UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE.
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

INDICE DE PREÇOS AO CONSUMIDOR: TEORIA E ANÁLISE DE MODELOS FACTÍVEIS CONSIDERANDO AS BASES DE DADOS DISPONÍVEIS

HERON CARLOS ESVAEL DO CARMO

Tese apresentada para concurso de Livre Docência junto ao Departamento de Economia da FEA/USP

SÃO PAULO
FEVEREIRO DE 2004

Dedico esta tese à minha esposa Ana Elisa
e às minhas filhas Maria Clara e Maria Isabel

RESUMO

O principal objetivo desta tese é analisar a coerência entre o conceito teórico de Ìndice de Custo de Vida e a elaboração prática de Índices de Preços ao Consumidor, considerando as restrições das bases de dados, em geral disponíveis. Nesse sentido a Teoria do ICV é apresentada reconhecendo explicitamente que este é um indicador social e obtido em séries encadeadas. Variantes factíveis das fórmulas de Laspeyres e Konüs-Byushgens, segundo o critério de ponderação utilizado para cada grupo social e duas alternativas de fórmulas elementares, são estimadas. Esses modelos foram comparados empiricamente com estimativas de índices obtidas para as fórmulas superlativas de Fisher e Theil-Tornqvist. Como estas fórmulas não são diretamente factíveis, pois requerem atualização corrente das ponderações, estas foram estimadas econometricamente. Na análise empírica, foi utilizado o banco de dados do IPC-FIPE, especificamente preços para 519 produtos entre janeiro de 2000 e setembro de 2003 e os dados desagregados da POF98-99.

ABSTRACT

The aim of this work is to analyze the coherency between the theoretical concept of CLI-Cost of Living Index and the practical working up of CPI-Consumer Price Index considering the database restrictions, available in general. In this sense the ICV Theory is presented recognizing explicitly that this is a social indicator, which is obtained joined in a series. Feasible variants of Laspeyres and Konüs-Byushgens formulas, second the criteria of weighing of issues used for each social group and two alternatives of elementary formulas, are estimated. Those models were compared empirically with indexes estimative obtained to the Fisher and Theil-Tornqvist superlatives formulas. As those formulas are not straightly feasible because required a current update of weights, where estimate by econometry. In the empirical analyses was used the FIPE-CPI database, more specifically prices for 519 products from January/2000 to September/2003 and POF98-99 disaggregated data.

ÍNDICE

INTRODUÇÃO 1

2. *PRINCIPAIS CORRENTES TEÓRICAS SOBRE NÚMEROS-ÍNDICE APLICADOS AO CÁLCULO DE IPCs* 7

2.1.Introdução 7

2.2. Teoria Econômica dos Números-Índice e o Índice de Custo de Vida **12**

2.2.1. A Teoria Microeconômica do Índice de Custo de Vida no caso de um Consumidor entre duas entre duas situações de tempo **14**

2.2.2. Séries em Cadeia de ICVs e o Índice Integral de Divisia **26**

2.2.3.Índice Social de Custo de Vida **31**

2.3 Outras Aproximações Teóricas e o Cálculo de IPCs: Enfoque Axiomático e Enfoque Estocástico **36**

2.3.1 Enfoque Axiomático **40**

2.3.2 Enfoque Estocástico **45**

2.4. Integração dos Enfoques Teóricos e Cálculo de IPCs **51**

3.ESPECIFICAÇÃO DE MODELOS DE IPCS FACTÍVEIS CONSIDERANDO AS RESTRIÇÕES DOS DADOS USUALMENTE DISPONÍVEIS 56

3.1. Introdução **56**

3.2.Especificação e Estimação de Modelos e Fórmulas de Cálculo Factíveis Aplicáveis a IPCs .... **.58**

3.2.1. Conceitos básicos **58**

3.2.2. Especificação de Modelos **60**

3.2.3 Descrição das Bases de Dados e dos Procedimentos de Processamento de Dados para Cálculo de Índices **62**

3.2.4 Descrição e Análise dos Resultados **66**

3.3. Análise Comparativa da Aplicação de Diferentes Fórmulas para Ìndices Elementares **74**

3.4. Análise da Dispersão intra e entre Subitens como Fatores de Diferenciação entre Modelos **79**

4.ANÁLISE DA POSSIBILIDADE DE UTILIZAÇÃO DE FÓRMULAS SUPERLATIVAS NO CÁLCULO DE IPCs *83*

4. 1. Introdução **83**

4.2. Proposta de Estimação de Ponderações por meio de um Sistema de Demanda **85**

4.2.1.Especificação do modelo **87**
4.2.2.Estimação do Modelo **89**

4.3..Análise Empírica Comparativa de Fórmulas Superlativas e dos Modelos de Laspeyres e Konüs-Byushgens **97**

4.3.1 Especificação, Estimação e Análise Comparativa de Índices Superlativos e Factíveis **98**

CONCLUSÃO *105*

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS *107*

ANEXO *112*

ÍNDICE DE TABELAS

Tabela 1 - Faixas de Despesa Total Para Formação de Grupos........ 63

Tabela 2 - Estruturas de Ponderação em Nível de Itens........ 65

Tabela 3 - Taxas de Variação Percentual das Variantes de Indices Gerais de Laspeyres Modificado e Konüs Byushgens........ 70

Tabela 4 - Números-Ìndice de Indices Gerais de Variantes de Laspeyres Modificado e Konüs Byushgens........ 71

Tabela 5 - Composição e Ponderações do Item Artigos de Limpeza........ 72

Tabela 6 - Taxas de Variação do Item Artigos de Limpeza por Variantes de Índices Elementares e Agregativos........ 77

Tabela 7 - Números-Ìndice do Item Artigos de Limpeza por Variantes de Índices Elementares e Agregativos........ 78

Tabela 8 - Dispersão Entre e Intra Subitens e Índices Elementares e Agregativos para o Item Artigos de Limpeza........ 82

Tabela 9 - Estimativas do Sistema de Demanda para a Variável Preço da Equação e a Variável Despesa Deflacionada........ 94

Tabela 10- Valores dos Coeficientes Estimados para cada Equação do Sistema........ 96

Tabela 11- Ponderações Observadas e Estimadas........ 98

Tabela 12 -Taxas de Variação para Índices Factíveis e Superlativos........ 101

Tabela 13- Números-Índice para Índices Factíveis e Superlativos........ 102

Tabela 14- Comparação de Séries de Números-Índice tendo Fisher por Base........ 103

ÍNDICE DE GRÁFICOS

Gráfico1 - Relativo entre Números-Índice de Laspeyres-Dutot 72

Gráfico 2 - Relativos de Números-Índices Plutocráticos de Laspeyres.......................... 72

Gráfico 3 - Relativo entre Números-Índice de Lapeyres(Dutot) e Konüs........................ 73

Gráfico 4 - Diferenças entre Taxas de Laspeyres-Jevons e Laspeyres-Dutot................. 73

Gráfico 5 - Números-Índice do Item Artigos de Limpeza para Variantes de Fórmulas Agregativas e Elementares.. 79

Gráfico 6 - Séries de Números- Índices comparadas à Fisher 104

INTRODUÇÃO

A determinação e a medida do valor constituem um problema econômico fundamental que desperta interesse teórico e prático e está relacionado às principais aplicações econômicas, tanto no que concerne à micro quanto à macroeconomia. Em economias monetárias uma representação deste problema é a mensuração do poder aquisitivo da moeda, conceito estreitamente relacionado ao de inflação. Nesse sentido, Boskin et al. (1998) destaca que: "*Accurately measuring prices and their rate of change, inflation, is central to almost every economic issue*". Isto remete a definição do propósito do índice, à determinação da cesta de bens e serviços representativos, dado o propósito do índice, e a especificação de um método de estimação desse agregado que permita medir de modo preciso a variação da inflação.

Esta, no entanto, não é uma tarefa simples. Para que se possa dispor de métodos para medir a variação do nível de preços, que não sejam meramente intuitivos, é fundamental recorrer à Teoria Econômica. Justamente esta preocupação levou a primazia de índices de preços ao consumidor (IPCs) sobre outras alternativas de medida. A metodologia de cálculo de IPCs se baseia no conceito teórico de índice de custo de vida, que por sua vez tem por fundamento a teoria do consumidor. Neste caso, tem-se maior clareza quanto ao propósito e ao agregado de interesse.

Uma referência a esse respeito é a de Keynes (1930), no capítulo IV, livro 2, do "Treatise on Money", que trata do poder de compra da moeda: -" *We mean by purchasing power of money the power of the money to buy goods and services on the purchase of which for purposes of consumption a given community of individual expend their money income. That* *is to say, it is measured by the quantity of such goods and services, weighted according to their importance as object of consumption, which a unit of money will buy; and the appropriate index number is of the type sometimes designated as consumption index*". A opção por restringir o interesse aos bens e serviços de consumo se justifica pelo fato do "bem-estar" da sociedade estar estreitamente ligado ao consumo de bens e serviço pelas pessoas.

Por restrições de ordem prática, a cesta de bens e serviços de consumo componentes de IPCs é ainda mais limitada, como esclarece Boskin et al (1998) quando se referem ao agregado de interesse dos IPCs: *"The CPI program focuses on consumer expenditures on goods and services out of disposable income. Hence, it excludes non-market activity, broader quality of life issues, and the costs and benefits of most government programs. It also excludes saving, which is invested to finance future consumption. Hence, when the forward price of future consumption finance future consumption; for example, when returns available to savers improve because for market forces, deregulation, tax law changes or financial product innovation (such as the widespread availability of low-cost mutual funds), no direct account is taken in CPI".*

O conceito fundamental de ICV, desenvolvido por Konüs (1924), se baseia na comparação entre as despesas monetárias incorridas por um consumidor em dois períodos de tempo entre os quais ocorreram alterações nos preços dos bens consumidos, sob condição que essas despesas monetárias sejam equivalentes em termos de preferência. A condição de equivalência é dada por um nível de utilidade, considerada uma função utilidade. No entanto, uma limitação desse conceito é a de que só em casos especiais, que seriam compatíveis com hipóteses muito restritivas sobre as preferências dos consumidores, é possível definir-se uma fórmula exata para cálculo.

Ademais, para se chegar a uma fundamentação para o problema prático de calcular séries temporais de índices para grupos de consumidores, é necessário adotar hipóteses mais restritivas. Em vista dessas dificuldades foram retomados nas últimas décadas outros enfoques teóricos, cuja concepção inicial precedeu a da teoria econômica, que formam duas correntes principais denominadas modernamente de corrente axiomática e estocástica. A primeira consiste na formulação de um conjunto de axiomas que tem por corolário os teste de Fisher (1922). A segunda corrente, que tem por patronos economistas como Jevons e Edgeworth, considera o índice de preços como sendo uma medida escalar de tendência central da distribuição de relativos de preços correspondente. Mas nenhum enfoque é capaz de solucionar o "problema dos números-índice".

Na elaboração prática de Índices de Preços ao Consumidor (IPCs), que são aproximações factíveis de ICVs, entram elementos dos três enfoques citados. Assim, um IPC tem características tanto de um algoritmo para obter uma medida escalar quanto de um estimador, ou seja, é um "measure-estimator" na acepção de Allen (1975)[1]. Apesar de nenhum enfoque permitir definir uma solução geral para o problema, na prática é necessário recorrer em maior ou menor grau, em cada etapa do processo de elaboração de um IPC, a conceitos de cada um dos três enfoques.

As alternativas consideradas melhores, sob os três enfoques, esbarram nas limitações impostas pelas bases de dados disponíveis, compostas de levantamentos correntes de preços de uma cesta de bens e serviços e estruturas de ponderações obtidas em Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) realizadas esporadicamente, ou seja, não se dispõe de informações correntes de preços e quantidades ou estruturas de ponderações. Isto, além de dificuldades operacionais associadas ao elevado volume de dados a serem processados em um curto período de tempo e ao requisito de transparência de todo o processo, dado que o IPC é em geral o principal indicador de inflação, têm levado as instituições de pesquisa ao redor do mundo a utilizar o modelo conhecido como índice de Laspeyres. O IPC-SP, calculado pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas, que adota a fórmula de Konüs-Byushgens, também conhecida como índice geométrico e índice de elasticidades-unitárias,

---

[1] Segundo Allen (1975) um número-índice seria ao mesmo tempo uma medida e um estimador, ou seja, um measure-estimator.

é uma exceção. Evidentemente essas duas concepções são factíveis no sentido de poderem ser implementadas como alternativa uma a outra.

A primeira vista as alternativas factíveis seriam duas, no entanto quando analisamos em detalhe a metodologia de um IPC, há variantes desses modelos, que se aplicadas poderiam levar a diferenças nos resultados obtidos. Quanto à estrutura de ponderações há alternativa de determiná-la segundo um critério plutocrático, em que a cada consumidor seria atribuído um peso proporcional à participação de seus gastos no conjunto de consumidores, ou um critério democrático, em que todos os consumidores teriam implicitamente o mesmo peso. Mais significativo que isto para explicar diferenças nos resultados é a adoção de fórmulas diferentes para o cálculo de índices elementares, ou seja, o relativo de preços de cada especificação elementar de produto ou serviço.

A análise dessas questões não se restringe ao interesse acadêmico. Metodologias baseadas no modelo de Laspeyres são adotadas por praticamente todas as instituições oficiais de pesquisa ao redor do mundo, apesar das evidências de levar a resultados superestimados de forma persistente em séries de tempo de IPCs. Como esse indicador de inflação é utilizado como a principal referência na maioria dos países para a atualização monetária de contratos, acarreta entre outros problemas, uma pressão adicional sobre as finanças públicas. O reconhecimento deste fato, como ilustra o relatório do estudo realizado por uma equipe de especialistas sobre o índice de preços ao consumidor elaborado pelo Bureau of Labor Statistics (CPI-BLS), Boskin et al (1998), têm levado os institutos a avaliar alternativas mais adequadas, no sentido de se aproximarem mais do conceito de índice de custo de vida.

Do ponto de vista prático, o cálculo de séries de IPCs vem se constituindo em uma tarefa cada vez mais difícil em vista da complexidade crescente de uma economia de mercado moderna, em que novos produtos e serviços são continuamente oferecidos, velhos produtos assumem novas funções, aumenta a diferenciação de preços a depender das condições de comercialização, etc. Esta maior complexidade se torna mais evidente nos níveis iniciais de cálculo em que são utilizados índices elementares para estimar o relativo de preços de cada especificação de mercadoria componente de cada subitem. O problema nesse nível elementar de cálculo é que não se dispõe de informações detalhadas sobre preços e quantidades ou pesos de cada amostra coletada. Assim, nesse estágio do processo de geração de índices recorre-se mais aos enfoques axiomático e estocástico.

Em síntese, a vertente baseada na Teoria Econômica do Consumidor tem maior aplicação no estabelecimento do propósito do IPC e na fundamentação dos procedimentos utilizados nas últimas etapas do processo de agregação, enquanto os enfoques axiomático e estocástico são a referência principal para a determinação de índices elementares. Felizmente há muitas similaridades entre essas correntes teóricas, de modo que em geral há concordância entre as alternativas de cálculo recomendadas por elas.

Isto posto, a proposta desta tese é analisar metodologias de cálculo de IPCs que utilizem hipóteses menos restritivas e que sejam factíveis, à medida que requeiram a mesma base dados de índices de Laspeyres, como é o caso da proposta de Konüs-Byushgens. Nesse sentido, discute-se, inicialmente, a questão do ponto de vista teórico, do geral para o específico, para delimitar a análise empírica do problema. Variantes dos modelos de Laspeyres e do índice Geométrico (Konüs-Byushgens) são avaliadas tendo por paradigma, fórmulas superlativas, segundo conceito desenvolvido por Diewert (1976). Além dos procedimentos de agregação são consideradas alternativas de critérios de determinação de estruturas de ponderação, cálculo de índices elementares e a viabilidade de utilizar a estimação econométrica de ponderações para viabilizar o cálculo de IPCs por fórmulas superlativas.

A avaliação empírica das alternativas metodológicas foi realizada com base no banco de dados do IPC-FIPE, em que foram obtidos os microdados da última Pesquisa de Orçamentos Familiares - POF 98-99, realizada pela FIPE para São Paulo, e o banco de preços referente ao período janeiro de 2000 e outubro de 2003. Os dados das 2351 unidades de consumo da foram agregadas em grupos segundo 13 classes de renda e 12 meses de pesquisa. Após uma crítica minuciosa, essa base de dados foi utilizada para a estimação de ponderações com base um sistema de demanda, para 16 itens de despesas de consumo. Os pesos estimados foram então aplicados a séries de índices de preços desses itens, para o cálculo de índices por fórmulas superlativas.

O texto está organizado em três capítulos, além desta introdução e da conclusão. No segundo são discutidos os conceitos de ICV e IPC pelo enfoque da teoria econômica. Em complemento são discutidas as aproximações axiomática e estocástica e as similaridades entre as três vertentes no caso de IPCs. No terceiro capítulo são especificados e estimados índices para oito variantes de modelo, alem de medidas de variabilidade. Devido à restrição de dados, escolheu-se o item Artigos de Limpeza para uma análise empírica mais detalhada da relação entre variabilidade de preços relativos e diferenças entre fórmulas. No quarto capítulo foram estimadas estruturas de ponderações, com base em dados da POF98-99, visando dois propósitos: analisar a viabilidade de estimar IPCs por fórmulas superlativas, com o que também estes poderiam ser considerados índices factíveis, e comparar seus resultados com os obtidos pelos modelos de Laspeyres e Konüs-Byushgens.

CAPÍTULO 2

PRINCIPAIS CORRENTES TEÓRICAS SOBRE NÚMEROS-ÍNDICE APLICADOS AO CÁLCULO DE IPCs

2.1.Introdução

Não existe na literatura sobre o assunto uma definição precisa de números-índice. Em geral o que se apresenta é uma idéia do "problema dos números-índice", como bem ilustram as definições de Fisher (1922), Bowley (1926), Keynes (1930), Frisch (1936) e Diewert (1987 e 1993) transcritas, a seguir([2]):

"If we look al prices as starting at any time from the same point, they seem do scatter or disperse like the fragments of a bursting Shell. But, just as there is a definite center of gravity of the shell fragments, as they move, so is there a definite average movement of the scattering prices. This average is the "index number". Fisher (1922), pag 3

"Index-numbers are used to measure the change in some quantity which we cannot observe directly, which we know to have definite influence on many other quantities which we can observe, tending to increase all, or diminish all, while this influence is concealed by

[2] Algumas destas definições e outras podem ser encontradas em Allen (1975)

the action of many causes affecting the separate quantities in various ways". Bowley (1926, pag 196).

"The price of a composite commodity which is representative of some type of expenditure, we shall call a price level; and the series of numbers indicative of changes in a given price level we shall call index numbers". Keynes (1930), pag 47.

"The index-number problem arises whenever we want a quantitative expression for a complex that is made up of individual measurements for which no common physical unit exists. The desire to unite such measurements and the fact that this cannot be done by using physical or technical principles of comparison only, constitute the essence of the index-number problem and all the difficulties center here". Frisch (1936) pag 1

"The index number problem may be phrased as follows. Suppose we have price data $p^i \equiv (p_1^i, \ldots\ldots, p_N^i)$ *and quantity data* $x^i \equiv (x_1^i, \ldots\ldots, x_N^i)$ *on N commodities that pertain to economic unit* i *or that pertain to the same economic unit at time period* i *for* $i = 1,2,\ldots,I$. *The index number problem is to find I numbers* P^i *and I numbers* X^i *such that*

$$P^i X^i = p^i x^i \equiv \sum_{n=1}^{N} p_n^i x_n^i \text{ for } i = 1,2,\ldots,I.$$

P^i *is the price index for period* i *(or unit* i *) and* X^i *is the corresponding quantity index".* Diewert (1993), pag 71.

As definições acima, como nota Allen (1975), evidenciam que a teoria de números-índice tem sido utilizada principalmente na análise teórica e em estudos empíricos em economia, apesar de também ser aplicável a outras áreas como demografia. A história da aplicação deste método de construção de variáveis à economia está estreitamente ligada à noção de índice de preços ao consumidor, como uma "proxy" de variações no poder de compra da moeda. Isto pode ser inferido da leitura de alguns "surveys" como os de Kendall (1969), Ruist et al. (1968); Samuelson e Swamy (1974) e de textos clássicos, como o de Fisher (1922) sobre números-índice e o de como o de Keynes (1930), sobre teoria monetária.

Kendall (1969) inicia seu histórico relatando como foi solucionado um problema prático, defrontado por um certo Bispo de Flewtwood, que consistia na necessidade de atualizar para as condições do início do século XVIII, um valor de 5 libras, quantia que era considerada necessária para a manutenção de um universitário em meados do século XV[3]. Para responder a esta questão, Fleetwood procedeu a um levantamento de preços nos 600 anos anteriores e, em particular, considerou quanto dinheiro seria necessário para adquirir o equivalente a 5 libras, aos preços vigentes no reinado de Henrique VI, de quatro mercadorias: trigo, cerveja, carne e roupas, que ele considerava "The necessities of academic life" (4), chegando à conclusão que 5 libras equivaleriam a cerca de 30 libras no início do século XVIII, devido à queda do poder aquisitivo da libra. O bispo de Fleetwood expressou sua conclusão usando um argumento em que está explicita a noção de equivalência, no sentido de indiferença, que só seria incorporado a teoria microeconômica do consumidor cerca de dois séculos depois; literalmente, concluiu que 30 libras *"may be enjoyed, with the same innocence and honesty, together with a fellowship, according to the founder's Will. · · · "*.

O registro histórico seguinte é o cálculo de Dutot (1738), comparando o orçamento de Louis XV referente ao ano de 1735, ao de Louis XII, em 1515. Nessa operação Dutot utilizou um índice agregativo simples: média de preços de preços do período de referência (1735) sobre a média dos preços do período base de cálculo (1515). Fórmula esta ainda muito utilizada para obter índices elementares de componentes de IPCs. Outra expressão

---

[3] Também Keynes (1930) pag 49 faz menção a esta passagem do livro "Chronicon Preciosum" do Bispo de Fleetwood (Ed. 1745)."*Where the conception of purchasing power and the measures of changing purchasing power of money are first treated after the modern manner*"

(3) Kendall, M.G., op. cit. pag. 1.

para cálculo de índices elementares - média de relativos de preços - foi introduzida por Gian Rinaldo Carli, em um tratado escrito em 1764, com o objetivo de estimar o declínio do valor da moeda desde a descoberta da América. Nesse sentido, Carli fez um levantamento de preços de grãos, vinho e azeite entre 1500 e 1750, calculando um relativo de preços para cada mercadoria e a média desses relativos. Esses esforços revelam a preocupação com a perda do poder aquisitivo em uma mesma época, o que não pode ser considerado coincidência, pois, é fato histórico a inflação que se seguiu à descoberta da América.

.No entanto, os estudos relatados não indicam desenvolvimento metodológico, constituindo-se em trabalhos isolados e sem continuidade. Ainda segundo Kendall (1969), a primeira contribuição que teve preocupação com o desenvolvimento de uma metodologia para cálculo sistemático de índices foi o estudo de Sir George Evelyn, publicado em 1798, que organizou uma lista de preços de diferentes artigos coletados em diferentes fontes desde os anos 1000, tomou como base 100 o ano de 1550 e calculou índices pela fórmula de Carli para intervalos de cinqüenta anos, utilizando interpolações quando fosse requerido. Outra contribuição que merece ser destacada é a de Joseph Lowe, que introduziu os conceitos de ponderação e de índice baseado em uma cesta fixa de produtos. Assim, pode ser considerado o predecessor, tanto de Laspeyres como de Paasche, cujas fórmulas se assemelham à proposta por Lowe e são referências fundamentais, quer em termos teóricos quer em termos empíricos.

Não deve passar despercebida, nesses estudos pioneiros, a ênfase na elaboração de números-índice de preços, não como um objetivo em si, mas como um método de estimar-se variações em grandezas reais, ou seja, números-índice de quantidades. Isto evidencia o caráter dual da aplicação de números-índice econômicos, correspondendo a um indicador de variação de preços um número-índice de quantidades, tal que com o produto dos dois se chegue a um índice de valor.

Com o desenvolvimento da teoria econômica do consumidor desde a segunda metade do século XIX, aliado a crescente utilização de matemática e métodos estatísticos aplicados a problemas econômicos, vários enfoques teóricos foram desenvolvidos para resolver "problema dos números-índice". Esses enfoques segundo Diewert (1993 e 2003) e Samuelson e Swamy (1974) podem ser assimilados por três aproximações teóricas ao problema: a aproximação econômica; a aproximação axiomática e a aproximação estocástica. A primeira busca definir a fórmula ideal - "o verdadeiro índice" - a partir de categorias relativas à teoria econômica, como a teoria do consumidor, por exemplo. A segunda, parte de um conjunto de critérios lógicos, que podem ser apresentados matematicamente, para chegar a uma fórmula ideal. Tem como referência principal os testes de Fisher (1922). O enfoque estocástico, no caso de índices de preços, toma por base a distribuição de probabilidades de relativos de preços para determinar a fórmula ideal. Esta corresponderia ao estimador de máxima verossimilhança de uma medida de tendência da distribuição.

Uma constatação instigante, acerca desses enfoques, é que há muitas coincidências entre as soluções propostas por cada um deles. Além disso, a elaboração prática de números-índice, utiliza procedimentos relacionados a essas três aproximações de forma integrada como mostra Carmo (1988). Sob esse enfoque um índice de preços seria interpretado como uma "medida com teoria", por analogia ao método econométrico. No entanto, enquanto entre os objetivos da econometria estão a estimação de relações entre variáveis e a realização de inferências, o cálculo de "números-índice" visa, principalmente, a construção de variáveis.

Mesmo no caso de IPCs, em que se pode estabelecer uma correspondência com o conceito de Índice de Custo de Vida, são notadas como, apontam Allen (1974) e Samuelson e Swamy (1974), ambigüidades e circularidades nos principais conceitos e definições utilizados. O cerne dessas dificuldades reside no fato de um índice estar em correspondência, quando se trata de um complexo de itens heterogêneos, com variações de magnitudes não observáveis diretamente, o nível de utilidade, por exemplo. A isso se adicionam limitações operacionais, uma vez que índices de preços para grandes agregados requerem estruturas complexas de coleta e processamento de dados, nas quais a adoção de práticas simplificadoras, nem sempre as mais recomendáveis do ponto de vista teórico, são adotadas.

De fato, o principal problema da aplicação do enfoque integrado para elaboração de números-índice para grandes agregados, como é o caso dos IPCs - Índices de Preços ao Consumidor calculados, tem sido a não disponibilidade de dados adequados. Isto limita as possibilidades de aplicação de modelos alternativos. Na prática, a maioria das instituições de pesquisa utiliza variantes da fórmula de Laspeyres; o IPC-FIPE é uma exceção. Essas especificações só são compatíveis com hipóteses muito restritas acerca do comportamento dos agentes econômicos. No entanto, as possibilidades abertas pelo avanço da informática, vêm estimulando agências de pesquisa como o Bureau of Labor Statistics do U.S Department of Labor a analisar e em alguns casos introduzir alternativas metodológicas menos restritivas, algumas dessas questões são discutidas por Lebow e Rudd (2003) e Moulton, Greenlees e Abraham (1998), entre outros.

Nas seções seguintes serão abordados os três enfoques teóricos com a finalidade de apontar suas vantagens e limitações do ponto de vista conceitual e de aplicação prática. Uma vez que o foco desta tese é a elaboração de IPCs, procuraremos restringir a discussão dos vários enfoques ao conceito ICV, considerando o IPC como sua proxy, na prática. Nesse sentido, iniciaremos com a teoria econômica dos números-índice a que se seguirão as análises da teoria axiomática e do enfoque estocástico. Ao final, procuraremos mostrar as principais similaridades e divergências entre as principais aproximações teóricas evidenciando que, em elaborações práticas, elementos dos três enfoques são utilizados.

2.2. Teoria Econômica dos Números-Índice e o Índice de Custo de Vida

A "Teoria Econômica dos Números-Ìndice" é uma elaboração do século passado, e seu desenvolvimento acompanhou o desenvolvimento da teoria microeconômica do consumidor. Os primeiros textos de referência nesta corrente teórica buscavam definir com base nessa teoria um índice de custo de vida. Mais recentemente, desenvolvimento similar tem sido verificado no que concerne à teoria da produção. O ponto central desse enfoque é que assume a existência de interdependência entre preços e quantidades. Assim, tem-se constituído em elemento importante nas teorias de dualidade, do bem-estar e em outras aplicações em que o "problema da agregação" se faz presente.

Essa corrente foi formada pela assimilação de outras ao longo do tempo, como reporta Roy (1949). Entre essas merecem destaque a corrente denominada por Frisch (1936) de índice funcional e o índice monetário de Divisia (1926). Enquanto o índice funcional é adequado à formalização de números-índice bissituacionais, o índice de Divisia permite justificar teoricamente a utilização do princípio do encadeamento para a construção de séries, desenvolvido por Marshall[4].

Naturalmente, quando da aplicação da teoria, surgem inúmeras questões empíricas que levam a busca de referências teóricas para sua solução. Isso tem sido particularmente importante no caso de IPCs, como proxies de Índices de Custo de Vida. Como mostram Pollack (1989), Diewert (2003) e Fisher e Shell (1972), entre outros, é necessário impor restrições importantes à teoria do consumidor para que esta possa servir de tratamento a importantes problemas empíricos. Entre as questões que requerem justificativas teóricas, podemos citar: Como na prática deve ser representado o conceito de consumidor individual? Qual o melhor tratamento para os bens duráveis de consumo? Que alternativas teóricas são viáveis para o tratamento dos problemas de mudança de qualidade e surgimento de novos bens de consumo? E, mais importante, como a teoria microeconômica do consumidor pode ser utilizada para a elaboração de índices em cadeia para agregados de consumidores?

A resposta a essas questões requer que a teoria microeconômica do consumidor seja estendida, o que implica, em geral, no enfraquecimento de algumas hipóteses e na perda de

---

[4] A referência a Marshall, também feita por Keynes (1930, pág 103), foi obtida em Diewert e Nakamura (1993-capt 5) que fazem menção na bibliografia à obra "Remedies for Fluctuations of General Prices", *Contemporary Review* 51, 335-375 e *Memorials of Alfred Marshall*, A.C. Pigou(ed), London: Macmillan, 1925

robustez de alguns resultados. Ademais, entre essas questões, a última que pode ser desdobrada em duas -o problemas de elaboração de séries de números-índice e de índices para grupos de consumidores-, será objeto de tratamento mais detalhado.

Feitas essas considerações, trataremos, inicialmente, do conceito fundamental de índice de custo de vida para o caso bissituacional. Após essa apresentação mais geral dos fundamentos teóricos do ICV, será abordado o problema de elaboração de séries em cadeia de índices de preços e em especial, com base na literatura sobre o assunto, as restrições que cabe impor a teoria do consumidor para fundamentar a elaboração destas séries tomando por referência a solução de Divisia (1926). Finalmente, serão discutidas algumas alternativas para estender o conceito de ICV para grupos de consumidores, ou seja, passar da representatividade individual -consumidor representativo (família ou domicílio)-, para a social, agregado de consumidores com padrões de vida diferenciados.

2.2.1. A Teoria Microeconômica do Índice de Custo de Vida no caso de um Consumidor entre duas entre duas situações de tempo

Neste enfoque, cuja referência fundamental é o artigo do economista russo Alexander Alexandrovich Konüs (1924), consideram-se preços e quantidades ligados em um sistema de relações definidas a partir da teoria do consumidor. O conceito de ICV de Konüs está disponível em praticamente todo o texto que trata de teoria microeconômica e, conseqüentemente, tem sido objeto de análise de inúmeros economistas, inclusive alguns que se dedicaram mais especificamente ao estudo da teoria dos números índices como Pollak (1989), Deaton e Muellbauer (1994), e Diewert (1993 e 2003), que serão as principais referências na apresentação do conceito fundamental de ICV.

O ponto de partida é um problema de minimização de custo que é o dual do problema de otimização clássico em que um consumidor (domicilio) individual visa maximizar uma função utilidade $f(q^t)$, considerados dois períodos - período base (anterior), em que t= 0, e referência(atual), em que t=1. Assim, dado um vetor de preços p^t, o vetor correspondente de quantidades q^t é a solução de um problema de minimização de custo, que é a outra face do problema de maximização a seguir:

(0.1) Maximize $f(q^t)$

$$\text{Sujeita a } p^{t\,\prime} q^t \equiv \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t \leq y^t \text{ e}$$

$$q^t \equiv \left(q_1^t, \ldots\ldots, q_n^t\right)' \geq 0_n \ , \ p^t \equiv \left(p_1^t, \ldots.., p_n^t\right)' \gg 0_n \text{ e } y^t > 0$$

Observa-se que a função utilidade tem por argumento quantidades não negativas[5] de bens e serviços e é otimizada considerando uma restrição orçamentária, determinada com base na despesa com cada produto, ou seja, a partir de seus respectivos preços e quantidades. Assume-se, neste caso, que o consumidor tem preferências bem definidas e estáveis sobre diferentes combinações de bens e serviços. Além disso, $f(q^t)$ é por hipótese uma função contínua, não decrescente e côncava, que são condições associadas a possibilidade de encontrar solução para o problema de otimização.

Com relação aos elementos da expressão acima, algumas ressalvas são importantes. Em muitas aplicações, como é caso de IPCs –"proxies" de ICVs-, como o número de especificações de produtos e serviços de consumo é muito grande, o que se considera de fato no problema de otimização são subitens, constituídos por agregados de especificações elementares, e não cada especificação de produto ou serviço individualmente. Também é importante ressalvar que, em aplicações da teoria do consumidor a números-índice, a unidade de consumo é a família ou, de forma mais geral, o conjunto de pessoas que habitam o mesmo domicilio, o que pode introduzir alguns problemas, uma vez que cada domicílio

---

[5] Na expressão acima o símbolo $\geq$ indica não negatividade das quantidades e o símbolo $\gg$ indica que os preços de todos os bens são positivos

pode ter uma composição diferente, que condiciona suas preferências[6]. Outra questão diz respeito a que está implícito no problema de otimização que as preferências do consumidor não variam entre os dois períodos de tempo, o que também é discutível como apresentam Fisher e Shell (1972), uma vez que é razoável que o próprio consumidor mude suas preferência com o passar do tempo, inclusive em resposta a alterações no ambiente que cerca.

Como destaca Diewert (1993), o problema clássico de otimização de um consumidor pode ser decomposto em dois estágios: no primeiro o consumidor visa minimizar o custo de atingir um determinado nível de utilidade e no segundo estágio, escolhe o nível máximo de utilidade que é consistente com o valor do orçamento. A solução do primeiro estágio permite definir uma função custo que depende do nível de utilidade e do preço. Esta função, representada a seguir, é fundamental para o conceito de ICV.

(0.2) $$C\left(u^t, p^t\right) \equiv \min_q \{\sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i : f(q) = u^t \equiv f(q^t)\} = \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t ; t = 0,1$$

Tomando como referência a função custo (0.2) é possível definir um índice de custo de vida para cada nível de utilidade $u \equiv f(q)$,segundo a proposta de Konüs (1924) em que q é um vetor de quantidades que serve de referência. Os vetores e níveis de utilidade correspondentes às situações base (0) ou atual (1) são escolhas naturais e, como veremos, levam à definição de duas fórmulas clássicas, mas, na verdade, é possível considerar outras escolhas para q, e para o correspondente nível de utilidade. Isto é importante porque, em geral, IPCs utilizam vetores de quantidades ou ponderações a eles associadas, determinados em Pesquisas de Orçamentos Familiares, que precedem tanto o período base como o período atual de cálculo.

---

[6] Para não cansar o leitor, sempre que nos referirmos a "consumidor individual", estaremos considerando a ressalva que a expressão pode estar representando uma família ou uma unidade de consumo constituída por pessoas que habitam um mesmo domicilio.

$$(0.3) \qquad P_K(p^0, p^1, q) \equiv \frac{C(f(q), p^1)}{C(f(q), p^0)}$$

Quanto o período base (0) é tomado como referência é possível estabelecer uma correspondência entre o respectivo índice de Konüs e o índice de Laspeyres, uma vez que o denominador dos dois índices é o valor do orçamento formado a partir dos vetores de preços e quantidades do período base. Como, à medida que os preços se alteram o consumidor, dadas as condições do problema de otimização, muda a cesta de consumo para uma cesta equivalente em termos de utilidade, mas que custe no máximo o mesmo que a cesta original, o índice de Konüs será menor ou igual ao índice de Laspeyres correspondente, como veremos nas expressões a seguir:

$$(0.4) \qquad P_K(p^0, p^1, q^0) \equiv \frac{C(f(q^0), p^1)}{C(f(q^0), p^0)} = \frac{C(f(q^0), p^1)}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} = \frac{\min_q \{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i : f(q) = f(q^0)\}}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0}$$

O numerador do último termo da expressão, acima, corresponde à representação da função custo mínimo, quando o nível de utilidade, tomado por referência, é aquele associado ao vetor de quantidades q^0 do período base, mas os preços considerados são os preços do período 1(atual). Em vista da alteração nos preços, o consumidor seria induzido, no caso geral, a alterar sua cesta de consumo que, assim, se revelaria preferida, ou no limite, equivalente, à cesta $q^{0.}$ Em termos de custo, o resultado é que o custo ótimo a preços do período 1 é igual ou menor ao custo do orçamento em que preços do período 1 são associados a quantidades do período 0, como mostra a expressão, a seguir, (0.5) $$\min_q \{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i : f(q) = f(q^0)\} \leq \sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^0$$

Assim, conseqüentemente, chega-se a um resultado fundamental na teoria econômica dos números índices que estabelece que o índice de Konüs ,definido para o nível de utilidade do período base, tem por limite superior o índice de Laspeyres correspondente, ou seja:

(0.6) $$P_K(p^0, p^1, q^0) \leq \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} = P_L(p^0, p^1, q^0, q^1),$$

O termo central é o índice de Laspeyres, proposto pelo economista alemão Etienne Laspeyres, em dois artigos escritos, respectivamente em 1864 e em 1871, merecendo destaque, segundo relata, Diewert (1993, pág 69), o último deles[7]. Este índice corresponde à razão entre dois orçamentos: o orçamento formado combinando preços de cada bem e serviço no período 1 as quantidades observadas no período 0 e o orçamento para preços e quantidades do período zero. Observa-se que a despeito dos preços entre os dois períodos poderem variar, o vetor de quantidades não se altera, sendo mantido o mesmo do período, supostamente, anterior a mudança nos preços. Intuitivamente, isto caracteriza uma situação plausível e que se constitui em um limite superior ao índice de Konüs.

Assumindo como referência o período atual, chega-se a um outro resultado para o índice de Konüs, uma vez que o vetor de quantidades e o correspondente nível de utilidade são diferentes do caso anterior. Agora, o índice de Konüs terá por limite inferior, como veremos um índice de Paasche, isto é:

[7] Referências bibliográficas de artigos de Laspeyres foram encontradas, entre outros autores, em Allen (1975, pág 273) e Diewert (1993, pag 507)

$$(0.7) \quad P_K(p^0, p^1, q^1) \equiv \frac{C(f(q^1), p^1)}{C(f(q^1), p^0)} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{C(f(q^1), p^0)} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\min_q \{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i : f(q) = f(q^1)\}}$$

Neste caso tem-se a antítese da situação anterior, ou seja, o denominador do último termo da expressão, acima, corresponde à representação da função custo mínimo, quando o nível de utilidade, tomado por referência, é aquele associado ao vetor de quantidades q^1 do período atual, mas os preços considerados são os preços do período 0 (base). Em vista da mudança nos preços, o consumidor seria induzido, no caso geral, a alterar sua cesta de consumo que assim se revelaria preferida, ou no limite, equivalente, à cesta q^1. Em termos de custo, o resultado é que o custo ótimo a preços do período 0 é igual ou menor ao custo do orçamento que combina preços do período 0 a quantidades do período 1, como mostra a fórmula, a seguir,

$$(0.8) \qquad \min_q \{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i : f(q) = f(q^1)\} \leq \sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^1$$

Assim, chega-se a um outro extremo fundamental que estabelece que o índice de Konüs, definido para o nível de utilidade do período atual, tem por limite inferior o índice de Paasche correspondente, ou seja:

$$(0.9) \qquad P_K(p^0, p^1, q^1) \geq \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^1} = P_P(p^0, p^1, q^0, q^1)$$

Na expressão o termo do meio é o índice de Paasche. Esta fórmula foi apresentada em um artigo escrito em 1874, pelo economista alemão Herman Paasche[8]. Este índice corresponde à razão entre dois orçamentos: o orçamento formado combinando preços de cada mercadoria no período 1 as quantidades observadas no período 0 e o orçamento para preços e quantidades do período zero. Observa-se que, a despeito dos preços entre os dois períodos poderem variar, o vetor de quantidades não se altera, sendo mantido o mesmo do período, supostamente, anterior a mudança nos preços. Intuitivamente, isto caracteriza uma situação plausível e que se constitui em um limite superior ao índice de Konüs.

