p_g^b q_g^t} \right)} = \sqrt{I_{Laspeyres} \times I_{Paasche}} \quad (4)$$

Onde n é o número de bens e/ou serviços envolvidos no cálculo; t representa a data atual ou data corrente; b representa a data base de comparação; p_g^t e q_g^t são respectivamente preço e quantidade do bem g na data corrente; p_g^b e q_g^b são respectivamente, preço e quantidade do mesmo bem g na data base; e W_g^b e W_g^t são respectivamente as participações do dispêndio com o produto g no total do mercado na data base e na data corrente.

Ainda, cabe ressaltar outras fórmulas que também podem ser consideradas de grande aplicação, como mostram Kirsten (1975), Carmo (1987, 2004), Diewert (1993, 2001), Gameiro (2003) e Hoffmann (2006). Os autores dão ênfase à solução de Divisia⁴. Para essa solução, adotando-se como fator de ponderação a participação do bem ou serviço no dispêndio total da data base, tem-se sistematização idêntica ao índice de Konüs-Byushgens. Já com a adoção da ponderação, como a média aritmética das participações do bem ou serviço no dispêndio total nos dois períodos comparados, tem-se uma sistematização idêntica ao índice de Törnqvist. As fórmulas são representadas pelas equações (5) e (6):

$$I_{Konüs-Byushgens} = \prod_{g=1}^n \left(\frac{p_g^t}{p_g^b} \right)^{W_g^b} \text{ com, } W_g^b = \frac{p_g^b q_g^b}{\sum_{g=1}^n p_g^b q_g^b} \quad (5)$$

⁴ François Divisia foi um economista francês que desenvolveu o conceito de “índices contínuos”. Para uma descrição mais detalhada do desenvolvimento do índice de preços de Divisia, ver Kirsten (1975), Carmo (1987, 2004), Diewert (1993, 2001), e Gameiro (2003).

$$I_{Törnqvist} = \prod_{g=1}^n \left(\frac{p_g^t}{p_g^b} \right)^{\frac{W_g^b + W_g^t}{2}} \text{ com, } W_g^b = \frac{p_g^b q_g^b}{\sum_{g=1}^n p_g^b q_g^b} \text{ e } W_g^t = \frac{p_g^t q_g^t}{\sum_{g=1}^n p_g^t q_g^t} \quad (6)$$

Onde n é o número de bens e/ou serviços envolvidos no cálculo; t representa a data atual ou data corrente; b representa a data base de comparação; p_g^t e q_g^t são respectivamente o preço e a quantidade do bem g na data corrente; p_g^b e q_g^b são respectivamente preço e quantidade do mesmo bem g na data base; e W_g^b e W_g^t são respectivamente as participações do dispêndio com o produto g no total do mercado na data base e na data corrente.

Analizando as três primeiras soluções apresentadas (Laspeyres, Paasche e Fisher), percebe-se que os fatores de ponderação do índice de Paasche são as quantidades da data-atual. Logo, os pesos mudam a cada data caracterizando esse índice como agregativo e com ponderações variáveis. Comparativamente, isso torna o índice de Laspeyres, em termos econômicos, mais viável. De fato, na prática, o índice de Laspeyres tem sido muito mais usado, pois a obtenção dos conjuntos de pesos por meio de pesquisa, em geral dispendiosa, é feita somente na data-base. Enquanto o índice de Paasche possui a vantagem de captar o efeito de saída e entrada de novos itens, ele exige, em contrapartida, uma nova pesquisa para obtenção dos pesos a cada data.

O que existe é um *trade-off* quando se compara o índice de Laspeyres com o índice de Paasche. O aumento de custo devido à substituição de um pelo outro deve ser justificado pelo ganho adicional de informação, o que em muitos casos não compensa.

Ainda, de acordo com a teoria econômica, os dois índices possuem tendências opostas. Supondo-se que as mudanças de preço e quantidade ocorram com curvas de indiferenças fixas, premissa da teoria do consumidor, o índice de preços de Laspeyres supostamente tenderia à alta, enquanto o índice de preços de Paasche tenderia à baixa.

Para superar os supostos inconvenientes das duas fórmulas, a solução de Fisher propõe uma média geométrica dos índices de Laspeyres e Paasche, e seu resultado tenderá a ser um número entre os dois índices. Entretanto, apesar de ser chamado de índice ideal, ele não é perfeito. A necessidade de recalcular os pesos a cada data em decorrência do uso do índice de Paasche constitui uma restrição à sua utilização prática. Em adição, não parece possível determinar o que realmente o índice de Fisher mede, assim como não é possível estabelecer o verdadeiro valor de um índice perfeito a ser tomado como referência.

Contudo, apesar de limitações e imperfeições, pode-se perceber, por meio da evolução dos estudos da teoria de índices de preços e das experiências de aplicação prática, que esses três índices estão entre os mais importantes, já que fornecem aproximações - ou limites, no caso de Laspeyres e Paasche, - dos verdadeiros índices de variação de preços.

Mas dentre as diversas soluções para cálculo, o índice de Laspeyres merece destaque. Conjugando as características de ser um método de fácil compreensão e menos oneroso para cálculo de índices na prática, ele mostra-se como um dos mais utilizados por agências de pesquisa econômica do mundo inteiro.

No Brasil é o método mais utilizado para o desenvolvimento da maioria dos índices de preços mais importantes e mais divulgados. Na Europa, de acordo com Diewert (2002), o índice de Laspeyres é o método utilizado para cálculo do *Harmonized Index of Consumer Prices* – HICP publicado pelo *Statistical Office of the European Communities* – EUROSTAT. Nos Estados Unidos, é utilizado em algumas etapas da construção do *Consumer Price Index* - CPI desenvolvido pelo *Bureau of Labor Statistics* – BLS (IBGE, 2005).

As soluções de Divisia, ou médias geométricas ponderadas de preços relativos, também são bastante utilizadas. Nos Estados Unidos, segundo Dalton et al. (1998), são adotadas no cálculo da maioria dos componentes do CPI – BLS. No Brasil, segundo FECOMERCIO (2005b), o método é utilizado nas primeiras etapas de processamento do índice de preços ao consumidor - IPC de São Paulo, apurado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas - FIPE.

Para construção dos índices deste trabalho foram selecionadas as cinco fórmulas descritas nas equações (2), (3), (4), (5), e (6). Entende-se que a opção pelas cinco fórmulas atende aos atributos popularidade, superioridade apontada pela literatura e praticidade.

i) Determinação da estratégia de definição da base para construção da série do índice

A base utilizada para o cálculo do índice é o primeiro mês de disponibilidade dos dados: janeiro de 1999. Muito embora o mês de janeiro de 1999 seja marcado pela liberação cambial no Brasil, entende-se que isso não afeta a qualidade da pesquisa. Como não se observa altas acentuadas de preços nos primeiros meses de 1999, percebe-se que não há influência significativa no índice proposto.

2.3 Fonte de dados para construção dos índices

Foram utilizados os dados mensais referentes aos volumes comercializados em toneladas e o preço médio (R\$/toneladas) de todos os produtos comercializados na CEASA-GO, no período de janeiro de 1999 a dezembro de 2006, através do banco de dados da instituição.

2.4 Análise de sazonalidade

As flutuações ou variações estacionais de uma série temporal são geralmente ligadas a um padrão comum de comportamento nos mesmos meses em anos sucessivos. Entretanto, além da variação estacional de uma série temporal, podem existir, em determinados anos, movimentos irregulares ou aleatórios relativos a eventos casuais (SPIEGEL, 1993).

No caso do comportamento de preços de produtos agrícolas, as variações estacionais referem-se a períodos de safra e entressafra e os movimentos aleatórios a eventos casuais como, por exemplo, problemas climáticos atípicos, prejudiciais à lavoura, e incidência de pragas e doenças. Entretanto, no caso de um índice de preços que agrega enorme quantidade de preços específicos, a estacionalidade pode ser referente a outros fenômenos, ou, em alguns casos, não existir. Para tanto, realizou-se a análise de estacionalidade ou sazonalidade para as séries de índices de preços calculadas.

Para determinação do padrão de variação estacional dos índices de preços, foi utilizado o Método da Média Geométrica Móvel Centralizada, como descrito por Hoffmann (2006). A análise permite identificar os períodos de maior alta e maior baixa no nível geral de preços de alimentos comercializados na CEASA-GO, e é importante por indicar os períodos de maior inflação dessa cesta de produtos no período de análise.

3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

A primeira etapa da pesquisa consistiu em delimitar a cesta-alvo para cálculo dos índices. De posse dos dados de preços e quantidades de todos os produtos comercializados pela CEASA-GO, buscou-se achar os produtos que atendiam aos critérios desejados de participação individual em valor comercializado e frequência de presença no período de análise. Dos 283 produtos comercializados, 34 atenderam aos critérios para composição da cesta. Os produtos participantes estão na Tabela 1.