Em síntese, definem-se dois limites para o "verdadeiro índice de custo de vida de Konüs", se bem que o limite superior esteja associado ao nível de utilidade do período base e o inferior ao nível de utilidade do período atual, ou seja:

(0.10)

$$P_K(p^0,p^1,q^0) \le \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} = P_L(p^0,p^1,q^0,q^1),\ \text{dado}\ f(q^0),\ q^0 \equiv (q_1^0,\ldots\ldots,q_n^0)$$

$$P_K(p^0,p^1,q^1) \ge \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^1} = P_P(p^0,p^1,q^0,q^1),\ \text{dado}\ f(q^1),\ q^1 \equiv (q_1^0,\ldots\ldots,q_1^n)$$

Este resultado mostra em essência o "problema dos números-índice", ou seja, desde que não sejam estabelecidas restrições adicionais, só podemos estabelecer com base na teoria do consumidor os limites em que "o verdadeiro índice de custo de vida" pode se situar, no caso de comparações entre duas situações. Apesar de sua aparente singeleza este é um resultado fundamental do ponto de vista prático. Dispondo-se de informações observadas

[8] Allen (1975, pág 272) e Diewert (1993, pág 510) informam a referência bibliográfica ao artigo em que Paasche propõe sua fórmula.

de preços e quantidades para os dois períodos de tempo é possível calcular o intervalo em que o "verdadeiro índice" se situa. Quanto menor o intervalo, menor tende a ser o "erro de fórmula". Outra alternativa é buscar soluções de compromisso entre Laspeyres e Paasche, como, por exemplo, calcular o índice de preços como uma média aritmética desses índices [9].

Do ponto de vista teórico, pode-se chegar a fórmulas exatas desde que sejam estabelecidas algumas restrições sobre a especificação da função utilidade ou a seu dual a função custo. Uma primeira constatação a esse respeito se baseia nos casos limites em que o índice de preços de Konüs é igual ao de Laspeyres, na situação base, ou a de Paasche na situação atual, nas fórmulas (0.6) e (0.9). Esses casos podem ser colocados em correspondência com funções de utilidade em que o consumo se dá em proporções fixas, conhecidas como funções de Leontief. Uma função de utilidade assim especificada é representada graficamente por dois segmentos de reta ortogonais. Assim, no caso de Laspeyres, q^0 se situaria exatamente na interseção dos dois segmentos em ângulo reto da função utilidade correspondente ao período base. Qualquer alteração de preços relativos, não levaria a alteração em q^0, que seria igual ao q ótimo, ou seja, Laspeyres seria igual ao índice "verdadeiro" de Konüs. Para funções de utilidade "a Leontief" especificadas para o período atual a cesta de bens e serviços q^1, seria perfeitamente inelástica a preço e igual à cesta ótima, de modo que o índice de preço de Paasche seria igual ao verdadeiro índice de Konüs. A função de utilidade "a Leontief", mostrada a seguir, é especificada como uma função linear homogênea:

(0.11) $$f(q) = \min[\frac{q_1}{a_1}, \frac{q_2}{a_2}, ..., \frac{q_{n-1}}{a_{n-1}}, \frac{q_n}{a_n}]$$

---

[9] Esta fórmula é atribuída, no texto clássico de Fisher (1922), a Dobrish e Sidgwick e assume o número 8053 na classificação de fórmulas.

A análise precedente se referiu a um caso de exata correspondência entre fórmulas de números-índice e uma especificação de função utilidade. Como destacam Samuelson e Swamy (1974), há outras especificações de função utilidade que apresentam correspondência exata com fórmulas de números índices. Um desses casos é o da correspondência entre funções de utilidade "a Cobb Douglas" e a fórmula de Konüs-Byushgens com base na qual é calculado o IPC-FIPE. Segundo os autores citados, a condição desta correspondência está associada à condição de homoteticidade das preferências dos consumidores([10]): "*We can now answer this question: What is the widest class of admissible invariant index numbers*$[q(Q^1,Q^0),p(P^1, P^0)]$? *Obviously, there are many as there are arbitrary homogeneous first-degree functions* $q(Q)\equiv\lambda^{-1}q(\lambda Q)$ *ou* $p(P)\equiv\lambda^{-1}p(\lambda P)$. *Thus we can generate new homothetic preference functions and invariant indexes ad lib.*"

As implicações da hipótese de homotecidade das preferências para o índice de Konüs são analisadas por Diewert (2003), a partir da função custo (0.2) previamente definida, com base na qual obtém-se:

(0.12) $C(u,p)\equiv \min_q\{\sum_{i=1}^{n} p_i q_i : f(q_1,....,q_n)\geq u\}$, que dividido por $u>0$ e supondo homogeneidade linear da função utilidade resulta em,

$$(0.13)\quad C(u,p)\equiv \min_q\{\sum_{i=1}^{n} p_i q_i : \frac{1}{u} f(q_1,....,q_n)\geq 1\} = \min_q\{\sum_{i=1}^{n} p_i q_i : f(\frac{q_1}{u},...,\frac{q_1}{u})\geq 1\}$$

de que, fazendo $z_i=\frac{q_i}{u}$, obtém-se

---

[10] Uma função homotética é definida como uma transformação monotônica de uma função homogênea linear

$$(0.14)\ C(u,p) \equiv u \min_q \{\sum_{i=1}^{n} \frac{p_i q_i}{u} : f(\frac{q_1}{u},...,\frac{q_n}{u}) \geq 1\} = u \min_z \{\sum_{i=1}^{n} p_i z_i : f(z_1,...,z_n) \geq 1\} \text{ e,}$$

$(0.15)\ C(u,p) = uC(1,p) = uc(p)$, em que $c(p)$ é a função custo unitário que atende as mesmas condições de regularidade da função utilidade. Assim, considerando a equação (0.2), podemos escrever,

$(0.16)\ C(u^t,p^t) = \sum_{i=1}^{n} p_i^t q_i^t = c(p^t)f(q^t); t = 0,1$, ou seja, o custo total pode ser decomposto no produto do custo unitário e no nível de utilidade para cada período. Dado isto e a definição de ICV de Konüs (0.3), chega-se a:

$$(0.17) \qquad P_K(p^0,p^1,q) \equiv \frac{C(f(q),p^1)}{C(f(q),p^0)} = \frac{c(p^1)f(q)}{c(p^0)f(q)} = \frac{c(p^1)}{c(p^0)}$$

Em síntese, assumindo homoteticidade de preferências, o ICV de Konüs pode ser determinado de modo mais simples como a razão entre os custos unitários "ótimos" dos períodos 0 e 1 e independe da cesta de bens e serviços de referência q e do correspondente nível de utilidade.

Esta conclusão está em correspondência com o resultado análogo para a teoria da produção em que para funções homogêneas lineares, caracterizadas por retornos constantes a escala, a função custo total pode ser fatorada entre o nível de produção e a função custo unitário. Acerca dessa analogia é importante, no entanto, ressalvar que o nível de produção é observável, mas o nível de utilidade não. Homoteticidade de preferências do consumidor significa elasticidade renda unitária e caminhos de expansão partindo da origem e lineares o que permite medir a distância de cada raio vetor associado a cada nível de utilidade. Do ponto de vista de plausibilidade dessa hipótese, se válida faz com que os índices de preços sejam independentes do padrão de vida dos consumidores.

Mas, trata-se de hipótese pouco plausível do ponto de vista de comportamento observado dos consumidores, apesar de ser útil para que se possa avaliar aproximações ao "verdadeiro índice de custo de vida". A esse respeito Samuelson e Swamy (1974) provaram o seguinte teorema: "*ACCURACY THEOREM: In the homothetic case, any symmetric mean of the Laspeyres and Paasche index numbers (including the ideal index's geometric mean) will approximate the true index number up the third order in accuracy*" [11] Além disso, supondo-se homoteticidade é possível obter resultados muito interessantes no que se refere a séries encadeadas de IPCs e a construção de índices para grupos de consumidores.

No caso mais geral, o que se pode obter são aproximações ao "verdadeiro ICV". A busca de fórmulas exatas, ou que se constituam em aproximações para diferentes formas funcionais agregativas -função utilidade, função utilidade indireta, custo unitário-, tem sido objeto da atenção de vários economistas[12] . Em particular, Diewert (1976, 1993) desenvolveu dois conceitos: "Forma Funcional Flexível" e "Fórmula de Número-índice Superlativa", que é uma nova versão do conceito de fórmula superlativa de Fisher. Uma forma funcional agregativa é flexível se possibilita uma aproximação, até a segunda ordem, de uma função linear homogênea arbitrária, que possua derivada primeira e segunda. Uma formula de número-índice é superlativa se é exata (isto é, consistente) para uma forma funcional agregativa flexível.

Uma importante aplicação do conceito de fórmulas superlativas é que, por serem aproximações até a segunda ordem de funções agregativas envolvendo diferentes esquemas de substituição, ampliam as possibilidades de utilização de números-índice. Assim, tende a modificar-se a concepção, bastante difundida, de que o uso de números-índice tem como limitação o fato das fórmulas utilizadas na elaboração prática, serem compatíveis com especificações funcionais muito restritivas.

---

[11] Neste teorema os autores fazem menção à média geométrica entre Laspeyres e Paasche, conhecida como fórmula ideal de Fisher.

[12] A relação entre os conceitos de função utilidade, função utilidade indireta e função custo unitário é apresentada, entre outros autores, por Deaton e Muellbauer (1994, cap 2).

Outro desdobramento da homoteticidade diz respeito à questão da consistência na agregação, ou seja, se o resultado obtido a partir da elaboração do número-índice em múltiplos estágios é igual ao valor obtido quando se procede ao cálculo em um único estágio Vartia (1976). Diewert (1978) mostra que uma fórmula "superlativa" é também aproximadamente consistente na agregação e Blackorby e Primont (1980) discutem as condições para atender essa propriedade. Do ponto de vista da utilização dos resultados no cálculo e utilização de IPCs esta é uma condição muito importante, uma vez que na prática os IPCs são calculados em vários estágios, desde os índices elementares de cada especificação de produto, passando por subíndices de subitens, itens, subgrupos, grupos e geral, por exemplo: guaraná; refrigerante; bebidas não-alcoólicas; fumo e bebidas; despesas pessoais e IPC- FIPE. Além disso, é freqüente a utilização de subíndices de grupos de componentes como indexadores.

A esse respeito Pollak (1975) discute as relações entre subindices de custo de vida e o índice geral com base no conceito de separabilidade de uma função utilidade; dados dois subconjuntos de mercadorias, o primeiro, das mercadorias componentes do subindice de interesse e, o segundo, das demais mercadorias, a utilidade do conjunto união é igual à utilidade obtida tomando por argumento a utilidade do primeiro subconjunto de bens e a cesta de consumo dos demais bens. Formalmente, supõe-se que o conjunto de bens é repartido em dois subconjuntos θ, de componentes do subíndice, e θ', outros bens e serviços, correspondentes, respectivamente aos vetores X_θ e $X_{\theta'}$. Considerando isto, a cesta de bens θ é dita separável da cesta formada pelos outros bens θ', se a função utilidade puder ser escrita na forma,

$$U(X) = U(X_\theta, X_{\theta'}) = V[V^\theta(X_\theta), X_{\theta'}] \qquad (0.18)$$

Em (0.18), $V^\theta(X_\theta)$ é a função utilidade para a categoria θ e a ordenação de preferências correspondente à função utilidade dessa categoria passa a ser R^θ.

Sob essa hipótese é possível calcular índices de conjuntos de bens e serviços condicionados a um conjunto complementar mantido sob controle, tendo por referência básica a teoria do ICV, apresentada anteriormente. Referências à solução de Pollak podem ser encontradas em Deaton e Muellbauer (1994), que destacam ser fundamental a condição de separabilidade para que se possa obter subíndices que não dependam da situação de consumo dos demais bens. Essa hipótese, bastante restritiva e relacionada à hipótese de homoteticidade, é uma alternativa teórica para embasar a elaboração de índices condicionados ao acesso a bens públicos, por exemplo. Outra utilização desse conceito é que permite considerar um índice bissituacional como um subindice em um contexto de múltiplos períodos, que trataremos a seguir, tomando por referência o "Índice Integral de Divisia"

2.2.2. Séries em Cadeia de ICVs e o Índice Integral de Divisia

Na prática séries de números-índice de preços, como os IPCs, são calculados por um processo de encadeamento de índices bissituacionais. A alternativa de comparação direta entre dois períodos distanciados no tempo, em que provavelmente ocorreram mudanças expressivas nas condições do problema de otimização do consumidor, não é considerada a mais adequada. A esse respeito, Keynes (1930, pág 109) escreveu: *"The 'chain method' of compiling a series of index numbers, which was first introduced by Marshall, is an attempt to deal with the problem of changes in the character of consumption by assuming that the differences are small between any two consecutive positions in the series of positions to be compared*". Assim, a elaboração de séries encadeadas pode ser ancorada no conceito de subíndice, desde que válida a hipótese de a função utilidade ser separável no tempo.

Um outro modo de analisar a questão está relacionado à constatação de que fórmulas superlativas, aplicadas ao cálculo de uma seqüência temporal de índices de bissituacionais para períodos próximos - por exemplo, meses em paises com inflação anual em torno de 2%-, se adaptam as variações no sistema de preferências à medida que estas ocorrem Allen (1975). Na elaboração prática de IPCs, ainda não são utilizadas fórmulas superlativas, mas já há iniciativas, por exemplo do BLS americano, no sentido de aplicar aproximações factíveis de fórmulas superlativas, ou seja aproximações obtidas com base no conjunto de dados normalmente utilizados para o cálculo de IPCs, como ilustra o texto de Shapiro e Wilcox (1997).

A busca de índices que se constituíssem em aproximações melhores à trajetória de uma grandeza não observável diretamente como o nível de preços, por exemplo, levou a adoção do conceito de índice integral de Divisia (1926), mais tarde relacionado à teoria microeconômica e ao conceito de ICV, como fundamento para o encadeamento de índices bissituacionais. Dessa forma, séries de índices seriam a correspondente aproximação discreta a índices contínuos. Divisia (1926), tomou como pontos de partida a Teoria Quantitativa da Moeda e o cálculo integral para definir sua fórmula de número-índice. A Teoria Quantitativa da Moeda pode ser colocada em correspondência com o teste de decomposição das causas ou reversão de fatores de Fisher, que estabelece que um índice de valor deve poder ser decomposto em um índice de preços e um de quantidade.E, ao cálculo integral corresponderia a prática do encadeamento de índices.

Na literatura sobre o assunto, o índice é desenvolvido segundo diferentes enfoques([13]. Na exposição, a seguir, tomaremos como referência a alternativa adotada por Selvanathan e Rao(1994). Assume-se como referência inical que tanto os índices instantâneos como os níveis de preço e quantidade atendem o principio da decomposição das causas, ou seja, o produto do índice de preços pelo de quantum é igual ao índice de variação de valor. Assim, tem-se que

$$V(t) = P(t) \times Q(t) = \sum_{i=1}^{n} p_i(t) q_i(t) \tag{0.19}$$

[13] A esse respeito as apresentações de Allen(1975) e Selvanathan e Rao (1994), por exemplo, seguem o desenvolvimento original de Divisia (1926) e Samuelson e Swamy (1974), Vartia (1976), Brandão (1981) e Moura de Melo (1982) desenvolvem o problema de forma alternativa.

V(t), P(t) e *Q(t),* são índices de valor, preços e quantum, respectivamente, *e* $p_i(t)$ *e* $q_i(t)$ são os preços e quantidades de cada bem. Tanto índices quanto preços e quantidades são considerados funções de *t*.

Diferenciando a equação acima se chega a,

(0.20) $$dV(t) = Q(t)dP(t) + P(t)dQ(t) = \sum_{i=1}^{n} q_i(t)dp_i(t) + \sum_{i=1}^{n} p_i(t)dq_i(t)$$

Dividindo-se convenientemente a expressão acima por *V(t)* e reorganizando os termos obtém-se

(0.21) $$\frac{dV(t)}{V(t)} = \frac{dP(t)}{P(t)} + \frac{dQ(t)}{Q(t)} \text{ e,}$$

(0.22) $$\frac{dV(t)}{V(t)} = \frac{\sum_{i}^{n} q_i(t)dp_i(t)}{v_t} + \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i(t)dq_i(t)}{v_t}$$

Igualando os termos correspondentes de (0.21) e (0.22), tem-se duas expressões uma para preços e outra análoga para quantidades. Dado o nosso interesse específico nos restringiremos à fórmula para preços, ou seja, (0.23) $$\frac{dP(t)}{P(t)}=\frac{\sum_{i=1}^{n} q_i(t)dp_i(t)}{\sum_{i=1}^{n} p_i(t)q_i(t)},$$ dividindo e multiplicando o numerador por $p_i(t)$, a expressão acima se transforma em uma média ponderada e, como a razão entre o diferencial e o nível de uma variável corresponde ao diferencial do logaritmo da variável, segue que

(0.24) $$d[\ln Q(t)]=\frac{dQ(t)}{Q(t)}=\sum_{i=1}^{n} w_{it}d[\ln p_i(t)],$$ em que,

$$w_{it}=\frac{p_i(t).q_i(t)}{\sum_{i=1}^{n} p_i(t)q_i(t)}$$

A partir de (0.24) chega-se a,

(0.25) $$\ln P(t)-\ln P(t-1)=\int_{t-1}^{t}\{\sum_{i=1}^{n} w_{is}d[\ln p_i(s)]\}ds$$ e, a

(0.26) $$P(t)/P(t-1)=\exp[\int_{t-1}^{t}\{\sum_{i=1}^{n} w_{is}d[\ln p_i(s)]\}ds]$$

Nas expressões apresentadas, nota-se que o "Índice integral de Divisia" pode ser interpretado como uma média ponderada das taxas de variação instantânea de cada componente, onde os pesos correspondem à participação destes no orçamento a cada instante t. Como as fórmulas utilizadas na prática para cálculo de IPCs são aplicadas para períodos discretos e depois encadeadas, constituem-se em aproximações discretas à Integral de Divisa. Mostraremos isto, à guisa de ilustração para o caso de Laspeyres-preço.

Calculando-se a primeira diferença do índice e de cada preço e substituindo para simplificar t-1 por 0 e t por 1, tem-se,

$$\begin{aligned}\Delta P &\equiv P_1 - P_0; \\ \Delta p_i &\equiv p_i^1 - p_i^0\end{aligned}$$, dado isto, o índice de Divisia é aproximado por

$$\frac{P_1}{P_0} = \frac{P_0 + \Delta P}{P_0} = 1 + \frac{\Delta P}{P_0} \approx 1 + \frac{\sum_{i=1}^{n} \Delta p_i q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} = \frac{\sum_{i=1}^{n} [p_i^0 + \Delta p_i] q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0} = L_P \quad (0.27)$$

Neste ponto, é interessante discutir as condições em que a integral de Divisia representa um índice econômico. A questão básica, como resume Hulten (1973) é que a fórmula de Divisia é uma integral em linha. Como, no caso geral, o resultado de uma integral em linha não é independente da trajetória da variável, poderia ocorrer uma multiplicidade de valores, para um número-índice, entre dois períodos. Além disso, para que a integral de Divisia possa ser considerada um índice deve atender às propriedades de invariância e consistência na agregação.

Um índice satisfaz a condição de invariância se, para qualquer trajetória das observações da variável indexada que se situe na superfície de transformação correspondente, por exemplo, uma curva de indiferença, mantiver seu valor inalterado. Independência da trajetória significa que seu valor em um determinado período depende do nível, nesse período da variável indexada, e não do percurso ao longo do qual o nível foi sendo alcançado. Um índice, como definimos na seção anterior, é considerado consistente na agregação, se o valor do índice calculado em dois ou mais estágios coincidir com o valor do índice calculado em um único estágio. Essas propriedades estão ligadas entre si, uma vez que, independência a trajetória implica em invariância e que a condição de função separável é necessária para a independência à trajetória. Como comentamos no final da seção anterior, a propriedade da consistência na agregação se segue da de função utilidade separável.

Com relação às especificações de funções que podem gerar IPCs que satisfaçam os requisitos de independência a trajetória, invariância e consistência na agregação, a condição básica é a homoteticidade, constituindo-se o caso de funções utilidade quase-homotéticas uma aproximação.

2.2.3. Índice Social de Custo de Vida

O conceito ICV de Konüs para um consumidor individual pode ser utilizado como referência para a definição de índices para um grupo de consumidores (sociedade) nos moldes estabelecidos por Pollak (1980). Esse autor analisou dois conceitos de índice: os conceitos plutocrático e democrático, que se diferenciam quanto ao peso implícito dado a cada grupo de consumidores em uma sociedade. Em índices plutocráticos é atribuído a cada grupo um peso equivalente a participação relativa de seus gastos de consumo, relativamente aos gastos totais da sociedade. Por sua vez, para ICVs democráticos seria atribuído o mesmo peso a cada grupo independentemente de sua afluência econômica. Um exemplo de índice baseado no critério plutocrático é o IPCA-IBGE, enquanto o INPC-IBGE ilustraria aplicação do critério democrático.

Isto permitiu aproximar o conceito teórico de ICV da prática de elaboração de IPCs. Mais recentemente, Diewert (2003) discutiu de modo mais detalhado as propriedades de índices para grupos consumidores. Com pequenas adaptações à proposta de Diewert, adotaremos as seguintes hipóteses na apresentação dos ICVs plutocrático e democrático e das fórmulas de Laspeyres e Paasche correspondentes: o universo de consumidores representados no índice é agregado em G grupos de consumidores- no limite podemos considerar cada grupo constituído de um domicílio, que é a unidade de consumo de referência no cálculo de IPCs-; a sociedade dispõe de n mercadorias de consumo $q \equiv (q_1, \ldots, q_n)$; são considerados dois períodos de tempo 0 e 1; cada grupo G se defronta com um vetor de preços

$p_g^t \equiv (p_{g1}^t, p_{g2}^t, ..., p_{gn}^t), t = 0,1$, ou seja os preços podem diferir entre consumidores; cada grupos é caracterizado por um vetor m dimensional de fatores referentes ao meio ambiente ou a características demográficas ou o acesso a bens públicos, $e \equiv (e_1, e_2, ..., e_m)$.Quanto às preferências de cada grupo, assume-se que é representada por uma função de utilidade $f^g(q,e), g = 1,2,....,G$. Para cada período de tempo e cada grupo a cesta de consumo observada $q_g^t \equiv (q_{g1}^t, ...q_{gn}^t)$ é a solução do problema de minimização das despesas do consumidor h apresentado a , seguir:

(0.28) $$\min_q \{p_g^t \bullet q : f^g(q, e_g^t) \geq u_g^t\} \equiv C^g(u_g^t, e_g^t, p_g^t); t = 0,1; g = 1,2,...,G.$$

Na expressão acima C^g, é a função custo dual a $f^g \equiv u^g$, para cada t=0,1, e $p_g^t \bullet q$ representa o produto interno dos vetores preço e quantidade, ou seja, um orçamento. Quanto à utilidade, o conceito relevante, neste caso, é o de utilidade condicional utilizado por Pollak (1989) e discutido anteriormente. Por analogia ao índice de Konüs, para um consumidor, é definida uma classe de índices condicionais plutocráticos de custo de vida, que denominaremos de forma mais simples de ICVs plutocráticos, como segue

(0.29) $$P^*(p_1^0,...,p_G^0,p_1^1,...,p_G^1,u,e_1,e_2,...,e_G) \equiv \frac{\sum_g^G C^g(u_g,e_g,p_g^1)}{\sum_g^G C^g(u_g,e_g,p_g^0)}$$

Adotando-se como referência em (0.29) a função utilidade do período base $u^0 \equiv (u_1^0, u_2^0, ..., u_G^0)$ ou do período atual $u^1 \equiv (u_1^1, u_2^1, ..., u_G^1)$, chega-se a expressões para os ICVs plutocráticos de Laspeyres(P_{PL}) e Paasche(P_{PP}).

$$(0.30)\ P^{*}(p_1^0,...,p_G^0,p_1^1,...,p_G^1,u^0,e_1^0,e_2^0,...,e_G^0) \equiv \frac{\sum_{g=1}^{G} C^g(u_g^0,e_g^0,p_g^0)}{\sum_{g=1}^{G} C^g(u_g^0,e_g^0,p_g^0)} \leq \frac{\sum_{g=1}^{G} p_g^0 \bullet q_g^0}{\sum_{g=1}^{G} p_g^0 \bullet q_g^0} = P_{PL},$$ uma

vez que, $C^g(u_g^0,e_g^0,p_g^1) \leq p^1 \bullet q_g^0$, ou seja quando os preços variam o custo mínimo ótimo, salvo no caso de funções utilidades "a Leontief", é menor que o custo da cesta q_g^0 aos novos preços.

$$(0.31)\quad P^{*}(p_1^0,...,p_G^0,p_1^1,...,p_G^1,u^1,e_1^1,e_2^1,...,e_G^1) \equiv \frac{\sum_{g=1}^{H} C^g(u_g^1,e_g^1,p_g^1)}{\sum_{g=1}^{G} C^g(u_g^1,e_g^1,p_g^0)} \geq \frac{\sum_{g=1}^{G} p_g^1 \bullet q_g^1}{\sum_{g=1}^{G} p_g^0 \bullet q_g^1} = P_{PP}$$

De (0.30) e (0.31) deduz-se que os ICVs plutocráticos de Laspeyres e Paasche correspondem ao limite superior, quando se toma a situação base como referência, e ao limite inferior, quando a situação atual serve de referência, a ICVs plutocráticos "a Konüs" para cada situação.

As fórmulas dos índices plutocráticos e Laspeyres e Paasche podem ser apresentadas como médias ponderadas de relativos de preços, em que os pesos correspondem à participação da despesa do conjunto de consumidores com cada bem de consumo no total das despesas de todos os consumidores com todos os bens. Além disso, o mesmo procedimento pode ser aplicado a outras fórmulas, como a fórmula superlativa de Fisher, que é a média de geométrica de Laspeyres e Paasche. A ponderação do bem i para o grupo de consumidores g, o peso de cada grupo nos gastos totais de consumo e a ponderação de bem no total das despesas do conjunto de consumidores, no período t, são definidas, respectivamente, como,

$$(0.32)\qquad w_{gi}^t \equiv \frac{p_{gi}^t q_{gi}^t}{\sum_{i=1}^{n} p_{gi}^t q_{gi}^t}, t = 0,1; g = 1,2,...,G; i = 1,2,...,n$$

(0.33) $$w_g^t \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} p_{gi}^t q_{gi}^t}{\sum_{k=1}^{G}\sum_{i=1}^{n} p_{ik}^t q_{ik}^t} = \frac{p_g^t \bullet q_g^t}{\sum_{k=1}^{G} p_k^t \bullet q_k^t}$$

(0.34) $$w_i^t \equiv \frac{\sum_{g=1}^{G} p_{gi}^t q_{gi}^t}{\sum_{k=1}^{G} p_k^t \bullet q_k^t} = \frac{\sum_{g=1}^{G} w_{gi}^t p_g^t \bullet q_g^t}{\sum_{k=1}^{G} p_k^t \bullet q_k^t} = \sum_{g=1}^{G} w_{gi}^t w_g^t$$

Observa-se que nos três casos a soma dos pesos é igual à unidade. Utilizando essas estruturas de ponderação é possível relacionar índices para cada grupo de consumidores, que no limite pode ser composto por um único consumidor individual-, a índices sociais, como segue:

Laspeyres e Paasche para um grupo de consumidores

(0.35) $$P_{Lg} \equiv \frac{p_g^1 \bullet q_g^0}{p_g^0 \bullet q_g^0} = \frac{\sum_{i=1}^{n}\left(\frac{p_{gi}^1}{p_{gi}^0}\right) p_{gi}^0 q_{gi}^0}{p_g^0 \bullet q_g^0} = \sum_{i=1}^{n} w_{gi}^0 \left(\frac{p_{gi}^1}{p_{gi}^0}\right)$$

(0.36) $$P_{Pg=} \frac{p_g^1 \bullet q_g^1}{p_g^0 \bullet q_g^1} = 1 / \sum_{i=1}^{n} \left(\frac{p_{gi}^0}{p_{gi}^1}\right) p_{gi}^1 q_{gi}^1 / p_g^1 \bullet q_g^1 = \{\sum_{i=1}^{n} w_{gi}^1 \left(\frac{p_{gi}^1}{p_{gi}^0}\right)^{-1}\}^{-1}$$

Índices plutocráticos de Laspeyres e Paasche

$$(0.37) \qquad P_{PL} \equiv \frac{\sum_{g=1}^{G} p_g^1 \bullet q_g^0}{\sum_{g=1}^{G} p_g^0 \bullet q_g^0} = \sum_{g=1}^{G} \left(\frac{p_g^1 \bullet q_g^0}{p_g^0 \bullet q_g^0}\right)\left(\frac{p_g^0 \bullet q_g^0}{\sum_{g=1}^{G} p_g^0 \bullet q_g^0}\right) =$$

$$(0.38) \qquad = \sum_{g=1}^{G} \left(\frac{p_g^1 \bullet q_g^0}{p_g^0 \bullet q_g^0}\right) w_g^0 = \sum_{g=1}^{G} \sum_{i=1}^{n} w_g^0 w_{gi}^i \left(\frac{p_{gi}^1}{p_{gi}^0}\right)$$

$$(0.39) \qquad P_{PP} \equiv \frac{\sum_{g=1}^{G} p_g^1 \bullet q_g^1}{\sum_{g=1}^{G} p_g^0 \bullet q_g^1} = 1/\left\{\sum_{g=1}^{G} \left(\frac{p_g^0 \bullet q_g^1}{p_g^1 \bullet q_g^1}\right)\left(\frac{p_g^1 \bullet q_g^1}{\sum_{g=1}^{G} p_g^1 \bullet q_g^1}\right)\right\} = 1/\sum_{g=1}^{G} \left(\frac{p_g^1 \bullet q_g^0}{p_g^0 \bullet q_g^0}\right)^{-1} w_g^1 =$$

$$(0.40) \qquad = \left(\sum_{g=1}^{G} w_g^1 P_{Pg}^{-1}\right)^{-1} = \left\{\sum_{g=1}^{G} \sum_{i=1}^{n} w_g^1 w_{gi}^1 \left(\frac{p_{gi}^1}{p_{gi}^0}\right)^{-1}\right\}^{-1}$$

Se adotarmos a hipótese de que os preços são iguais para todos as classes de consumidores, que não é uma hipótese irrealista se considerarmos que, na maioria das transações, os consumidores são tomadores de preços, as fórmulas de Laspeyres e Paasche podem ser simplificadas para:

$$(0.41) \qquad P_{PL} = \sum_{g=1}^{G} \sum_{i=1}^{n} w_g^0 w_{gi}^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) = \sum_{i=1}^{n} w_i^0 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right) = P_L$$

$$(0.42) \qquad P_{PP} = \left\{\sum_{g=1}^{G} \sum_{i=1}^{n} w_g^1 w_{gi}^1 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{-1}\right\}^{-1} = \left\{\sum_{i=1}^{n} w_i^1 \left(\frac{p_i^1}{p_i^0}\right)^{-1}\right\}^{-1} = P_P$$

Na expressão acima, constata-se que a fórmula de Laspeyres que serve de referência para as fórmulas efetivamente para o cálculo de IPCs é um índice plutocrático. Uma alternativa, a essa forma de atribuir, implicitamente, peso a cada grupo de consumidores é a de considerar cada grupo homogêneo com igual peso. Este é justamente o critério dos índices democráticos que são apresentados no caso geral, para Laspeyres e Paasche em vista de se constituírem em limites ao "verdadeiro índice" e de Laspeyres ser a metodologia usada por quase a unanimidade de instituições de pesquisa que calculam IPCs. Assim, mantendo a notação previamente definida, o índice condicional democrático de custo de vida pode ser apresentado como:

$$(0.43) \qquad P_D^*(p_1^0,\dots,p_G^0,p_1^1,\dots,p_G^1,u,e_1,\dots,e_G) \equiv \sum_{g=1}^{G}(\frac{1}{G})\frac{C^g(u_g,e_g,p_g^1)}{C^g(u_g,e_g,p_g^0)}$$

Adotando-se como referência em (0.43) a função utilidade do período base $u^0 \equiv (u_1^0,u_2^0,\dots,u_G^0)$ ou do período atual $u^1 \equiv (u_1^1,u_2^1,\dots,u_G^1)$ determina-se as expressões para os ICVs democráticos de Laspeyres(P_{DL}) e Paasche(P_{DP}).

$$(0.44)\, P_D^*(p_1^0,\dots,p_G^0,p_1^1,\dots,p_G^1,u^0,e_1^0,\dots,e_G^0) \equiv \sum_{g=1}^{G}(\frac{1}{G})\frac{C^g(u_g^0,e_g^0,p_g^1)}{C^g(u_g^0,e_g^0,p_g^0)} \le \sum_{g=1}^{G}(\frac{1}{G})\frac{p_g^1 \bullet q_g^0}{p_g^0 \bullet q_g^0} = P_{DL}$$

$$(0.45)\, P_D^*(p_1^0,\dots,p_G^0,p_1^1,\dots,p_G^1,u^0,e_1^0,\dots,e_G^0) \equiv \sum_{g=1}^{G}(\frac{1}{G})\frac{C^g(u_g^1,e_g^1,p_g^1)}{C^g(u_g^1,e_g^1,p_g^0)} \ge \sum_{g=1}^{G}(\frac{1}{G})\frac{p_g^1 \bullet q_g^1}{p_g^0 \bullet q_g^1} = P_{DP}$$

A partir dos índices para um grupo, definidos em (0.44) e (0.45), os índices democráticos de Laspeyres e Paasche ficam.

$$(0.46) \qquad P_{DL} = \sum_{g=1}^{G}(\frac{1}{G})\sum_{g=1}^{G} w_{gi}^0(\frac{p_{gi}^1}{p_{gi}^0})$$

(0.47) $$P_{DP}=\sum_{g=1}^{G}(\frac{1}{G})\{\sum_{i=1}^{n}w_{gi}^{1}(\frac{p_{gi}^{1}}{p_{gi}^{0}})^{-1}\}^{-1}$$

Adotando a hipótese de que consumidores de todos os grupos se defrontam com os mesmos preços, tal como fizemos no caso dos índices plutocráticos, resulta em,

(0.48) $$P_{DL}=\sum_{g=1}^{G}w_{di}^{0}(\frac{p_{i}^{1}}{p_{i}^{0}})\text{ , em que } w_{di}^{0}\equiv\sum_{g=1}^{G}(\frac{1}{G})w_{hi}^{0}$$

(0.49) $$P_{DP}=\{\sum_{i=1}^{n}w_{di}^{1}(\frac{p_{i}^{1}}{p_{i}^{0}})^{-1}\}^{-1}\text{ , em que } w_{di}^{1}\equiv\sum_{g=1}^{G}(\frac{1}{G})w_{hi}^{1}$$

Tomando como referência as expressões para os índices sociais de Laspeyres e Paasche, constata-se que as fórmulas obtidas, notadamente as de Laspeyres, são especificadas de modo a corresponder aos dados de observação disponível. Estruturas de ponderações para grupos, relativamente homogêneos, de consumidores podem ser obtidas em POFs. Ademais faz mais sentido operar-se com grupos de consumidores do que com consumidores individuais, uma vez que com amostras obtidas por critérios estatísticos chega-se mais próximo de um consumidor representativo de cada grupo. Desde que o índice seja realizado em uma mesma região, em que provavelmente as condições ambientais e de disponibilidade de bens públicos não diferem entre grupos de pessoas, é possível simplificar o problema considerando constantes essas condições. No entanto, no caso de IPCs com representatividade nacional como é o caso do IPCA-IBGE e do INPC-IBGE, estes fatores assumem maior relevância.

Na exposição, demos ênfase as fórmulas de Laspeyres e de Paasche por estarem associados aos limites do "verdadeiro ICV", por serem fórmulas exatas para funções utilidade "a Leontief", e devido a sua relação com a "fórmula ideal de Fisher" que é uma fórmula superlativa no conceito de Diewert. Assim, pode-se estender os conceitos de índices sociais a outras fórmulas como a de Konüs Byushgens e de Theil-Tornqvist, por exemplo.

2.3 Outras Aproximações Teóricas e o Cálculo de IPCs: Enfoque Axiomático e Enfoque Estocástico

Ao contrário da corrente discutida na seção anterior que baseia a escolha da fórmula na teoria econômica, tanto o enfoque axiomático como o estocástico, derivam fórmulas sem considerar restrições impostas pela teoria econômica, como funções de demanda e de oferta, por exemplo. A teoria axiomática dos números índices foi inicialmente sistematizada por Fisher (1922) que propôs uma série de testes que uma fórmula de número-índice deveria atender. Nos anos setenta essa corrente foi retomada e aprofundada por Eichhorn e Voeller (1976) e Vartia (1976), que propuseram um conjunto de axiomas necessários para a definição de um índice e para analisar a coerência dos testes de Fisher. O enfoque estocástico, parte do princípio que a variação de preço de cada produto é formada de dois componentes básicos, um componente comum a todos os bens e um componente aleatório específico. Essa corrente foi desenvolvido a partir de meados do século XIX por economistas como Jevons e Edgeworth, e mais recentemente foi retomada por Theil (1967) e Selvanathan e Rao (1994).

A proposta da corrente axiomática, no que se diferencia da econômica é definida por: Eichhorn e Voeller, op. cit pag.3, que escreveram o seguinte: *"The test approach differs significantly from the "economic theoretic" view of index numbers. The economic theoretic school takes taste or the preference structure of consumer into account in order to define a "cost of living index". This line of thought treats the prices an quantities of goods as functions of each other, whereas in our approach prices and quantities are treated as independent variables".*

O problema com esse enfoque é que a avaliação de uma fórmula depende do estabelecimento de um conjunto de propriedades julgada relevante, sem que exista um conjunto universalmente aceito de propriedades. Este problema, discutido pelo próprio Fisher (1922) e a seguir por Frisch (1930) e Swamy (1965), mereceu um tratamento mais detalhado em Eichhorn e Voeller (1976). Diewert (2003) ilustra bem o ponto central da questão: *"The axiomatic approach to index number theory is not completely straightforward, since choices have to be made in two dimensions:*

- *The index number framework must be determined.*
- *Once the framework has been decided upon, it must be decided what tests or properties should be imposed on the index number."*

Em sua concepção inicial o enfoque estocástico visava medir variações no nível geral de preços a partir de variações de preços de mercadorias individuais. A hipótese era que os fatores monetários explicavam uma variação proporcional do nível de preços, sendo que os desvios, em termos de variações de preços de cada bem relativamente à do nível de preços, dependeriam de fatores aleatórios, que poderiam ser tratados de forma análoga aos erros de observação.

Assim, para se calcular um índice apropriado de preços seria importante conhecer a distribuição do termo aleatório, e conseqüentemente dos relativos de preços, e estimar uma medida de tendência central (medida de posição) dos relativos de preços observados. A escolha da medida de posição estaria associada, naturalmente, a especificação da distribuição dos relativos de preços. Dadas algumas hipóteses, relativas a distribuição do termo aleatório e a especificação do modelo, chega-se a um estimador de mínimos quadrados generalizados (MQG), no caso mais geral, que corresponde a uma fórmula de números-índice.

Considerando especificamente o caso de IPCs, na primeira fase de agregação, as únicas informações disponíveis são os preços de cada mercadoria, devidamente especificada- marca, local de compra, tipo, unidade,etc-, para uma amostra de estabelecimentos a cada período de tempo. Neste caso, há duas alternativas para chegar-se a índices elementares: calcular médias de relativos, ou seja, de cocientes para cada unidade amostral entre os preços no período atual(t) e preços no período anterior (t-1); calcular médias de preços em cada período e relativos de médias entre o período atual e o período anterior. Para cada alternativa há muitas possibilidades o que remete a necessidade de buscar um critério para escolher entre as várias opções possíveis. Como neste caso, a teoria econômica tem pouca contribuição a dar a corrente axiomática pode fornecer critérios para limitar o número de possibilidade e ordenar as alternativas.

A segunda fase de agregação em que são utilizadas estruturas de ponderações obtidas a partir de relações orçamentárias, que envolvem direta ou implicitamente preços e quantidades dos componentes, outro conjunto de propriedades é requerido. Neste caso, o enfoque da teoria econômica é a referência básica, mas em geral, seus resultados estão em sintonia com o enfoque axiomático.

Feitas essas considerações analisaremos na próxima seção como esses enfoques são aplicados no caso do cálculo de IPCs, como proxies de ICVs. A esse respeito a questão central, como discute Carmo (1988), é que na prática de IPCs é utilizada uma integração das três aproximações teóricas. O conceito teórico relevante para o IPC é o conceito econômico de ICV, a especificação do modelo quanto à forma funcional e a correspondente fórmula do índice é feita com base na teoria econômica e no enfoque axiomático. A estimação do índice é equivalente a um processo de estimação econométrica, em que o enfoque estocástico assume especial relevância. Apesar de não ser usual, como analisa Fava (2002), um IPC deve ser entendido como uma estimativa por intervalo e não apenas uma medida, o que está e acordo com o conceito de measure-estimator de Allen (1974).

2.3.1 Enfoque Axiomático

No texto clássico de Fisher (1922), em que analisa fórmulas de índices com base em um conjunto de testes lógicos, e mesmo nas análises mais recentes, a ênfase foi dada a testes para índices representados por funções que têm por argumento vetores de cotações de preços e quantidades para os períodos base (anterior) e de referência (atual).Estes testes deveriam ser válidos quando aplicados a um único bem, mas em geral não seriam atendidos por fórmulas para agregados de bens. A melhor fórmula seria a que atendesse ao maior conjunto de testes.

Ocorre, no entanto, que as bases de dados para cálculo de IPCs são constituídas de coleta corrente de preços e de informações referentes a valores gastos obtidos em POFs, que só se tornam disponíveis com grande defasagem, em geral mais de um ano, relativamente ao início de sua utilização. A partir dos dispêndios com cada bem obtidos em uma POF, é determinada uma estrutura de ponderação referente a um período-período base de ponderação-, bem anterior ao período base de cálculo. Por sua vez, a coleta sistemática de preços permite que sejam calculados relativos para componentes elementares e, com base nestes, relativos para subitens. Como as estruturas de ponderação são mantidas fixas, na maioria dos casos por anos, enquanto IPCs são calculados mensalmente, os testes relevantes devem levar em consideração vetores de preços para cada período $(p^0,p^1,....,p^t)$.

Os testes apresentados se basearam em Diewert (2003). A diferença é que Diewert só considera os períodos extremos 0e t, exceto no caso do teste de transitividade, enquanto julgamos mais adequado considerar a seqüência de períodos 0, 1,...t-1,t e de forma genérica t-1 e t para representar os períodos base e referência de cálculo. Os testes relevantes para IPCs são:

T1: Positividade: $P(p^{t-1}, p^t)>0$ se todos os preços são positivos.

T2: Continuidade:$P(p^{t-1}, p^t)$ é uma função contínua dos preços.

T3: Identidade: $P(p^t, p^t)=1$.

T4: Homogeneidade para os preços do período t: $P(p^{t-1}, \lambda p^t)= \lambda\ P(p^{t-1}, p^t)$ para todo$\lambda>0$.

T5: Homogeneidade para os preços do período t-1: $P(\lambda p^{t-1}, p^t)= \lambda^{-1}\ P(p^{t-1}, p^t)$ para todo$\lambda>0$.

T6: Invariância ao sistema de classificação adotado, mantida a composição do índice([14]): $P(p^{t-1}, p^{t}) = P(p'^{t-1}, p'^{t})$= em que os vetores p'^{t}, p'^{t-1} têm seus elementos permutados da mesma forma relativamente a p^{t}, p^{0}.

T7: Comensurabilidade ou invariância a mudanças nas unidades de medida ou padrão monetário.

T8: Reversão temporal: $P(p^{t}, p^{t-1}) = 1/ P(p^{t-1}, p^{t})$.

T9: Circularidade ou Transitividade: $P(p^{0}, p^{2}) = P(p^{0}, p^{1})P(p^{1}, p^{2})$.

T10: Valor médio: $\min\{p_i^t / p_i^{t-1} : i = 1,\ldots,n\} \leq P(p^t, p^{t-1}) \leq \max\{p_i^t / p_i^{t-1} : i = 1,\ldots,n\}$

T11: Monotonicidade com relação aos preços no período t: $P(p^{t-1}, p^{t}) < P(p^{t-1}, p^{t'})$ se $p^{t} < p^{t'}$.

T12: Monotonicidade com relação aos preços no período t-1: $P(p^{t-1}, p^{t}) > P(p^{t-1'}, p^{t})$ se $p^{t-1} < p^{t-1'}$.

Os testes apresentados incluem os propostos por Fisher (1922) quando apenas um fator, o preço, é considerado exceto no que se refere ao "teste de determinação". Este teste estabelece que um número-índice não pode tornar-se nulo, infinito ou indeterminado.

No caso de índices elementares, como não se dispõe de informações sobre a estrutura de ponderações, consideramos que o conjunto de informações disponíveis, para cada especificação de bem ou serviço, se restringe a preços coletados para o período atual e para o período anterior, em uma amostra emparelhada de locais. Esses períodos podem ser alternativamente denominados de período de referência e período base de cálculo.Seguindo Eichhorn e Voeller (1976) assumimos que um índice elementar de preços $P(p^0, p^1)$ é uma função de 2n variáveis, valendo os mesmos axiomas apresentados, acima, com a ressalva

[14] Neste caso optamos por uma denominação própria, que julgamos mais adequada que a denominação dada por Diewert (2003):"Commodity Reversal Test".

que T1, T2, T3, T4, T5, T7, T11 e T12 são fundamentais para que a função possa ser considerada um número-índice.

Essas são as propriedades fundamentais e são atendidas pelas fórmulas elementares mais utilizadas que são:

- Fórmula de Carli: média aritmética simples de relativos de preços

(0.50) $$P_{CA}(p^0, p^1) \equiv \sum_{i=1}^{n} (\frac{1}{n})(\frac{p_i^1}{p_i^0});$$

- Fórmula de Dutot: relativo de médias aritméticas

(0.51) $$P_{DU}(p^0, p^1) \equiv \frac{\sum_{i=1}^{n} (\frac{1}{n}) p_i^1}{\sum_{i=1}^{n} (\frac{1}{n}) p_i^0};$$

- Fórmula de Jevons: média geométrica simples de relativos

(0.52) $$P_{JE} \equiv \prod_{i=1}^{n} (\frac{p_i^1}{p_i^0})^{1/n}$$

- Fórmula de Coggeshall: média harmônica de relativos

(0.53) $$P_H = \frac{n}{\sum_{i=1}^{n}(\frac{p_i^0}{p_i^1})}$$

- Média geométrica dos índices de Carli e Coggeshall harmônica, analisada por Dalén (1992) e Diewert (1995). [15]

(0.54) $$P_D = (P_{CA} \times P_H)^{\frac{1}{2}}$$

]

No entanto há muitas outras fórmulas possíveis de serem utilizadas e permanece a questão de escolha da melhor.

O problema a esse respeito é que a escolha é condicionada ao conjunto de propriedades julgadas relevantes.Por exemplo, se for considerado como fundamental o teste de Fisher de reversão temporal, que estabelece que se os períodos de referência e base forem trocados o resultado do índice deve ser o recíproco do índice original, a fórmula de Carli seria preterida por não atender esse.critério.

Fisher (1922) fez um levantamento exaustivo das fórmulas então conhecidas e apresentou outras, chegando a discutir mais de 100 diferentes fórmulas, não encontrando nenhuma que passasse por todos os testes. Estabeleceu um ranking das fórmulas discutidas, conforme o "viés" que apresentavam, relativamente a uma fórmula supostamente ideal: a média geométrica entre as fórmulas de Laspeyres e Paasche, que passou a ser denominada posteriormente de fórmula ideal de Fisher. No capítulo XII do "The Making of Index Numbers" apresenta sete classes de índices da pior para a melhor: *worthless, poor, fair,*

---

[15] Esta fórmula foi originalmente sugerida por Fisher (1922) que atribuiu a ela o número 101. Mais recentemente foi analisada por Diewert (1995), que mostrou que seus resultados se aproximam dos obtidos com a fórmula de Jevons.

good, very good, excellent e superlative, conforme o desvio (viés) relativamente à "fórmula ideal".

O fato de nenhuma fórmula passar pelos testes de Fisher suscitou uma série de dúvidas quanto à sua consistência. O próprio Fisher, em seu livro clássico, discute a validade do teste circular. Também Frisch (1936), Swamy (1965) e Samuelson e Swamy (1974), entre outros, concluem que os testes são inconsistentes quando a mesma fórmula é considerada. Em particular, Samuelson e Swamy discutem as condições em que os testes, se descartado o de determinação, poderiam ser atendidos. Quanto aos testes, os mais restritivos são os de reversão de fatores e o circular. No entanto esses testes podem ser contornados permitindo-se, no primeiro caso, a adoção de fórmulas diferentes para preços e quantidades e, no segundo, utilizando-se o conceito de índice encadeado, para o qual existe uma formalização de muito interesse teórico e empírico que é o "índice integral de Divisia".

2.3.2 Enfoque Estocástico

O enfoque estocástico parte da hipótese de a variação de preços observada de uma mercadoria, ou o equivalente relativo de preços (p_i^1 / p_i^0),pode ser decomposto em dois componentes, um de tendência comum, a inflação ou IPC, e outro de choque aleatório.O primeiro componente, representaria uma variação proporcional do nível de preços, enquanto os desvios, em termos de relativos de preços de cada bem ou serviço relativamente à inflação, corresponderiam a choques aleatórios, que poderiam ser tratados de forma análoga aos erros de observação.

A plausibilidade da utilização desse enfoque no caso de IPCs segue do fato de que praticamente em todos os casos em que seleções amostrais são requeridas, isto é feito com a utilização de amostragem probabilística. Este é o caso de POFs, da seleção de amostras de informantes e de componentes de cada item, subitem e, para cada bem ou serviço, das amostras de especificações- marca, tipo, unidade, local de compra, etc. Assim, o cálculo de um IPC envolveria estimar uma medida de tendência central- um measure-estimator. Como o cálculo desse índice é feito em uma seqüência de etapas, desde o cálculo de índices elementares até a estimação de índices agregados, como veremos a seguir, o enfoque estocástico é grande utilidade.

No caso mais simples, aplicável a estimação de índices elementares em IPCs, tomando por referência dois períodos 0 e 1, para cada subitem i, considerado para simplificar um bem composto a Hicks, tem-se:

(0.55)
$$r_i = \frac{p_i^1}{p_i^0} = \pi + \varepsilon_i; i = 1, 2, ..., n$$

Na expressão acima r_i, é o relativo, π é medida de tendência central, que corresponde à unidade mais a tendência comum a todos os relativos de preços, e ε_i é o termo aleatório. Para o termo aleatório assume-se que a esperança é igual a zero, a variância é constante (σ^2) e são não-correlacionados. Supondo distribuição normal, $\hat{\pi}$ é o estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e, também, de máximo verossimilhança (MV) de π e corresponde a fórmula de Carli (1.50). A variância de $\hat{\pi}$ e o estimador da variância do termo aleatório são apresentado a , seguir:

(0.56)
$$\operatorname{var} \hat{\pi} = \frac{1}{n} \sigma^2$$

(0.57)
$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (r_i - \hat{\pi})^2$$

A utilização dessa fórmula era recomendada por Edgeworth, como relata Kendall (1969), mas apresentava alguns problemas. Em primeiro lugar, as observações empíricas indicavam que as distribuições de relativos de preços apresentavam, em geral assimetria positiva, ou seja, cauda alongada à direita. Outro problema é que não atendia ao princípio da reversão temporal. Considerando isto, a fórmula de Jevons (0.52) poderia ser considerada uma alternativa mais adequada. O modelo neste caso seria especificado como segue:

(0.58) $$\ln(r_i) = \hat{\pi} + \varepsilon_i; i = 1, 2, \dots, n$$

Esses modelos que são utilizados no cálculo de índices elementares apresentam a deficiência de não considerarem a importância relativa de cada componente, o que levou Keynes (1930) a criticá-los. Em resposta a essas críticas foram propostas alternativas que consideram ponderações. Estas serão apresentadas para as fórmulas de Laspeyres e Paasche de que são derivadas as fórmulas de Fisher e Dobrish, que são respectivamente média geométrica e aritmética entre Laspeyres e Paasche. Além dessas, especificaremos a fórmula de Theil-Tornqvist.

Como veremos no desenvolvimento de fórmulas que utilizam ponderações para os componentes, o melhor estimador deixa de ser o de MQO e passa a ser o de Mínimos Quadrados Generalizados (MQG), uma vez que a variância de cada termo aleatório varia com o peso de cada item. No caso de Laspeyres, o modelo é descrito, suprimindo-se o índice referente ao período exceto no caso das ponderações, como:

Hipóteses:

(0.59) $$E(\varepsilon_i) = 0; \qquad \operatorname{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon j) = \frac{\lambda^2}{w_i^0} \qquad w_i^0 = \frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0}$$

Considerando isto, o modelo (0.55) fica, (0.60) $$y_i = \pi x_i + \mu_i \text{, em que } y_i = r_i\sqrt{w_i^0}; x_i = \sqrt{w_i^0}; \mu_i = \varepsilon_i\sqrt{w_i^0}$$

Aplicando mínimos quadrados ao modelo transformado, tem-se o estimador de MQG de π, e os estimadores de sua variância e da variância do termo aleatório,

(0.61) $$\hat{\pi} = \frac{\sum_{i=1}^{n} y_i x_i}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2} = \sum_{i=1}^{n} w_i^0 r_i = \frac{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0}; t = 0,1$$

(0.62) $$\text{var}(\hat{\pi}) = \frac{\lambda^2}{\sum_{i=1}^{n} x_i^2} = \frac{\lambda^2}{\sum_{i=1}^{n} w_i^0} = \lambda^2; \hat{\lambda}^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \hat{\pi}x_i)^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n} w_i^0(r_i - \hat{\pi})^2$$

Utilizando o mesmo modelo (0.55), que serviu de referência para apresentar o índice de Laspeyres como um estimador de MQG, e considerando-se a estrutura de ponderações do período atual, chega-se à fórmula de Paasche.

O modelo corrigido da heterocedasticidade é especificado como,

(0.63) $$y_i^* = \pi^* x_i^* + \mu_i^*; y_i^* = r_i\sqrt{w_i^1}; \ldots\text{, em que: } w_i^1 = \frac{p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}.$$

O estimador do parâmetro de tendência comum fica, (0.64) $$\hat{\pi}^{*}=\frac{\sum_{i=1}^{n}y_i^{*}x_i^{*}}{\sum_{i=1}^{n}x_i^{*2}}=\sum_{i=1}^{n}w_i^{1}r_i=\frac{\sum_{i=1}^{n}p_i^{1}q_i^{1}}{\sum_{i=1}^{n}p_i^{0}q_i^{1}}$$

Os estimadores de variância do parâmetro de tendência central e termo aleatório são determinados de modo similar ao apresentado em (0.62)

Uma observação importante acerca dos modelos que deram origem na aproximação estocástica às duas fórmulas analisadas, diz respeito ao significado das estruturas de ponderação. A ponderação de cada subitem representa a probabilidades de uma unidade monetária, de um grupo de consumidores, se utilizarmos por referência o critério plutocrático, ter sido gasta com esse produto. Esta é uma sutileza, entre outras, que permite relacionar os outros enfoques ao enfoque estocástico. No entanto, persiste um problema de um índice, no caso mais simples, comparar dois períodos com distribuições de peso em geral diferentes. Outro problema está relacionado à evidência empírica da distribuição de relativos de preços ser em geral assimétrica positiva.

Essas duas questões estão envolvidas na fórmula desenvolvida por Tornqvist (1936) e redescoberta por Theil (1967), que denominada de fórmula de Theil-Tornqvist. Sob a aproximação estocástica e com base em Selvanathan e Rao (1994), o modelo do estimador desta fórmula pode ser obtido como segue:

Especificação do modelo

(0.65) $$\ln(r_i)=Dp_{i01}=\pi_{01}+\mu_{i01}; i=1,2,\ldots,n; t=t=0,1$$

Hipóteses

$$(0.66)\ E(\mu_{i01}) = 0; \mathrm{var}(\mu_{i01}) = \frac{\sigma^2}{\overline{w}_{i01}}; \mathrm{cov}(\mu_{i01}, \mu_{j01}) = 0; \sigma^2 = const \text{ e } \overline{w}_{i01} = (w_i^0 + w_i^1)/2$$

O estimador de MQG do modelo é

$$(0.67) \qquad \hat{\pi}_{01} = \sum_{i=1}^{n} \overline{w}_{i01} Dp_{i01} = I_{01}^{T} = \prod_{i=1}^{n} (r_{i01})^{\overline{w}_{i01}}$$

As variâncias mais relevantes do modelo são;

$$(0.68) \qquad \mathrm{var}(\hat{\mu}_{01}) = \sigma^2; \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \overline{w}_{i01} (Dp_{i01} - \hat{\pi}_{01})^2$$

Se no modelo, acima, considerar-se estruturas de ponderações fixas para vários períodos de tempo, tem-se como caso particular o "índice geométrico", também denominado de "índice de elasticidades unitárias" e que Diewert (2003) atribuiu a Konüs e Byushgens[16] , que é a fórmula utilizada no IPC Fipe. Esta linha de modelagem, a partir da qual pudemos obter diretamente os estimadores de mínimos quadrados para Laspeyres, Paasche e Theil Tornqvist, de que podem ser derivados os estimadores de Fisher e da fórmula Konüs-Byushgens, pode ser estendida a outros estimadores na linha de análise de Kirsten (1977) e Hasemkamp (1977).

[16] Diewert (2003, cap15, pág 34) atribui esta fórmula a Konüs A. A eByushgens S.S., que supostamente a apresentaram no artigo, " K probleme pokupatelnoi cili deneg", *Voprosi Konyunkturi 2, 151-172.*

2.4. Integração dos Enfoques Teóricos e Cálculo de IPCs

O cálculo de IPCs ilustra bem como os vários enfoques se integram, segundo Carmo(1988). Em primeiro lugar, o indicador se baseia na teoria do consumidor, que permite determinar os limites onde se situaria o "verdadeiro índice de custo de vida". Mesmo que não se conheça a função utilidade é possível, utilizando o conceito de fórmulas superlativas, quer no conceito de Fisher quer no de Diewert, chegar a fórmulas que sejam aproximações a segunda ordem do "verdadeiro índice". Um IPC envolve em seu cálculo um grande volume de informações, obtidas com base em amostras probabilísticas o que permite interpretar o IPC como um estimador.

A base de dados de um IPC é constituída de coletas sistemáticas de preços e de Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs), realizadas de modo esporádico para atualizar a estrutura de ponderações e os cadastros de mercadorias e informantes.Quanto ao cálculo do índice, pode ser entendido como um processo em múltiplas etapas. Na etapa inicial só são disponíveis amostras de cotações de preços de cada especificação de produto ou serviço em cada período. Na fase seguinte são obtidas estimativas de relativos de preços de cada produto, em que já podem ser utilizados pesos, por marca e local de compra, por exemplo, apesar disto não ocorrer em geral.

Nos estágios finais de agregação o primeiro passo é determinar o relativo de preços de cada subitem. Um subitem, por exemplo "café em pó" pode ser considerado sob dois pontos de vista: do ponto de vista estatístico deve ser composto de uma amostra representativa de especificações de produtos e do ponto de vista de análise econômica é entendido como um bem composto na acepção de Leontief (1936) e Hicks (1939), no sentido de que é identificado como um produto distinto dos outros, ou seja, podemos separar o espaço de bens entre "café em pó" e os demais bens de consumo. Obtidos os relativos de preços de cada subitem aplicam-se fórmulas ponderadas para gerar os vários subíndices de acordo com a classificação adotada.

Feitas essas considerações, apresentaremos, a seguir, as principais fórmulas agregativas que servirão base para a análise empírica a ser desenvolvida nos próximos capítulos, todas já referidas anteriormente. Um aspecto interessante, é que é possível como, discute Hasenkamp (1976), chegar-se a elas pelos três enfoques teóricos. Tomando como referência a análise desse autor, as fórmulas serão expressas como médias ponderadas de relativos no conceito de média ponderada de ordem ρ de relativos de preços. A média ponderada de ordem ρ para uma cesta de bens de serviços, entre dois períodos 0 e 1, é apresentada a seguir.

(0.69) $I_{01}(\rho) = [\sum_{i=1}^{n} w_i (r_i)^{\rho}]^{1/\rho}$,em que w_i é a ponderação de cada subitem,

$0 \le w_i \le 1; \sum_{i=1}^{n} w_i = 1$, o relativo de preços $r_i = \frac{p_i^1}{p_i^0}$ e $\rho \neq 0; -\infty < \rho < \infty$

Fórmula de Laspeyres

É exata para funções custo lineares e funções utilidades a "Leontief". A estrutura de ponderações tem por referência o período base.

(0.70) $$\rho = 1; w_i^0 = \frac{p_i^0 q_i^0}{\sum_{i=1}^{n} p_i^0 q_i^0}; I_{01} = L_{01} = \sum_{i=1}^{n} w_i^0 (r_i)$$

Fórmula de Paasche

Também, como Laspeyres, é exata para uma função custo linear que é dual de uma função utilidade a coeficientes fixos. No entanto, a estrutura de ponderações é determinada com base no orçamento do período atual. Neste caso,

(0.71) $$\rho = -1; w_i^1 = \frac{p_i^1 q_i^1}{\sum_{i=1}^{n} p_i^1 q_i^1}; I_{01} = P_{01} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} w_i^1 (r_i)}$$

Fórmula de Konüs-Byushgens

É exata para uma função custo homogênea linear a "Cobb-Douglas" cujo dual é uma função utilidade com o mesmo tipo de especificação

(0.72) $$\rho \to 0; w_i = \frac{p_i q_i}{\sum_{i=1}^{n} p_i q_i}; I_{01} = KB_{01} = \prod_{i=1}^{n} (r_i)^{w_i}$$

Theil - Törnqvist

É exato para uma função custo-unitário, especificada como uma translog homogênea linear, ou seja,

(0.73) $$\ln C(p) \equiv a_0 + \sum_{i=1}^{n} a_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{n} \sum_{k=1}^{n} a_{ik} \ln p_i \ln p_k \text{ e}$$

$$\sum_{i=1}^{n} a_i = 1; a_{ik} = a_{ki}; \sum_{k}^{n} a_{ik} = 0, i = 1, 2, ..., n$$, para que a função

custo-unitário translog seja homogênea linear em p, segundo Diewert (1976):

Especificada a função, uma vez que não o fizemos anteriormente, e assumindo para a média ponderada de ordem ρ que:

$$\rho \to 0; \bar{w}_i = \frac{1}{2}(w_i^0 + w_i^1); I_{01} = TT_{01} = \prod_{i=1}^{n}(r_i)^{\bar{w}_i} \tag{0.74}$$

Fórmula de Fisher

É exata para uma função custo-unitário quadrática tendo por dual uma função utilidade quadrática. Essas funções podem ser consideradas como casos especiais, para r=2, de funções médias quadráticas de ordem r. Diewert (1976) define uma função média quadrática de ordem r para o custo unitário, como segue,

$$c_r(p) \equiv [\sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n} b_{ij} p_i^{r/2} p_j^{r/2}]^{1/r}, b_{ij} = b_{ji}, r \neq 0 \tag{0.75}$$

Para mostrar que a fórmula de Fisher, definida como a média geométrica em Laspeyres e Paasche, é um índice pode-se recorrer ao Teorema 1 de Hasenkamp(1976) que afirma que a média de ordem ρ de índice de preço é também um índice. Assim, considerando que:

$$\rho \to 0; w_{LP} = w_{PP} = \frac{1}{2}; I_{01} = F_{01} = (L_{01} \times P_{01})^{\frac{1}{2}} \tag{0.76}$$

Entre os modelos especificados, Diewert (1976, 1978, 2003) considera os de Fisher e Theil-Törnqvist, como superlativas, o que garante que sejam aproximações um do outro. Fórmulas superlativas também são recomendadas quando não se têm condições de especificar a função agregativa pertinente. Desde que se assuma uma especificação "a priori", baseada em um conjunto de hipóteses de comportamento, se deve aplicar a fórmula que seja exata ou aproximadamente ajustada para a suposta especificação.

O problema das fórmulas orçamentárias apresentadas, notadamente as de Paasche, Fisher e Theil-Tornqvist é que demandam atualizações do sistema de ponderações a cada etapa do cálculo. Isto também ocorre, mas com defasagem de período, no caso de séries de números-índice em que a cada elo da cadeia é alterada a estrutura de ponderações, que incluiria além das fórmulas citadas as de Laspeyres e o de elasticidades unitárias. Assim, todos os modelos orçamentários analisados não são factíveis no caso de IPCs, considerados os dados usualmente disponíveis. No entanto, os vários enfoques teóricos discutidos devem ser a referência para a elaboração de modelos mais gerais que sejam factíveis. O fundamental é que as metodologias de IPCs estejam assentadas em modelos teóricos, ou seja, que o estimador do IPC seja "uma medida com teoria".

CAPÍTULO 3

ESPECIFICAÇÃO DE MODELOS DE IPCS FACTÍVEIS CONSIDERANDO AS RESTRIÇÕES DOS DADOS USUALMENTE DISPONÍVEIS

3.1. Introdução

No capítulo anterior, apresentamos as principais vertentes teóricas sobre números-índice, com ênfase em números-índice de preços ao Consumidor. Enfatizamos a necessidade de que os procedimentos adotados, na elaboração prática de números-índice, sejam embasados na teoria econômica, atendam a um conjunto mínimo de testes lógico-matemáticos e sejam especificados em um modelo estocástico. Nesse sentido, a estimação de números-índice de preços tem muitas semelhanças a estimação econométrica de modelos distinguindo-se desta, no entanto, por ter por objetivo a construção de variáveis e usualmente não envolver inferência.

O principal problema da aplicação do enfoque integrado para elaboração de números-índice para grandes agregados, como é o caso de IPCs é a não disponibilidade de dados adequados. Isto limita as possibilidades de aplicação de modelos alternativos. Na prática, fica-se restrito a variantes das fórmulas de Laspeyres e de Konüs-Byushgens. Essas especificações implicam na utilização de hipóteses muito restritivas acerca do comportamento de grupos, relativamente homogêneos, de consumidores: elasticidade-preço nula, no caso de Laspeyres, devido à suposição de função utilidade a proporções fixas, e elasticidade-preço unitária no caso de Konüs-Byushgens, por ser exata para uma função utilidade especificada como uma Cobb-Douglas.

Apesar dos dois modelos adotarem hipóteses restritivas, como os IPCs mais importantes são representativos de praticamente toda a sociedade, como ilustra o caso do IPCA-IBGE que visa representar consumidores brasileiros com renda entre 1 e 40 Salários Mínimos, a hipótese de elasticidade nula parece bem menos plausível que a de elasticidade unitária. Uma conseqüência disto é que IPCs estimados por Laspeyres tendem a apresentar resultados sistematicamente superiores aos calculados por Konüs-Byusgens, se utilizada a mesma base de dados e ocorrer dispersão de preços relativos.Além disso, os resultados finais também podem diferir a depender do critério de ponderação adotado e da fórmula utilizada para a obtenção de índices elementares.

Com o objetivo de complementar a avaliação analítica dessa questão serão calculadas séries de índices para variantes, definidas com base na discussão do capítulo anterior, dos dois modelos mencionados anteriormente. Cada índice se desdobrará em quatro alternativas segundo:

- Critério de ponderação: plutocrático e democrático;
- Cálculo de índices elementares: fórmula de Dutot (0.51)e fórmula de Jevons (0.52).

A opção por obter índices por dois critérios de ponderação tornou-se viável pela disponibilidade de dados desagregados da POF 98-99 da FIPE, que permitiram gerar estruturas segundo cada um dos critérios. Quanto as variantes para estimação de índices elementares, limitamo-nos as duas alternativas de cálculo devido a serem as mais utilizadas na prática e ao fato do banco de dados do IPC-FIPE só dispor de informações de médias de preços para essas fórmulas. Além de médias, foi possível obter estatísticas mensais sobre dispersão dos preços coletados para cada especificação de produto e serviço.

No intuito de analisar as implicações da utilização de outras fórmulas como as de Carli (0.50), Coggeshall (0.53) Diewert (0.54), além das de Dutot e Jevons, tomou-se como referência o item Material de Limpeza, composto por 20 subitens. Como um subitem é composto de várias especificações de produtos, para simplificar a operação de cálculo foi selecionado para cada subitem apenas o produto de maior peso. Para este item foi possível obter o total de cotações semanais emparelhadas de cada especificação, o que permitiu a estimação de índices elementares por outras fórmulas, além de medidas de dispersão para o agregado do item.

O capítulo está organizado em três seções principais, além desta introdução, na segunda serão especificados os modelos, descritos os dados utilizados e analisados os resultados obtidos. Na terceira seção, serão estimados índices para o item Artigos de Limpeza, pelas fórmulas de Carli, Coggeshall, Diewert, Dutot e Jevons. Na quarta, serão discutidas analítica e empiricamente as diferenças entre as variantes de índices agregativos e elementares.

3.2.Especificação e Estimação de Modelos e Fórmulas de Cálculo Factíveis Aplicáveis a IPCs

3.2.1. Conceitos básicos

Na aplicação em análise, números-índice são séries temporais construídas por um processo de encadeamento de resultados entre duas situações consecutivas, cuja referência teórica é o "Índice integral de Divisia" que é especificado como uma média ponderada de relativos de preços de subitens. No conceito de Divisia os relativos e as ponderações se alteram continuamente no tempo. Assim, qualquer das fórmulas usualmente utilizadas, desde que calculadas com um encadeamento, constituem-se em aproximações discretas à Integral de Divisia no caso homotético, como exemplificamos na seção 2.2.2 do capítulo anterior tomando por referência a fórmula de Laspeyres.

Quanto à classe social de interesse, o IPC tinha por principal objetivo, em sua origem, medir a variação do custo de vida para segmentos menos afluente da sociedade. No entanto, a medida em que assumiu a posição de principal indicador de inflação, foi ampliando sua representatividade passando a abranger praticamente toda a sociedade. Em vista disto, o conceito de ICV, em que se baseia o IPC, teve que ser estendido, de um indicador para um consumidor individual, para um indicador para a sociedade.

Os índices orçamentários mais tradicionais, com destaque para adaptações de Laspeyres, como o Laspeyres-BLS, utilizado pela maioria das instituições de pesquisa ao redor do mundo, adotam o critério plutocrático de ponderação, em que o peso implícito de cada consumidor (domicilio) no grupo de indivíduos representado, é proporcional a participação de seus gastos no total do grupo. Uma alternativa proposta por Pollak (1980,1989), entre outros, ao critério plutocrático é o critério democrático em que cada grupo sócio-econômico tem igual peso na determinação da estrutura de ponderação do IPC. Um exemplo de indicador que adota esse critério de determinação de ponderações é o INPC-Indice Nacional de Preços ao Consumidor, computado pelo IBGE-Instituto Nacional de Geografia e Estatística.

Feitas essas considerações, os modelos especificados nessa seção assumirão que cada resultado bissituacional é um elo de uma cadeia e o índice representa o universo de consumidores de uma região. Também é importante ressaltar que a unidade de consumo considerada não é um consumidor individual, mas um domicílio. Como a composição dos domicílios não é igual, podemos considerar que o índice representa grupos de domicílios com características similares, por exemplo, na mesma faixa de renda, o que foi explicitamente incluído nos modelos de índices plutocrático e democrático.

Outros aspectos relevantes na prática, mas em geral negligenciados em análises teóricas que é importante esclarecer dizem respeito: à classificação utilizada; ao fato de em geral os índices não utilizarem diretamente quantidades e ao conceito de subitem. As fórmulas de números-índice em teoria são apresentadas tendo por elementos preços e quantidades de cada mercadoria elementar, ou seja, um produto ou serviço completamente descrito. No entanto, em IPCs , só a partir de um certo nível da hierarquia de classificação são atribuídos pesos correspondentes a importância do subitem em termo de despesas.

Quanto à classificação, normalmente é elaborada por "categoria de uso" - Alimentação, Vestuário, Habitação, etc. O índice geral se desdobra em grupos, subgrupos, itens, subitens e especificações elementares de produtos e serviços. As quantidades de cada produto, não são diretamente utilizadas na fórmula porque em geral a cesta de produtos e serviços não é rígida. Ou seja, a composição de cada subitem se modifica continuamente devido à dinâmica de mercado. Ademais, o número de especificações existentes é tão grande que só é viável operar com amostras representativas na composição dos subitens. Como já frisamos anteriormente, um subitem pode ser imaginado como um bem composto, em que todos os componentes e os não componentes representados se comportariam de modo homogêneo. Esta não é uma hipótese implausível na maioria dos casos, como ilustram subitens como Café em Pó, Cigarros, etc.

3.2.2. Especificação de Modelos

Feitas essas observações especificamos seis modelos sendo três baseados em uma fórmula de Laspeyres adaptada, conhecida como Laspeyres BLS, e três baseados na fórmula de Konüs-Byushgens, também denominado de índice geométrico. Esses dois modelos foram analisados por Moura de Melo (1982) e considerados como equivalentes. As fórmulas básicas correspondentes aos dois índices são apresentadas a seguir:

Laspeyres BLS

$$L^{*}_{t-1,t} = \sum_{i=1}^{n} w^{i}_{t-1}(r^{i}_{t-1,t}); t = s+1, s+2, ..., t-1, t \qquad (0.77)$$

Em que os pesos modificados a cada mês t≥s, são calculados por:

(0.78) $$w_{t-1}^i = w_0^i[r_{0,t-1}^i / L_{0,t-1}^{\bullet}] \text{ em que: } w_0^i = \frac{p_0^i q_0^i}{\sum_{i=1}^{n} p_0^i q_0^i} \;;$$

$$L_{0,t-1}^{\bullet} = L_{0,1}^{\bullet} \times L_{1,2}^{\bullet} \times, \ldots\ldots, L_{s-1,s}^{\bullet} \times L_{s,s+1}^{\bullet} \times, \ldots, L_{t-3,t-2}^{\bullet} \times L_{t-2,t-1}^{\bullet} \text{ e}$$

$$r_{0,t-1}^i = r_{0,1}^i \times r_{1,2}^i \times \ldots\ldots \times r_{s-1,s}^i \times r_{s,s+1}^i \times \ldots\ldots \times r_{t-3,t-2}^i \times r_{t-2,t-1}^i$$

Fórmula de Konüs-Byushgens

(0.79) $$KB_{t-1,t} = \prod_{i=1}^{n} (r_{t-1,t}^i)^{w_i^0} ; t = 0, 1, \ldots., s-1, s, \ldots, t-1, t$$

Nas expressões dos dois índices t=0 indica o mês de referência da estrutura de ponderação, que é considerado o mês de referência da última Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), e t=s indica o primeiro mês base de cálculo em que a estrutura de ponderações foi aplicada. Esta observação é relevante uma vez que há uma defasagem entre o término da coleta de dados da POF a determinação da nova estrutura de ponderações, e conseqüente início de sua aplicação ao cálculo periódico. Para IPCs calculados por Laspeyres-modificado cada peso (w_0^i) deve ser alterado de acordo com o cociente entre relativo acumulado entre os períodos 0 e t-1 e o acumulado do índice geral para o mesmo período.

Na fórmula de Laspeyres modificado está implícita a hipótese de que o "quantum" de cada subitem é mantido fixo nos intervalos entre duas estruturas de ponderação, o que só é compatível com demanda perfeitamente inelástica a preço do bem composto representado pelo subitem. Por sua vez, o índice Konüs-Byushgens, ou índice geométrico, assume implicitamente a hipótese de elasticidade-preço da demanda unitária para cada subitem. Evidentemente se o preço relativo não se altera ou se altera muito pouco as diferenças entre os dois índices serão nulas ou muito reduzidas. Mas, quando a estrutura de ponderação básica não é atualizada por anos e ou a taxa de inflação é elevada, as diferenças entre índices calculados por essas duas fórmulas tendem a se tornar mais significativas.

Feitas essas observações serão especificas quatro variantes de modelos para cada fórmula:

- Modelo com estrutura de ponderações plutocrática (w_p) e índices de componentes elementares calculados por Dutot;
- Modelo com estrutura de ponderações plutocrática (w_p) e índices de componentes elementares calculados por Jevons;
- Modelo com estrutura de ponderações democrática (w_d) e índices de componentes elementares calculados por Dutot;
- Modelo com estrutura de ponderações democrática (w_d) e índices de componentes elementares calculados por Jevons.

3.2.3 Descrição das Bases de Dados e dos Procedimentos de Processamento de Dados para Cálculo de Índices

A base de dados utilizada foi formada a partir do banco de dados do IPC-FIPE e inclui duas fontes principais: Dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares, levada a campo entre junho de 1998 e maio de 1999, para uma amostra de 2351 domicílios no município e São Paulo, e o banco de estatística de preços de bens e serviços coletados entre janeiro de 2000 e setembro de 2003.

Para atender os propósitos desta tese as informações da POF foram agregadas em nível de 21 itens para 155 grupos de domicílios. Optou-se por essa alternativa, pois mesmo entre os domicílios mais afluentes nem todos registraram despesas para todos os 21 itens, definidos a partir do sistema de classificação do IPC-FIPE. Os grupos de domicílios foram gerados após serem separados, segundo o mês em que se deu a maior parte da pesquisa e por classe de despesa total. Neste caso, a despesa total é mais representativa dos hábitos de consumo e mais próxima da renda permanente que a informação conjuntural de renda, sujeita a choques como os associados ao desemprego, por exemplo. Assim, para cada mês entre junho de 1998 e maio de 1999, foram gerados grupos para 13 classes de despesa, conforme a Tabela 1, a seguir:

Tabela 1
Faixas de Despesa Total Para Formação de Grupos

Faixas	Valores
1	Até R$250,00
2	De R$250,00 a R$500,00
3	De R$500,01 a R$750,00
4	De R$750,01 a R$1.000,00
5	De R$1.000,01 a R$1.250,00
6	De R$1.250,00 a R$1.500,00
7	De R$1.500,01 a R$2.000,00
8	De R$2.000,01 a R$2.500,00
9	De R$2.500,01 a R$3.000,00
10	De R$3.000,01 a R$4.000,00
11	De R$4.000,01 a R$5.000,00
12	De R$5.000,01 a R$7.500,00
13	Mais de R$ 7.500,01

Com base nessa classificação, para cada mês e cada faixa de despesa, foram somados os dispêndios de cada especificação de produto e serviço para cada um dos 21 itens. Nesse processo constatou-se que, no mês de abril, nenhum domicílio foi encontrado na faixa 11, de modo que só puderam ser formados 155 grupos. Para determinar-se ponderações representativas de todo o conjunto de consumidores foram elaboradas estruturas de ponderação para cada um dos 155 grupos, dividindo-se o dispêndio com cada um dos 21 itens pelo dispêndio agregado do grupo. Uma outra razão para a escolha dessa opção é que, além de despesas foi necessário calcular preços médios dos produtos e serviços componentes de cada item, em cada grupo, com a finalidade de estimar ponderações, o que será descrito no próximo capítulo.

A seguir foram calculadas médias ponderadas de pesos de cada grupo por dois critérios: o plutocrático e democrático. No primeiro caso é atribuída a cada grupo importância proporcional a sua participação em termos de despesas. No critério democrático adota-se como referência à participação em termos de número de domicílios. Desta forma, chegou-se aos pesos pelos dois critérios para o total dos 2351 domicílios. O passo seguinte consistiu em desdobrar os pesos de cada item pelos subitens componentes. Isto foi feito atribuindo-se aos componentes de cada item, nas duas estruturas consideradas, participação proporcional a da estrutura de ponderações do índice da FIPE. Com isso, foram determinadas as estruturas de ponderações correspondentes ao período base de ponderação (t=0), nas fórmulas (0.78) e (0.79).

A fórmula de Konüs-Byushgens utiliza diretamente os pesos obtidos da POF. No entanto a fórmula de Laspeyres modificado utiliza para cada novo cálculo mensal, como mostra a fórmula (0.78) uma estrutura de pesos alterada de acordo com a mudança nos preços relativos de cada subitem. Assim, devido a defasagem existente entre a POF e o primeiro cálculo mensal de fevereiro de 2000 relativamente a janeiro de 2000, foi necessário multiplicar cada peso no período t=0 pelos respectivos relativos entre o período 0 e o período t=s, em que s é janeiro de 2000. As ponderações-base, pelos dois critérios, e a do IPC-FIPE são mostradas na Tabela 2.

O banco de dados do IPC-FIPE também foi a fonte das informações referentes a preços. Como o número de especificações de produtos e serviços, que denominaremos de componentes elementares, é muito grande e dado o objetivo de gerar estatísticas de dispersão entre subitens e para cada subitem, escolhemos para representar cada um dos 519 subitens seu componente elementar de maior peso. Por exemplo, o subitem sabão em pó foi representado pelo sabão OMO. Feito isto, foram obtidos junto ao banco de dados do IPC-FIPE, os preços médios aritméticos e geométricos, o desvio-padrão e o coeficiente de variação de cada um dos 519 componentes elementares, entre janeiro de 2000 e setembro de 2003.