Tabela 1 – Produtos participantes da cesta para cálculo dos índices de preços.

COUVE-FLOR	CEBOLA NACIONAL
REPOLHO	CENOURA
ABÓBORA JAPONESA	MANDIOCA
ABÓBORA VERDE COMUM	ABACAXI PEROLA
BERINJELA	BANANA MAÇÃ
CHUCHU	BANANA MARMELO
JILÓ	BANANA NANICA
MILHO VERDE	BANANA PRATA
PEPINO COLONHÃO	LARANJA PERA RIO
PIMENTÃO	LIMÃO TAITI-GO
QUIABO	MAMÃO FORMOSO
TOMATE SANTA CRUZ	MAMÃO HAVAÍ (GO)
TOMATE SALADA	MARACUJÁ AZEDO
BATATA COMUM	MELANCIA
BATATA DOCE	MELÃO TIPO 08
BETERRABA	MORANGO
CARA	OVO BRANCO EXTRA

Fonte: Elaborado pelos autores.

A cesta para cálculo dos índices ficou composta, portanto, de 2 hortaliças folhosas (couve-flor e repolho), 11 hortaliças frutos (abóbora japonesa, abóbora verde comum, berinjela, chuchu, jiló, milho verde, pepino colonhão, pimentão, quiabo, tomate santa cruz e tomate salada), 7 raízes e tubérculos (batata comum, batata doce, beterraba, cará, cebola nacional, cenoura e mandioca), 13 frutas (abacaxi pérola, banana maçã, banana marmelo, banana nanica, banana prata, laranja pêra rio, limão Taiti, mamão formoso, mamão Havaí, maracujá azedo, melancia, melão e morango) e 1 tipo de ovo (ovo branco extra).

Levando em consideração o método adotado para delimitação da cesta, pode-se afirmar que os 249 produtos restantes pouco acrescentariam aos resultados dos índices. Além de apresentarem características indesejáveis de frequência de presença nas listas de produtos comercializados na entidade, seus baixos pesos em valor comercializado individualmente seriam insignificantes, dadas as prováveis variações acentuadas de seus preços.

Delimitada a cesta, os preços e quantidades dos 34 produtos foram utilizados para a construção dos índices. Os índices de preços, a partir de agora tratados com a sigla IPHA-idealizador, calculados pelas cinco diferentes soluções propostas, estão dispostos na Tabela 2.

Como se pode observar na tabela 2, os índices apresentam variações diferentes no decorrer do tempo, dadas as suas diferentes soluções de ponderação. Por exemplo, de janeiro de 1999 a fevereiro de 1999 o índice de Laspeyres aumentou em 2,13%, enquanto que o

índice de Paasche caiu 6,14%, e os outros três índices também sofreram queda, assim como Paasche, mas em proporções diferentes (tabela 2).

Tabela 2 – Índices de preços para hortifrutigranjeiros no atacado IPHA-idealizador calculados pelas cinco soluções – base: jan. 99 = 100. Goiânia, 2008.

IPHA-idealizador											
Período	Lasp.*	Paas.*	Fish.*	K.B.*	Törnq.*	Período	Lasp.*	Paas.*	Fish.*	K.B.*	Törnq.*
jan-99	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	jan-03	151,30	135,97	143,43	144,88	147,80
fev-99	102,13	93,86	97,91	98,03	97,77	fev-03	148,62	150,80	149,71	143,82	153,25
mar-99	104,90	92,05	98,26	99,25	97,86	mar-03	176,92	168,60	172,71	163,86	174,13
abr-99	107,57	105,68	106,62	102,84	106,55	abr-03	162,14	162,72	162,43	153,61	165,10
mai-99	107,83	110,30	109,06	101,62	107,86	mai-03	155,32	144,64	149,89	148,20	154,11
jun-99	107,44	110,81	109,11	101,57	109,11	jun-03	143,17	135,28	139,17	134,70	141,15
jul-99	97,61	95,20	96,40	92,53	98,12	jul-03	143,03	125,65	134,06	125,36	136,68
ago-99	100,33	100,02	100,17	91,43	102,38	ago-03	130,03	113,40	121,43	116,13	128,33
set-99	96,42	94,77	95,59	87,42	97,85	set-03	117,65	108,08	112,76	107,21	116,67
out-99	85,59	92,50	88,98	80,05	92,71	out-03	121,42	110,80	115,99	111,66	118,06
nov-99	88,72	86,49	87,59	84,14	88,39	nov-03	130,52	122,66	126,53	120,92	128,84
dez-99	86,59	85,33	85,96	81,11	86,37	dez-03	130,07	127,51	128,79	120,06	130,56
jan-00	94,30	88,59	91,40	85,50	91,63	jan-04	147,89	140,61	144,20	133,80	143,42
fev-00	106,87	118,16	112,37	97,20	113,71	fev-04	148,48	145,66	147,06	133,65	147,46
mar-00	108,40	114,21	111,27	100,50	112,69	mar-04	173,43	142,58	157,25	155,78	155,95
abr-00	128,01	119,69	123,78	118,90	124,60	abr-04	181,39	154,74	167,54	161,56	166,93
mai-00	121,74	106,90	114,08	111,37	115,34	mai-04	166,77	160,53	163,62	153,06	169,26
jun-00	103,84	89,85	96,59	88,22	95,02	jun-04	167,35	143,18	154,79	152,38	162,13
jul-00	99,82	87,55	93,48	87,31	94,48	jul-04	153,28	136,06	144,41	137,60	148,19
ago-00	93,44	89,46	91,43	81,09	94,08	ago-04	201,09	163,13	181,12	176,62	197,83
set-00	99,98	97,46	98,71	88,77	100,69	set-04	181,90	159,15	170,15	163,83	177,05
out-00	106,05	103,14	104,58	95,71	108,69	out-04	169,92	176,28	173,07	151,90	175,52
nov-00	109,17	101,56	105,29	100,32	107,20	nov-04	147,21	155,27	151,19	135,26	155,14
dez-00	119,75	105,24	112,26	109,07	111,95	dez-04	154,47	160,45	157,43	144,97	160,21
jan-01	118,14	125,98	121,99	110,50	123,60	jan-05	171,45	166,08	168,74	163,51	169,26
fev-01	120,27	121,42	120,84	114,68	122,02	fev-05	171,39	171,54	171,46	160,33	174,54
mar-01	141,83	131,84	136,74	132,70	137,58	mar-05	187,62	178,25	182,88	177,52	182,44
abr-01	132,26	131,27	131,76	125,05	133,56	abr-05	187,20	182,35	184,76	175,37	186,63
mai-01	132,78	137,59	135,16	123,72	136,35	mai-05	171,22	166,84	169,02	158,40	170,29
jun-01	118,18	121,06	119,61	111,66	121,49	jun-05	182,10	150,63	165,62	164,06	167,33
jul-01	119,40	113,57	116,45	111,77	118,65	jul-05	170,74	151,93	161,06	152,68	164,68
ago-01	119,22	105,27	112,03	110,34	113,35	ago-05	149,38	123,51	135,83	131,27	137,83
set-01	100,08	90,67	95,26	93,33	96,00	set-05	143,05	148,83	145,91	127,49	145,91
out-01	100,58	97,53	99,04	91,75	99,80	out-05	143,49	150,52	146,96	129,39	150,92
nov-01	106,01	98,60	102,24	98,92	101,87	nov-05	184,67	169,71	177,03	168,51	179,75
dez-01	106,75	112,85	109,76	99,78	110,44	dez-05	203,29	177,98	190,21	187,93	191,36
jan-02	114,21	124,53	119,26	106,89	120,81	jan-06	187,83	191,54	189,68	179,21	191,30
fev-02	121,53	128,75	125,09	111,91	126,68	fev-06	180,75	187,59	184,14	171,67	187,45
mar-02	134,20	126,75	130,42	125,87	132,58	mar-06	182,06	188,94	185,47	173,32	185,30
abr-02	135,04	119,88	127,23	127,91	129,66	abr-06	184,53	182,13	183,33	171,49	184,16
mai-02	126,27	115,89	120,97	119,09	122,74	mai-06	183,04	166,06	174,34	162,16	174,87
jun-02	114,60	106,23	110,34	106,67	113,06	jun-06	180,51	147,09	162,94	160,59	164,06
jul-02	118,72	98,17	107,96	112,01	111,69	jul-06	207,71	170,00	187,91	188,42	192,67
ago-02	136,08	106,72	120,51	125,21	124,11	ago-06	183,52	159,30	170,98	165,71	177,18
set-02	141,28	117,92	129,07	125,26	128,35	set-06	163,43	147,11	155,06	145,07	159,62
out-02	127,08	123,26	125,15	120,84	127,78	out-06	153,20	158,83	155,99	136,35	166,71
nov-02	152,55	148,90	150,71	144,85	153,20	nov-06	172,19	157,09	164,46	146,32	166,98
dez-02	150,48	138,71	144,48	144,77	147,77	dez-06	179,00	169,08	173,97	163,73	177,53

Fonte: Elaborado pelos autores.