Como todos esses dados foram gerados anteriormente à operação de emparelhamento em que é realizada uma crítica mais cuidadosa das informações, tiveram que ser submetidos a uma análise de consistência antes de serem utilizados. Outro problema foi o de artigos que foram substituídos, sofreram alteração de unidade de comercialização ou cuja regra de formação de preços foi mudada. Um exemplo importante desse último problema é o de tarifas de serviços públicos cujo preço era formado com base no consumo médio e, em 2002, passaram a ser calculados para várias faixas de consumo.

Tabela 2

Estruturas de Ponderação em Nível de Itens(*)

Itens por Grupos do IPC-FIPE	Cod	Konüs-Byushgens		Laspeyres modificado		IPC-FIPE
		Democrat	Plutocrat	Democrat	Plutocrat	
0. Índice Geral		1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	
I. Habitação		0,3726	0,3420	0,3711	0,3378	0,3279
Serviços de Utilidade Pública	HBA	0,0866	0,0517	0,0941	0,0558	0,0828
Serviços Domésticos e Conservação	HBB	0,0685	0,1029	0,0694	0,1036	0,0614
Artigos de Limpeza	HBC	0,0158	0,0109	0,0159	0,0109	0,0130
Aluguel	HBD	0,1087	0,0786	0,0978	0,0702	0,0897
Equipamentos do Domicílio	HBE	0,0438	0,0453	0,0428	0,0439	0,0440
Serviços de Comunicações	HBF	0,0494	0,0525	0,0511	0,0535	0,0369
II. Alimentação		0,2422	0,1682	0,2388	0,1646	0,2273
Industrializados	ALA	0,1278	0,0939	0,1278	0,0932	0,0909
Semi-elaborados	ALB	0,0509	0,0263	0,0515	0,0264	0,0693
Produtos In Natura	ALC	0,0496	0,0306	0,0455	0,0279	0,0400
Alimentação Fora do Domicílio	ALD	0,0139	0,0173	0,0129	0,0160	0,0271
III. Transportes		0,0847	0,1340	0,0961	0,1507	0,1603
Veiculo próp. e Out. Desp de Transporte	TPA	0,0662	0,1210	0,0770	0,1375	0,1017
Transportes Coletivos	TPB	0,0185	0,0130	0,0190	0,0132	0,0586
IV. Despesas Pessoais		0,1101	0,1203	0,1072	0,1162	0,1230
Fumo e Bebidas	DPA	0,0212	0,0159	0,0195	0,0145	0,0432
Recreação cult e Desp Diversas	DPB	0,0499	0,0726	0,0497	0,0712	0,0444
Artigos de Higiene e Beleza	DPC	0,0294	0,0204	0,0292	0,0202	0,0274
Serviços Pessoais	DPD	0,0096	0,0114	0,0088	0,0104	0,0080
V. Saúde		0,0877	0,0972	0,0864	0,0949	0,0708
Cont Assist, Serv Med e Apar Corretivos.	DAS	0,0579	0,0741	0,0549	0,0707	0,0455
Remédios e Produtos Farmacêuticos	SDB	0,0298	0,0231	0,0315	0,0241	0,0253
VI. Vestuário	VTT	0,0574	0,0557	0,0544	0,0523	0,0529
VII.Educação		0,0452	0,0826	0,0461	0,0835	0,0378
Ensino Escolar	EDA	0,0395	0,0757	0,0403	0,0766	0,0330
Material Escolar e Livro Didático	EDB	0,0057	0,0068	0,0059	0,0069	0,0049

(*) Observação: Elaborado pelo autor a partir da base de dados do IPC_FIPE

Nesses casos especificamente foram imputados preços de forma tal que refletissem as respectivas variações no IPC-FIPE a cada mês.

O banco de dados utilizado só permite obter médias aritméticas e geométricas de preços para componentes elementares. Para que pudéssemos avaliar as implicações da utilização de outras fórmulas alternativas, escolhemos o item Material de Limpeza, composto por 20 subitens, para analisar as diferenças de resultados entre as fórmulas de Carli, Coggeshall e Diewert, além das de Dutot e Jevons. Para cada subitem foram extraídas do banco de preços todas as cotações, entre janeiro de 2000 e setembro de 2003. Escolhemos este grupo por ser constituído em sua maioria de produtos completamente especificados, com o que evitaríamos problemas de qualidade. Para dar uma dimensão do problema para alguns produtos a coleta de preços supera 150 cotações a cada mês.

3.2.4 Descrição e Análise dos Resultados

Considerando os oito modelos especificados segundo o critério de ponderação, a fórmula para agregação dos subitens e as duas alternativas de cálculo de índices elementares, antes de apresentarmos os resultados empíricos, é possível analisar a importância de cada um desses fatores para a diferenciação de resultados entre modelos. Em primeiro lugar, o critério de ponderação não se constitui em fator importante de diferenciação no caso de IPCs, devido ao fato desta ser uma grandeza normalizada, uma vez que os pesos somam 100%, e à tendência de que todos os grupos de consumidores tenham algum consumo de artigos de um grande grupo do IPC, como alimentos, por exemplo. Evidentemente, diferenças em estruturas de ponderação podem potencializar diferenças no resultado do índice mensal a depender da ocorrência de choques de oferta, que impliquem em aumento da variância de preços relativos.

A utilização para o cálculo de índices elementares pelas fórmulas de Dutot ou Jevons também não deve se constituir em fonte significativa de diferenciação. A literatura sobre o assunto, que discutiremos na seção que trata de índices elementares, esclarece que os resultados das duas fórmulas convergem. No entanto, no caso das fórmulas e Laspeyres e Konüs-Byushgens, não há convergência na presença de inflação e dispersão de preços relativos entre subitens componentes.

Os resultados apresentados nas Tabelas 3 e 4 e nos gráficos 1, 2, 3,e 4 parecem corroborar a análise anterior, notadamente no que se refere às séries de números-índice (base jan00=100), mostrados na Tabela 4. Comparando-se os resultados entre índices sob a mesma fórmula para diferentes critérios de ponderação, observa-se que em setembro de 2003, como esperado, em alguns casos o acumulado para o índice plutocrático foi maior e, em outros, menor. Ademais como mostra como o Gráfico 1, que descreve a trajetória do relativo entre as séries de números-índice de Laspeyres-Dutot Plutocrático e Democrático, não há evidência de desvio persistente entre os dois índices.

No que se refere à desvios atribuíveis ao tipo de fórmula elementar utilizada -Jevons ou Dutot- as diferenças também foram reduzidas, o que indica que não se constituem em fator significativo para explicar diferenças entre IPCs. De fato, no Gráfico 2, observa-se que o relativo entre Laspeyres-Plutocrático baseados em índices elementares de Dutot não tenderam a divergir significativamente da série calculada utilizando Jevons.

No entanto, quando se compara Laspeyres-BLS e Konüs-Byushgens, constata-se que a diferença é importante: quase 5 pontos de percentagem para uma inflação acumulada de cerca de 40%. Além disso, a diferença tende a se manter, ou seja: entre cerca de 1p.p e 1.5 p.p para uma inflação de 10%; entre cerca de 2.5p.p e 3p.p para uma inflação de 20% e entre, aproximadamente 4p.p e 4.5p.p para uma inflação de 30%. A persistência da divergência entre as duas fórmulas fica evidente no Gráfico 3.

O fato de não haver convergência entre as séries das duas fórmulas agregativas assume especial relevância na vigência de um regime de metas de inflação. Evidentemente neste ponto da análise ainda não temos condições de avaliar qual a melhor alternativa, a não ser a evidência analítica de que a formula de Laspeyres superestima o "verdadeiro índice de custo de vida".

Na tabela 3, que mostra as taxas mensais de variação para os oito modelos factíveis estudados, a primeira evidência diz respeito à elevada variância entre as taxas de variação para um dado mês, mesmo em um experimento sob controle em que o mesmo banco de dados foi utilizado. Observando-se os resultados com mais atenção constata-se que, em termos mensais, tanto o critério de ponderação quanto a fórmula aplicada aos componentes elementares estão relacionados à divergência entre índices. Isto provavelmente poderia estar relacionado à variabilidade de preços interna a cada subitem, em cada mês. No entanto, neste caso não se observa tendência persistente apesar de evidências de autocorrelação nos desvios entre índices, como mostra o gráfico 4. No gráfico também chama atenção a grandeza da diferença, atribuída à fórmula elementar, entre índices que utilizam a mesma base de dados. Este tipo de constatação é importante, uma vez que resultados mensais também são utilizados como referência para a condução da política monetária e para a formação de expectativas.

Considerando que o principal fator de divergência pode ser atribuído a opção de fórmula agregativa, mostraremos como esta divergência está relacionada ao padrão de dispersão de preços relativos, tomando como referência Souza (1977). O primeiro passo é apresentar as duas fórmulas como médias de relativos de preços, como segue:

(0.80)

$$L^{*}_{0,t} = \sum_{i=1}^{n} w_0^i (1+a_i); a_i = r_i - 1$$

$$KB_{0,t} = \prod_{i=1}^{n} (1+a_i)^{w_0^i}$$

Expandindo a função $(1+a_i)^{w_i^0}$ em uma série de potências pelo procedimento de MacLaurin, ou seja para $a_i = 0$, e truncando no segundo termo, obtém-se

(0.81) $$KB_{0,t} \cong \prod_{i=1}^{n}(1+w_i^0 a_i - \frac{w_i^0 a_i^2}{2})$$

Como o peso da maioria dos subitens é inferior a 1% e, salvo casos de hiperinflações, a taxa de variação de preço de cada subitem é próxima de zero, as parcelas de grau 2 podem ser desprezadas. Assim,

(0.81)
$$KB_{0,t} \cong 1+\sum_{i=1}^{n} w_i^0 a_i - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n} w_i^0 a_i^2 = 1+\sum_{i=1}^{n} w_i^0 (r_i - 1) - \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n} w_i^0 (r_i-1)^2 = \sum_{i=1}^{n} w_i^0 r_i - \frac{1}{2} w_i^0 (r_i-1)^2 \text{ e}$$

(0.82) $$KB_{0,t} - L_{0,t}^{\bullet} \cong -\frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n} w_i^0 (r_i-1)^2$$

A expressão, acima, mostra analiticamente que o índice de Laspeyres tende a superar o de Konüs –Byushgens. Assumindo que cada relativo foi deflacionado pelo índice geral, de modo que sua média é igual à unidade, podemos interpretar o termo à direita como uma medida de dispersão de preços relativos. Assim, quanto maior a dispersão maior seria a diferença entre os dois índices. A questão da dispersão será discutida, na última seção, com base em algumas medidas de dispersão calculadas com restrição de informações para os 519 subitens e para o conjunto mais desagregado de dados levantados para o item Artigos de Limpeza.

Tabela 3

Taxas de Variação Percentual das Variantes de Indices Gerais de Laspeyres Modificado e Konüs Byushgens

Mês e Ano	LPDUTP	LPJEVP	LPDUTD	LPJEVD	KBDUTP	KBJEVP	KBDUTD	KBJEVD
fev/00	0,35	1,00	0,08	0,51	0,30	0,89	0,17	0,55
mar/00	1,51	1,42	1,19	1,07	1,29	1,15	0,95	0,80
abr/00	0,35	0,30	0,26	0,21	0,25	0,20	0,16	0,12
mai/00	0,20	0,20	0,17	0,21	0,15	0,17	0,10	0,16
jun/00	0,71	0,76	0,40	0,43	0,55	0,57	0,24	0,24
jul/00	1,55	1,58	1,44	1,44	1,42	1,42	1,29	1,28
ago/00	1,01	1,24	1,21	1,37	0,88	1,08	1,11	1,24
set/00	0,97	1,04	0,98	1,03	0,93	0,99	0,91	0,95
out/00	0,57	0,18	0,41	0,16	0,54	0,25	0,40	0,22
nov/00	0,65	0,64	0,46	0,43	0,63	0,66	0,44	0,44
dez/00	1,55	1,51	1,17	1,15	1,32	1,28	0,99	0,97
jan/01	-0,33	0,02	-0,23	-0,03	-0,41	-0,06	-0,29	-0,09
fev/01	0,99	0,58	0,72	0,45	1,10	0,62	0,82	0,49
mar/01	0,25	0,06	0,30	0,20	0,15	-0,10	0,24	0,09
abr/01	1,25	1,23	1,34	1,31	1,15	1,12	1,20	1,17
mai/01	-0,15	0,01	-0,04	0,05	-0,12	-0,03	-0,02	0,03
jun/01	0,53	0,56	0,62	0,45	0,51	0,53	0,59	0,41
jul/01	1,37	1,44	1,39	1,50	1,13	1,18	1,15	1,25
ago/01	1,24	1,17	1,71	1,56	1,03	0,98	1,42	1,31
set/01	1,18	0,92	1,66	1,14	0,88	0,79	1,16	0,92
out/01	0,86	0,86	0,83	0,91	0,70	0,67	0,74	0,76
nov/01	0,48	0,41	0,65	0,54	0,58	0,55	0,70	0,65
dez/01	0,96	1,10	0,69	0,79	0,96	1,08	0,72	0,79
jan/02	0,25	0,05	0,54	0,39	0,31	0,23	0,51	0,48
fev/02	-0,25	-0,34	-0,05	-0,13	-0,32	-0,39	-0,10	-0,17
mar/02	-0,08	0,18	-0,02	0,04	-0,20	0,10	-0,15	-0,03
abr/02	0,68	0,39	0,15	0,07	0,63	0,27	0,18	-0,01
mai/02	0,57	0,64	0,52	0,56	0,45	0,50	0,41	0,45
jun/02	0,66	0,88	0,61	0,78	0,59	0,74	0,55	0,65
jul/02	1,05	1,05	1,08	1,03	0,93	0,90	0,90	0,86
ago/02	0,20	0,23	0,75	0,80	0,00	0,17	0,49	0,64
set/02	0,96	0,99	1,09	1,08	0,89	0,95	0,96	1,01
out/02	1,30	1,26	1,51	1,44	1,13	1,20	1,34	1,36
nov/02	3,09	2,96	3,30	3,22	2,65	2,66	2,88	2,91
dez/02	2,03	2,07	2,24	2,27	2,14	2,16	2,32	2,33
jan/03	2,16	2,13	1,60	1,28	2,09	1,99	1,63	1,18
fev/03	0,69	0,85	0,63	0,90	0,70	0,62	0,71	0,70
mar/03	1,67	1,90	2,20	2,31	1,61	1,86	2,02	2,16
abr/03	-0,39	-0,48	-0,60	-0,63	-0,43	-0,49	-0,58	-0,63
mai/03	0,50	0,59	0,79	0,82	0,53	0,59	0,75	0,79
jun/03	0,67	0,50	0,47	0,34	0,87	0,65	0,61	0,43
jul/03	0,49	0,76	0,30	0,51	0,54	0,74	0,35	0,51
ago/03	0,39	0,19	0,60	0,41	0,15	0,11	0,35	0,30
set/03	0,79	0,62	0,97	0,83	0,72	0,61	0,88	0,81

(*) Observação: Elaborado pelo autor a partir da base de dados do IPC_FIPE

Tabela 4

Números-Ìndice de Indices Gerais de Variantes de Laspeyres Modificado e Konüs Byushgens

Mês e Ano	LPDUTP	LPJEVP	LPDUTD	LPJEVD	KBDUTP	KBJEVP	KBDUTD	KBJEVD
jan/00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
fev/00	100,35	101,00	100,08	100,51	100,30	100,89	100,17	100,55
mar/00	101,87	102,43	101,27	101,59	101,59	102,05	101,12	101,35
abr/00	102,22	102,74	101,53	101,80	101,85	102,26	101,29	101,48
mai/00	102,43	102,94	101,70	102,01	102,00	102,43	101,38	101,65
jun/00	103,15	103,72	102,10	102,45	102,57	103,02	101,62	101,89
jul/00	104,75	105,36	103,57	103,93	104,03	104,48	102,94	103,19
ago/00	105,81	106,67	104,82	105,35	104,94	105,61	104,08	104,47
set/00	106,84	107,78	105,85	106,44	105,92	106,65	105,03	105,47
out/00	107,45	107,98	106,29	106,60	106,49	106,91	105,45	105,70
nov/00	108,15	108,67	106,78	107,06	107,17	107,61	105,92	106,16
dez/00	109,83	110,32	108,03	108,30	108,59	108,99	106,97	107,19
jan/01	109,47	110,34	107,78	108,27	108,14	108,92	106,65	107,09
fev/01	110,55	110,98	108,56	108,76	109,33	109,60	107,52	107,61
mar/01	110,83	111,05	108,89	108,97	109,49	109,49	107,77	107,71
abr/01	112,21	112,41	110,34	110,40	110,76	110,72	109,06	108,97
mai/01	112,05	112,42	110,30	110,45	110,62	110,69	109,04	108,99
jun/01	112,64	113,05	110,98	110,95	111,18	111,27	109,69	109,44
jul/01	114,18	114,68	112,53	112,62	112,44	112,58	110,95	110,81
ago/01	115,60	116,03	114,46	114,38	113,59	113,68	112,52	112,27
set/01	116,97	117,10	116,35	115,68	114,59	114,57	113,83	113,30
out/01	117,98	118,10	117,32	116,73	115,39	115,34	114,67	114,16
nov/01	118,54	118,59	118,08	117,36	116,05	115,98	115,47	114,90
dez/01	119,68	119,89	118,89	118,29	117,16	117,23	116,31	115,81
jan/02	119,98	119,95	119,53	118,75	117,52	117,49	116,91	116,37
fev/02	119,68	119,54	119,47	118,60	117,15	117,03	116,79	116,18
mar/02	119,59	119,76	119,44	118,65	116,92	117,15	116,62	116,15
abr/02	120,40	120,22	119,62	118,73	117,66	117,47	116,83	116,14
mai/02	121,10	120,99	120,25	119,40	118,19	118,06	117,32	116,66
jun/02	121,90	122,06	120,98	120,33	118,88	118,92	117,96	117,42
jul/02	123,18	123,34	122,28	121,57	119,99	120,00	119,03	118,43
ago/02	123,43	123,63	123,20	122,54	119,99	120,19	119,61	119,19
set/02	124,62	124,85	124,55	123,87	121,05	121,34	120,76	120,39
out/02	126,24	126,43	126,44	125,65	122,42	122,80	122,38	122,02
nov/02	130,15	130,17	130,61	129,70	125,67	126,06	125,90	125,57
dez/02	132,79	132,88	133,53	132,65	128,36	128,78	128,82	128,50
jan/03	135,66	135,71	135,66	134,35	131,04	131,34	130,92	130,02
fev/03	136,59	136,86	136,51	135,56	131,95	132,16	131,85	130,92
mar/03	138,87	139,47	139,51	138,69	134,07	134,62	134,52	133,76
abr/03	138,33	138,80	138,66	137,82	133,49	133,96	133,74	132,91
mai/03	139,02	139,61	139,76	138,95	134,20	134,75	134,74	133,97
jun/03	139,95	140,31	140,41	139,42	135,37	135,62	135,56	134,54
jul/03	140,63	141,38	140,84	140,14	136,10	136,62	136,04	135,23
ago/03	141,17	141,64	141,68	140,71	136,31	136,77	136,51	135,63
set/03	142,28	142,52	143,05	141,88	137,29	137,61	137,72	136,73

(*) Observação: Elaborado pelo autor a partir da base de dados do IPC_FIPE

Gráfico 1
Relativo entre Números-Índice de Laspeyres-Dutot
Indice Plutocrático/ ìndice Democrático

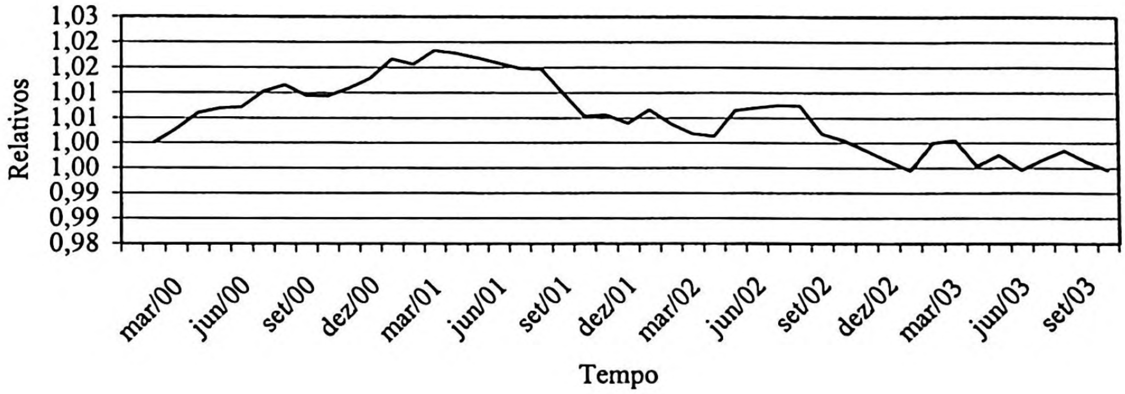


Gráfico 2
Relativos de Números-Índices Plutocráticos de Laspeyres
Laspeyres Dutot/Laspeyres Jevons

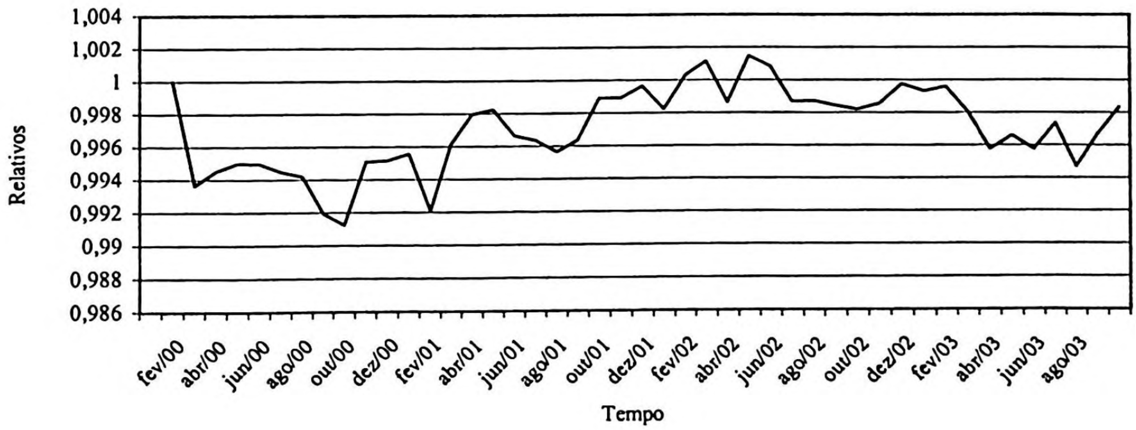


Gráfico 3
Relativo entre Números-Índice de Lapeyres(Dutot) e Konüs-Byushgens(Dutot)

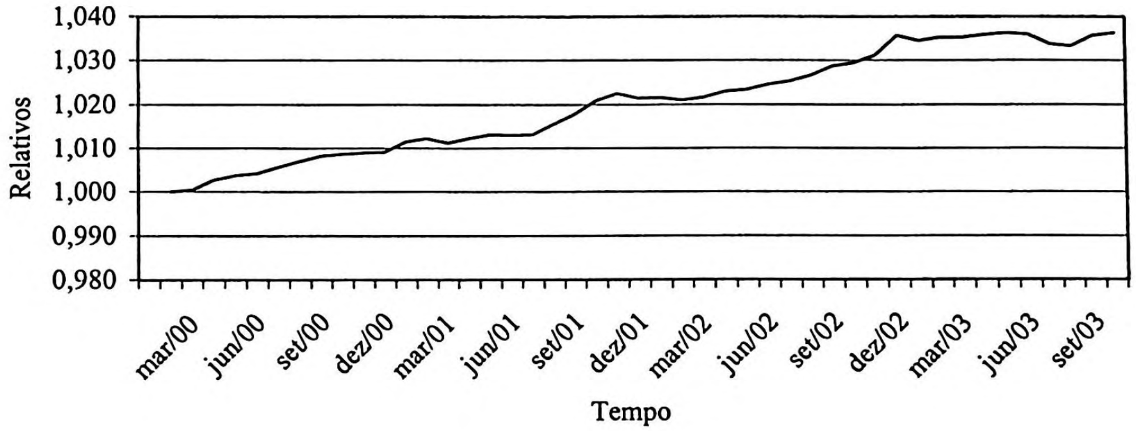
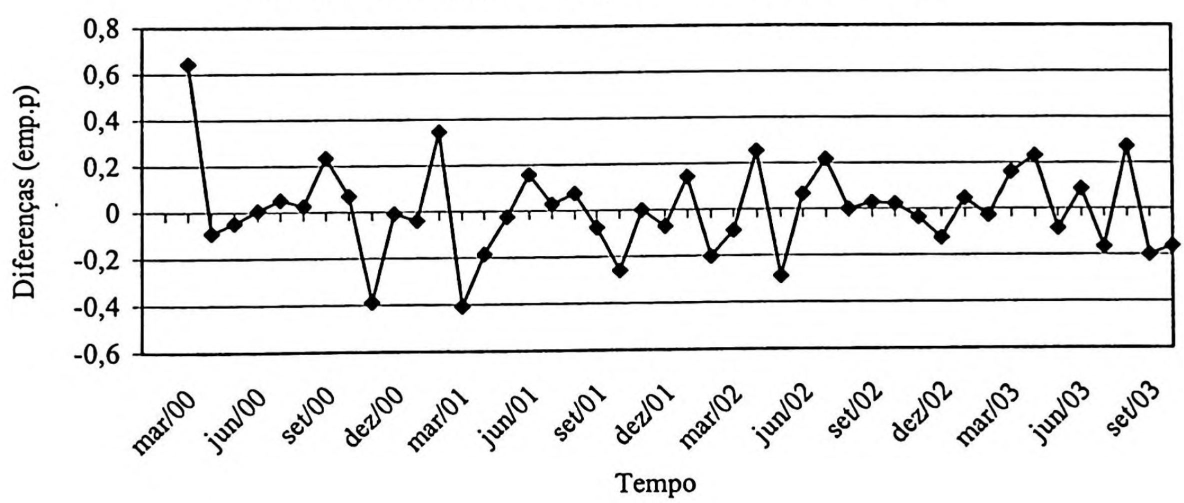


Gráfico 4
Diferenças entre Taxas de Laspeyres-Jevons e Laspeyres-Dutot



3.3. Análise Comparativa da Aplicação de Diferentes Fórmulas para Índices Elementares

Para analisar o efeito da aplicação de um conjunto mais amplo de fórmulas para cálculo de índices elementares, recorremos a dados de cotações elementares de preços para artigos de limpeza entre janeiro de 2000 e setembro de 2003. O item Artigos de Limpeza do IPC-FIPE inclui 20 subitens e cerca de 70 marcas de produtos. Ou seja, cada subitem é representado por mais de um produto. Com a finalidade de simplificar as estimações empíricas foi selecionado um produto para cada subitem, tendo por critério seu peso. Como na maioria dos casos a marca líder assume uma participação expressiva, a simplificação adotada não deve comprometer os resultados obtidos. Na Tabela 5, a seguir, são relacionados os subitens, seus códigos e as respectivas ponderações.

Tabela 5
Composição e Ponderações do Item Artigos de Limpeza

Código	Subitens	Ponderações IPC-FIPE	Ponderações Item
371000	Sabão em pó	0,0038	0,3445
372005	Sabão em barra	0,0006	0,0580
373005	Cera	0,0003	0,0259
374000	Água sanitária	0,0007	0,0620
375000	Esponja de aço	0,0005	0,0421
376000	Desinfetante	0,0006	0,0585
377003	Detergente	0,0010	0,0874
378002	Inseticida	0,0004	0,0361
383000	Amaciante p/ roupa	0,0011	0,1011
916000	Sabão de coco	0,0001	0,0132
1003000	Desodorizante	0,0001	0,0132
1005000	Concentrado de limpeza	0,0005	0,0463
1006001	Limpa-limo	0,0001	0,0073
381001	Lustra-móveis	0,0002	0,0174
384004	Sacos p/ lixo	0,0002	0,0180
385001	Vassoura	0,0002	0,0154
386001	Álcool p/ limpeza	0,0002	0,0183
1004000	Alvejante	0,0001	0,0082
1007000	Esponja	0,0002	0,0149
1008000	Pano de limpeza	0,0001	0,0120
	Geral do Item	0,0109	1,0000

Observação: (*)- Elaborado pelo autor a partir do banco de dados do IPC-FIPE

Como as ponderações de cada item foram obtidas tanto no critério democrático como no plutocrático a partir de uma redistribuição da estrutura do IPC-FIPE, isto é, apenas as ponderações dos itens foram determinadas diretamente da POF por meio da agregação de 155 grupos de domicílios, os pesos dos subitens são os mesmos nos dois casos. Assim, foi obtido apenas um conjunto de índices pelas fórmulas elementares de Carli, Coggeshall, Dutot, Jevons e Diewert, e para as duas fórmulas agregativas. Os resultados obtidos são mostrados nas Tabelas 6 e 7 e no Gráfico 5.

Com relação aos resultados obtidos uma primeira constatação diz respeito à amplitude do intervalo entre a maior e a menor taxa, que pode ser observada na Tabela 6, e a tendência dos resultados das fórmulas se concentrarem em faixas. Nas séries de números-índices, mostradas na Tabela 7 e no Gráfico 5 isto fica evidente. Este tipo de resultado já havia sido comentado por Fisher (1922) que usou para representa-los a imagem de um garfo. Mais recentemente Vartia (1978) e Diewert (1995 e 2003) associaram esta constatação ao grau de dispersão de preços relativos de modo análogo ao desenvolvimento que apresentamos na seção anterior. Em síntese, redefinindo o conceito de relativo das cotações emparelhadas de cada produto cada fórmula pode ser especificada como segue:

(0.83)
$$r_i = \bar{r}(1+\varepsilon_i); i = 1,\ldots,n; \sum_{i=1}^{n} \varepsilon_i = 0$$

(0.84)
$$P_{CA} = \sum_{i=1}^{n} (1/n) r_i = \sum_{i=1}^{n} (1/n)(1+\varepsilon_i) \equiv \bar{r} f_{CA}(\varepsilon);$$
$$P_{DT} \cong P_{JE} = \prod_{i=1}^{n} (r_i)^{1/n} = \bar{r} \prod_{i=1}^{n} (1+\varepsilon_i)^{1/n} \equiv \bar{r} f_{JE}(\varepsilon);$$
$$P_{CG} = \bar{r}\left[(1/n) r_i^{-1}\right]^{-1} = \bar{r}\left[\sum_{i=1}^{n} (1/n)(1+\varepsilon_i)^{-1}\right]^{-1} \equiv \bar{r} f_{CG}(\varepsilon);$$
$$P_{DW} \equiv \left[P_{CA} \times P_{CG}\right]^{1/2} = \bar{r}\left[f_{CA}(\varepsilon) f_{CG}(\varepsilon)\right]^{1/2} \equiv \bar{r} f_{DW}(\varepsilon)$$

Aproximando essas expressões por Mac Laurin ao redor de $\varepsilon = 0$, obtém-se as seguintes relações:

(0.85)

$$
\begin{aligned}
&f_{CA}(\varepsilon) \cong 1; \\
&f_{DT} \cong f_{JE}(\varepsilon) \cong 1-(1/2)\operatorname{var}(\varepsilon); \\
&f_{CG}(\varepsilon) \cong 1-\operatorname{var}(\varepsilon); \\
&f_{DW}(\varepsilon) \cong 1-(1/2)\operatorname{var}(\varepsilon)
\end{aligned}
$$

Outra questão que fica evidente é que dois fatores combinados explicam as tendências das dez séries apresentadas: o primeiro deles é a fórmula elementar e o segundo é a fórmula agregativa. Para cada índice elementar o resultado de Laspeyres superou o de Konüs-Byushgens e para cada fórmula agregativa os resultados obtidos com a aplicação de Carli e de Coggeshall se situaram respectivamente no limite superior e inferior do espectro de resultados. Uma constatação relevante do ponto de vista prático é que as séries geradas por meio da utilização de Dutot, Jevons e Diewert mostraram desvios reduzidos entre si, notadamente quando no estágio seguinte a agregação foi feita por Laspeyres. No caso de agregação por Konüs-Byushgens as diferenças foram mais significativas, principalmente na comparação da fórmula de Dutot com as duas outras. Uma possível explicação para isto pode estar associada ao fato de um produto- sabão em pó- ter um peso de cerca de 34% no conjunto das despesas com artigos de limpeza. Assim, uma alteração mais significativa do preço relativo deste produto pode contribuir para o aumento da dispersão de preços relativos e para uma maior divergência de resultados.

Tabela 6

Taxas de Variação do Item Artigos de Limpeza por Variantes de Índices Elementares e Agregativos(*)

Mês/Ano	CarLP	CogLP	DutLP	JevLP	DieLP	CarKB	CogKB	DutKB	JevKB	DieKB
fev/00	0,14	-1,27	-0,23	-0,53	-0,58	0,09	-1,44	-0,27	-0,61	-0,68
mar/00	1,69	1,10	1,39	1,39	1,39	1,68	1,09	1,38	1,38	1,39
abr/00	2,28	1,56	1,89	1,93	1,92	2,25	1,53	1,86	1,90	1,89
mai/00	-0,17	-1,27	-0,44	-0,71	-0,75	-0,31	-1,83	-0,57	-1,00	-1,07
jun/00	0,36	-0,42	0,02	-0,03	-0,03	0,28	-0,56	-0,05	-0,13	-0,14
jul/00	0,40	-0,54	-0,03	-0,08	-0,08	0,42	-0,54	-0,03	-0,06	-0,06
ago/00	-1,02	-2,35	-1,50	-1,71	-1,72	-1,32	-3,26	-1,78	-2,24	-2,29
set/00	2,04	0,93	1,38	1,47	1,47	1,98	0,79	1,30	1,38	1,38
out/00	0,18	-0,86	-0,33	-0,38	-0,38	-0,35	-2,25	-0,85	-1,25	-1,31
nov/00	0,14	-0,72	-0,26	-0,29	-0,30	0,16	-0,72	-0,24	-0,27	-0,28
dez/00	-0,65	-1,35	-0,99	-1,01	-1,01	-0,62	-1,27	-0,94	-0,94	-0,95
jan/01	1,08	0,62	0,78	0,81	0,84	0,38	-0,74	0,08	-0,19	-0,18
fev/01	2,18	1,14	1,60	1,65	1,65	2,09	0,97	1,50	1,53	1,53
mar/01	-1,68	-2,66	-2,10	-2,20	-2,21	-2,01	-3,67	-2,41	-2,78	-2,84
abr/01	2,70	1,63	2,10	2,14	2,16	2,54	1,29	1,90	1,90	1,91
mai/01	1,62	0,79	1,25	1,20	1,19	1,66	0,80	1,28	1,24	1,23
jun/01	-0,40	-1,16	-0,79	-0,82	-0,81	-1,26	-3,11	-1,64	-2,13	-2,19
jul/01	1,98	1,48	1,63	1,72	1,72	1,96	1,38	1,59	1,67	1,67
ago/01	-0,82	-1,72	-1,10	-1,30	-1,30	-1,39	-3,36	-1,64	-2,31	-2,38
set/01	1,26	0,43	0,75	0,85	0,85	1,10	0,16	0,57	0,63	0,63
out/01	2,63	2,01	2,30	2,30	2,30	2,49	1,75	2,14	2,12	2,12
nov/01	0,99	0,21	0,70	0,58	0,58	0,08	-1,80	-0,17	-0,78	-0,86
dez/01	1,41	0,63	0,95	1,01	1,01	1,23	0,31	0,75	0,78	0,77
jan/02	1,53	0,95	1,19	1,23	1,23	0,64	-0,92	0,43	-0,06	-0,14
fev/02	1,28	0,45	0,83	0,86	0,86	1,05	0,16	0,61	0,61	0,61
mar/02	0,87	0,17	0,51	0,52	0,51	0,87	0,04	0,47	0,46	0,45
abr/02	1,36	0,61	0,91	0,96	0,97	0,55	-1,28	0,15	-0,31	-0,37
mai/02	0,44	-0,32	0,07	0,05	0,05	0,23	-0,59	-0,12	-0,17	-0,18
jun/02	0,57	-0,05	0,20	0,27	0,26	-0,36	-1,99	-0,69	-1,10	-1,18
jul/02	1,30	0,58	0,93	0,92	0,93	1,25	0,45	0,85	0,85	0,85
ago/02	1,30	0,54	1,53	0,94	0,91	1,35	0,46	1,59	0,94	0,90
set/02	1,25	0,62	0,90	0,93	0,94	0,31	-1,62	0,02	-0,59	-0,66
out/02	2,55	1,65	2,04	2,08	2,09	2,51	1,49	1,97	1,99	1,99
nov/02	2,55	1,87	2,16	2,19	2,20	2,50	1,65	2,04	2,07	2,07
dez/02	3,69	2,92	3,34	3,30	3,30	2,37	0,84	2,03	1,64	1,61
jan/03	2,19	1,43	1,80	1,81	1,80	2,04	1,05	1,53	1,56	1,55
jan/00	2,90	2,12	2,52	2,50	2,50	2,76	1,82	2,28	2,29	2,29
mar/03	2,68	1,79	2,22	2,23	2,24	1,68	-0,16	1,24	0,80	0,76
abr/03	3,49	2,62	3,03	3,02	3,02	3,34	2,34	2,87	2,84	2,84
mai/03	1,87	0,84	1,43	1,34	1,33	1,24	-0,65	0,84	0,39	0,29
jun/03	1,37	0,33	0,81	0,83	0,82	1,40	0,32	0,82	0,87	0,86
jul/03	-1,37	-2,39	-1,88	-1,91	-1,91	-1,06	-1,96	-1,50	-1,51	-1,51
ago/03	-2,56	-0,88	-2,94	-1,78	-1,78	-3,71	-2,67	-4,11	-3,20	-3,19
set/03	0,92	0,11	0,53	0,51	0,51	0,94	0,02	0,48	0,48	0,48

Observação: (*)- Elaborado pelo autor a partir do banco de dados do IPC-FIPE

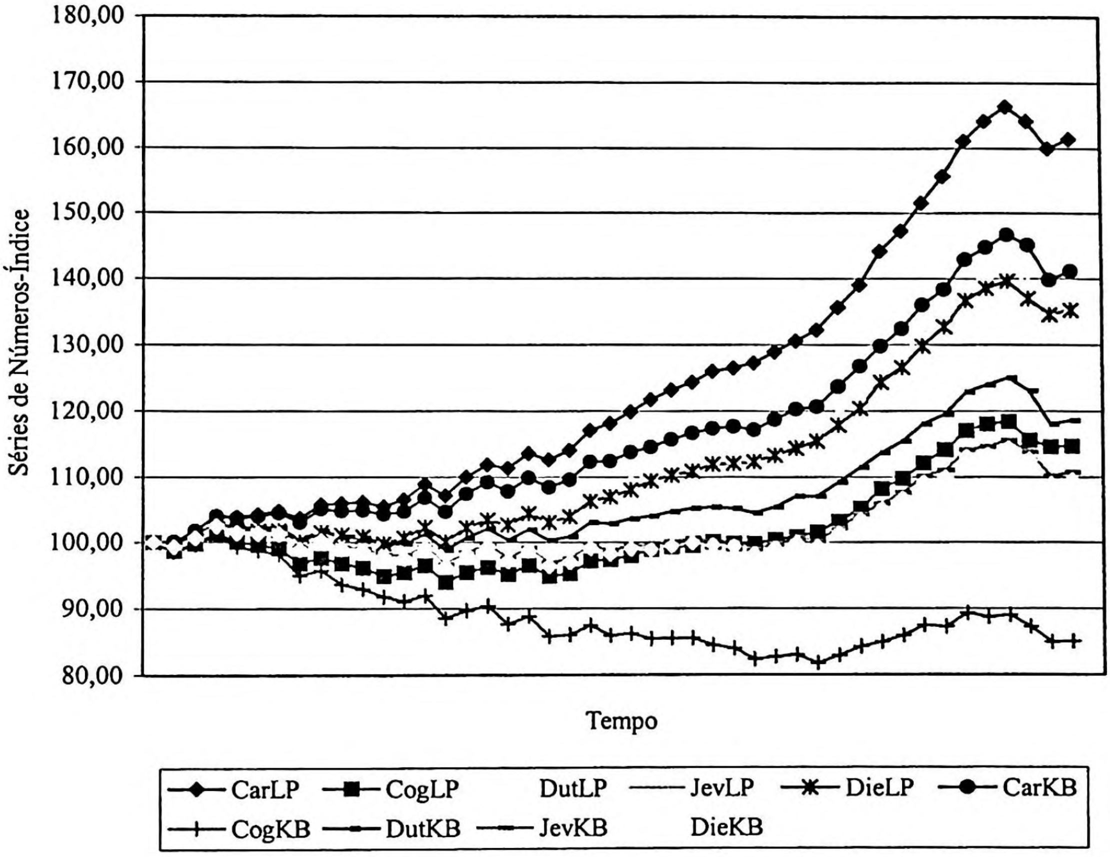
Tabela 7

Números-Ìndice do Item Artigos de Limpeza por Variantes de Índices Elementares e Agregativos

Mês/Ano	CarLP	CogLP	DutLP	JevLP	DieLP	CarKB	CogKB	DutKB	JevKB	DieKB
jan/00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
fev/00	100,14	98,73	99,77	99,47	99,42	100,09	98,56	99,73	99,39	99,32
mar/00	101,83	99,81	101,16	100,86	100,81	101,78	99,64	101,11	100,76	100,70
abr/00	104,15	101,37	103,07	102,80	102,74	104,07	101,16	102,99	102,67	102,61
mai/00	103,97	100,09	102,62	102,07	101,97	103,75	99,31	102,41	101,65	101,50
jun/00	104,35	99,67	102,64	102,04	101,93	104,04	98,75	102,35	101,51	101,36
jul/00	104,77	99,12	102,60	101,96	101,85	104,47	98,22	102,33	101,45	101,30
ago/00	103,70	96,79	101,06	100,22	100,10	103,10	95,02	100,51	99,18	98,98
set/00	105,81	97,69	102,45	101,69	101,57	105,14	95,77	101,81	100,55	100,35
out/00	106,00	96,84	102,11	101,30	101,18	104,77	93,61	100,95	99,29	99,03
nov/00	106,16	96,15	101,85	101,00	100,88	104,94	92,94	100,70	99,02	98,76
dez/00	105,46	94,85	100,84	99,99	99,86	104,29	91,75	99,75	98,09	97,82
jan/01	106,60	95,44	101,62	100,80	100,70	104,69	91,08	99,83	97,90	97,65
fev/01	108,92	96,52	103,25	102,46	102,35	106,88	91,96	101,33	99,40	99,14
mar/01	107,09	93,96	101,08	100,21	100,10	104,73	88,58	98,89	96,64	96,32
abr/01	109,99	95,50	103,20	102,36	102,26	107,39	89,73	100,77	98,47	98,16
mai/01	111,77	96,25	104,49	103,58	103,47	109,16	90,45	102,05	99,69	99,37
jun/01	111,32	95,13	103,66	102,74	102,64	107,79	87,64	100,38	97,57	97,19
jul/01	113,53	96,54	105,35	104,50	104,40	109,91	88,84	101,97	99,20	98,82
ago/01	112,60	94,87	104,19	103,15	103,04	108,38	85,86	100,30	96,91	96,47
set/01	114,03	95,29	104,96	104,03	103,91	109,57	86,00	100,87	97,52	97,07
out/01	117,02	97,20	107,38	106,42	106,31	112,30	87,50	103,03	99,59	99,13
nov/01	118,18	97,40	108,14	107,04	106,92	112,39	85,93	102,86	98,81	98,27
dez/01	119,85	98,02	109,16	108,13	108,00	113,78	86,20	103,63	99,58	99,03
jan/02	121,68	98,95	110,46	109,46	109,34	114,51	85,40	104,08	99,51	98,89
fev/02	123,24	99,40	111,37	110,40	110,27	115,72	85,54	104,71	100,12	99,49
mar/02	124,31	99,56	111,94	110,97	110,84	116,72	85,58	105,19	100,59	99,94
abr/02	126,00	100,17	112,95	112,03	111,91	117,36	84,48	105,35	100,28	99,57
mai/02	126,55	99,85	113,03	112,09	111,97	117,63	83,98	105,22	100,10	99,39
jun/02	127,27	99,80	113,26	112,39	112,26	117,21	82,31	104,49	99,00	98,22
jul/02	128,93	100,39	114,31	113,43	113,31	118,67	82,69	105,38	99,84	99,06
ago/02	130,60	100,93	116,06	114,49	114,33	120,27	83,06	107,05	100,78	99,95
set/02	132,24	101,55	117,11	115,56	115,40	120,65	81,71	107,07	100,19	99,29
out/02	135,60	103,22	119,50	117,97	117,81	123,67	82,93	109,18	102,18	101,27
nov/02	139,06	105,16	122,08	120,56	120,40	126,76	84,30	111,41	104,30	103,37
dez/02	144,20	108,23	126,16	124,54	124,38	129,77	85,01	113,68	106,01	105,03
jan/03	147,36	109,78	128,43	126,79	126,62	132,42	85,90	115,41	107,66	106,65
jan/00	151,64	112,10	131,67	129,95	129,78	136,07	87,47	118,05	110,12	109,09
mar/03	155,70	114,11	134,60	132,85	132,68	138,36	87,33	119,52	111,01	109,92
abr/03	161,14	117,09	138,68	136,87	136,69	142,98	89,37	122,95	114,16	113,04
mai/03	164,15	118,08	140,66	138,70	138,51	144,74	88,79	123,98	114,60	113,37
jun/03	166,40	118,47	141,80	139,85	139,65	146,78	89,08	125,00	115,59	114,34
jul/03	164,12	115,65	139,14	137,19	136,99	145,22	87,33	123,14	113,85	112,62
ago/03	159,92	114,62	135,05	134,74	134,55	139,83	85,00	118,07	110,20	109,02
set/03	161,40	114,75	135,76	135,42	135,23	141,14	85,02	118,64	110,74	109,54

Observação: (*)- Elaborado pelo autor a partir do banco de dados do IPC-FIPE

Gráfico 5
Números-Índice do Item Artigos de Limpeza para Variantes de Fórmulas Agregativas e Elementares



3.4. Análise da Dispersão intra e entre Subitens como Fatores de Diferenciação entre Modelos

Na análise dos resultados das duas seções anteriores foi discutida a relação entre a dispersão de relativos de preços e preços relativos e as diferenças entre fórmulas. No contexto do enfoque estocástico, como analisa Fava (2002), esta questão têm relação com a avaliação da precisão de estimadores de IPCs. Apesar de IPCs serem tratados como estimativas por ponto é fundamental para propósitos de política econômica que sejam tratados como estimativas por intervalo. Outra implicação não menos importante de toda essa discussão diz respeito à utilização de IPCs como deflatores e inflatores de valores. No âmbito geral de sua utilização nos mais variados contratos, já é conhecido do público que os índices apresentam diferenças significativas em longo prazo, ou seja, não convergem. Do ponto de vista restrito de sua utilização para a construção de variáveis utilizadas em modelos econométricos, pode se constituir em fator de viés nas estimativas correspondente ao viés de erro nas variáveis.

Além da divergência explicada pela utilização de fórmulas diferentes, a estimação de IPCs envolve outras fontes de erro, classificados por Hansen e Lucas (1984) como erros amostrais e de mensuração. Os erros amostrais dependeriam da variabilidade intrínseca dos dados, do tamanho da amostra e do processo de amostragem utilizado. Os erros de mensuração estariam selecionados à adequação dos métodos de coleta.

Índices de preços ao consumidor, na corrente estocástica são especificados como médias ponderadas de relativos de preços. No limite, a cada produto ou serviço, é possível atribuir um peso. Rigorosamente, considerando-se um modelo ideal em que pesos e relativos sejam estimados a cada elo de cadeia, o cálculo do erro amostral dependerá da variância dos pesos, e dos relativos de preços e da covariância entre pesos e relativos. Contudo isto demandaria a realização de POFs contínuas.

Um modelo mais simples de cálculo da dispersão de um IPC é apresentado por Banerjee (1956, 1958 e 1975), com base na fórmula de Laspeyres, requer que a estrutura de ponderações seja definida até o nível de especificações elementares. A medida de dispersão que serve de referência é o coeficiente de variação, que não depende da grandeza do preço de cada artigo. Assim a dispersão seria medida como:

$$cv(I_{t-1,t}) = \sum_{i=1}^{n} w_{t-1}^{i} cv(r_{t-1,t}^{i}), \qquad (0.86)$$

Ou seja, o coeficiente de variação do índice é uma media ponderada dos coeficientes de variação de relativos para cada produto. O problema passa a ser de como calcular o coeficiente de variação de cada produto.Tomando como referência a fórmula de Dutot - e por aproximação Jevons e Diewert - que é um relativo de médias, isto é uma estimativa razão, o coeficiente de variação de cada produto deveria ser estimado, segundo Cochran (1977), por :

(0.87) $$cv^2 r_i = \frac{1-f}{n}\left[cv^2 p_{t-1}^i + cv^2 p_t^i - \frac{\operatorname{cov}(p_{t-1}^i p_t^i)}{\overline{p}_{t-1}^i \overline{p}_t^i} \right]$$, em que:

f = fração amostral (relação entre tamanho da amostra e da população)

Na fórmula, acima, desde que f tenda a zero, como é o caso em análise, ou seja, o tamanho da população seja muito grande relativamente ao tamanho da amostra, o fator de correção amostral pode ser aproximado por $\frac{1-f}{n} \cong \frac{1}{n}$.

Combinando-se as duas últimas fórmulas é possível obter uma medida de dispersão para o IPC. Ocorre, no entanto, que esta dispersão é uma média da dispersão intra-produtos (subitens). Por analogia a modelos de composição de erros, a dispersão total de IPCs dependeria ainda de um outro componente; a dispersão entre subitens. Uma medida dessa dispersão, segundo Selvanathan e Rao (1994), é dada por:

(0.88) $$\operatorname{var}(r_i) = \sum_{i=1}^{n} w_i \left(Dp_i - DP \right)^2$$

As estatísticas de dispersão para o item Artigos de Limpeza, associadas a taxas de variação de quatro variantes de índices podem ser observadas na Tabela 8.

Tabela 8

Dispersão Entre e Intra Subitens e Índices Elementares e Agregativos para o Item Artigos de Limpeza

	Taxas de Variação e Números-Índices								Dispersão	
Mês/Ano	DutLP	DutLP	JevLP	JevLP	DutKB	DutKB	JevKB	JevKB	Intra	Entre
jan/00		100,00		100,00		100,00		100,00		
fev/00	-0,23	99,77	-0,53	99,47	-0,27	99,73	-0,61	99,39	0,00003	0,00184
mar/00	1,39	101,16	1,39	100,86	1,38	101,11	1,38	100,76	0,00002	0,00018
abr/00	1,89	103,07	1,93	102,80	1,86	102,99	1,90	102,67	0,00004	0,00033
mai/00	-0,44	102,62	-0,71	102,07	-0,57	102,41	-1,00	101,65	0,00003	0,00278
jun/00	0,02	102,64	-0,03	102,04	-0,05	102,35	-0,13	101,51	0,00007	0,00029
jul/00	-0,03	102,60	-0,08	101,96	-0,03	102,33	-0,06	101,45	0,00007	0,00020
ago/00	-1,50	101,06	-1,71	100,22	-1,78	100,51	-2,24	99,18	0,00009	0,00363
set/00	1,38	102,45	1,47	101,69	1,30	101,81	1,38	100,55	0,00008	0,00037
out/00	-0,33	102,11	-0,38	101,30	-0,85	100,95	-1,25	99,29	0,00006	0,00440
nov/00	-0,26	101,85	-0,29	101,00	-0,24	100,70	-0,27	99,02	0,00003	0,00012
dez/00	-0,99	100,84	-1,01	99,99	-0,94	99,75	-0,94	98,09	0,00000	0,00033
jan/01	0,78	101,62	0,81	100,80	0,08	99,83	-0,19	97,90	0,00058	0,00423
fev/01	1,60	103,25	1,65	102,46	1,50	101,33	1,53	99,40	0,00437	0,00031
mar/01	-2,10	101,08	-2,20	100,21	-2,41	98,89	-2,78	96,64	0,00221	0,00209
abr/01	2,10	103,20	2,14	102,36	1,90	100,77	1,90	98,47	0,00512	0,00120
mai/01	1,25	104,49	1,20	103,58	1,28	102,05	1,24	99,69	0,00284	0,00028
jun/01	-0,79	103,66	-0,82	102,74	-1,64	100,38	-2,13	97,57	0,00006	0,00475
jul/01	1,63	105,35	1,72	104,50	1,59	101,97	1,67	99,20	0,00004	0,00013
ago/01	-1,10	104,19	-1,30	103,15	-1,64	100,30	-2,31	96,91	0,00006	0,00302
set/01	0,75	104,96	0,85	104,03	0,57	100,87	0,63	97,52	0,00005	0,00021
out/01	2,30	107,38	2,30	106,42	2,14	103,03	2,12	99,59	0,00004	0,00046
nov/01	0,70	108,14	0,58	107,04	-0,17	102,86	-0,78	98,81	0,00005	0,00398
dez/01	0,95	109,16	1,01	108,13	0,75	103,63	0,78	99,58	0,00005	0,00040
jan/02	1,19	110,46	1,23	109,46	0,43	104,08	-0,06	99,51	0,00343	0,00302
fev/02	0,83	111,37	0,86	110,40	0,61	104,71	0,61	100,12	0,00526	0,00055
mar/02	0,51	111,94	0,52	110,97	0,47	105,19	0,46	100,59	0,00481	0,00024
abr/02	0,91	112,95	0,96	112,03	0,15	105,35	-0,31	100,28	0,00450	0,00330
mai/02	0,07	113,03	0,05	112,09	-0,12	105,22	-0,17	100,10	0,00364	0,00037
jun/02	0,20	113,26	0,27	112,39	-0,69	104,49	-1,10	99,00	0,00005	0,00421
jul/02	0,93	114,31	0,92	113,43	0,85	105,38	0,85	99,84	0,00004	0,00017
ago/02	1,53	116,06	0,94	114,49	1,59	107,05	0,94	100,78	0,00007	0,00027
set/02	0,90	117,11	0,93	115,56	0,02	107,07	-0,59	100,19	0,00004	0,00375
out/02	2,04	119,50	2,08	117,97	1,97	109,18	1,99	102,18	0,00007	0,00027
nov/02	2,16	122,08	2,19	120,56	2,04	111,41	2,07	104,30	0,00007	0,00027
dez/02	3,34	126,16	3,30	124,54	2,03	113,68	1,64	106,01	0,00006	0,00482
jan/03	1,80	128,43	1,81	126,79	1,53	115,41	1,56	107,66	0,00066	0,00061
jan/00	2,52	131,67	2,50	129,95	2,28	118,05	2,29	110,12	0,00083	0,00034
mar/03	2,22	134,60	2,23	132,85	1,24	119,52	0,80	111,01	0,00067	0,00381
abr/03	3,03	138,68	3,02	136,87	2,87	122,95	2,84	114,16	0,00071	0,00046
mai/03	1,43	140,66	1,34	138,70	0,84	123,98	0,39	114,60	0,00080	0,00276
jun/03	0,81	141,80	0,83	139,85	0,82	125,00	0,87	115,59	0,00077	0,00044
jul/03	-1,88	139,14	-1,91	137,19	-1,50	123,14	-1,51	113,85	0,00074	0,00078
ago/03	-2,94	135,05	-1,78	134,74	-4,11	118,07	-3,20	110,20	0,00074	0,00587
set/03	0,53	135,76	0,51	135,42	0,48	118,64	0,48	110,74	0,00068	0,00015

Observação: (*)- Elaborado pelo autor a partir do banco de dados do IPC-FIPE

CAPÍTULO 4

ANÁLISE DA POSSIBILIDADE DE UTILIZAÇÃO DE FÓRMULAS SUPERLATIVAS NO CÁLCULO DE IPCs

4.1 Introdução

No segundo capítulo foram apresentados os fundamentos teóricos para a construção de IPCs. Para as três linhas de abordagem discutidas, constatou-se que as fórmulas superlativas dependem de informações correntes de preços e quantidades, podendo as quantidades ser substituídas por valores gastos ou estruturas de ponderações, também em termos correntes. Este é o caso das fórmulas de Fisher e de Theil-Tornqvist, consideradas superlativas devido a sua característica de flexibilidade, que faz com que se aproximem à segunda ordem para qualquer função utilidade homotética.

No entanto, mesmo que se dispusesse de resultados de POFs realizadas continuamente, devido a defasagem entre o mês de referência das POFs e o mês de referência de preços, não seria viável calcular IPCs por fórmulas superlativas. A alternativa seria estimar, com a aplicação de métodos econométricos, ponderações para cada mês utilizando os bancos de dados formados por POFs realizadas de forma contínua. Esse banco de dados constituiria um painel de informações detalhadas sobre gastos, preços, renda e características de amostras probabilísticas de unidades de consumo de consumo que tornaria factível a estimação de IPCs por fórmulas superlativas, entre outras utilizações relevantes. Considerando a importância de medidas mais precisas da inflação, o custo dessas pesquisas seria plenamente justificado face aos benefícios gerados.

Para analisar a viabilidade de se calcular IPCs por fórmulas superlativas, como não dispomos de um painel formado por uma POF contínua, utilizaremos o banco de dados da POF-SP 98/99, realizada pela FIPE, como teste. Este teste seria mais preciso se dispuséssemos de resultados de uma seqüência de POFs, elaboradas por uma mesma metodologia para o município de São Paulo. No entanto isto não foi possível devido ao fato dos microdados das POFs de 1981-82 e 1990-91 estarem gravemente comprometidos pelo efeito da inflação, combinado a práticas de controle de preços, na época de realização dessas pesquisas. Por exemplo, na POF de 1990-91, nos primeiros meses a inflação atingiu a uma média de cerca de 75% ao mês, a que se seguiu um período de índices inferiores a 10% devido ao efeito do "Plano Collor" de março de 1990.

Com base nos microdados da POF-SP 98/99, após crítica minuciosa, foi estimado uma variante do modelo AIDS-Almost Ideal Demand System, desenvolvido por Deaton e Muellbauer (1990). A adequação deste modelo, ao propósito de tornar factível o cálculo de IPCs por modelos superlativos, fica evidente quando se considera que utiliza como uma das referências modelos de curva de Engel nos quais a variável explicativa é a ponderação de cada componente das despesas de consumo. Além desta, outra referência do modelo é o conceito de forma funcional flexível, em que se fundamenta o conceito de fórmula superlativa de Diewert (1976).

Além do objetivo principal, a estimação de fórmulas de Fisher e Theil-Torqvist, com base em dados correntes de preços e estruturas de ponderação estimadas, serve ao propósito de avaliar o "viés" das variantes dos modelos de Laspeyres e Konüs Byushgens, que são factíveis para as bases de dados comumente disponíveis. Assim, a melhor alternativa seria aquela que apresentasse o menor desvio relativamente aos resultados de fórmulas superlativas. Esta linha de análise vem merecendo maior interesse nos últimos anos na literatura sobre números-indice associada à evidência de que a adoção do modelo de Laspeyres leva a uma superestimação do IPC, como discutem: Aizcorbe e Jackman(1993); Boskin et al(1998) e Lebow e Rudd(2003), entre outros.

Uma observação acerca dos procedimentos adotados neste capítulo é que estes representariam uma extensão da integração das três aproximações teóricas discutidas anteriormente, na direção do que poderíamos chamar de enfoque econométrico para números-índice.

Este capítulo é constituído de duas outras seções: na primeira será estimada uma variante sem restrição do modelo AIDS com o objetivo de estimar estruturas de ponderação, tendo por argumento preços; na segunda seção as ponderações estimadas serão aplicadas ao cálculo de séries de IPCs pelas fórmulas de Theil-Tornqvist, Fisher, Laspeyres móvel encadeado, Paasche , Laspeyres modificado e Konüs-Byushgens, para avaliar o espectro de resultados.

4.2. Estimação de Ponderações por meio de um Sistema de Demanda

A construção de séries de índices superlativos a partir de informações de pesquisas de orçamentos familiares só é possível, esporadicamente, no caso de paises que não elaboram esses surveys de modo contínuo; outra dificuldade é que, mesmo quando as pesquisas são realizadas em caráter permanente, esses indicadores só podem ser gerados com grande defasagem. Esta defasagem está associada ao tempo necessário para processar os dados colhidos e transforma-los em estruturas de ponderação. Assim, uma alternativa viável, neste caso, é utilizar métodos econométricos para obter estruturas que possam ser empregadas em modelos superlativos como o de Fisher e, principalmente, de Theil-Tornqvist. Esse procedimento poderia incorporar um processo de correção de erros uma vez que é possível comparar as ponderações estimadas com as posteriormente observadas. Naturalmente há a alternativa de estimação econométrica de índices de preços, mas esta tem a limitação de se restringir apenas a grupos de itens devido a problemas de graus de liberdade.

Quando não se dispõe de POFs contínuas é possível aplicar uma adaptação do procedimento proposto acima, mas com alguma perda de precisão no processo de estimação. No entanto, a expectativa é que esta perda seja reduzida tendo em vista que os hábitos de consumo para os níveis mais elevados da hierarquia de classificação de IPCs, mudam suavemente ao longo do tempo. O impacto das alterações de hábitos, de um lado, e na disponibilidade de especificações de produtos e serviços aumenta de importância para itens e subitens. Porém a sistemática de coleta já prevê a renovação de especificações de produtos a medida em que novas marcas substituem as antigas.

Uma metodologia que está diretamente relacionada ao problema de estimação em questão é a de estimação de sistemas de demanda pelo método AIDS-Almost Ideal Demand System, desenvolvido por Deaton e Muellbauer (1994). Esses autores propõem estimar demandas tendo por variável dependente a participação de cada item no total das despesas de consumo, utilizando dados de séries de tempo. As variáveis explicativas são preços unitários médios ponderados do item referente a cada equação e dos demais itens, além da média de despesa deflacionada pelo preço médio ponderado de todos os itens. O modelo AIDS também prevê a inclusão de outras variáveis referentes a características de cada grupo de unidades de consumo, do ambiente institucional e do meio ambiente, no caso de dados que referentes a várias regiões.

No caso em questão, como só dispomos de informações para uma POF, realizada ao longo de um ano, em que cada unidade de consumo foi pesquisada por um mês, só poderemos estimar uma variante do modelo AIDS. Considerando que ao longo do ano e entre consumidores de diferentes classes sociais, fazendo compras em diferentes regiões da cidade, é plausível que se encontre significativa variância de preços para cada produto e serviço, a variante proposta do modelo AIDS, parece não contrariar os seus fundamentos conceituais. Além disso, como os dados de POFs são obtidos em bases mensais e a pesquisa dura um ano acaba captando o efeito de mudanças temporais. Quando à utilização dos resultados (ponderações estimadas) as estruturas mensais devem ser agregadas em médias móveis de doze meses para estar de acordo com o requerido usualmente em IPCs, ou seja, pesos correspondentes a um mês representativo (médio) do ano.

4.2.1. Especificação do modelo

A equação do modelo a ser estimado é especificada na equação (0.92), sendo a seguir descritos de modo sucinto seus fundamentos teóricos, a partir de dois textos de Deaton e Muellbauer (1980 e 1994).

(0.92) $w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(Y/P) + \sum_k \delta_{ik} d_k + \varepsilon_i$,em que p_j é o preço médio unitário de cada item, Y é a despesa total média, P é o preço médio geométrico pago pelos consumidores com a cesta de bens consumida, d é o vetor de variáveis dummies e ε é o termo aleatório.

O modelo AIDS toma como referência a equação de estimação de curvas de Engel, especificada abaixo:

(0.93) $$w_i = \alpha_i + \beta_i \log Y$$

Para incluir no modelo, além do efeito renda o efeito preços, assume-se que os dois parâmetros da equação são funções dos preços. Isto é introduzido no modelo a partir da especificação de uma função custo, mostrada, a seguir:

(0.94) $\log c(u,p) = a(p) + ub(p)$, em que u indica um nível de utilidade (preferências)

Por sua vez, as duas funções preço são especificadas por

(0.95) $$a(p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2}\sum_k \sum_l \gamma_{kl} \log p_k \log p_l$$ e

$$b(p) = \beta_0 \prod p_k^{\beta_k}$$

A equação final do modelo AIDS é obtida com as seguintes operações:

- Substituem-se as equações de preços em (0.95) na equação de custo (0.94);
- Determinam-se as ponderações w_i ,derivando-se a função log do custo com relação ao log de preços;
- Aplica-se a relação entre funções utilidade direta e indireta para eliminar a utilidade do argumento da função para a variável participação relativa, mostrada a seguir,

(0.96) $$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log(Y/P)$$ em que P é definido por

$$\log P = \alpha_0 + \sum \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_l \gamma_{kl} \log p_k \log p_l$$,em que

$$\gamma_{kl} = \tfrac{1}{2}(\gamma_{\bar{k}l} + \gamma_{\bar{l}k}) = \gamma_{lk}$$

Como a função para P é uma função translog, utiliza-se uma aproximação linear conhecida como indicador de preços de Stone, ou seja,

(0.97) $$\ln P = \sum_{i=1}^{n} \alpha_i \ln p_i,$$ em que P corresponderia a um preço médio geométrico

Para atender algumas propriedades desejáveis da demanda como: "adding-up", homogeneidade e simetria, os parâmetros deveriam satisfazer as seguintes restrições:

$$\sum_i \alpha_i = 1; \sum_i \beta_i = 0; \sum_k \gamma_{kl} = \sum_k \gamma_{lk} = 0; \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

As elasticidades da demanda com relação à renda, preço do bem e preço de outros bens (elasticidade cruzada) são obtidas, neste modelo, por meio das expressões:

$$\eta_i = 1 + (\beta_i / w_i)$$

$$\varepsilon_{ii} = -1 + (\gamma_{ii} / w_i) - \beta_i$$

$$\varepsilon_{ij} = (\gamma_{ii} / w_i) - \beta_i w_j / w_i$$

No modelo de descrito, acima, a utilização da aproximação de Stone para calcular o índicador de preços acaba introduzindo um viés correspondente a um "efeito fixo" sobre as equações de demanda. Os próprios autores reconhecem o problema e propõem alternativa de solução. Outro problema é o controle de características específicas de cada grupo. No caso, da equação (0.92) procuramos controlar essas diferenças introduzindo dummies para as características de cada grupo e para os meses, para controlar o efeito da sazonalidade sobre a demanda. Com isso, o alteramos o modelo AIDS convencional. Ademais, como nosso propósito é o de estimar ponderações e não elasticidades da demanda, abrimos mão da adoção de algumas restrições como a da simetria.

4.2.2.Estimação do Modelo

Antes da estimação do modelo foi necessário tratar da montagem do banco de dados, da escolha das variáveis e do método de estimação. Quanto ao banco de dados é o mesmo já descrito na seção 3.2.3, do capítulo anterior, com a ressalva que na análise ali desenvolvida foram utilizados apenas os dados da POF-SP relativos a ponderações para os 155 grupos de unidades de consumo e 21 itens de despesa, em que foram separadas as despesas totais de consumo dos paulistanos. No entanto a estimação da variante do modelo AIDS requer além de ponderações, despesa total e características de cada um dos grupos, o cálculo de preços médios para cada um dos 155 grupos para cada um dos 21 itens. Considerando, que os preços efetivamente pagos pelas famílias, notadamente de bens e serviços de maior valor unitário, podem variar significativamente, foi necessário proceder a uma crítica minuciosa dos microdados de preços.

Antes de descrevermos os procedimentos utilizados para resolver problemas referentes a preços constatado no banco de dados, é importante esclarecer como foram calculados os preços médios para cada item em cada um dos grupos. O princípio geral adotado foi calcular os preços por média aritmética ponderada, em que as ponderações foram determinadas com base no gasto informado com cada especificação de produto. Isto foi feito, em uma etapa inicial, por meio de um procedimento de programação específico. Para dar uma dimensão do problema, em alguns grupos foram informadas compras de mais de 500 especificações de produtos e serviços. Além dos preços médios por produto e serviço foram calculados os preços médios por itens de acordo com a hierarquia de classificação do IPC-FIPE, tendo sido informados para cada grupo os valores e os pesos das despesas não discriminadas, por exemplo, "frutas sem especificação".

O exemplo acima ilustra um dos problemas a ser resolvido, ou seja, o caso de gastos não discriminados. Esta é uma ocorrência muito comum em POFs, em que o entrevistado informa o total adquirido sem discriminar os itens comprados, por não ter condições de discrimina-los. Neste caso a solução foi imputar para as despesas não discriminadas o mesmo preço médio das despesas do mesmo item discriminadas, ou seja, para "frutas sem especificação" atribuiu-se o preço médio das frutas devidamente especificadas.

Outro tipo de dificuldade foi a ocorrência de despesas eventuais de elevado valor em que o mesmo tipo de gasto foi pago em parcelas em alguns casos e à vista em outros, sendo que, nesses casos, e gasto corresponde ao preço unitário. Ilustram este tipo de problema compras de veiculo, gastos com pacotes de viagem, gastos com despesas médicas, despesas com reparos no domicilio e de veículos etc. Para atenuar os efeitos disso, adotou-se o princípio de ratear os gastos supostamente a vista em seis ou 12 parcelas a depender do item. A razão para essa opção foi a de que o número médio de unidades de consumo em cada grupo era de, aproximadamente, 15, com o que a ocorrência de um gasto (preço unitário) esporádico elevado em uma unidade de consumo poderia distorcer o preço médio. Além disso, observou-se com maior freqüência o pagamento de bens e serviços em parcelas.

Além dessas intervenções foram feitas marginalmente outras como o rateio por dia dos gastos mensais, correspondente ao preço por mês, com transporte escolar. Procedimento similar foi empregado para preços de refeição fora de casa muito elevados. A justificativa no primeiro caso é que a inclusão de gastos cuja referência é o mês junto com preços unitários de tarifa de transporte público poderia distorcer o preço médio. No segundo caso, a justificativa se segue da constatação de em muitos casos a informação atribuída a preço refletia o valor de uma conta referente ao consumo de várias "unidades" de refeição.

No entanto, no conjunto de informações processadas a porcentagem de dados alterados foi pequena a ponto dos resultados do modelo estimado após a correção não terem diferido significativamente dos resultados do modelo estimado para os dados corrigidos. Procedimentos desse tipo são encontrados na literatura sobre a estimação de sistema de demanda, como, por exemplo, em Fiúza e Asano (2001).

Uma vez tratados os dados, estes foram agregados inicialmente para os 21 itens apresentados na tabela 2. Para reduzir o número de equações do sistema foram feitas agregações dos itens: Recreação e Cultura (DPB) e Mensalidades Escolares (EDA), formando item RCE; Alimentação fora do Domicilio (ALD), Serviços Pessoais (DPD) e Assistência e Serviços Médicos (SDA), que constituíram o item (SER); e Higiene e Beleza (DPC), Remédios e Produtos Farmacêuticos (SDB) e Materiais Escolares e Livros Didáticos (EDB) que compuseram o item (OTP). Com isso, chegou-se aos 16 itens relacionados a seguir:

- Serviços de Utilidade Pública (HBA)
- Serviços Domésticos e de Conservação (HBB)
- Artigos de Limpeza (HBC)
- Aluguel (HBD)
- Equipamentos do Domicílio (HBE)
- Serviços de Comunicação (HBF)
- Alimentos Industrializados (ALA)
- Alimentos Semi-Elaborados (ALB)

- Alimentos In-Natura (ALC)
- Transporte Individual (TPA)
- Transporte Coletivo (TPB)
- Fumo e Bebidas (DPA)
- Vestuário (VTT)
- Recreação Cultura e Educação (CTE)
- Outros Serviços (SER)
- Outros Produtos (OTP)

Naturalmente a cada uma dessas variáveis correspondia uma equação e vetores pesos (w) e preços. Além dessas variáveis foram introduzidas variáveis dummies para as características de cada grupo de unidades de consumo e para meses do ano. As dummies referentes a características foram determinadas a partir do tamanho médio da família, nível de educação do chefe, idade do chefe da família e etc. Ao final, como consta da Tabela 10, após o processo preliminar de estimação e teste de modelos, selecionou-se como melhor modelo o que incluía uma dummy (dpri) e 10 dummies para captar efeitos sazonais. A relação de variáveis é descrita a seguir:

- Variáveis dependentes de cada equação WCOD, ou seja, W acrescido do código de cada item de despesa, por exemplo, WHBA;
- Preços de cada item PCOD, ou seja, P acrescido do código do item de despesa, por exemplo, PHBA;
- Desp-despesa total de consumo de cada grupo de consumidores;
- Pm-preço médio calculado pelo procedimento de Stone;
- Dpri-dummy referente à participação, em cada grupo, de chefes de família com até o primário completo. A dummy foi estabelecida considerando como 1 participações superiores a 25%;
- Dummies para os meses de janeiro (d1), fevereiro (d2), março (d3), abril (d4), junho (d6); julho (d7); agosto (d8); setembro (d9); outubro (d10); dezembro (d11). Estas dummies foram escolhidas após o processo de seleção do modelo que a partir de uma seqüência de estimações preliminares.

Quanto à estimação, a equação foi estimada sem restrição pelo método de Regressões Aparentemente Não-Correlacionadas (SUR), por processo iterativo, utilizando o Software Eviews 4.0. Na estimação foram consideradas, como requerido para sistemas estimados por (SUR) (n-1) equações, sendo eliminada no processo a equação para o item Equipamentos do Domicílio. Como o resultado da estimação é invariante à equação eliminada, procedeu-se a nova estimação para obter os parâmetros para a equação referente ao item Equipamentos no Domicílio. Os resultados obtidos são apresentados nas Tabelas 9 e 10. A Tabela 9 mostra uma síntese dos resultados e a 10 o conjunto de parâmetros, destacando com negrito os significativos a 5%.

Na Tabela 9, observa-se que a variável preço direta não se mostrou significativa para os itens Alimentos Industrializados, Alimentos Semi-Elaborados, Alimentos In-Natura e Fumo e Bebidas, justamente itens de consumo essencial ou associado a hábitos. Por sua vez a despesa não se mostrou significativa, sequer a 10% de significância, para o Aluguel, os Equipamentos do Domicílio, os Serviços de Comunicação, Vestuário e Outros Serviços. No caso do Aluguel, Serviços de Comunicação e Outros Serviços, que incluem despesas de educação e contratos de assistência médica, trata-se de gastos praticamente predefinidos que não dependem da renda-despesa temporária, mas provavelmente da renda permanente. Justificativa similar pode ser atribuída a Vestuário.

Na Tabela 10, observando-se a distribuição dos coeficientes significativos a 5%, apresentados em negrito, verifica-se que o próprio preço e o logaritmo da despesa deflacionado pelo logaritmo do preço médio aparecem como variáveis significativas na maioria dos casos. Quanto aos outros coeficientes para variáveis-preço em todas as equações foram encontrados coeficientes significativos o que evidencia a importância de efeitos cruzados.

Com relação às outras variáveis explicativas, constata-se que a dummy para educação, mostrou-se relevante para explicar as demandas de Artigos de Limpeza, Alimentos Industrializados, Transporte Público, com a ressalva que este item inclui transporte escolar, Fumo e Bebidas e Recreação e Cultura, sendo que neste último caso, como esperado, o sinal é negativo.

Finalmente, quanto as dummies para sazonalidade, foram especialmente importantes para Serviços de Comunicações, inclusive quanto ao sinal, por terem se mostrado significativas justamente em meados do ano quando ocorrem os reajustes de tarifas, e para Alimentos In-Natura e Vestuário. No caso de alimentos In-Natura, os meses de inverno são meses de sazonalidade de consumo, em que os preços caem com o aumento da oferta e retração da demanda. Por sua vez, quanto ao Vestuário, o primeiro trimestre do ano é o período das liquidações da moda primavera-verão.

Em geral, apesar de não termos determinado a grandeza das elasticidades, por não ser o propósito explicito da estimação do modelo nesta aplicação, chama a atenção o fato de em geral os resultados terem se mostrado conformes ao esperado.