* IPHA-Laspeyres (Lasp.), IPHA-Paasche (Paas.), IPHA-Fisher (Fish.), IPHA-Konüs-Byushgens (K.B.), e IPHA-Törnqvist (Törnq.).

De acordo com a literatura, esses comportamentos verificados são esperados, uma vez que de um mês para outro as variações de preços dos produtos são as mesmas para todas as soluções. Porém, as quantidades comercializadas, que podem sofrer variações bruscas mensalmente, são consideradas de forma diferente.

Verificadas as diferenças entre as cinco soluções, fica, portanto, a questão de qual solução seria a mais adequada para a aplicação aos dados da CEASA-GO. Apesar de toda discussão na literatura, que envolve a superioridade e a melhor tradução da realidade pelas soluções, percebe-se que não existe um consenso. Questões como facilidade de compreensão pelo público e dependência de pesquisas de campo onerosas, por exemplo, são muitas vezes os fatores mais relevantes a se levar em conta na escolha de uma fórmula para a construção de um índice.

As soluções de Laspeyres e Konüs-Byushgens são de fácil compreensão por parte do público e mais fáceis e econômicas para utilização prática. No entanto, são índices que perdem em ganho e atualização de informações. Por outro lado, as soluções de Paasche, Fisher e Törnqvist permitem o ganho de informação, mas exigem a coleta de dados constante.

Logo, entende-se que, havendo a disponibilidade de dados de quantidades atualizados mês a mês, as melhores soluções para um índice de preços de alimentos comercializados no atacado seriam as que atualizam essa variável, como Paasche, Fisher e Törnqvist.

3.1 Análise de sazonalidade

Os índices sazonais e de irregularidades aos IPHAs calculados pelas cinco soluções encontram-se organizados na Tabela 3.

Observa-se que os IPHAs, independente da solução adotada para cálculo, apresentam valores acima da média entre janeiro e maio, sendo que os maiores valores são encontrados em março e abril.

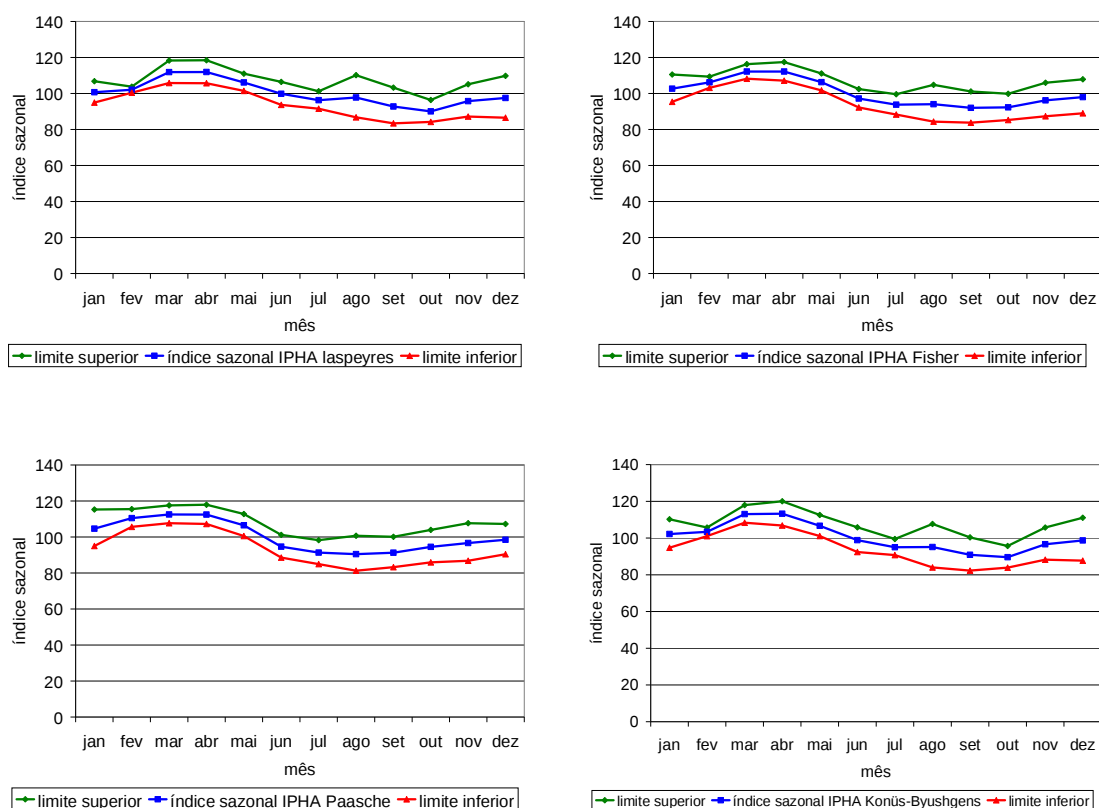
Os níveis gerais de preços, mais altos nos primeiros meses do ano, provavelmente são reflexos do período chuvoso, prejudicial à cultura da maioria das frutas e hortaliças, que, na maioria das vezes, é caracterizado por maiores dificuldades de produção devido aos graves problemas fitossanitários causados pela umidade.

Tabela 3 - Índice sazonal e índice de irregularidade, relativos aos IPHAs calculados pelas cinco soluções, 1999/2006. Goiânia, 2008.

Mês	(IPHA-idealizador)									
	Laspeyres		Paasche		Fisher		Byushgens-Konüs		Törnqvist	
	Índice sazonal	Índice irreg.	Índice sazonal	Índice irreg.	Índice sazonal	Índice irreg.	Índice sazonal	Índice irreg.	Índice sazonal	Índice irreg.
jan	100,71	1,061	104,65	1,102	102,66	1,076	102,19	1,078	102,02	1,080
fev	102,09	1,016	110,46	1,046	106,19	1,030	103,37	1,023	106,09	1,033
mar	111,86	1,057	112,48	1,045	112,17	1,037	113,05	1,044	111,01	1,039
abr	111,89	1,059	112,44	1,049	112,17	1,047	113,24	1,060	111,48	1,047
mai	106,10	1,046	106,47	1,059	106,28	1,045	106,68	1,055	106,21	1,049
jun	99,83	1,066	94,65	1,069	97,21	1,054	98,87	1,070	96,99	1,061
jul	96,25	1,052	91,34	1,075	93,76	1,062	95,00	1,047	94,29	1,062
ago	97,74	1,127	90,48	1,113	94,04	1,114	95,08	1,132	95,95	1,132
set	92,79	1,112	91,29	1,097	92,03	1,099	90,87	1,104	92,13	1,099
out	90,07	1,070	94,51	1,100	92,27	1,082	89,60	1,068	92,97	1,078
nov	95,72	1,098	96,67	1,114	96,19	1,101	96,60	1,095	96,03	1,105
dez	97,48	1,126	98,46	1,089	97,97	1,101	98,69	1,125	97,38	1,103

Fonte: Elaborado pelos autores.

As variações dos índices sazonais, assim como seus respectivos limites superiores e inferiores, podem ser vistas na Figura 1.



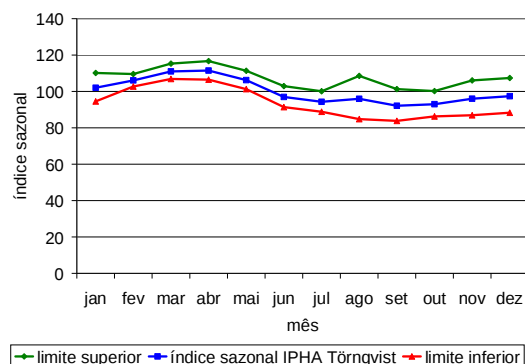


Figura 1 – Variação sazonal dos IPHAs calculados pelas cinco soluções, 1999/2006. Goiânia, 2008.

Fonte: Elaborado pelos autores.

A análise que compara a variância existente entre os meses com a variância aleatória mostra que, ao longo do ano, as variações de cada IPHA são significativas, ou seja, apresentam padrão de variação estacional no período 1999/2006.

Através do valor F encontrado (Tabela 4), pode-se admitir que o IPHA-Laspeyres, o IPHA-Paasche, o IPHA-Fisher, o IPHA-Konüs-Byushgens e o IPHA-Törnqvist apresentaram as variações entre meses significativas, ao nível de 1%, com um *p*-valor de 0,00039%, 0,0000011%, 0,000006%, 0,000012% e 0,0002% respectivamente.

Verificada a existência de padrão de variação sazonal dos IPHAs, constata-se que o nível geral de preços de hortifrutigranjeiros comercializados no atacado em Goiás, no período 1999/2006, tende a ser maior nos primeiros meses do ano.