Tabela 9

Estimativas do Sistema de Demanda para a Variável Preço da Equação e a Variável Despesa Deflacionada

Equações-Itens	Coeficientes	Erro Padrão	Estatist. t	Prob.	Poder Explic.	Estatist. D.W
WHBA						
Intercepto	0,158084	0,03419	4,623671	0,000000	0,839902	2,060509
Preço	0,018635	0,00317	5,877974	0,000000		
Despesa Deflacionada	0,012242	0,003593	3,407335	0,000700		
WHBB						
Intercepto	-0,016143	0,055585	-0,290424	0,771500	0,608413	2,200287
Preço	0,021671	0,004643	4,667759	0,000000		
Despesa Deflacionada	-0,010185	0,005841	-1,743822	0,081400		
WHBC						
Intercepto	0,010096	0,00512	1,971832	0,048800	0,823308	2,005039
Preço	0,002444	0,000495	4,941335	0,000000		
Despesa Deflacionada	0,002845	0,000538	5,287576	0,000000		
WHBD						
Intercepto	0,202901	0,074598	2,719907	0,006600	0,543266	2,008915
Preço	0,002891	0,000598	4,833294	0,000000		
Despesa Deflacionada	0,007384	0,007839	0.,941958	0,346300		
WHBE					0,279498	2,277502
Intercepto	-0.071735	0,049971	-1,435528	0,151300		
Preço	0.013838	0,006501	2,128498	0,033400		
Despesa Deflacionada	0.005150	0,005251	0,980715	0,326900		
WHBF						
Intercepto	-0,00728	0,024983	-0,291402	0,770800	0,566871	2,066934
Preço	0,032084	0,002825	1,135602	0,000000		

Despesa Deflacionada	0,00056	0,002625	0,213249	0,831200		
WALA						
Intercepto	0,115253	0,029778	3,870344	0,000100	0,847615	2,004542
Preço	0,008071	0,005102	1,581861	0,113800		
Despesa Deflacionada	0,017277	0,003129	5,521315	0,000000		
WALB						
Intercepto	0,144206	0,01627	8,863306	0,000000	0,909750	1,909801
Preço	3,32E-05	0,000626	0,053057	0,957700		
Despesa Deflacionada	0,005111	0,00171	2,989483	0,002800		
WALC						
Intercepto	0,082763	0,016046	5,158003	0,000000	0,871333	1,811196
Preço	0,003231	0,002807	1,151130	0,249800		
Despesa Deflacionada	0,00809	0,001686	4,798138	0,000000		
WTPA					0,494792	2,258817
Intercepto	0,077344	0,103189	0,749534	0,453600		
Preço	0,005034	0,001964	2,563423	0,010400		
Despesa Deflacionada	-0,025842	0,010843	-2,383289	0,017300		
WTPB					0,601248	2,006827
Intercepto	0,025917	0,00969	2,674789	0,007500		
Preço	0,000986	0,000347	2,841755	0,004500		
Despesa Deflacionada	0,001614	0,001018	1,585547	0,113000		
WDPA						
Intercepto	0,026621	0,006527	4,078792	0,000000	0,767007	2,359264
Preço	0,000419	0,000661	0,634470	0,525900		
Despesa Deflacionada	0,002633	0,000686	3,839757	0,000100		
WVTT					0,432462	1,818753
Intercepto	0,003671	0,032435	0,113169	0,909900		
Preço	0,026435	0,00422	6,264348	0,000000		
Despesa Deflacionada	0,005012	0,003408	1,470673	0,141500		
WRCE					0,709878	2,050810
Intercepto	0,239795	0,079739	3,007232	0,002700		
Preço	0,012753	0,003187	4,001420	0,000100		
Despesa Deflacionada	-0,036801	0,008379	-4,392012	0,000000		
WSER						
Intercepto	-0,010697	0,045421	-0,235507	0,813800	0,644833	2,218227
Preço	0,040947	0,003782	1,082775	0,000000		
Despesa Deflacionada	-0,006823	0,004773	-1,429658	0,153000		
WOTP						
Intercepto	0,01997	0,020497	0,974270	0,330000	0,742782	2,123068
Preço	0,013671	0,002375	5,757241	0,000000		
Despesa Deflacionada	0,011693	0,002154	5,428630	0,000000		

Tabela 10

Valores dos Coeficientes Estimados para cada Equação do Sistema

Var\Equa	hba	hbb	hbc	hbd	hbe	hbf	ala	alb	alc	tpa	tpb	dpa	vtt	rce	ser	otp
const	**0,15808**	-0,01614	**0,01010**	**0,20290**	-0,07174	-0,00728	**0,11525**	**0,14421**	**0,08276**	0,07734	**0,02592**	**0,02662**	0,00367	**0,23980**	-0,01070	0,01997
hba	**0,01864**	0,00237	-0,00026	**-0,01697**	0,00554	-0,00093	-0,00391	-0,00099	-0,00011	0,00933	-0,00062	**-0,00184**	-0,00470	-0,00395	-0,00001	-0,00154
hbb	**-0,01155**	**0,02167**	0,00021	0,00245	0,00170	0,00179	**-0,00639**	**-0,00847**	**-0,00462**	-0,00788	-0,00102	**-0,00178**	0,00103	**0,01393**	-0,00246	0,00146
hbc	-0,00164	0,00624	**0,00244**	0,00068	-0,00341	-0,00118	**0,01617**	**-0,00368**	-0,00176	-0,00196	0,00070	**0,00282**	-0,00164	-0,00895	-0,00287	-0,00209
hbd	-0,00035	-0,00062	-0,00005	**0,00289**	0,00073	0,00024	0,00010	0,00006	-0,00008	-0,00016	-0,00003	-0,00006	-0,00024	**-0,00247**	-0,00023	0,00027
hbe	-0,00062	-0,00035	**-0,00093**	0,00303	**0,00365**	-0,00055	**-0,00208**	**-0,00123**	**-0,00074**	0,00231	**-0,00082**	**-0,00039**	-0,00123	0,00134	-0,00077	-0,00061
hbf	-0,00734	0,01140	-0,00024	-0,00455	-0,00079	**0,03208**	-0,00428	**-0,00781**	**-0,00354**	0,00817	**-0,00344**	-0,00047	0,00146	-0,00698	-0,00889	**-0,00480**
ala	-0,00059	-0,00847	**-0,00218**	-0,00469	0,01270	**-0,01103**	0,00807	-0,00171	0,00467	0,01391	-0,00288	-0,00153	-0,00341	0,00551	0,00566	**-0,01423**
alb	0,00114	0,00106	-0,00021	-0,00210	0,00202	**0,00321**	-0,00207	0,00003	**-0,00193**	0,00524	-0,00021	**-0,00055**	-0,00160	-0,00281	-0,00213	0,00088
alc	**-0,02511**	0,00558	0,00100	-0,01151	0,00530	0,00107	0,00256	**-0,00731**	0,00323	0,01578	-0,00106	**-0,00237**	-0,00682	0,02405	-0,00752	0,00331
tpa	**-0,00336**	-0,00036	**-0,00033**	**0,00306**	-0,00100	0,00000	**-0,00173**	**-0,00156**	**-0,00088**	**0,00503**	0,00010	0,00003	0,00066	0,00084	0,00061	**-0,00111**
tpb	-0,00145	-0,00031	0,00025	-0,00242	-0,00058	0,00083	-0,00069	-0,00043	-0,00076	0,00212	**0,00099**	-0,00020	**-0,00235**	**0,01163**	**-0,00600**	-0,00059
dpa	**-0,01024**	0,00532	**-0,00133**	0,00503	-0,00035	-0,00472	**-0,00752**	**-0,00543**	**-0,00498**	0,01573	**-0,00340**	0,00042	-0,00209	**0,01832**	-0,00367	-0,00116
vtt	-0,00789	0,00406	**-0,00165**	**-0,02745**	**0,01384**	0,00061	-0,00696	-0,00217	-0,00146	-0,00726	0,00079	-0,00079	**0,02644**	-0,00215	**0,01589**	-0,00387
rce	0,00147	-0,00169	**-0,00057**	0,00184	0,00290	**-0,00304**	**-0,00511**	0,00012	**-0,00335**	0,00021	0,00038	**-0,00064**	0,00024	**0,01275**	-0,00328	**-0,00222**
ser	**-0,01222**	0,00310	0,00012	**0,00003**	**-0,01082**	-0,00322	-0,00336	**-0,00532**	**-0,00587**	0,00606	0,00028	-0,00008	-0,00488	-0,00254	0,04095	-0,00222
otp	-0,00620	0,00105	-0,00044	-0,01283	0,00168	-0,00380	-0,00256	-0,00105	-0,00022	0,01878	0,00006	-0,00062	-0,00408	-0,00027	**-0,00331**	**0,01367**
l(desp/pm)	**0,01224**	-0,01019	**0,00285**	0,00738	0,00515	0,00056	**0,01728**	**0,00511**	**0,00809**	**-0,02584**	0,00161	**0,00263**	0,00501	**-0,03680**	-0,00682	**0,01169**
dpri	0,00608	-0,01113	**0,00269**	0,00898	0,00508	-0,00185	**0,01419**	0,00344	0,00107	-0,00678	**0,00371**	**0,00249**	0,00038	**-0,02388**	-0,00474	0,00020
d1	0,01303	**-0,03123**	0,00036	0,00178	0,01148	-0,00914	-0,01044	**-0,00714**	-0,00068	0,01648	-0,00129	0,00242	-0,00643	0,02636	-0,01058	0,00507
d2	-0,00947	0,01799	0,00144	0,00068	-0,00913	0,00103	0,01045	-0,00457	-0,00034	0,01360	0,00217	0,00153	**-0,02260**	0,00459	-0,02013	0,01278
d3	0,00383	0,00204	0,00145	0,00941	-0,01177	-0,00102	**0,01676**	0,00116	-0,00012	-0,00901	0,00107	0,00131	**-0,02154**	0,00687	-0,00956	**0,00917**
d4	0,00087	-0,01703	**0,00259**	**0,03793**	-0,00243	0,00688	**0,01315**	-0,00140	-0,00445	0,00125	0,00183	0,00273	**-0,01720**	**-0,03724**	0,00264	**0,00985**
d6	**-0,01893**	-0,00612	0,00072	-0,02047	0,01648	**-0,02222**	0,00536	-0,00153	**-0,01135**	0,02582	0,00148	0,00068	-0,00204	0,00214	0,00900	**0,02092**
d7	**-0,02175**	**-0,03131**	0,00028	**0,05059**	0,01518	**-0,01975**	-0,00649	**-0,01025**	**-0,00800**	**0,05386**	0,00081	0,00105	-0,00890	-0,01936	-0,00587	**0,00980**
d8	-0,00307	-0,00526	0,00149	0,01235	**0,02269**	**-0,01080**	-0,00273	-0,00486	**-0,00676**	-0,01289	0,00014	0,00150	**-0,01612**	0,01320	-0,00180	**0,01276**
d9	-0,01222	-0,01779	-0,00095	-0,00660	0,01652	**-0,01419**	0,00012	0,00025	-0,00072	0,01616	**0,00456**	0,00143	-0,00762	-0,00048	0,01374	0,00741
d10	-0,00399	-0,01231	0,00077	-0,00177	0,00478	-0,00667	0,00330	-0,00075	0,00487	0,02729	**0,00667**	**0,00287**	-0,00500	-0,02444	0,00150	0,00296
d12	-0,00393	0,01034	-0,00097	-0,02875	0,01456	-0,00945	**-0,01364**	-0,00585	-0,00566	0,01243	-0,00289	0,00071	**0,03024**	0,00726	-0,00652	0,00217

4.3.Análise Empírica Comparativa de Fórmulas Superlativas e dos Modelos de Laspeyres e Konüs-Byushgens

O modelo estimado anteriormente permitiu obter ponderações mensais entre janeiro de 1999 e setembro de 2003. Para isso, foram utilizadas séries de números-índices de preços, calculadas a partir de séries de índices mensais desagregadas do IPC FIPE, para atualizar os preços médios por entre grupos para cada item, obtidos no banco de dados utilizados para estimar os modelos descritos na seção anterior. Como os valores das dummies sazonais são predeterminados, para possibilitar a estimação de pesos mensais, foram adotadas hipóteses de manutenção dos níveis médios para o período 1999 a 2003 da dummy dpri e da variável desp/pm. Essas hiipótese são plausíveis se considerarmos que a renda per capita no período praticamente não cresceu e, provavelmente, o nível de educação dos chefes de família também não se alterou signifivativamente.

Os pesos foram estimados entre janeiro de 1999 e setembro de 2003 em bases mensais que depois foram agregadas em médias móveis de doze meses, para que pudéssemos dispor de pesos entre janeiro de 2000 e setembro de 2003. Os pesos mensais são apresentados no Anexo 5 e seus valores estimados para a média das observações utilizadas na estimação são mostrados na Tabela 11, a seguir. Desta Tabela constam três estruturas de ponderação, a primeira é a estrutura de ponderação observada adotando-se o critério plutocrático, a segunda é a ponderação estimada, que deverá ser utilizada, tal como fizemos no capítulo anterior, para o cálculo do índice de Konüs-Byushgens e a terceira é a ponderação estimada corrigida pelos preços relativos entre o mês médio da POF e janeiro de 2000. Esta terceira ponderação foi obtida de modo análogo ao procedimento descrito no capítulo anterior, para ser aplicada no cálculo do índice de Laspeyres-BLS. Assim, será possível dispor de estimativas desse dois índices factíveis que possam ser comparadas com estimativas para as mesmas bases de dados de fórmulas superlativas, cujos modelos serão descritos na seção seguinte.

Tabela 11

Ponderações Observadas e Estimadas

Itens	POF98-99	KB-Estimado(*)	LP-BLS-Estimado(*)
HBA	0,05173	0,06520	0,06972
HBB	0,10292	0,09049	0,09032
HBC	0,01091	0,01227	0,01213
HBD	0,07863	0,08218	0,07276
HBE	0,04533	0,04486	0,04311
HBF	0,05247	0,05164	0,05096
ALA	0,09393	0,10432	0,10271
ALB	0,02631	0,03577	0,03563
ALC	0,03064	0,03735	0,03371
TPA	0,12105	0,10375	0,12213
TPB	0,01297	0,01439	0,01456
DPA	0,01589	0,01724	0,01561
VTT	0,05566	0,05759	0,05370
RCE	0,14840	0,13330	0,13617
SER	0,10207	0,09553	0,09245
OTP	0,05063	0,05413	0,05434
Total	1,00000	1,00000	1,00000

Obs(*). Elaborado pelo autor a partir do modelo estimado na seção anterior

4.3.1 Especificação, Estimação e Análise Comparativa de Índices Superlativos e Factíveis

O fato de não se dispor de informações correntes, que permitam estimar indicadores para agregados complexos como IPCs por fórmulas superlativas, como as Theil-Tornqvist e Fisher, aumenta o interesse, como evidenciam os textos de Aizcorbe and Jackman(1993) e Boskin et al(1998), no cálculo desses índices via estimação econométrica de ponderaçõe. Mesmo que não seja para fins de divulgação, o cálculo de modelos superlativos é interessante para que se possa avaliar a amplitude dos desvios de resultados entre os modelos em uso e os modelos considerados superlativos.

Para atender esses dois propósitos foram estimados índices mensais de preços, com base de ponderação móvel pelas fórmulas de Fisher e Theil-Tornavist, tendo por base a versão dessas fórmulas expressas como promédios. Para fins de comparação foram estimados, também, índices mensais por meio das fórmulas de Laspeyres modificado - BLS e de Konüs Byushgens. Por analogia ao modo de utilização de ponderações de POFs, foram calculadas médias móveis mensais de 12 meses, em que o último mês corresponde ao mês base de cálculo de cada índice mensal. Por exemplo, a ponderação utilizada no cálculo do índice de fevereiro de 2000 se baseou na média de ponderações do período janeiro de 1999 a janeiro de 2000. Nesses cálculos foram empregados os subíndices calculados no capítulo anterior e apresentados em anexo, utilizando pesos plutocráticos e a fórmula agregativa de Konüs-Byushgens e a fórmula elementar de Jevons. Naturalmente, outra alternativa baseada no modelo de Laspeyres também poderia ser aplicada, contudo isto não alteraria em essência os resultados obtidos.

Feitas essas considerações, apresentaremos, a seguir os modelos de fórmulas superlativas e "factíveis":

a) Fisher

(0.98) $$F_{t,t-1} = \left[L_{t,t-1} x P_{t,t-1}\right]^{1/2}$$

em que seus dois componentes são calculados como

(0.99) $$L_{t,t-1} = \sum_{i=1}^{n} w_{t-1}^{i} . r_{t,t-1}^{i} \qquad P_{t,t-1} = 1 / \sum_{i=1}^{n} w_{t}^{i} \left[1 / r_{t,t-1}^{i}\right]$$

b) Theil-Tornqvist

$$(0.100) \quad T_{t,t-1} = \prod_{i=1}^{n} [r_{t,t-1}^{i}]^{w_{\bullet}^{i}} \quad \text{onde } w_{\bullet}^{i} = \frac{w_t^i + w_{t-1}^i}{2}, \text{ em que } i = 1,2 \ldots \text{n}$$

subitens,

$r_{t,t-1}^{i}$ = relativos de preços dos subitens

w_t^i = ponderação de cada subitem no mês t

Nas Tabelas de 12, 13 e 14 e no gráfico 6, podem ser visualizados os resultados obtidos na forma de taxas de variação mensal, números-índices, base janeiro de 2000=100, e de relativos de números-índice com referência à série estimada para a fórmula de Fisher.Uma primeira constatação importante é que os índices superlativos, tal como discutido no segundo capitulo e observado nas elaborações empíricas do capitulo 3, apresentaram resultados muito próximos entre si. Assim, dada a maior facilidade de se calcular índices pela fórmula de Theil-Tornqvist, pela sua similaridade em termos de processamento da fórmula de Konüs-Byushgens e pelo fato de ser especificada como um promédio, esta fórmula tem maiores possibilidades de vir a substituir no futuro a fórmula de Laspeyres-BLS.

Outra constatação fundamental é que, como esperado, o resultado o resultado de Laspeyres tende a superar o dos índices superlativos e o de Konüs-Byushgens a subestimá-los. No entanto, fica evidente nos resultados obtidos que a superestimação de Laspeyres é mais significativa que a subestimação de Konüs-Byushgens. Isto evidência a vantagem do ponto de vista empírico da segunda fórmula sobre a primeira, que reforça a vantagem já destacada da fórmula se basear em hipóteses mais plausíveis do comportamento de grupos de consumidores, quando não ser restringe a abrangência sócio-econômica do indicador à classe de menor renda. Ou seja, para IPCs que sejam estimadores da inflação

Tabela 12

Taxas de Variação para Índices Factíveis e Superlativos

Mês	LPmov	Paasche	Fisher	Th-Torn	LP-BLS	KB
fev/00	0,878	0,813	0,846	0,931	0,863	0,812
mar/00	1,127	1,080	1,104	1,104	1,185	1,078
abr/00	0,226	0,223	0,224	0,224	0,235	0,220
mai/00	0,215	0,199	0,207	0,207	0,186	0,208
jun/00	0,537	0,515	0,526	0,526	0,588	0,506
jul/00	1,455	1,430	1,443	1,443	1,538	1,428
ago/00	1,218	1,166	1,192	1,192	1,322	1,185
set/00	1,036	1,016	1,026	1,026	1,015	1,017
out/00	0,284	0,280	0,282	0,282	0,259	0,280
nov/00	0,664	0,640	0,652	0,652	0,702	0,628
dez/00	1,283	1,247	1,265	1,265	1,340	1,234
jan/01	0,010	-0,041	-0,016	-0,015	0,000	-0,015
fev/01	0,650	0,607	0,629	0,629	0,651	0,611
mar/01	0,010	-0,018	-0,004	-0,004	0,068	0,010
abr/01	1,187	1,159	1,173	1,173	1,221	1,191
mai/01	0,051	0,005	0,028	0,028	0,016	0,034
jun/01	0,556	0,533	0,544	0,544	0,559	0,532
jul/01	1,296	1,254	1,275	1,275	1,349	1,246
ago/01	1,161	1,076	1,118	1,118	1,208	1,146
set/01	0,899	0,862	0,880	0,880	0,994	0,885
out/01	0,741	0,724	0,732	0,732	0,723	0,744
nov/01	0,627	0,601	0,614	0,614	0,642	0,635
dez/01	1,070	1,055	1,062	1,062	1,050	1,024
jan/02	0,351	0,283	0,317	0,317	0,305	0,383
fev/02	-0,293	-0,317	-0,305	-0,305	-0,290	-0,279
mar/02	0,134	0,122	0,128	0,128	0,173	0,107
abr/02	0,265	0,247	0,256	0,256	0,221	0,210
mai/02	0,545	0,522	0,533	0,533	0,595	0,528
jun/02	0,781	0,775	0,778	0,778	0,788	0,748
jul/02	0,963	0,940	0,951	0,951	0,998	0,929
ago/02	0,335	0,289	0,312	0,312	0,332	0,372
set/02	1,024	1,006	1,015	1,015	1,118	1,015
out/02	1,286	1,270	1,278	1,278	1,247	1,303
nov/02	2,793	2,731	2,762	2,762	2,902	2,794
dez/02	2,245	2,215	2,230	2,230	2,253	2,253
jan/03	1,998	1,871	1,935	1,935	1,847	1,799
fev/03	0,702	0,635	0,669	0,668	0,758	0,673
mar/03	1,983	1,894	1,939	1,939	1,873	2,015
abr/03	-0,450	-0,470	-0,460	-0,460	-0,433	-0,502
mai/03	0,666	0,640	0,653	0,653	0,671	0,703
jun/03	0,706	0,633	0,670	0,669	0,727	0,620
jul/03	0,782	0,761	0,771	0,771	0,770	0,700
ago/03	0,231	0,173	0,202	0,202	0,261	0,225
set/03	0,654	0,636	0,645	0,645	0,770	0,724

Tabela 13

Números-Índice para Índices Factíveis e Superlativos

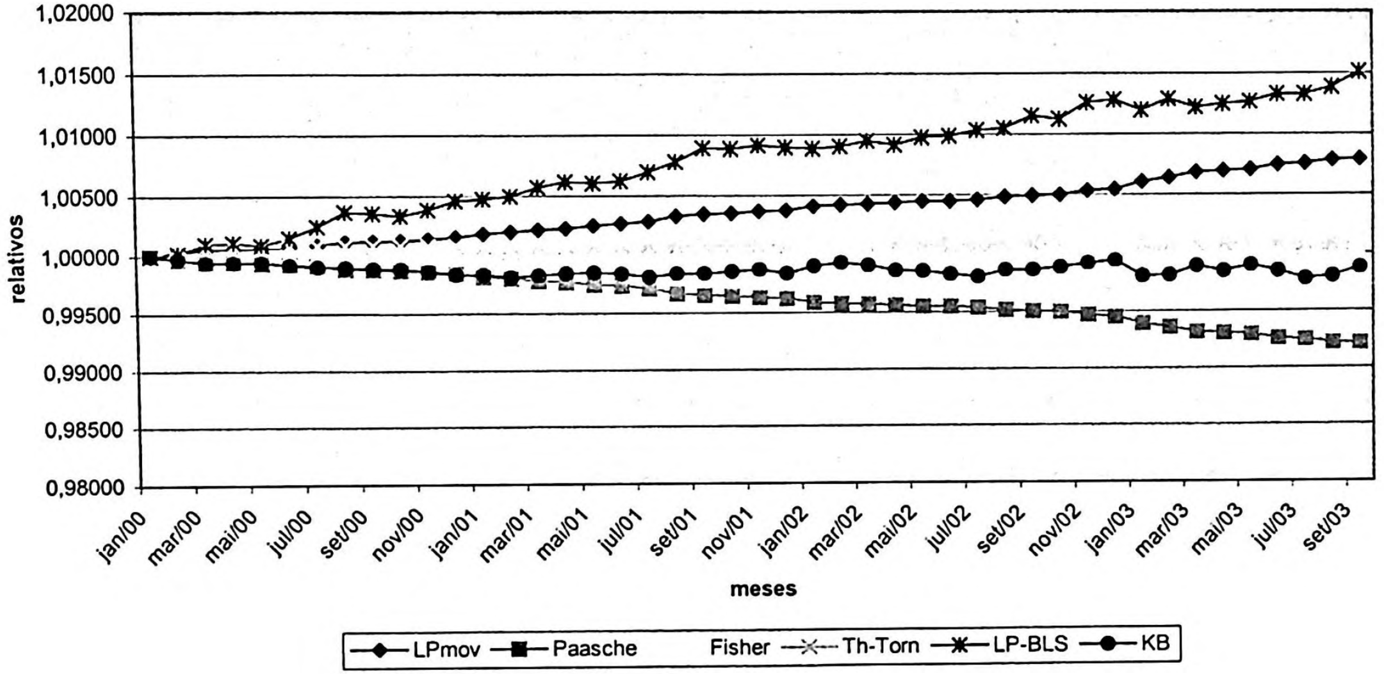
Mês	LPmov	Paasche	Fisher	Th-Torn	LP-BLS	KB
jan/00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
fev/00	100,88	100,81	100,85	100,93	100,86	100,81
mar/00	102,01	101,90	101,96	102,04	102,06	101,90
abr/00	102,24	102,13	102,19	102,27	102,30	102,12
mai/00	102,46	102,33	102,40	102,49	102,49	102,34
jun/00	103,02	102,86	102,94	103,02	103,09	102,85
jul/00	104,51	104,33	104,42	104,51	104,68	104,32
ago/00	105,79	105,55	105,67	105,76	106,06	105,56
set/00	106,88	106,62	106,75	106,84	107,14	106,63
out/00	107,19	106,92	107,05	107,14	107,41	106,93
nov/00	107,90	107,60	107,75	107,84	108,17	107,60
dez/00	109,28	108,94	109,11	109,21	109,62	108,93
jan/01	109,29	108,90	109,10	109,19	109,62	108,91
fev/01	110,01	109,56	109,78	109,87	110,33	109,58
mar/01	110,02	109,54	109,78	109,87	110,41	109,59
abr/01	111,32	110,81	111,07	111,16	111,75	110,89
mai/01	111,38	110,82	111,10	111,19	111,77	110,93
jun/01	112,00	111,41	111,70	111,80	112,40	111,52
jul/01	113,45	112,80	113,13	113,22	113,91	112,91
ago/01	114,77	114,02	114,39	114,49	115,29	114,21
set/01	115,80	115,00	115,40	115,49	116,43	115,22
out/01	116,66	115,83	116,24	116,34	117,28	116,07
nov/01	117,39	116,53	116,96	117,05	118,03	116,81
dez/01	118,64	117,76	118,20	118,30	119,27	118,01
jan/02	119,06	118,09	118,57	118,67	119,63	118,46
fev/02	118,71	117,72	118,21	118,31	119,28	118,13
mar/02	118,87	117,86	118,36	118,46	119,49	118,25
abr/02	119,19	118,15	118,67	118,77	119,75	118,50
mai/02	119,83	118,77	119,30	119,40	120,47	119,13
jun/02	120,77	119,69	120,23	120,33	121,42	120,02
jul/02	121,93	120,81	121,37	121,47	122,63	121,13
ago/02	122,34	121,16	121,75	121,85	123,03	121,58
set/02	123,59	122,38	122,99	123,09	124,41	122,82
out/02	125,18	123,94	124,56	124,66	125,96	124,42
nov/02	128,68	127,32	128,00	128,11	129,62	127,89
dez/02	131,57	130,14	130,85	130,96	132,54	130,78
jan/03	134,20	132,58	133,39	133,50	134,98	133,13
fev/03	135,14	133,42	134,28	134,39	136,01	134,03
mar/03	137,82	135,95	136,88	136,99	138,56	136,73
abr/03	137,20	135,31	136,25	136,36	137,96	136,04
mai/03	138,11	136,18	137,14	137,25	138,88	137,00
jun/03	139,09	137,04	138,06	138,17	139,89	137,85
jul/03	140,18	138,08	139,12	139,24	140,97	138,81
ago/03	140,50	138,32	139,41	139,52	141,34	139,12
set/03	141,42	139,20	140,30	140,42	142,42	140,13

Tabela 14

Comparação de Séries de Números-Índice tendo Fisher por Base

Mês	LPmov	Paasche	Fisher	Th-Torn	LP-BLS	KB
jan/00	1,00000	1,00000	1,00000	1,00000	1,00000	1,00000
fev/00	1,00032	0,99968	1,00000	1,00084	1,00017	0,99967
mar/00	1,00055	0,99945	1,00000	1,00084	1,00098	0,99942
abr/00	1,00056	0,99944	1,00000	1,00084	1,00109	0,99938
mai/00	1,00064	0,99936	1,00000	1,00084	1,00088	0,99939
jun/00	1,00075	0,99925	1,00000	1,00084	1,00149	0,99919
jul/00	1,00087	0,99913	1,00000	1,00084	1,00243	0,99903
ago/00	1,00113	0,99887	1,00000	1,00084	1,00372	0,99896
set/00	1,00123	0,99877	1,00000	1,00084	1,00361	0,99887
out/00	1,00125	0,99875	1,00000	1,00084	1,00338	0,99886
nov/00	1,00137	0,99863	1,00000	1,00084	1,00388	0,99862
dez/00	1,00155	0,99845	1,00000	1,00084	1,00462	0,99831
jan/01	1,00181	0,99819	1,00000	1,00084	1,00477	0,99831
fev/01	1,00203	0,99798	1,00000	1,00084	1,00500	0,99814
mar/01	1,00217	0,99783	1,00000	1,00084	1,00571	0,99828
abr/01	1,00231	0,99770	1,00000	1,00084	1,00618	0,99845
mai/01	1,00254	0,99747	1,00000	1,00084	1,00606	0,99850
jun/01	1,00266	0,99735	1,00000	1,00084	1,00621	0,99838
jul/01	1,00286	0,99715	1,00000	1,00084	1,00694	0,99810
ago/01	1,00329	0,99672	1,00000	1,00083	1,00783	0,99837
set/01	1,00347	0,99654	1,00000	1,00083	1,00897	0,99842
out/01	1,00355	0,99646	1,00000	1,00083	1,00887	0,99854
nov/01	1,00368	0,99633	1,00000	1,00083	1,00915	0,99874
dez/01	1,00375	0,99626	1,00000	1,00083	1,00902	0,99837
jan/02	1,00409	0,99592	1,00000	1,00083	1,00890	0,99902
fev/02	1,00422	0,99580	1,00000	1,00083	1,00906	0,99928
mar/02	1,00428	0,99574	1,00000	1,00083	1,00951	0,99907
abr/02	1,00437	0,99565	1,00000	1,00083	1,00915	0,99861
mai/02	1,00448	0,99554	1,00000	1,00083	1,00977	0,99855
jun/02	1,00450	0,99552	1,00000	1,00083	1,00988	0,99826
jul/02	1,00462	0,99540	1,00000	1,00083	1,01034	0,99803
ago/02	1,00484	0,99518	1,00000	1,00083	1,01054	0,99862
set/02	1,00493	0,99509	1,00000	1,00083	1,01156	0,99862
out/02	1,00501	0,99501	1,00000	1,00083	1,01126	0,99886
nov/02	1,00532	0,99471	1,00000	1,00083	1,01263	0,99918
dez/02	1,00547	0,99456	1,00000	1,00083	1,01286	0,99940
jan/03	1,00609	0,99395	1,00000	1,00083	1,01199	0,99808
fev/03	1,00642	0,99362	1,00000	1,00083	1,01289	0,99812
mar/03	1,00686	0,99318	1,00000	1,00083	1,01224	0,99887
abr/03	1,00696	0,99308	1,00000	1,00083	1,01251	0,99845
mai/03	1,00709	0,99296	1,00000	1,00083	1,01269	0,99895
jun/03	1,00746	0,99260	1,00000	1,00082	1,01327	0,99846
jul/03	1,00756	0,99249	1,00000	1,00082	1,01326	0,99775
ago/03	1,00786	0,99221	1,00000	1,00082	1,01385	0,99797
set/03	1,00794	0,99212	1,00000	1,00082	1,01511	0,99876

Gráfico 6
Séries de Números- Índices comparadas à Fisher



CONCLUSÃO

O Índice de Preços ao Consumidor é provavelmente a estatística econômica de mais destaque. Mesmo os indicadores de desemprego e de produto não merecem a mesma atenção na Mídia. Apesar disto, a metodologia de cálculo deste indicador avançou relativamente pouco no que tange ao aspecto fundamental das fórmulas utilizadas em seu cálculo, desde os componentes elementares até o cálculo de índices agregados. A fórmula de Laspeyres, na versão adotada pelo BLS- Bureau of Labor Statistics desde 1926, domina a cena. O IPC-FIPE, talvez seja o único Ìndice de Preços ao Consumidor, que utiliza uma metodologia alternativa, baseada na fórmula proposta por Konüs e Byushgens.

No entanto do ponto de vista teórico o conceito de ICV-Índice de Custo de Vida que o IPC é o "measure-estimator" vem se tornando cada vez menos restritivo, para dar embasamento teórico as principais questões de ordem prática, tais como a construção de séries encadeadas de IPCs e a consideração de que IPCs são estatísticas sociais e não restritas a um consumidor individual. Definido o problema pela Teoria Econômica o processo de cálculo periódico de IPCs se vale de resultados importantes tratados pelas correntes axiomática e estocástica. Em síntese nesta aplicação, por analogia à econometria, observa-se uma tendência de integração dos três enfoques teóricos no cálculo de IPCs, se bem que com fim precípuo de construir variáveis e não o de fazer inferências acerca delas.

Em vista dos novos desenvolvimentos teóricos e do avanço da informática, que tem contribuído para tornar mais rápido o processamento de dados, novas fórmulas, como a superlativa de Theil-Tornqvist de que o modelo de Konüs-Byushgens é uma aproximação, vêm se tornando factíveis. Assim, se tornarão disponíveis alternativas à fórmula de

Laspeyres, que se baseiem em hipóteses menos restritivas sobre o comportamento dos consumidores.

Entre as possíveis razões da dominância do modelo de Laspeyres, duas parecem ser mais relevantes: tradição e transparência. Com relação à tradição, optou-se desde cedo por esse modelo por sua maior facilidade computacional, condição importante até a disseminação de sistemas de computação eletrônica; o IPC calculado para os EUA, por exemplo, utiliza a mesma fórmula agregativa desde 1926. Além disso, trata-se de modelo facilmente entendido pela sociedade. A dificuldade computacional não pode ser utilizada como um argumento importante, mas a facilidade de entendimento do processo de cálculo pelo público, sim. Este talvez seja o principal fator a explicar a resistência de grande parte de institutos oficiais e oficiosos de pesquisa a utilizar fórmulas superlativas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ADELMAM, I.; A New Approach to The Construction of Index Numbers. *Review of Economic and Statistic,* vol. 40,1958.

AFRIAT, S. ;The Price Index. *Cambridge University Press, 1977.*

ALLEN, R.G.D.; Index Numbers in Theory and Practice London: The Macmillan Press, 1975.

AIZCORBE, A.M.; JACKMAN, P.C.; The Commodity Substitution Effect in CPI data, 1982-91. Monthly Labor Review, 25-33, 1993.

BANERJEE, K.S.; Cost of Living Index Numbers-Practice, Precision, and Theory. *New York: Marcel Dekker,1975.*

BANERJEE, K.S.; A Comment on the Sampling Aspects in the Construction of Index Numbers. *Review of Economics and Statistics,* vol. 40,1958.

BOSKIN, M.J.; DULBERGER, E.R.; GORDON, R.J.; GRILICHES, Z.; JORGENSON, D.W.; Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living. *Journal of Economic Perspective* 12:3-26,1998.

BRAITHWAIT, S.;The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Index. *The American Economic Review, vol 70, 64-67, 1980.*

BOWLEY,.A.L.; Elements of Statistcs.P.S. *King and Son, Westminster, England, 1901.*

CARMO, H.C.E.; Um Enfoque Integrado para Números-Índices Econômicos: Uma Aplicação ao Cálculo de Índices de Preços ao Consumidor no Município de São Paulo, no período de 1939-1986. *Tese de Doutoramento IPE-USP (1988).*

COCHRAN, W. G., Sampling Techniques. *John Wiley & Sons, 1988.*

DALÉN, J.; Computing Elementary Aggregates in the Swedish Consumer Price Index. Journal of Official Statistics, vol 8, 129-147,1992.

DEATON, A.; MUELLBAUER, J.; An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review, vol 70, 312-326, 1980.*

DEATON, A.; MUELLBAUER, J.;Economics and Consumer Behavior. *Cambridge University Press, 1994.*

DIEWERT, E.; Applications of Duality Theory. *InFrontiers of Quantitative Economics, Vol II, M.D. Intriligator and D.A Kendrick (eds), Amsterdan. North-Holland, 106-171, 1973.*

DIEWERT, E.; Price Level Measurement. *North Holland, 1990.*

DIEWERT, E.; Exact and Superlative Index Numbers.*Journal of Econometrics*, vol. 4, 114-145, 1976. In DIEWERT. E.;NAKAMURA.A.O.;*Essays in Index Number Theory-Volume 1.North Holland, 1993.*

DIEWERT, E.; Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation. *Econometrica*,Vol.46,nº4,883-900,1978.

DIEWERT, E.; The Consumer Price Index Manual. *International Labour Organization, Forthcoming, in* diewert@econ.ubc.ca, 2003.

DIVISIA, f.; L Indice Monétaire et La Théorie de la Monnaie. *Societé Anoynme du Rucueil Sirey, 1926.*

EDGEWORTH, F.Y.; Papers Relating to Political Economy Vo1. *Burt Franklin, New York , 1925.*

ENDO, S.K.; Números-Índices. *Editora Atual,*1986.

EICHHORN, W.; VOELLER, J.; The Theory of Price Index. *In Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems. Berlim, Spring Verlang,1976.*

EICHHORN, W.;What is an Economic Index? An Attempt of an Answer. *In: Theory and Applications of Economic Indices" - Edited by* W. EICCHORN, W.; HENN, O.; OPTIZ, R.; SHEPHARD, W. *Physica-Verlag. Wurburg, 1978.*

FISHER, I.; The Making of Index Numbers. *Boston: Hougthon Mifflin*, 1922.

FRISH, R.; Annual Survey of General Economic Theory: The Problem of IndexNumbers. *Econometrica, vol. 4, nº 1 (1*

FIUZA, E. P.S.; ASANO. S.; Estimation of The Brazilian Consumer Demand System. IPEA, Texto para Discussão n 793, 2001.

GREENE, W.;Econometric Analysis Prentice Hall, 5a.Ed, 2003.

HANSEN, B; LUCAS, E.F.; On The Accuracy of Index Numbers. *The Review of Income an Wealth, vol. 30, nº. 1, 1984..*

HANSENKAMP, G.; Economic and Atomistics Index Numbers: Contrasts and Similarities. *In: Theory and Applications of Economic Indices" - Edited by* W. EICCHORN, W.; HENN, O.;OPTIZ, R.; SHEPHARD, W. *Physica-Verlag. Wurburg, 1978.*

KEYNES, J.M.;. A Treatise on Money. *In Royal Economic Society (1971 ed.) The Collected Writings of John Maynard Keynes. London: Cambridge University Press,1930* e. *1971.*

KIRSTEN, J.T.; Metodologia de Construção de Índices de Preços aoConsumidor - Custo de Vida". IPE Série Monografias, nº 6 ,1975.

KIRSTEN, J.T; Números-Índices de Preços na Construção Civil, Aspectos Metodológicos . *Tese de Livre Docência - FEA/USP, 1977.*

KONÜS, A.A.;. The Problem of the True Index of the Cost of Living. Publicado, em 1939, na *Econometrica* 7, 10-29,1924.

LEBOW, E.D. & RUDD , J.B.,. Measurement Error in The Consumer Price Index: Where Do We Stand? *Journal of Economic Literature,* vol. *XLI: 159-201, 2003.*

MOULTON, B.R.; Basic Components of the CPI: Estimation of Price Changes. *Monthly Economic Review, 1993.*

MOURA , F., A. M., Análise dos Índices de Preços e Estimativas de Seus Vieses. *Dissertação de Mestrado - FIBGE ,1982.*

POLLAK, R. A.; The Theory of Cost - of - Living Index. Oxford University Press , 1989. Este livro é uma coletânea que inclui todos os artigos citados do autor.

ROY, R; Diversos Conceitos em Matéria de Índices. *Revista Brasileira deEstatística, ano X, nº40, 1949.*

ROY, R; Em Torno dos números-Índices.*Revista Brasileira de Estatística, ano X, nº 39, 1949.*

SAMUELSON, P.A.; Foudations of Economic Analisys. *Harvard University Press, Cambridge, 1947.*

SAMUELSON, P. A.; SWAMY, S.;Invariant Economic Index and Canonical Duality: Survey and Synthesis. *The American Economic Review, vol64,566-593,1974..*

VARTIA, Y. O;Fisher Five Tined Fork And Other Quantum Theories of Index Numbers., *In: Theory and Applications of Economic Indices" - Edited by* W. EICCHORN, W.; HENN, O.;OPTIZ, R.; SHEPHARD, W. *Physica-Verlag. Wurburg, 1978.*

FAVA, V.L.; Dispersão de Preços: Teoria, Evidências e Implicações sobre Índices de Preços. *Tese de Livre Docência, apresentada ao Departamento de Economia da FEA/USP, 2002.*

Anexo 1

Peso de Cada Grupo de Domicílios Segundo Critérios de Ponderação

Faixas	mês	Num.Dom	Desp. Totais	Ponderações Plutoc.	Democ.
1 -	Jun	16	2415,09	0,000755	0,006806
2 -	Jun	22	8235,25	0,002574	0,009358
3 -	Jun	21	13367,2	0,004178	0,008932
4 -	Jun	10	8677,68	0,002712	0,004254
5 -	Jun	13	14511,21	0,004535	0,005530
6 -	Jun	7	9623,98	0,003008	0,002977
7 -	Jun	13	21943,33	0,006858	0,005530
8 -	Jun	6	13420,29	0,004195	0,002552
9 -	Jun	4	10613,82	0,003317	0,001701
10 -	Jun	7	23476,77	0,007338	0,002977
11 -	Jun	2	8074,14	0,002524	0,000851
12 -	Jun	5	30225,85	0,009447	0,002127
13 -	Jun	4	36496,9	0,011407	0,001701
1 -	Jul	6	624,44	0,000195	0,002552
2 -	Jul	25	9074,54	0,002836	0,010634
3 -	Jul	30	19368,26	0,006054	0,012761
4 -	Jul	21	18500,95	0,005782	0,008932
5 -	Jul	7	8280,15	0,002588	0,002977
6 -	Jul	7	9830,96	0,003073	0,002977
7 -	Jul	12	20964,59	0,006552	0,005104
8 -	Jul	12	28003,16	0,008752	0,005104
9 -	Jul	5	13707,31	0,004284	0,002127
10 -	Jul	6	20051,28	0,006267	0,002552
11 -	Jul	3	12351,13	0,003860	0,001276
12 -	Jul	2	11790,68	0,003685	0,000851
13 -	Jul	2	17331,35	0,005417	0,000851
1 -	Ago	17	2506,66	0,000783	0,007231
2 -	Ago	33	12747,19	0,003984	0,014037
3 -	Ago	29	18506,9	0,005784	0,012335
4 -	Ago	24	21523,97	0,006727	0,010208
5 -	Ago	15	16461,82	0,005145	0,006380
6 -	Ago	9	12597,98	0,003938	0,003828
7 -	Ago	15	25843,79	0,008077	0,006380
8 -	Ago	6	13682,44	0,004276	0,002552
9 -	Ago	7	19422,54	0,006071	0,002977
10 -	Ago	5	18325,49	0,005728	0,002127
11 -	Ago	1	4355,52	0,001361	0,000425
12 -	Ago	2	12166,32	0,003803	0,000851
13 -	Ago	4	34605,7	0,010816	0,001701
1 -	Set	20	3248,81	0,001015	0,008507
2 -	Set	35	13455	0,004205	0,014887

Faixas	mês	Num.Dom	Desp. Totais	Ponderações	
				Plutoc.	Democ.
3 -	Set	35	22087,67	0,006904	0,014887
4 -	Set	37	32942,99	0,010296	0,015738
5 -	Set	21	23294,86	0,007281	0,008932
6 -	Set	17	23486,16	0,007341	0,007231
7 -	Set	16	27924,25	0,008728	0,006806
8 -	Set	10	22223,03	0,006946	0,004254
9 -	Set	8	21296,03	0,006656	0,003403
10 -	Set	9	31609,07	0,009879	0,003828
11 -	Set	3	12562,05	0,003926	0,001276
12 -	Set	2	12026,62	0,003759	0,000851
13 -	Set	5	61673,46	0,019276	0,002127
1 -	Out	17	2611,73	0,000816	0,007231
2 -	Out	42	15358,4	0,004800	0,017865
3 -	Out	35	21114,15	0,006599	0,014887
4 -	Out	25	21419,33	0,006695	0,010634
5 -	Out	11	11797,42	0,003687	0,004679
6 -	Out	18	24927,19	0,007791	0,007656
7 -	Out	15	25260,47	0,007895	0,006380
8 -	Out	15	33620,08	0,010508	0,006380
9 -	Out	12	32335,8	0,010107	0,005104
10 -	Out	7	24056,27	0,007519	0,002977
11 -	Out	5	22604,26	0,007065	0,002127
12 -	Out	9	51488,08	0,016093	0,003828
13 -	Out	5	51218,44	0,016008	0,002127
1 -	Nov	19	3086,95	0,000965	0,008082
2 -	Nov	42	16083,82	0,005027	0,017865
3 -	Nov	46	28277,22	0,008838	0,019566
4 -	Nov	33	28590,66	0,008936	0,014037
5 -	Nov	23	25556,49	0,007988	0,009783
6 -	Nov	11	15317,07	0,004787	0,004679
7 -	Nov	25	44488,59	0,013905	0,010634
8 -	Nov	9	19769	0,006179	0,003828
9 -	Nov	6	16421,04	0,005132	0,002552
10 -	Nov	13	43666,29	0,013648	0,005530
11 -	Nov	2	8516,21	0,002662	0,000851
12 -	Nov	5	30479	0,009526	0,002127
13 -	Nov	3	23366,46	0,007303	0,001276
1 -	Dez	11	1677,75	0,000524	0,004679
2 -	Dez	30	10920,03	0,003413	0,012761
3 -	Dez	35	22099,53	0,006907	0,014887
4 -	Dez	28	24004,51	0,007503	0,011910
5 -	Dez	15	16908,93	0,005285	0,006380
6 -	Dez	12	16488,73	0,005154	0,005104
7 -	Dez	18	31151,65	0,009736	0,007656
8 -	Dez	12	26097,53	0,008157	0,005104

Faixas	mês	Num.Dom	Desp. Totais	Ponderações	
				Plutoc.	Democ.
9 -	Dez	3	7988,13	0,002497	0,001276
10 -	Dez	9	30553,96	0,009550	0,003828
11 -	Dez	5	21808,3	0,006816	0,002127
12 -	Dez	4	24257,63	0,007582	0,001701
13 -	Dez	3	28462,11	0,008896	0,001276
1 -	Jan	33	4747,98	0,001484	0,014037
2 -	Jan	41	15062,17	0,004708	0,017439
3 -	Jan	36	22858,45	0,007144	0,015313
4 -	Jan	25	21823,25	0,006821	0,010634
5 -	Jan	18	19839,72	0,006201	0,007656
6 -	Jan	7	9648,29	0,003016	0,002977
7 -	Jan	16	27157,53	0,008488	0,006806
8 -	Jan	12	27543,74	0,008609	0,005104
9 -	Jan	11	30534,58	0,009544	0,004679
10 -	Jan	16	55263,55	0,017273	0,006806
11 -	Jan	2	8761,89	0,002739	0,000851
12 -	Jan	4	23120,83	0,007226	0,001701
13 -	Jan	3	29097,57	0,009094	0,001276
1 -	fev	21	3331,69	0,001041	0,008932
2 -	fev	32	11813,82	0,003692	0,013611
3 -	fev	35	21552,32	0,006736	0,014887
4 -	fev	20	17620,65	0,005507	0,008507
5 -	fev	15	16562,82	0,005177	0,006380
6 -	fev	18	24199,52	0,007564	0,007656
7 -	fev	14	23846,06	0,007453	0,005955
8 -	fev	8	17831,44	0,005573	0,003403
9 -	fev	7	18607,08	0,005816	0,002977
10 -	fev	7	25011,82	0,007817	0,002977
11 -	fev	2	9292,22	0,002904	0,000851
12 -	fev	8	52544,59	0,016423	0,003403
13 -	fev	2	17208,91	0,005379	0,000851
1 -	Mar	26	4030,26	0,001260	0,011059
2 -	Mar	39	14923,25	0,004664	0,016589
3 -	Mar	40	25402,34	0,007940	0,017014
4 -	Mar	26	22766,72	0,007116	0,011059
5 -	Mar	19	21462,11	0,006708	0,008082
6 -	Mar	6	8170,7	0,002554	0,002552
7 -	Mar	19	31875,44	0,009963	0,008082
8 -	Mar	11	23592,86	0,007374	0,004679
9 -	Mar	8	21503,84	0,006721	0,003403
10 -	Mar	11	39639,21	0,012389	0,004679
11 -	Mar	5	21180	0,006620	0,002127
12 -	Mar	3	19364,7	0,006052	0,001276
13 -	Mar	3	42028,51	0,013136	0,001276
1 -	Abr	25	3665,91	0,001146	0,010634

Faixas	mês	Num.Dom	Desp. Totais	Ponderações	
				Plutoc.	Democ.
2 -	Abr	41	14740,12	0,004607	0,017439
3 -	Abr	32	19985,56	0,006247	0,013611
4 -	Abr	34	29189,01	0,009123	0,014462
5 -	Abr	10	11399,93	0,003563	0,004254
6 -	Abr	11	15117,7	0,004725	0,004679
7 -	Abr	18	31518,41	0,009851	0,007656
8 -	Abr	6	14325,72	0,004478	0,002552
9 -	Abr	8	21798,11	0,006813	0,003403
10 -	Abr	9	31330,25	0,009792	0,003828
12 -	Abr	3	16499,28	0,005157	0,001276
13 -	Abr	3	25973,29	0,008118	0,001276
1 -	Mai	22	3146,98	0,000984	0,009358
2 -	Mai	33	12089,83	0,003779	0,014037
3 -	Mai	37	22551,81	0,007049	0,015738
4 -	Mai	36	31501,91	0,009846	0,015313
5 -	Mai	25	28465,39	0,008897	0,010634
6 -	Mai	12	16090,06	0,005029	0,005104
7 -	Mai	27	47126,76	0,014730	0,011484
8 -	Mai	13	28564,03	0,008928	0,005530
9 -	Mai	10	26657,82	0,008332	0,004254
10 -	Mai	8	26809,62	0,008379	0,003403
11 -	Mai	4	18475,64	0,005775	0,001701
12 -	Mai	2	11998,74	0,003750	0,000851
13 -	Mai	2	24250,83	0,007580	0,000851
- Global		2351	3199480,98	1,000000	1,000000

Anexo 2

Estruturas de Ponderação Segundo os Critérios Putocrático e Democrático

Código IPC-FIPE	IPC-FIPE	Plutocrático	Democrático
1 0. Índice Geral	1,00000		
2 l. Habitação	0,32793		
4 1.1 Serviços de Utilidade Pública	0,08281	0,05173	0,08659
341 Luz	0,04243	0,02651	0,04437
344 Água/esgoto	0,02225	0,01390	0,02326
343 Gás de botijão	0,00713	0,00445	0,00745
351 Gás canalizado	0,00034	0,00021	0,00036
346 Imposto predial	0,01066	0,00666	0,01115
5 1.2 Serviços Domésticos e Conservação	0,06143	0,10292	0,06845
367 Condomínio	0,02105	0,03527	0,02346
368 Serviço doméstico	0,01467	0,02458	0,01635
342 Reparo no domicílio	0,02126	0,03561	0,02368
345 Conserto de equipamento doméstico	0,00339	0,00569	0,00378
1000 Ferramenta	0,00011	0,00018	0,00012
352 Velas	0,00024	0,00040	0,00026
415 Fósforos	0,00014	0,00024	0,00016
350 Lâmpada	0,00047	0,00079	0,00052
1001 Serviço de mudança	0,00010	0,00017	0,00011
6 1.3 Artigos de Limpeza	0,01303	0,01091	0,01578
371 Sabão em pó	0,00449	0,00376	0,00544
372 Sabão em barra	0,00076	0,00063	0,00092
916 Sabão de coco	0,00017	0,00014	0,00021
377 Detergente	0,00114	0,00095	0,00138
376 Desinfetante	0,00076	0,00064	0,00092
1003 Desodorizante	0,00017	0,00014	0,00021
1004 Alvejante	0,00011	0,00009	0,00013
1005 Concentrado de limpeza	0,00060	0,00050	0,00073
374 Água sanitária	0,00081	0,00068	0,00098
1006 Limpa-limo	0,00010	0,00008	0,00012
375 Esponja de aço	0,00055	0,00046	0,00066
1007 Esponja	0,00019	0,00016	0,00023
373 Cera	0,00034	0,00028	0,00041
383 Amaciante p/ roupa	0,00132	0,00110	0,00160
378 Inseticida	0,00047	0,00039	0,00057
384 Sacos p/ lixo	0,00024	0,00020	0,00028
1008 Pano de limpeza	0,00016	0,00013	0,00019
385 Vassoura	0,00020	0,00017	0,00024
386 Álcool p/ limpeza	0,00024	0,00020	0,00029
381 Lustra-móveis	0,00023	0,00019	0,00027
7 2. Aluguel	0,08975	0,07863	0,10867
366 Aluguel	0,08975	0,07863	0,10867

8 3. Equipamentos do Domicílio	0,04402	0,04533	0,04377
801 Armário p/ quarto	0,00333	0,00343	0,00331
802 Armário p/ cozinha	0,00430	0,00442	0,00427
803 Estante p/ sala	0,00094	0,00097	0,00093
804 Mesa c/ cadeiras	0,00262	0,00269	0,00260
805 Sofá	0,00325	0,00335	0,00324
806 Cama	0,00263	0,00271	0,00262
807 Colchão	0,00135	0,00139	0,00134
1009 Cortina	0,00084	0,00087	0,00084
808 Tapete	0,00062	0,00064	0,00062
1010 Peças de iluminação e decoração	0,00047	0,00049	0,00047
781 Televisor	0,00328	0,00338	0,00326
782 Videocassete	0,00064	0,00066	0,00064
783 Aparelho de som	0,00302	0,00311	0,00300
784 Radiogravador	0,00020	0,00020	0,00019
785 Máquina fotográfica	0,00010	0,00010	0,00010
786 Filmadora	0,00009	0,00009	0,00008
1011 Instrumento musical	0,00060	0,00062	0,00060
751 Geladeira	0,00181	0,00187	0,00180
1012 Freezer	0,00025	0,00026	0,00025
752 Máquina de lavar roupa	0,00146	0,00150	0,00145
1013 Máquina de secar roupa	0,00010	0,00011	0,00010
753 Fogão	0,00146	0,00151	0,00146
754 Forno de microondas	0,00088	0,00091	0,00088
755 Exaustor	0,00007	0,00008	0,00007
1015 Ventilador	0,00006	0,00006	0,00006
1016 Aquecedor elétrico	0,00004	0,00004	0,00004
1017 Chuveiro	0,00020	0,00020	0,00020
756 Liquidificador	0,00020	0,00021	0,00020
757 Batedeira	0,00010	0,00011	0,00010
758 Ferro elétrico	0,00028	0,00029	0,00028
759 Secador de cabelo	0,00009	0,00009	0,00008
1018 Depilador elétrico	0,00003	0,00004	0,00003
1019 Barbeador elétrico	0,00003	0,00003	0,00003
1020 Limpadora a vapor	0,00006	0,00006	0,00006
760 Aspirador de pó	0,00003	0,00003	0,00003
761 Furadeira elétrica	0,00001	0,00001	0,00001
762 Calculadora	0,00005	0,00005	0,00005
1021 Microcomputador	0,00041	0,00042	0,00040
1022 Impressora	0,00004	0,00004	0,00003
1023 Telefone celular (aparelho)	0,00130	0,00133	0,00129
1024 Telefone fixo (aparelho)	0,00033	0,00034	0,00033
1025 Pager (aparelho)	0,00017	0,00018	0,00017
821 Panela	0,00072	0,00074	0,00071
822 Frigideira	0,00010	0,00011	0,00010
823 Copo	0,00032	0,00033	0,00032
824 Xícara	0,00006	0,00006	0,00006

1026 Aparelho de jantar	0,00017	0,00017	0,00017
825 Prato	0,00028	0,00029	0,00028
826 Talher	0,00024	0,00024	0,00023
827 Garrafa térmica	0,00017	0,00018	0,00017
1027 Balde	0,00009	0,00010	0,00009
1028 Lixeira	0,00005	0,00005	0,00004
1029 Churrasqueira	0,00008	0,00008	0,00008
1030 Acessórios de bebê	0,00064	0,00066	0,00064
395 Lençol	0,00077	0,00080	0,00077
392 Colcha	0,00038	0,00039	0,00038
391 Cobertor	0,00058	0,00059	0,00057
1031 Edredom	0,00060	0,00061	0,00059
1032 Travesseiro	0,00017	0,00017	0,00017
394 Toalha de banho	0,00033	0,00034	0,00033
396 Toalha de rosto	0,00011	0,00011	0,00011
393 Toalha de mesa	0,00028	0,00029	0,00028
397 Pano de prato	0,00016	0,00016	0,00016
15 4. Serviços de Comunicações	0,03689	0,05246	0,04938
348 Telefone fixo (conta)	0,02327	0,03308	0,03114
1034 Telefone celular (conta)	0,00658	0,00935	0,00880
1035 Pager (conta)	0,00094	0,00134	0,00126
850 Linha telefônica	0,00182	0,00258	0,00243
1036 TV a cabo e por satélite	0,00280	0,00398	0,00374
1037 Provedor p/ internet	0,00031	0,00045	0,00042
522 Cartão telefônico	0,00097	0,00137	0,00129
524 Correio	0,00022	0,00031	0,00030
16 II. Alimentação	0,22731		
17 1. Industrializados	0,09090	0,09393	0,12774
101 Leite em pó	0,00234	0,00241	0,00328
106 Leite condensado	0,00111	0,00114	0,00155
1038 Leite aromatizado	0,00024	0,00025	0,00034
111 Creme de leite	0,00069	0,00072	0,00097
102 Margarina	0,00234	0,00241	0,00328
103 Manteiga	0,00028	0,00029	0,00039
109 Queijo mussarela	0,00163	0,00168	0,00228
107 Queijo prato	0,00057	0,00058	0,00080
1039 Queijo provolone	0,00014	0,00015	0,00020
104 Queijo fresco	0,00086	0,00089	0,00121
108 Queijo ralado	0,00052	0,00054	0,00073
112 Requeijão	0,00076	0,00079	0,00107
110 Iogurte	0,00175	0,00180	0,00245
1040 Petit suisse	0,00053	0,00055	0,00074
113 Leite fermentado	0,00120	0,00124	0,00168
121 Lingüiça	0,00389	0,00402	0,00546
122 Salsicha	0,00166	0,00172	0,00234

1041 Apresuntado	0,00039	0,00040	0,00055
126 Presunto	0,00081	0,00084	0,00114
124 Mortadela	0,00079	0,00081	0,00111
128 Salame	0,00049	0,00051	0,00069
1042 Peito de peru	0,00018	0,00019	0,00025
129 Hambúrguer	0,00087	0,00090	0,00123
1043 Empanado de frango	0,00061	0,00063	0,00085
127 Toucinho defumado	0,00043	0,00044	0,00060
1044 Pertences de feijoada	0,00039	0,00041	0,00055
125 Carne seca	0,00055	0,00056	0,00077
62 Pão francês	0,01271	0,01313	0,01786
1045 Baguete	0,00013	0,00013	0,00018
63 Pão de forma	0,00154	0,00159	0,00216
1046 Pão sovado	0,00013	0,00013	0,00018
1047 Pãozinho empacotado	0,00039	0,00040	0,00055
1048 Pão de queijo	0,00013	0,00014	0,00018
1049 Torrada	0,00017	0,00017	0,00023
1050 Pão doce	0,00018	0,00018	0,00025
1186 Outros pães	0,00068	0,00070	0,00095
64 Bolo de forma	0,00044	0,00046	0,00062
166 Chocolate	0,00167	0,00173	0,00235
1051 Bombom	0,00110	0,00113	0,00154
168 Sorvete	0,00066	0,00068	0,00093
172 Gelatina	0,00047	0,00049	0,00066
173 Geléia	0,00012	0,00012	0,00017
162 Balas	0,00043	0,00045	0,00061
1052 Goma de mascar	0,00016	0,00017	0,00023
176 Doce de leite	0,00010	0,00010	0,00014
170 Goiabada	0,00033	0,00035	0,00047
169 Fruta em calda	0,00031	0,00032	0,00043
1053 Coco ralado	0,00023	0,00023	0,00032
1054 Leite de coco	0,00019	0,00020	0,00027
72 Café em pó	0,00495	0,00512	0,00696
73 Café solúvel	0,00026	0,00027	0,00037
165 Achocolatado em pó	0,00092	0,00095	0,00129
217 Chá mate	0,00019	0,00019	0,00026
1055 Chá de erva-doce	0,00006	0,00007	0,00009
1056 Chá de camomila	0,00005	0,00005	0,00007
174 Biscoito recheado	0,00206	0,00213	0,00290
163 Biscoito água e sal	0,00068	0,00070	0,00095
167 Biscoito cream-cracker	0,00054	0,00056	0,00076
161 Biscoito maisena	0,00033	0,00034	0,00046
177 Biscoito leite	0,00042	0,00044	0,00059
1057 Biscoito rosquinha	0,00018	0,00019	0,00026
178 Biscoito waffer	0,00050	0,00052	0,00071
179 Cereal de milho	0,00040	0,00042	0,00056
175 Salgadinhos	0,00106	0,00110	0,00149

141 Macarrão	0,00210	0,00217	0,00296
151 Massa fresca	0,00032	0,00033	0,00045
152 Macarrão instantâneo	0,00087	0,00089	0,00122
142 Farinha de trigo	0,00068	0,00070	0,00095
144 Farinha de mandioca	0,00029	0,00030	0,00041
150 Farinha de rosca	0,00009	0,00009	0,00012
148 Farinha de milho	0,00005	0,00005	0,00007
149 Farinha láctea	0,00029	0,00030	0,00040
1058 Complemento nutricional	0,00023	0,00024	0,00032
146 Fermento	0,00028	0,00028	0,00039
1059 Massa p/ bolo	0,00019	0,00020	0,00027
143 Maisena	0,00014	0,00014	0,00019
904 Aveia	0,00010	0,00010	0,00014
1061 Flocos de milho	0,00011	0,00012	0,00016
1062 Creme de arroz	0,00009	0,00009	0,00012
145 Fubá	0,00015	0,00016	0,00021
1063 Farofa	0,00013	0,00013	0,00018
193 Molho de tomate	0,00078	0,00081	0,00110
192 Purê de tomate	0,00081	0,00084	0,00114
186 Extrato de tomate	0,00057	0,00059	0,00081
1064 Catchup	0,00023	0,00024	0,00033
194 Tempero pronto	0,00049	0,00051	0,00069
1065 Tempero natural	0,00027	0,00028	0,00038
187 Sal	0,00029	0,00030	0,00041
188 Vinagre	0,00034	0,00035	0,00047
191 Maionese	0,00097	0,00100	0,00136
189 Caldo	0,00059	0,00060	0,00082
195 Sopa	0,00027	0,00028	0,00039
83 Óleo de soja	0,00372	0,00385	0,00523
86 Óleo de milho	0,00028	0,00029	0,00039
1066 Óleo de girassol	0,00028	0,00029	0,00039
85 Azeite de oliva	0,00063	0,00065	0,00088
71 Açúcar	0,00299	0,00309	0,00420
75 Mel	0,00012	0,00012	0,00016
74 Adoçante	0,00030	0,00031	0,00042
197 Sardinha em lata	0,00057	0,00058	0,00079
1067 Atum em lata	0,00033	0,00034	0,00047
196 Bacalhau	0,00069	0,00072	0,00097
216 Azeitona	0,00053	0,00055	0,00074
207 Ervilha em lata	0,00031	0,00032	0,00043
208 Milho em lata	0,00022	0,00023	0,00031
206 Palmito	0,00037	0,00038	0,00051
1068 Alimentos congelados	0,00068	0,00070	0,00095
1069 Alimentos embalados	0,00038	0,00039	0,00053
220 Pizza pronta	0,00332	0,00343	0,00467
221 Frango assado	0,00119	0,00123	0,00168
1187 Carne assada	0,00031	0,00032	0,00044

1188 Feijoada pronta	0,00024	0,00025	0,00034
1189 Lasanha pronta	0,00007	0,00007	0,00010
1190 Torta pronta	0,00010	0,00010	0,00013
1070 Bolo pronto	0,00071	0,00073	0,00099
30 2. Semi-elaborados	0,06926	0,02631	0,05092
1 Coxão mole	0,00560	0,00213	0,00411
2 Alcatra	0,00422	0,00160	0,00310
3 Contra-filé	0,00277	0,00105	0,00204
8 Patinho	0,00214	0,00081	0,00158
7 Coxão duro	0,00126	0,00048	0,00093
14 Lagarto	0,00073	0,00028	0,00054
17 Filé mignon	0,00037	0,00014	0,00027
1071 Picanha	0,00058	0,00022	0,00043
10 Acém	0,00472	0,00179	0,00347
16 Costela bovina	0,00096	0,00037	0,00071
9 Músculo	0,00056	0,00021	0,00041
13 Capa de filé	0,00016	0,00006	0,00011
5 Braço	0,00037	0,00014	0,00027
22 Cupim	0,00007	0,00003	0,00005
18 Peito s/ osso	0,00013	0,00005	0,00009
15 Fígado	0,00050	0,00019	0,00036
1072 Rabo bovino	0,00027	0,00010	0,00020
11 Pernil c/ osso	0,00043	0,00016	0,00032
19 Lombo c/ osso	0,00071	0,00027	0,00052
12 Costela suína	0,00050	0,00019	0,00037
4 Toucinho fresco	0,00007	0,00003	0,00005
56 Frango	0,00906	0,00344	0,00666
1073 Peru	0,00029	0,00011	0,00022
1074 Chester	0,00012	0,00005	0,00009
321 Pescada	0,00097	0,00037	0,00071
322 Sardinha	0,00036	0,00014	0,00027
324 Cação	0,00022	0,00008	0,00016
325 Corvina	0,00031	0,00012	0,00022
1075 Merluza	0,00015	0,00006	0,00011
1076 Porquinho	0,00011	0,00004	0,00008
326 Camarão	0,00012	0,00005	0,00009
53 Leite longa vida	0,00241	0,00091	0,00177
1077 Leite tipo a	0,00444	0,00169	0,00326
52 Leite tipo b	0,00920	0,00349	0,00676
51 Leite especial	0,00024	0,00009	0,00018
32 Arroz	0,00904	0,00343	0,00665
33 Feijão	0,00470	0,00179	0,00346
1078 Grão-de-bico	0,00004	0,00002	0,00003
1079 Lentilha	0,00005	0,00002	0,00003
1080 Milho	0,00032	0,00012	0,00023
37 3. Produtos In Natura	0,04001	0,03064	0,04957
226 Laranja	0,00334	0,00256	0,00414

229 Mexerica	0,00075	0,00057	0,00092
230 Limão	0,00059	0,00045	0,00073
228 Banana	0,00353	0,00271	0,00438
239 Maçã	0,00170	0,00130	0,00210
241 Mamão	0,00154	0,00118	0,00191
232 Uva	0,00128	0,00098	0,00159
238 Pêra	0,00083	0,00064	0,00103
237 Melancia	0,00072	0,00055	0,00089
1081 Melão	0,00035	0,00027	0,00044
236 Abacate	0,00023	0,00018	0,00029
234 Abacaxi	0,00049	0,00038	0,00061
1082 Maracujá	0,00040	0,00030	0,00049
1083 Kiwi	0,00013	0,00010	0,00016
1084 Frutas de época	0,00173	0,00132	0,00214
251 Tomate	0,00226	0,00173	0,00279
253 Cenoura	0,00094	0,00072	0,00116
254 Pimentão	0,00051	0,00039	0,00063
252 Vagem	0,00039	0,00030	0,00048
255 Chuchu	0,00046	0,00035	0,00056
262 Beterraba	0,00034	0,00026	0,00042
256 Abobrinha	0,00037	0,00028	0,00046
264 Abóbora	0,00020	0,00015	0,00024
261 Quiabo	0,00022	0,00016	0,00027
257 Pepino	0,00039	0,00030	0,00048
259 Mandioquinha	0,00027	0,00020	0,00033
260 Mandioca	0,00042	0,00032	0,00052
258 Berinjela	0,00029	0,00022	0,00036
263 Jiló	0,00017	0,00013	0,00021
276 Batata	0,00294	0,00225	0,00364
277 Cebola	0,00142	0,00109	0,00176
278 Alho	0,00147	0,00113	0,00182
296 Alface	0,00206	0,00158	0,00255
298 Escarola	0,00024	0,00018	0,00029
306 Agrião	0,00025	0,00019	0,00031
304 Almeirão	0,00011	0,00008	0,00013
913 Espinafre	0,00017	0,00013	0,00021
300 Couve	0,00055	0,00042	0,00068
297 Repolho	0,00057	0,00043	0,00070
301 Couve-flor	0,00042	0,00032	0,00052
303 Brócolis	0,00038	0,00029	0,00047
299 Salsa/cebolinha	0,00059	0,00045	0,00073
1085 Coentro	0,00014	0,00011	0,00017
291 Ovos	0,00390	0,00298	0,00483
43 4. Alimentação Fora do Domicílio	0,02713	0,01735	0,01386
331 Refeição	0,01758	0,01124	0,00898
332 Lanche	0,00551	0,00352	0,00281
335 Salgado	0,00272	0,00174	0,00139

1033 Sobremesa	0,00133	0,00085	0,00068
44 lll. Transportes	0,16031		
Veiculo próprio e Outras Desp Trans	0,10169	0,12104	0,06620
676 Gasolina	0,02654	0,03159	0,01728
683 Álcool combustível	0,00547	0,00651	0,00356
1086 Diesel	0,00030	0,00035	0,00019
677 Reparo no veículo	0,01611	0,01918	0,01049
684 Produtos p/ veículo	0,00446	0,00531	0,00290
679 Óleo p/ veículo	0,00093	0,00110	0,00060
1087 Acessórios de veículo	0,00083	0,00099	0,00054
680 Lavagem de veículo	0,00052	0,00062	0,00034
1088 Automóvel usado	0,02202	0,02621	0,01434
1089 Automóvel novo	0,00842	0,01003	0,00548
1090 Motocicleta usada	0,00047	0,00056	0,00030
1091 Motocicleta nova	0,00086	0,00102	0,00056
681 Estacionamento	0,00132	0,00157	0,00086
678 Licenciamento	0,00453	0,00540	0,00295
1094 Pedágio	0,00068	0,00081	0,00044
685 Seguro de veículo	0,00740	0,00881	0,00482
1096 Habilitação p/ dirigir	0,00039	0,00046	0,00025
1097 Despachante	0,00046	0,00054	0,00030
48 2. Transportes Coletivos	0,05862	0,01297	0,01852
666 Ônibus	0,04403	0,00974	0,01391
1092 Lotação	0,00190	0,00042	0,00060
670 Integração	0,00186	0,00041	0,00059
669 Metrô	0,00589	0,00130	0,00186
667 Táxi	0,00202	0,00045	0,00064
668 Trem	0,00069	0,00015	0,00022
1093 Transporte escolar	0,00224	0,00050	0,00071
50 IV. Despesas Pessoais	0,12299		
51 1. Fumo e Bebidas	0,04323	0,01589	0,02120
411 Cigarros	0,01450	0,00533	0,00711
1098 Isqueiro	0,00005	0,00002	0,00002
413 Refrigerante	0,01193	0,00439	0,00585
1099 Bebida isotônica	0,00021	0,00008	0,00010
421 Suco de fruta	0,00154	0,00057	0,00075
422 Vitamina	0,00013	0,00005	0,00006
420 Água mineral	0,00084	0,00031	0,00041
334 Cafezinho e leite	0,00143	0,00053	0,00070
418 Pó p/ refresco	0,00094	0,00035	0,00046
412 Cerveja	0,00950	0,00349	0,00466
1100 Chope	0,00013	0,00005	0,00006
416 Aguardente	0,00071	0,00026	0,00035
419 Uísque	0,00023	0,00008	0,00011
1101 Conhaque	0,00021	0,00008	0,00010
417 Vinho	0,00042	0,00015	0,00021
1102 Champanhe	0,00025	0,00009	0,00012

423 Vodca	0,00005	0,00002	0,00002
1103 Aperitivo destilado	0,00005	0,00002	0,00002
1104 Vermute	0,00014	0,00005	0,00007
Recreação cult e Desp Diver	0,04437	0,07262	0,04994
1105 Passagem p/ fora da cidade	0,00539	0,00882	0,00607
1106 Viagem (excursão)	0,00803	0,01315	0,00904
1107 Motel	0,00017	0,00027	0,00019
478 Brinquedo	0,00464	0,00759	0,00522
482 CD/fita para gravação	0,00292	0,00478	0,00329
488 Locação de fita	0,00142	0,00233	0,00160
480 Cinema	0,00056	0,00091	0,00063
1108 Teatro/show	0,00056	0,00091	0,00063
1109 Casa de dança	0,00048	0,00078	0,00054
1110 Parque de diversão	0,00060	0,00099	0,00068
1111 Pesque e pague	0,00013	0,00021	0,00014
489 Filme p/ máquina fotográfica	0,00035	0,00058	0,00040
490 Revelação de negativo	0,00072	0,00118	0,00081
479 Clube	0,00142	0,00233	0,00160
1112 Academia de ginástica	0,00032	0,00052	0,00036
483 Futebol	0,00027	0,00044	0,00030
1113 Atividade esportiva	0,00088	0,00143	0,00098
1114 Bilhar	0,00018	0,00029	0,00020
1115 Fliperama	0,00009	0,00014	0,00010
1116 Boliche	0,00012	0,00019	0,00013
1117 Animal doméstico	0,00354	0,00579	0,00398
1118 Artigos p/ festa	0,00019	0,00031	0,00021
484 Pilhas	0,00030	0,00048	0,00033
477 Jornal	0,00155	0,00253	0,00174
481 Revista	0,00165	0,00270	0,00186
491 Livro (não didático)	0,00054	0,00089	0,00061
515 Loterias e outros jogos	0,00407	0,00666	0,00458
525 Cartório	0,00043	0,00070	0,00048
518 Seguro de vida	0,00127	0,00208	0,00143
1129 Serviço bancário	0,00053	0,00087	0,00060
1130 Manutenção de jazigo	0,00028	0,00046	0,00032
1131 Cerimônia religiosa	0,00004	0,00006	0,00004
519 Flores	0,00076	0,00125	0,00086
58 3. Artigos de Higiene e Beleza	0,02740	0,02044	0,02935
436 Sabonete	0,00214	0,00160	0,00229
438 Creme dental	0,00184	0,00138	0,00198
458 Escova dental	0,00037	0,00028	0,00040
1002 Cotonetes	0,00015	0,00011	0,00016
439 Desodorante	0,00144	0,00107	0,00154
454 Xampu	0,00255	0,00190	0,00273
457 Condicionador	0,00180	0,00134	0,00193
459 Aparelho de barbear	0,00065	0,00048	0,00070
1060 Cartucho p/ aparelho de barbear	0,00031	0,00023	0,00033

451 Creme de barbear	0,00006	0,00005	0,00007
920 Loção após barba	0,00006	0,00005	0,00007
437 Papel higiênico	0,00277	0,00206	0,00296
449 Absorvente higiênico	0,00198	0,00148	0,00212
461 Fralda descartável	0,00406	0,00303	0,00435
462 Toalha de papel	0,00041	0,00030	0,00043
463 Guardanapo de papel	0,00015	0,00011	0,00016
1119 Lenço de papel	0,00004	0,00003	0,00004
1120 Lenço umedecido	0,00014	0,00010	0,00015
401 Filtro de papel	0,00039	0,00029	0,00041
1121 Filme de pvc	0,00006	0,00005	0,00007
1122 Papel alumínio	0,00011	0,00008	0,00012
1123 Palitos roliços de madeira	0,00005	0,00004	0,00005
441 Perfume/colônia	0,00196	0,00147	0,00210
446 Creme de beleza	0,00095	0,00071	0,00102
1124 Creme p/ tratamento de pele	0,00025	0,00019	0,00027
460 Loção p/ pele	0,00055	0,00041	0,00059
1125 Protetor solar/bronzeador	0,00021	0,00016	0,00022
447 Esmalte	0,00026	0,00019	0,00027
1126 Removedor de esmalte	0,00009	0,00006	0,00009
453 Batom	0,00034	0,00026	0,00037
464 Tintura p/ cabelo	0,00090	0,00067	0,00097
1127 Fixador p/ cabelo	0,00019	0,00014	0,00020
442 Talco	0,00017	0,00013	0,00018
61 4. Serviços Pessoais	0,00799	0,01140	0,00960
503 Cabeleireira/manicure	0,00499	0,00712	0,00499
501 Barbeiro	0,00152	0,00216	0,00152
504 Alfaiate/costureira	0,00063	0,00090	0,00063
506 Sapateiro	0,00025	0,00035	0,00025
505 Tintureiro	0,00033	0,00048	0,00033
1128 Fotógrafo	0,00027	0,00038	0,00027
63 V. Saúde	0,07076		
Cont Assist, Serv Med e Apar Corret	0,04549	0,07410	0,05788
732 Contrato de assistência médica	0,03098	0,05046	0,03941
727 Médico	0,00317	0,00516	0,00403
1132 Psicólogo	0,00027	0,00043	0,00034
726 Dentista	0,00792	0,01290	0,01007
730 Laboratório de análises	0,00015	0,00024	0,00019
1133 Radioclínica	0,00023	0,00038	0,00030
1142 Aparelho p/ surdez	0,00016	0,00025	0,00020
1143 Armação de óculos	0,00135	0,00220	0,00172
1144 Lentes de óculos	0,00106	0,00173	0,00135
1145 Lentes de contato	0,00022	0,00035	0,00027
66 3. Remédios e Produtos Farmacêuticos	0,02526	0,02307	0,02985
696 Antiinfeccioso	0,00353	0,00322	0,00417
708 Analgésico/antigripal	0,00193	0,00176	0,00228
704 Antiinflamatório	0,00236	0,00215	0,00279

697 Sistema cardiovascular	0,00506	0,00462	0,00598
699 Vitaminas	0,00199	0,00182	0,00235
709 Vias respiratórias	0,00244	0,00223	0,00288
700 Aparelho digestivo/metabolismo	0,00330	0,00301	0,00389
710 Diabetes	0,00070	0,00064	0,00082
698 Sistema nervoso central	0,00154	0,00140	0,00181
1134 Oftálmico	0,00038	0,00035	0,00045
1135 Anticoncepcional	0,00033	0,00030	0,00039
711 Outros remédios	0,00044	0,00040	0,00052
1136 Homeopático	0,00064	0,00058	0,00076
1137 Vacina	0,00021	0,00019	0,00024
1138 Algodão hidrófilo	0,00008	0,00007	0,00009
1139 Curativo pronto	0,00005	0,00005	0,00006
1140 Preservativo	0,00018	0,00017	0,00021
1141 Seringa descartável	0,00012	0,00011	0,00014
70 VI. Vestuário	0,05289	0,05566	0,05743
580 Vestido/conjunto	0,00293	0,00308	0,00318
1146 Blazer de mulher	0,00051	0,00053	0,00055
1147 Macacão de mulher	0,00019	0,00020	0,00021
572 Calça de mulher	0,00408	0,00429	0,00443
573 Blusa/camisa de mulher	0,00331	0,00348	0,00359
574 Camiseta de mulher	0,00138	0,00145	0,00150
575 Saia/bermuda	0,00151	0,00159	0,00164
1148 Maiô/biquíni	0,00024	0,00025	0,00026
1149 Pijama de mulher	0,00019	0,00020	0,00020
1150 Camisola	0,00025	0,00026	0,00027
576 Lingerie	0,00167	0,00176	0,00181
577 Meia de mulher	0,00061	0,00064	0,00066
1151 Malha/agasalho de mulher	0,00088	0,00093	0,00096
539 Calça/bermuda de homem	0,00445	0,00468	0,00483
532 Camisa de homem	0,00222	0,00234	0,00241
533 Camiseta de homem	0,00168	0,00177	0,00183
1152 Sunga	0,00005	0,00005	0,00005
534 Cueca	0,00029	0,00031	0,00032
535 Meia de homem	0,00029	0,00031	0,00032
1153 Malha/agasalho de homem	0,00079	0,00083	0,00086
538 Terno	0,00099	0,00104	0,00107
1154 Blazer de homem	0,00040	0,00042	0,00044
541 Vestido/conjunto de criança	0,00182	0,00192	0,00198
1155 Blusa/camisa de criança	0,00035	0,00037	0,00038
542 Camiseta de criança	0,00082	0,00086	0,00089
543 Calça/bermuda de criança	0,00132	0,00139	0,00143
1156 Calcinha de criança	0,00015	0,00015	0,00016
1157 Cueca de criança	0,00006	0,00006	0,00006
1158 Meia de criança	0,00019	0,00020	0,00021
545 Agasalho de criança/uniforme escolar	0,00129	0,00136	0,00140
1159 Macacão de bebê	0,00048	0,00050	0,00052

559 Calçado de homem	0,00285	0,00300	0,00309
557 Calçado de mulher	0,00522	0,00549	0,00566
1160 Calçado de criança	0,00067	0,00070	0,00072
558 Tênis	0,00410	0,00432	0,00446
1161 Acessórios de vestuário	0,00159	0,00167	0,00172
596 Tecido	0,00056	0,00058	0,00060
931 Lã	0,00010	0,00011	0,00011
631 Aviamento	0,00030	0,00031	0,00032
641 Relógio	0,00056	0,00059	0,00060
642 Jóia	0,00078	0,00082	0,00085
1162 Bijuteria	0,00080	0,00085	0,00087
77 Vll. Educação	0,03783		
78 1. Ensino Escolar	0,03296	0,07573	0,03948
1163 Ensino pré-escolar	0,00233	0,00536	0,00279
1164 Ensino fundamental	0,00919	0,02112	0,01101
1165 Ensino médio	0,00311	0,00715	0,00373
744 Ensino superior	0,01276	0,02933	0,01529
1166 Maternal	0,00085	0,00194	0,00101
1167 Curso pré-vestibular	0,00155	0,00356	0,00186
1168 Curso de idiomas	0,00184	0,00422	0,00220
1169 Curso de informática	0,00133	0,00305	0,00159
Mat Escolar e Liv Didático	0,00487	0,00685	0,00574
740 Caderno	0,00072	0,00101	0,00084
1170 Papel	0,00051	0,00071	0,00060
1171 Pasta	0,00011	0,00015	0,00012
1172 Fichário	0,00014	0,00019	0,00016
1173 Agenda	0,00013	0,00019	0,00016
1174 Disquete	0,00004	0,00006	0,00005
1175 Cartucho p/ impressora	0,00003	0,00004	0,00003
745 Caneta	0,00026	0,00037	0,00031
746 Lápis	0,00026	0,00037	0,00031
1176 Lapiseira	0,00010	0,00014	0,00012
1177 Grafite	0,00002	0,00003	0,00002
1178 Régua	0,00002	0,00003	0,00002
1179 Apontador	0,00003	0,00004	0,00004
747 Borracha	0,00003	0,00005	0,00004
1180 Cola	0,00013	0,00019	0,00016
1181 Tesoura	0,00003	0,00004	0,00004
750 Xérox (fins escolares)	0,00026	0,00036	0,00030
1182 Estojo	0,00013	0,00018	0,00015
1183 Mochila	0,00046	0,00064	0,00054
1184 Livro didático (ensino fundamental)	0,00065	0,00092	0,00077
1185 Livro didático (ensino médio)	0,00030	0,00042	0,00035
749 Livro didático (ensino superior)	0,00052	0,00073	0,00061

Anexo 3

Taxas Mensais do Ìndice de Laspeyres Plutocrático Combinado com Índices Elementares Calculados por Dutot