Tabela 4 – Análise de variância dos índices calculados pelas cinco soluções, no período de julho de 1999 a junho de 2006. Goiânia, 2008.

Laspeyres						
Causas da variação	S.Q.	g.l.	Q.M.	F	valor-P	F crítico
Entre meses	0,351807	11	0,031982	5,343108	3,986828E-06	1,924308
Resíduos	0,430973	72	0,005986			
Total	0,782781	83				
Paasche						
Causas da variação	S.Q.	g.l.	Q.M.	F	valor-P	F crítico
Entre meses	0,543277	11	0,049389	7,745910	1,167603E-08	1,924308
Resíduos	0,459081	72	0,006376			
Total	1,002358	83				
Fisher						
Causas da variação	S.Q.	g.l.	Q.M.	F	valor-P	F crítico
Entre meses	0,408922	11	0,037175	7,032959	6,073797E-08	1,924308
Resíduos	0,380577	72	0,005286			
Total	0,789499	83				
Konüs- Byushgen						
Causas da variação	S.Q.	g.l.	Q.M.	F	valor-P	F crítico
Entre meses	0,449070	11	0,040825	6,728073	1,254997E-07	1,924308
Resíduos	0,436881	72	0,006068			
Total	0,885951	83				
Törnqvist						
Causas da variação	S.Q.	g.l.	Q.M.	F	valor-P	F crítico
Entre meses	0,354994	11	0,032272	5,596702	2,074251E-06	1,924308
Resíduos	0,415173	72	0,005766			
Total	0,770167	83				

Fonte: Elaborado pelos autores.

4 CONCLUSÕES E SUGESTÕES

A disponibilidade de dados em volume e preços de todos os produtos hortifrutigranjeiros comercializados pela CEASA-GO possibilitou a construção, de modo satisfatório, de cinco índices de preços para produtos hortifrutigranjeiros comercializados no atacado.

Partindo do universo de 283 produtos, foi possível delimitar a cesta, que englobou 34 produtos representativos em valor e frequência de comercialização, possibilitando alcançar os resultados verificados.

Entende-se que a continuidade da pesquisa, e a elaboração de índices de preços para alimentos comercializados na CEASA-GO de forma permanente, seria um passo muito importante para o Estado de Goiás, no sentido de fomentar o desenvolvimento de

indicadores regionais e setoriais de apoio ao planejamento e à tomada de decisão por parte dos atores envolvidos no setor.

Considerando a rica discussão que envolve soluções para cálculos de índices de preços na literatura, aliada à importância, disponibilidade de dados e à abertura para estudos proporcionada pela CEASA-GO, fica, portanto, a proposta para o avanço da pesquisa.

Quanto à escolha da solução ideal para cálculo do índice, considerando a possibilidade de uma coleta de dados própria, pode não ser viável a coleta mensal. Neste caso, os índices de Laspeyres e Konüs-Byushgens, que utilizam a ponderação da data base, seriam os mais indicados. Desta forma, torna-se interessante a iniciativa de estudos que procurem verificar se a coleta de dados realizada de forma independente à metodologia da CEASA-GO poderia gerar índices com diferenças significativas.

Entretanto, como a Gerência Técnica da CEASA-GO disponibiliza boletins de cotações e volumes comercializados mensalmente, com disponibilidade de dados, a utilização de um índice que permita atualizar as ponderações e acrescentar informações é a mais indicada. Os índices de Paasche, Fisher e Törnqvist atendem a essa necessidade já que utilizam em suas fórmulas pesos referentes ao período corrente.

Mas, dentre os três, entende-se que o índice de Paasche é o mais indicado para ser usado. Os dois últimos são apontados pela literatura como bons medidores, ou os que mais se aproximam da verdadeira variação dos preços, mas, por utilizarem médias entre índices e/ou entre ponderações em diferentes datas, não são muito utilizados na prática.

Em relação à análise de sazonalidade, observou-se que todas as séries dos índices de preços apresentaram semelhante padrão de variação sazonal. Portanto, pode-se afirmar que os índices de preços para alimentos comercializados na CEASA-GO tendem a ser maior nos meses de janeiro, fevereiro, março, abril e maio.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BACEN. BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Inflação de Alimentos*. Relatório de inflação, 2008. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/htms/relnf/port/2008/06/ri200806b4p.pdf>>. Acesso em: 07 de novembro de 2008.

BRASIL. Ministério da Agricultura e Reforma Agrária/DENACOOOP/CEASA-GO. *Produção programada de hortaliças e frutas*. Projeto Novas Fronteiras do Cooperativismo. Goiânia, 1992.

CARMO, H. C. E do. *Um enfoque integrado para números-índice econômicos: uma aplicação ao cálculo de preços ao consumidor no município de São Paulo no período 1939-1986*. 260 p. São Paulo, 1987. Tese (Doutorado) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1987.

_____. *A Teoria dos Índices de Preços e o Sistema de Metas de Inflação no Brasil*. Programa de Seminários Acadêmicos. Universidade de São Paulo. Instituto de Pesquisas Econômicas. 2004. Disponível em: <<http://www.econ.fea.usp.br/seminarios/artigos2/ipeset04.pdf>>. Acesso em: 30 de março de 2007.

CEASA-GO. Centrais de Abastecimento de Goiás S/A. Acompanhamento Conjuntural da Comercialização 2006. Disponível em: <<http://www.ceasa.goias.gov.br/analise2006/Arquivos/ANÁLISE%20DA%20CONJUNTURA%20DO%20MERCADO%20ATACADISTA%20DA%20CEASA.pdf>>. Acesso em: 24 de fevereiro de 2008.

DALTON, K. V.; GREENLESS, J. S.; STEWART, K. J. Incorporating a geometric mean formula into the CPI. *Monthly Labor Review*, Washington D. C.: Bureau of Labor Statistics. p. 3-7, Oct. 1998. Disponível em: <<http://www.bls.gov/pub/mlr/1998/10/art1full.pdf>>. Acesso em: 20 de abril de 2007.

DIEWERT, W. E. Index numbers. In: EATWELL, J.; MILGATE, M.; NEWMAN, P. (eds.). *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, London, v.2, p. 767-780, 1987.

_____. The early history of price index research. In: DIEWERT, W. E.; NAKAMURA, A. O. (Eds). *Essays in index number theory*. Vol. 1. Amsterdam: Elsevier, 1993.

_____. The consumer price index and index number purpose. *Journal of Economic and Social Measurement*, 27, p. 167-148. 2001. Disponível em: <<http://www.econ.ubc.ca/diewert/purpose.pdf>>. Acesso em: 10 de janeiro de 2007.

_____. Harmonized indexes of consumer prices: their conceptual foundations. *Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*. Schweiz, vol. 138 (4), p. 547-637, Oct. 2002.

_____. Basic index number theory. In: DIEWERT, W. E. *The consumer price index manual: theory and practice*. International Labour Organization, Geneva: ILO, 2003.

FECOMERCIO. FEDERAÇÃO DO COMÉRCIO DO ESTADO DE SÃO PAULO. *Índices de preços no Brasil: um estudo sobre os índices gerais de preços da Fundação Getúlio Vargas – IGP-FGV*. Cadernos Fecomercio de Economia, nº 3. São Paulo:

FECOMÉRCIO, 2005a. Disponível em:
<http://www.fecomercio.com.br/download.php?file=downloads/arquivos/cfeconomia_03.pdf>. Acesso em: 14 de março de 2007.

_____. *Índices de preços no Brasil: um estudo sobre o índice de preço ao consumidor da Fundação Instituto de Pesquisa Econômica – IPC-FIPE*. Cadernos Fecomercio de Economia, nº 5. São Paulo: FECOMÉRCIO, 2005b. Disponível em:
<http://www.fecomercio.com.br/download.php?file=downloads/arquivos/cfeconomia_05.pdf>. Acesso em: 14 de março de 2007.

GAMEIRO, A. H. *Índices de preços para o transporte de cargas: o caso da soja a granel*. 247 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2003.

HOFFMANN, R. *et al. Administração da empresa agrícola*. 5. ed. São Paulo: Pioneira, 1987.

HOFFMANN, R.. *Estatística para economistas*. 4ª ed. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

IBGE.INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor: Método de Cálculo dos Itens Sazonais Alimentícios*. Série Relatórios Metodológicos, vol. 32. Rio de Janeiro: IBGE, 2005. Disponível em:
<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/srmipca.pdf>. Acesso em: 15 de agosto de 2008.

KIRSTEN, J. T. *Metodologia da construção de índices de preços ao consumidor - custo de vida*. 202 p. Série IPE Monografias, v. 6. Instituto de Pesquisa Econômica, Faculdade de Economia e Administração, Universidade de São Paulo, São Paulo, 1975.

SPIEGEL, M. R. *Estatística*. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 1993.

VARTIA, Y. *Relative changes and index numbers*. The Research Institute of the Finnish Economy. Serie A4. Helsinki, 1976.