	GERAL	HBA	HBB	HBC	HBD	HBE	HBF	ALA	ALB	ALC	ALD	TPA	TPB	DPA	DPB	DPC	DPD	DAS	SDB	VTT	EDA	EDB
fev/00	0,35	-1,52	0,36	0,11	-0,19	3,04	7,79	-0,91	-2,77	2,54	0,21	1,85	0,21	0,37	-4,08	2,07	3,76	0,94	-1,07	-1,59	-0,18	8,19
mar/00	1,51	-0,15	5,19	2,45	-0,01	3,59	1,73	-0,13	-1,54	4,76	-0,59	3,36	0,14	-0,79	-2,53	1,66	0,89	1,23	0,58	1,56	0,84	5,82
abr/00	0,35	0,02	0,86	2,03	-0,09	0,05	0,07	-0,15	-0,12	-0,35	1,55	0,85	0,07	-0,04	-1,27	0,22	-1,21	0,06	-0,13	2,67	0,80	0,97
mai/00	0,20	-0,02	2,37	-0,45	-0,09	-0,22	0,03	-0,20	0,20	-1,46	1,42	-1,16	0,33	-0,37	0,78	0,12	1,67	-0,85	0,82	3,02	-0,23	-1,09
jun/00	0,71	-0,02	0,80	0,96	-0,10	2,94	0,13	-0,98	2,04	-5,02	2,99	2,42	-0,04	0,22	0,60	-0,12	-1,60	1,54	1,37	0,85	0,66	1,32
jul/00	1,55	0,70	2,06	-0,39	-0,15	1,47	2,71	0,75	5,61	3,48	-1,47	3,93	0,03	-0,12	3,44	0,62	-0,08	-0,15	1,53	-0,26	-0,15	0,95
ago/00	1,01	5,32	-0,74	-0,25	-0,01	1,09	2,62	1,28	4,21	5,31	2,06	3,50	0,16	0,33	0,62	-0,26	0,92	0,29	-0,81	-6,14	-0,31	-0,73
set/00	0,97	1,34	2,25	1,60	0,14	1,75	1,06	1,79	-0,64	-0,50	0,37	0,51	-0,06	-0,09	-0,13	0,73	0,56	0,51	-0,47	5,71	-0,45	-0,93
out/00	0,57	-0,07	3,83	0,11	0,01	0,73	-0,13	0,29	-1,71	1,49	-0,80	-0,45	0,46	0,27	1,28	0,65	-1,62	0,78	-0,87	0,26	0,30	3,04
nov/00	0,65	-0,15	-1,19	-0,18	-0,17	2,64	1,52	-0,47	-1,67	1,48	1,42	2,27	0,01	0,73	0,22	-0,34	1,63	3,27	0,03	1,22	-0,47	-1,32
dez/00	1,55	0,61	3,79	0,65	-0,03	0,44	0,49	-0,40	-0,57	-0,08	1,23	3,15	0,00	0,08	1,41	-1,85	0,72	0,61	1,61	7,81	0,40	3,17
jan/01	-0,33	0,06	-2,35	0,14	-0,02	1,62	0,48	0,26	0,11	2,67	-0,02	0,14	0,00	0,54	2,93	2,13	-0,33	-8,76	0,62	-3,35	3,97	-2,79
fev/01	0,99	0,17	4,54	-0,30	0,05	-0,56	0,24	-0,55	0,37	1,79	0,53	-0,71	0,07	0,07	0,66	-0,12	2,13	7,38	2,25	-3,26	2,07	0,87
mar/01	0,25	-0,06	-1,48	-0,41	-0,10	-1,06	0,68	0,24	2,47	2,28	-0,52	2,71	-0,13	-0,06	-1,99	-0,80	-0,25	-0,33	0,73	2,33	-0,42	-4,66
abr/01	1,25	0,06	0,65	1,58	0,04	-1,02	-0,30	0,36	2,97	7,74	1,15	1,43	0,03	0,18	0,96	-0,15	0,67	3,30	1,13	5,71	0,06	3,16
mai/01	-0,15	0,07	-1,60	1,13	0,05	-0,03	-0,21	1,08	0,66	-4,79	-0,14	-0,67	1,99	0,86	-1,91	1,53	-3,32	0,65	-4,20	6,16	0,38	-5,38
jun/01	0,53	4,73	-0,38	1,26	0,03	-1,06	0,05	0,98	0,80	-4,67	-0,25	0,04	3,04	0,60	0,87	1,54	0,45	1,44	-4,30	3,21	1,18	-3,53
jul/01	1,37	3,85	2,85	0,81	-0,08	2,15	4,16	2,02	0,96	-0,40	0,35	2,32	5,17	1,12	1,42	0,59	0,46	-0,94	6,70	-5,40	0,19	0,43
ago/01	1,24	12,43	-1,61	0,15	-0,05	0,24	1,52	1,24	0,23	-0,10	1,16	0,09	4,24	1,00	6,30	1,65	1,82	2,50	-0,10	-3,72	-0,02	-0,04
set/01	1,18	13,88	3,40	0,56	-0,01	-0,56	0,01	0,47	-0,03	-0,27	1,44	-0,57	0,03	0,29	1,78	0,46	-0,51	-0,82	-6,79	1,16	0,07	0,87
out/01	0,86	-0,56	1,20	1,63	-0,13	2,83	0,24	1,05	3,88	1,95	2,84	1,51	-0,20	2,36	3,47	-0,22	-0,47	-3,32	0,18	1,05	0,30	-0,81
nov/01	0,48	0,65	-3,69	1,78	0,01	1,26	0,25	0,85	2,11	0,95	-0,78	0,69	-0,01	3,61	0,62	-0,36	1,44	4,73	1,53	1,15	0,06	1,57
dez/01	0,96	-1,02	3,51	1,27	0,06	-0,76	-0,07	0,43	-0,22	0,64	1,03	0,74	0,63	0,27	2,30	1,17	-0,04	1,35	1,60	1,83	0,95	2,98
jan/02	0,25	2,10	-5,71	2,41	-0,02	2,57	0,45	0,72	0,40	5,66	0,83	-1,10	0,13	0,78	1,85	0,59	1,63	0,35	-0,50	-1,71	5,58	1,29
fev/02	-0,25	1,01	0,15	1,87	0,00	-1,66	0,88	0,23	0,20	1,11	-0,52	-0,68	0,06	0,08	-2,29	0,76	-0,01	-0,68	4,58	-4,19	0,66	-0,64
mar/02	-0,08	0,78	-4,38	0,08	0,00	-0,66	0,27	0,23	-0,90	-2,44	1,56	0,93	-0,01	-0,45	-1,43	-0,39	0,01	1,76	1,04	3,52	0,58	0,56
abr/02	0,68	-3,99	4,63	2,31	-0,09	-0,27	0,00	-0,66	-1,09	-1,48	-0,30	1,69	-0,03	-0,05	0,88	0,96	-0,92	1,23	0,88	4,13	-0,34	1,49
mai/02	0,57	-0,24	-1,48	-0,08	-0,15	0,23	0,41	0,22	-0,49	0,92	1,76	1,90	-0,01	0,99	-0,08	1,24	0,85	0,85	0,77	5,42	-0,39	-1,11

jun/02	0,66	-0,50	1,41	0,29	-0,03	2,19	0,26	1,22	0,86	0,87	-0,47	0,15	0,02	-1,00	1,74	0,87	0,09	0,81	-0,50	1,71	0,25	-1,79
jul/02	1,05	1,90	2,40	4,62	0,01	-2,51	2,91	2,20	1,84	-0,52	0,27	0,15	0,14	-0,33	3,34	1,61	0,23	2,51	-0,63	-1,82	-0,10	2,57
ago/02	0,20	5,13	-0,80	3,49	-0,07	1,33	4,07	2,16	3,40	-1,26	1,65	-1,57	-0,15	0,25	2,80	0,94	-0,68	-7,08	-0,14	-2,50	0,33	-1,13
set/02	0,96	2,23	1,29	1,41	0,01	1,28	-0,20	1,80	1,98	3,35	0,63	0,42	-0,02	0,35	1,75	1,17	1,59	2,52	-1,07	-1,66	0,10	1,18
out/02	1,30	0,35	0,39	1,61	0,07	2,37	0,78	3,97	3,53	3,64	2,05	0,16	0,04	1,72	4,56	1,80	0,08	-1,03	-0,20	2,03	0,16	2,36
nov/02	3,09	1,56	1,62	2,28	0,14	3,93	0,23	8,47	7,96	7,40	1,98	5,70	0,05	2,94	4,47	2,26	0,57	-0,93	-1,01	2,27	0,42	3,54
dez/02	2,03	1,22	2,57	4,69	0,04	2,21	0,10	4,44	3,85	1,11	2,85	0,44	0,14	4,76	2,47	2,93	1,04	4,68	7,30	1,63	-0,08	1,02
jan/03	2,16	-2,67	-1,12	2,68	0,04	2,30	0,61	2,37	0,32	3,72	2,00	5,24	9,09	2,40	1,86	3,92	1,51	2,05	0,36	-1,49	9,51	6,84
fev/03	0,69	-4,09	1,13	2,91	0,08	1,07	0,44	1,72	-0,52	9,10	-0,02	2,30	11,11	0,46	-0,01	1,51	1,19	-0,70	0,58	-4,25	0,20	0,34
mar/03	1,67	3,45	-1,75	8,06	0,07	1,55	1,49	3,89	4,22	-4,61	2,42	-1,38	-0,01	2,39	1,78	5,56	-1,53	-0,08	6,76	13,17	1,53	6,69
abr/03	-0,39	-1,96	-1,02	-2,06	0,05	-0,26	-0,20	-1,49	-2,96	5,29	-0,14	1,08	0,02	-0,95	-0,49	-2,50	1,38	1,48	0,16	-3,80	0,00	-1,62
mai/03	0,50	3,70	1,03	2,11	0,07	0,26	0,20	1,52	3,05	-5,03	0,14	-1,11	-0,02	0,96	0,49	2,56	-1,36	-1,45	-0,16	3,95	0,00	1,65
jun/03	0,67	0,85	2,70	1,49	0,20	-1,32	0,68	0,14	-0,45	-5,94	2,71	-1,63	-1,83	-0,68	-0,40	-0,33	1,96	9,19	-0,45	4,09	0,20	-1,36
jul/03	0,49	-0,49	2,49	-0,53	0,22	1,03	1,32	-0,19	-0,05	-2,67	-0,54	-0,43	0,35	0,29	1,67	1,05	0,67	2,09	1,27	-0,35	-0,11	3,61
ago/03	0,39	4,40	-0,46	-0,22	0,10	-0,31	8,99	-0,46	0,21	-1,18	1,80	0,57	-0,28	1,83	-3,51	-0,47	-0,33	-1,05	1,24	-1,63	0,06	1,18
set/03	0,79	2,77	0,48	0,52	0,20	0,95	-0,57	0,02	2,03	2,09	-0,35	-0,41	1,26	1,37	1,06	0,02	0,79	3,64	1,33	1,40	-0,02	1,47

Taxas Mensais do Ìndice de Laspeyres Plutocrático Combinado com Índices Elementares Calculados por Jevons

	GERAL	HBA	HBB	HBC	HBD	HBE	HBF	ALA	ALB	ALC	ALD	TPA	TPB	DPA	DPB	DPC	DPD	DAS	SDB	VTT	EDA	EDB
fev/00	1,00	-1,46	4,13	0,14	-0,19	1,65	9,01	-0,48	-2,71	2,02	0,08	2,26	0,20	0,35	-1,63	2,00	4,50	1,45	-0,96	-1,94	0,05	0,36
mar/00	1,42	-0,16	6,18	2,33	-0,01	3,29	1,52	-0,23	-1,64	4,17	0,04	3,83	0,13	-1,46	-4,65	2,04	-0,95	0,60	0,46	1,30	0,88	6,43
abr/00	0,30	0,02	0,34	2,08	-0,09	0,00	0,07	-0,18	-0,17	-0,51	1,88	0,87	0,07	-0,45	-0,76	0,63	-2,42	0,58	-0,02	1,69	0,87	0,00
mai/00	0,20	-0,02	2,40	-0,42	-0,09	-0,35	0,03	-0,03	0,19	-1,54	1,30	-1,51	0,32	-0,33	0,44	0,33	1,36	-0,76	0,78	4,44	-0,45	-1,50
jun/00	0,76	-0,02	1,18	0,96	-0,10	2,82	0,13	-1,12	2,13	-5,02	2,78	2,28	-0,03	0,15	0,87	-0,24	-2,66	1,49	1,24	1,46	0,82	1,69
jul/00	1,58	0,69	2,15	-0,46	-0,15	1,28	2,67	1,02	5,71	3,23	-1,04	4,45	0,02	-0,04	2,60	1,00	0,73	-0,16	1,11	-1,04	-0,08	2,21
ago/00	1,24	5,33	1,25	-0,27	-0,01	1,20	2,68	1,20	4,31	5,27	1,89	3,73	0,16	0,30	-0,31	-0,16	0,38	0,29	-1,03	-5,61	-0,09	-0,81
set/00	1,04	1,34	2,04	1,67	0,14	1,62	1,06	1,79	-0,71	-0,40	0,33	0,64	-0,08	0,40	0,90	0,72	0,37	0,53	-0,24	5,52	-0,40	-1,38
out/00	0,18	-0,07	0,91	0,12	0,01	0,17	-0,12	0,21	-1,66	1,58	-0,81	-0,55	0,48	0,41	0,42	0,54	-1,38	0,73	-0,96	1,08	0,23	2,56
nov/00	0,64	-0,18	-1,82	-0,16	-0,17	2,78	1,30	-0,44	-1,72	0,78	1,41	2,49	0,02	0,63	0,45	-0,19	1,25	3,99	0,10	0,88	-0,33	-0,06

dez/00	1,51	0,62	4,55	0,63	-0,03	0,71	0,63	-0,40	-0,52	-0,28	1,05	2,73	-0,01	-0,06	1,17	-1,55	1,41	-0,68	2,09	7,90	0,33	2,96
jan/01	0,02	0,06	-2,31	0,14	-0,02	1,32	0,46	0,21	0,03	2,43	0,07	1,97	0,02	0,52	1,85	1,70	-0,10	-6,28	0,76	-3,60	4,02	-1,84
fev/01	0,58	0,17	4,00	-0,37	0,05	-0,08	0,25	-0,63	0,31	2,48	0,48	-0,70	0,11	0,11	0,58	-0,16	1,84	4,77	2,24	-4,06	-0,26	-0,16
mar/01	0,06	-0,07	-2,48	-0,40	-0,10	-1,00	0,25	0,37	2,56	3,52	-0,39	2,79	-0,11	0,12	-2,31	-0,92	0,46	-2,22	0,61	2,42	-0,38	-1,80
abr/01	1,23	0,07	1,16	1,47	0,04	-0,69	-0,48	0,33	3,00	8,22	0,84	1,19	0,03	0,27	0,88	0,13	0,70	4,08	1,81	3,51	0,07	1,71
mai/01	0,01	0,07	-1,55	1,20	0,05	-0,35	-0,22	1,11	0,76	-4,90	-0,16	0,07	1,75	0,79	-1,46	1,11	-3,79	0,84	-5,34	7,26	0,28	-4,19
jun/01	0,56	0,28	0,79	1,25	0,03	-0,77	0,66	1,09	0,76	-4,60	-0,15	-0,03	3,24	0,46	1,04	1,11	-0,26	2,30	-3,51	3,77	0,84	-2,79
jul/01	1,44	5,46	2,42	0,87	-0,08	1,29	6,93	2,03	0,96	-0,23	0,44	2,11	5,16	1,11	1,52	0,52	0,93	-0,53	-0,11	-4,63	-0,06	1,69
ago/01	1,17	11,37	-1,24	0,05	-0,05	0,17	1,53	1,26	0,17	-0,12	1,17	0,35	4,41	0,96	6,56	1,60	0,13	1,26	0,26	-3,95	0,35	-0,09
set/01	0,92	7,76	2,14	0,62	-0,01	-0,35	0,00	0,46	-0,13	-0,66	1,36	-0,23	0,02	0,47	2,66	0,69	-0,56	-0,08	-2,06	1,15	0,18	0,90
out/01	0,86	-0,09	1,92	1,60	-0,13	3,15	0,22	0,95	3,84	2,12	2,59	0,38	-0,20	2,12	3,31	-0,19	-0,45	-3,19	0,15	2,04	0,27	-0,37
nov/01	0,41	0,36	-3,58	1,64	0,01	1,86	0,24	0,81	2,06	0,32	-0,83	1,19	-0,01	3,64	0,42	-0,65	1,76	3,64	1,53	0,83	-0,25	1,22
dez/01	1,10	-0,62	4,43	1,35	0,06	-1,11	-0,07	0,46	-0,26	-0,70	1,05	0,75	0,61	0,26	2,90	0,96	0,10	1,28	1,63	2,17	0,83	3,11
jan/02	0,05	1,96	-6,40	2,46	-0,02	2,89	0,37	0,68	0,49	5,25	0,84	-1,39	0,12	0,77	0,99	0,58	0,97	1,19	-0,28	-1,33	5,25	1,03
fev/02	-0,34	0,91	0,35	1,88	0,00	-1,78	0,85	0,16	0,30	2,30	-0,19	-0,89	0,07	0,02	-2,27	0,72	-0,05	-1,19	3,83	-5,15	0,67	0,15
mar/02	0,18	-0,13	-1,30	0,11	0,00	-0,93	0,31	0,14	-0,94	-2,26	1,22	1,38	0,00	-0,48	-1,28	-0,78	0,57	1,76	1,53	1,98	0,71	0,23
abr/02	0,39	-3,06	1,55	1,96	-0,09	-0,07	0,00	-0,68	-1,18	-1,10	0,02	1,26	-0,04	-0,07	0,72	1,42	-1,00	0,59	0,48	4,59	-0,40	1,55
mai/02	0,64	-0,65	-1,20	0,12	-0,15	-0,17	0,58	0,25	-0,45	1,30	1,45	2,23	-0,02	0,92	-0,10	1,39	1,01	0,51	0,92	5,92	-0,44	-1,16
jun/02	0,88	0,31	2,13	0,22	-0,03	2,23	0,38	1,19	0,91	0,35	-0,25	1,05	0,03	-1,05	1,10	0,97	-0,38	0,56	-0,78	2,00	0,24	-1,78
jul/02	1,05	1,42	1,92	3,61	0,01	-2,37	3,00	2,20	1,93	-0,53	0,27	0,63	0,16	-0,30	3,09	1,72	0,59	3,30	-0,51	-2,50	-0,19	1,81
ago/02	0,23	5,34	-0,55	3,32	-0,07	1,48	4,01	2,11	3,56	-1,33	0,88	-2,05	-0,17	0,23	1,17	1,05	-0,80	-4,21	0,27	-2,42	0,40	-0,40
set/02	0,99	2,07	0,99	1,44	0,01	1,43	-0,15	1,86	2,05	2,83	0,73	0,82	-0,03	0,33	1,37	1,04	2,34	3,48	-1,22	-1,91	-0,05	0,40
out/02	1,26	0,27	2,00	1,62	0,07	2,13	0,77	4,05	3,52	2,58	1,73	0,31	0,05	1,96	3,03	1,32	-0,67	-2,00	-0,39	2,31	0,29	2,18
nov/02	2,96	1,33	2,11	2,40	0,14	4,19	0,19	8,64	8,01	6,55	2,50	5,21	0,08	2,86	2,40	1,64	0,62	-0,75	1,00	2,33	0,46	2,91
dez/02	2,07	1,15	3,96	4,70	0,04	2,30	0,09	4,52	3,92	0,79	2,65	0,11	0,16	4,76	2,43	2,95	1,45	3,84	7,30	1,72	-0,15	1,47
jan/03	2,13	-7,30	0,03	3,01	0,04	1,79	0,60	2,45	0,31	4,35	2,06	5,70	8,83	2,56	2,12	3,75	0,94	1,77	0,20	-1,95	10,95	6,20
fev/03	0,85	-2,51	0,66	2,86	0,08	1,13	0,41	1,79	-0,62	10,33	-0,04	2,20	11,58	0,49	1,12	1,77	1,81	-1,34	0,44	-4,47	0,18	0,43
mar/03	1,90	2,51	1,74	8,11	0,07	1,35	1,41	3,95	4,13	-3,77	2,17	-1,53	-0,01	2,17	1,60	5,50	-2,43	0,35	6,56	12,67	1,60	8,33
abr/03	-0,48	-1,07	-0,91	-2,09	0,05	-0,34	-0,20	-1,53	-2,98	4,95	0,17	0,71	0,02	-0,98	-0,79	-2,28	1,86	1,04	0,04	-4,59	-0,05	-1,83
mai/03	0,59	3,01	0,91	2,13	0,07	0,34	0,20	1,56	3,07	-4,71	-0,17	-0,75	-0,02	0,99	0,80	2,33	-1,83	-1,03	-0,04	4,81	0,05	1,86
jun/03	0,50	1,21	1,81	1,45	0,20	-1,56	0,66	0,09	-0,53	-6,02	2,62	-1,57	-2,22	-0,71	-0,13	-0,12	1,38	7,74	-0,42	3,69	0,29	-1,67
jul/03	0,76	-0,33	2,49	-0,53	0,22	0,73	1,47	-0,18	-0,04	-2,60	-0,63	-0,51	0,33	0,11	3,27	0,59	0,24	4,69	1,63	-0,85	-0,13	3,76

ago/03	0,19	4,51	-0,36	-0,13	0,10	-0,54	8,89	-0,54	0,28	-2,02	1,81	0,53	-0,32	1,86	-4,58	-0,19	-0,22	-2,18	1,20	-1,87	0,08	1,36
set/03	0,62	2,69	-0,33	0,61	0,20	1,19	-0,51	-0,06	2,08	1,87	-0,26	-0,57	1,05	1,58	1,33	0,10	0,82	3,20	1,47	1,24	-0,08	1,13

Taxas Mensais do Ìndice de Konüs-Byushgens Plutocrático Combinado com Índices Elementares Calculados por Dutot

	GERAL	HBA	HBB	HBC	HBD	HBE	HBF	ALA	ALB	ALC	ALD	TPA	TPB	DPA	DPB	DPC	DPD	DAS	SDB	VTT	EDA	EDB
fev/00	0,30	-1,56	0,20	0,09	-0,19	2,42	7,58	-0,06	-2,88	2,07	0,21	1,76	0,21	0,37	-4,90	2,04	3,69	0,94	-1,10	-1,98	-0,19	6,81
mar/00	1,29	-0,15	5,27	2,46	-0,01	2,56	1,65	-0,21	-1,69	3,06	-0,60	3,36	0,13	-0,95	-2,29	1,60	0,43	1,22	0,57	1,09	0,80	5,44
abr/00	0,25	0,02	0,73	2,03	-0,09	0,19	0,07	-0,20	-0,42	-0,76	1,55	0,77	0,07	-0,26	-1,43	-0,16	-1,57	0,04	-0,13	2,64	0,79	0,84
mai/00	0,15	-0,02	2,34	-0,46	-0,09	-0,38	0,03	-0,22	0,22	-2,06	1,40	-1,18	0,29	-0,32	0,65	-0,11	1,75	-0,90	0,82	2,73	-0,24	-1,21
jun/00	0,55	-0,02	0,76	0,94	-0,10	2,65	0,16	-0,99	1,58	-5,20	2,94	2,38	-0,04	-0,02	0,74	-0,05	-1,33	1,55	1,37	-0,16	0,58	1,54
jul/00	1,42	0,67	1,93	-0,40	-0,15	1,26	2,54	0,70	4,76	3,60	-1,43	4,02	0,03	-0,06	3,84	0,61	0,01	-0,15	1,51	-0,70	-0,16	0,67
ago/00	0,88	5,13	-0,65	-0,27	-0,01	1,19	2,50	1,14	4,48	4,92	1,97	3,38	0,16	0,57	-0,01	-0,23	0,93	0,23	-0,81	-5,10	-0,25	-0,51
set/00	0,93	1,27	2,15	1,58	0,14	1,76	1,16	0,81	-0,19	-0,39	0,36	0,54	-0,06	0,05	-0,11	0,71	0,55	0,55	-0,47	6,33	-0,45	-1,03
out/00	0,54	-0,07	3,46	0,08	0,01	0,78	-0,16	0,27	-1,30	1,17	-0,76	-0,44	0,43	0,24	1,24	0,66	-1,53	0,76	-0,89	0,54	0,31	2,93
nov/00	0,63	-0,14	-0,87	-0,21	-0,17	2,15	1,33	-0,50	-1,57	1,63	1,32	2,27	0,01	0,73	0,39	-0,31	1,69	3,31	0,02	1,28	-0,43	-1,17
dez/00	1,32	0,56	3,22	0,62	-0,03	0,46	0,13	-0,44	-0,55	0,32	1,23	2,99	0,00	0,10	1,38	-1,89	0,80	0,62	1,51	7,38	0,37	3,01
jan/01	-0,41	0,05	-2,39	0,17	-0,02	1,36	0,51	0,26	0,19	2,86	-0,02	0,06	0,00	0,55	2,88	2,16	-0,39	-9,06	0,54	-3,85	3,98	-2,36
fev/01	1,10	0,19	4,69	-0,37	0,05	-0,18	0,23	-0,58	0,40	2,69	0,53	-0,75	0,06	0,06	0,74	-0,10	1,99	7,65	2,25	-3,16	2,02	0,61
mar/01	0,15	-0,03	-1,60	-0,41	-0,10	-0,86	0,60	0,24	2,45	2,24	-0,50	2,93	-0,11	-0,03	-2,39	-0,86	-0,24	-0,28	0,69	2,20	-0,43	-5,77
abr/01	1,15	0,07	0,65	1,56	0,04	-1,07	-0,59	0,37	2,88	6,41	1,13	1,50	0,02	0,16	0,90	-0,17	0,52	3,34	1,15	5,04	0,09	2,51
mai/01	-0,12	0,07	-1,42	1,14	0,05	-0,07	-0,53	1,06	0,59	-4,66	-0,14	-0,71	2,02	0,84	-1,92	1,62	-3,09	0,62	-4,11	5,75	0,39	-4,48
jun/01	0,51	4,98	-0,51	1,26	0,03	-1,01	-0,35	0,93	0,68	-4,38	-0,24	0,07	2,95	0,58	0,81	1,48	0,38	1,46	-4,43	3,24	1,19	-3,35
jul/01	1,13	3,79	2,61	0,84	-0,08	1,69	3,28	1,94	0,96	-0,16	0,40	2,22	5,24	1,13	1,56	0,45	0,49	-0,98	3,31	-4,89	0,18	-0,84
ago/01	1,03	12,11	-1,93	0,11	-0,05	-0,19	1,00	1,14	0,21	-0,16	1,16	0,05	4,28	0,96	4,62	1,72	1,90	2,54	0,41	-3,36	0,00	-0,37
set/01	0,88	12,38	3,90	0,53	-0,01	-0,78	-0,35	0,35	-0,05	-0,60	1,46	-0,59	0,03	0,32	0,46	0,44	-0,51	-0,87	-4,72	1,42	0,09	1,31
out/01	0,70	-0,33	1,25	1,66	-0,13	2,53	-0,09	1,02	3,83	1,83	2,62	1,39	-0,21	2,41	2,16	-0,24	-0,51	-3,46	0,15	1,45	0,31	-2,48
nov/01	0,58	0,54	-3,22	1,78	0,01	1,40	0,00	0,82	2,13	1,02	-0,71	0,65	-0,01	3,63	0,89	-0,49	1,44	4,84	1,59	0,83	0,05	1,10
dez/01	0,96	-0,88	2,74	1,30	0,06	-0,72	-0,31	0,44	-0,08	0,64	0,99	0,87	0,54	0,26	2,81	1,16	-0,06	1,33	1,54	2,03	0,92	2,85

jan/02	0,31	2,09	-5,27	2,35	-0,02	2,41	0,03	0,68	0,44	5,27	0,86	-0,96	0,12	0,79	1,71	0,62	1,60	0,33	-0,49	-1,78	5,56	0,75
fev/02	-0,32	0,93	-0,24	1,71	0,00	-1,44	0,58	0,29	0,32	1,82	-0,53	-0,65	0,06	0,08	-2,76	0,74	0,01	-0,71	4,54	-4,12	0,64	-0,37
mar/02	-0,20	0,26	-4,59	0,07	0,00	-0,69	-0,64	0,23	-0,88	-2,24	1,59	0,93	-0,01	-0,47	-1,44	-0,42	0,01	1,77	1,12	3,33	0,59	0,63
abr/02	0,63	-3,74	4,95	2,18	-0,09	-0,24	-0,71	-0,65	-1,18	-1,36	-0,27	1,57	-0,03	-0,10	0,52	0,91	-0,91	1,18	0,83	3,36	-0,37	1,25
mai/02	0,45	-0,36	-1,47	-0,20	-0,15	0,23	-0,37	0,22	-0,54	0,61	1,70	1,87	-0,01	0,99	-0,17	1,24	0,83	0,87	0,80	5,14	-0,36	-1,01
jun/02	0,59	-0,29	1,24	0,18	-0,03	2,12	0,10	1,17	0,77	0,50	-0,46	0,13	0,02	-1,03	1,16	0,85	0,18	0,81	-0,53	1,56	0,27	-2,41
jul/02	0,93	1,68	2,38	4,04	0,01	-2,26	2,50	1,91	1,44	-0,77	0,29	-0,03	0,14	-0,36	2,84	1,60	0,26	2,59	-0,67	-1,60	-0,12	3,19
ago/02	0,00	5,27	-0,77	3,03	-0,07	1,39	3,79	1,76	3,52	-1,30	1,54	-1,51	-0,15	0,27	1,71	0,97	-0,64	-7,42	-0,17	-1,89	0,30	-0,66
set/02	0,89	1,94	1,19	1,49	0,01	1,01	-0,24	1,50	2,13	2,97	0,64	0,48	-0,02	0,32	1,69	1,25	1,59	2,61	-1,06	-1,73	0,12	1,45
out/02	1,13	0,28	0,42	1,67	0,07	2,44	0,79	3,56	3,52	2,68	2,05	0,19	0,04	1,72	3,03	1,59	0,04	-1,22	-0,14	2,23	0,17	2,59
nov/02	2,65	1,44	1,97	2,25	0,14	3,75	0,25	7,65	7,86	6,58	1,98	5,14	0,06	2,98	3,38	1,97	0,61	-1,19	-0,77	2,15	0,42	3,07
dez/02	2,14	1,09	2,52	4,53	0,04	2,11	0,11	4,68	3,76	1,89	2,86	0,46	0,14	4,75	2,71	2,95	1,03	4,93	7,31	1,93	-0,09	0,59
jan/03	2,09	-2,22	-1,20	2,19	0,04	1,89	0,59	2,61	0,30	3,84	2,04	4,84	9,12	2,36	2,03	3,94	1,51	2,14	0,40	-1,72	9,41	7,55
fev/03	0,70	-3,58	1,47	3,03	0,08	1,26	0,40	1,89	-0,70	9,85	-0,08	2,08	11,15	0,48	0,23	1,40	1,22	-0,92	0,58	-4,26	0,22	0,25
mar/03	1,61	3,50	-1,68	7,92	0,07	1,90	1,55	4,22	3,27	-5,35	2,36	-0,99	-0,01	2,33	1,31	5,12	-1,51	-0,19	6,79	11,52	1,51	5,84
abr/03	-0,43	-1,77	-1,27	-1,94	0,05	-0,48	-0,23	-1,66	-2,18	4,14	-0,04	0,81	0,02	-0,92	-0,67	-2,27	1,32	1,68	0,17	-3,37	0,01	-1,22
mai/03	0,53	3,55	1,29	1,98	0,07	0,48	0,23	1,70	2,23	-3,97	0,04	-0,85	-0,02	0,93	0,67	2,32	-1,31	-1,65	-0,17	3,49	-0,01	1,24
jun/03	0,87	0,89	2,47	1,16	0,20	-1,14	0,77	0,30	-0,66	-5,77	2,76	-1,38	-2,11	-0,69	-0,47	-0,29	1,94	9,81	-0,47	3,94	0,20	-0,92
jul/03	0,54	-0,46	2,70	-0,64	0,22	0,95	1,48	-0,06	0,20	-2,69	-0,55	-0,49	0,43	0,33	1,56	0,60	0,67	2,16	1,42	-0,60	-0,11	2,41
ago/03	0,15	4,23	-0,63	-0,26	0,10	-0,15	8,40	-0,39	0,45	-2,23	1,73	0,59	-0,37	1,84	-3,89	-0,44	-0,34	-2,12	1,35	-0,63	0,06	1,24
set/03	0,72	2,64	0,47	0,49	0,20	0,84	-0,55	0,10	2,14	1,85	-0,31	-0,41	1,34	1,36	0,31	0,14	0,76	3,36	1,32	1,65	-0,01	0,41

Taxas Mensais do Ìndice de Konüs-Byushgens Plutocrático Combinado com Índices Elementares Calculados por Jevosns

	GERAL	HBA	HBB	HBC	HBD	HBE	HBF	ALA	ALB	ALC	ALD	TPA	TPB	DPA	DPB	DPC	DPD	DAS	SDB	VTT	EDA	EDB
fev/00	0,89	-1,49	3,99	0,11	-0,19	1,18	8,75	0,15	-2,83	1,35	0,08	2,11	0,19	0,35	-2,70	1,97	4,45	1,45	-1,00	-2,31	0,03	-0,20
mar/00	1,15	-0,15	6,05	2,34	-0,01	2,64	1,39	-0,33	-1,79	2,69	0,02	3,78	0,12	-1,56	-4,09	2,00	-2,27	0,59	0,46	0,59	0,85	5,79
abr/00	0,20	0,02	0,22	2,08	-0,09	0,11	0,07	-0,24	-0,48	-0,45	1,85	0,73	0,07	-0,57	-0,91	0,53	-3,61	0,55	-0,02	1,56	0,84	-0,26
mai/00	0,17	-0,02	2,32	-0,43	-0,09	-0,52	0,02	-0,05	0,21	-1,81	1,26	-1,44	0,28	-0,34	0,36	0,28	1,72	-0,77	0,78	3,90	-0,43	-1,51
jun/00	0,57	-0,02	1,09	0,93	-0,10	2,53	0,15	-1,17	1,68	-5,15	2,71	2,20	-0,03	-0,01	1,00	-0,21	-2,24	1,48	1,23	0,16	0,73	1,51

jul/00	1,42	0,66	1,97	-0,47	-0,15	1,12	2,50	0,94	4,87	3,37	-0,99	4,53	0,02	-0,04	2,92	0,99	0,71	-0,15	1,10	-1,41	-0,06	2,02
ago/00	1,08	5,15	1,19	-0,29	-0,01	1,16	2,54	1,05	4,60	5,01	1,78	3,66	0,16	0,51	-0,86	-0,14	0,54	0,24	-1,04	-4,57	-0,07	-0,29
set/00	0,99	1,27	1,92	1,65	0,14	1,65	1,17	0,82	-0,24	-0,52	0,31	0,62	-0,08	0,46	0,90	0,70	0,25	0,57	-0,23	6,27	-0,37	-2,12
out/00	0,25	-0,07	0,89	0,09	0,01	0,26	-0,15	0,22	-1,25	1,35	-0,76	-0,45	0,44	0,35	0,32	0,54	-1,47	0,72	-0,98	1,80	0,22	2,51
nov/00	0,66	-0,17	-1,44	-0,19	-0,17	2,29	1,26	-0,49	-1,63	1,02	1,34	2,53	0,01	0,62	0,67	-0,18	1,60	4,01	0,08	0,88	-0,29	-0,32
dez/00	1,28	0,58	3,94	0,60	-0,03	0,79	0,29	-0,44	-0,50	0,15	0,99	2,59	-0,01	-0,05	1,09	-1,58	1,65	-0,68	1,89	7,65	0,32	3,30
jan/01	-0,06	0,05	-2,35	0,18	-0,02	1,07	0,50	0,21	0,10	2,71	0,10	2,03	0,01	0,54	1,94	1,72	-0,17	-6,47	0,54	-4,09	4,08	-1,73
fev/01	0,62	0,20	4,19	-0,43	0,05	0,22	0,24	-0,66	0,33	2,79	0,47	-0,72	0,09	0,11	0,54	-0,16	1,49	4,90	2,24	-3,89	-0,26	-0,65
mar/01	-0,10	-0,03	-2,48	-0,40	-0,10	-0,79	0,30	0,37	2,53	3,18	-0,37	2,69	-0,09	0,15	-2,67	-0,97	0,47	-2,22	0,56	2,13	-0,38	-6,12
abr/01	1,12	0,07	1,25	1,46	0,04	-0,78	-0,70	0,35	2,92	6,92	0,83	1,11	0,02	0,25	0,83	0,09	0,47	4,15	1,83	2,62	0,07	2,04
mai/01	-0,03	0,07	-1,68	1,21	0,05	-0,32	-0,53	1,10	0,68	-4,97	-0,15	-0,03	1,79	0,77	-1,57	1,11	-3,41	0,83	-5,01	6,78	0,28	-3,99
jun/01	0,53	0,25	0,65	1,26	0,03	-0,79	0,07	1,03	0,62	-4,18	-0,12	0,01	3,15	0,42	1,18	1,04	-0,57	2,32	-3,60	3,82	0,82	-3,09
jul/01	1,18	5,56	2,21	0,89	-0,08	1,04	4,37	1,94	0,97	0,06	0,48	2,12	5,24	1,13	1,56	0,39	0,96	-0,54	-0,69	-4,13	-0,05	0,37
ago/01	0,98	11,10	-1,52	0,02	-0,05	-0,05	1,04	1,17	0,16	-0,17	1,18	0,29	4,46	0,91	4,96	1,66	0,28	1,26	0,42	-3,66	0,33	-0,83
set/01	0,79	7,66	2,57	0,60	-0,01	-0,57	-0,38	0,33	-0,15	-0,90	1,45	-0,23	0,02	0,51	1,45	0,65	-0,49	-0,09	-2,01	1,71	0,18	1,41
out/01	0,67	-0,06	1,83	1,63	-0,13	2,86	-0,09	0,92	3,80	1,84	2,61	0,31	-0,21	2,18	1,83	-0,24	-0,60	-3,32	0,15	2,50	0,25	-4,60
nov/01	0,55	0,36	-3,04	1,64	0,01	1,85	-0,01	0,80	2,10	0,56	-0,81	1,04	-0,01	3,68	1,37	-0,74	1,81	3,71	1,58	0,68	-0,21	0,55
dez/01	1,08	-0,62	3,70	1,38	0,06	-0,99	-0,29	0,48	-0,11	-0,26	1,03	0,93	0,52	0,25	3,25	0,94	-0,05	1,28	1,60	2,42	0,80	2,76
jan/02	0,23	1,91	-5,59	2,42	-0,02	2,71	-0,08	0,65	0,51	5,39	0,85	-1,32	0,12	0,77	0,89	0,55	0,82	1,18	-0,36	-1,39	5,19	0,70
fev/02	-0,39	0,82	0,07	1,76	0,00	-1,62	0,59	0,25	0,42	2,49	-0,19	-0,84	0,07	0,02	-2,51	0,68	0,09	-1,21	3,88	-5,23	0,63	0,53
mar/02	0,10	-0,25	-1,07	0,09	0,00	-0,87	-0,54	0,16	-0,92	-2,34	1,23	1,34	0,00	-0,50	-1,37	-0,81	0,51	1,77	1,50	1,72	0,71	0,01
abr/02	0,27	-3,06	1,45	1,84	-0,09	-0,06	-0,67	-0,68	-1,29	-1,01	0,03	1,29	-0,04	-0,12	0,58	1,33	-0,85	0,54	0,49	3,61	-0,45	1,27
mai/02	0,50	-0,57	-1,10	-0,01	-0,15	-0,17	-0,32	0,23	-0,51	1,13	1,42	2,12	-0,02	0,93	-0,26	1,41	1,01	0,52	0,90	5,48	-0,39	-0,78
jun/02	0,74	0,18	2,07	0,13	-0,03	2,19	0,11	1,17	0,78	0,23	-0,24	0,78	0,03	-1,07	0,85	0,90	-0,33	0,55	-0,85	1,81	0,27	-2,52
jul/02	0,90	1,33	1,83	3,27	0,01	-2,18	2,48	1,92	1,51	-0,69	0,27	0,35	0,16	-0,32	2,62	1,64	0,67	3,39	-0,62	-2,31	-0,18	2,96
ago/02	0,17	5,18	-0,44	2,96	-0,07	1,56	3,81	1,70	3,68	-1,23	0,87	-1,73	-0,17	0,25	0,24	1,07	-0,72	-4,40	0,22	-1,67	0,37	-0,16
set/02	0,95	2,05	0,94	1,47	0,01	1,29	-0,19	1,56	2,23	2,77	0,73	0,88	-0,03	0,30	1,35	1,10	2,47	3,59	-1,15	-2,04	-0,04	0,90
out/02	1,20	0,27	1,98	1,68	0,07	2,15	0,81	3,61	3,50	2,27	1,72	0,47	0,05	1,96	2,49	1,29	-0,81	-2,15	-0,32	2,58	0,30	2,54
nov/02	2,66	1,24	2,20	2,37	0,14	4,06	0,23	7,86	7,90	6,30	2,51	5,02	0,08	2,90	1,98	1,50	0,72	-0,90	0,97	2,47	0,49	2,28
dez/02	2,16	1,00	3,79	4,56	0,04	2,16	0,10	4,78	3,82	1,54	2,65	0,16	0,16	4,74	2,78	2,82	1,45	3,98	7,27	2,05	-0,15	0,30
jan/03	1,99	-8,40	0,10	2,45	0,04	1,40	0,60	2,68	0,29	4,19	2,07	5,34	8,86	2,51	2,16	3,78	0,79	1,81	0,28	-2,15	10,94	6,90
fev/03	0,62	-3,16	0,34	3,00	0,08	1,19	0,39	1,99	-0,81	10,06	-0,05	2,02	11,62	0,50	0,84	1,71	2,21	-1,51	0,43	-4,33	0,18	1,02

mar/03	1,86	3,20	1,65	7,92	0,07	1,61	1,49	4,26	3,14	-4,94	2,18	-1,11	-0,01	2,11	0,96	5,14	-2,45	0,30	6,58	10,27	1,53	7,43
abr/03	-0,49	-1,52	-0,68	-1,96	0,05	-0,54	-0,23	-1,70	-2,17	3,88	0,17	0,49	0,02	-0,96	-0,79	-2,03	1,48	1,16	0,05	-4,05	-0,02	-1,14
mai/03	0,59	3,29	0,68	2,00	0,07	0,55	0,23	1,74	2,22	-3,73	-0,17	-0,53	-0,02	0,97	0,79	2,07	-1,46	-1,14	-0,05	4,22	0,02	1,16
jun/03	0,65	0,94	1,93	1,15	0,20	-1,52	0,74	0,27	-0,78	-5,74	2,63	-1,50	-2,60	-0,70	-0,12	-0,15	1,26	8,08	-0,43	3,44	0,28	-1,45
jul/03	0,74	-0,42	2,28	-0,64	0,22	0,63	1,46	-0,07	0,26	-2,34	-0,63	-0,60	0,42	0,15	2,94	0,28	0,24	4,80	1,71	-0,99	-0,12	2,53
ago/03	0,11	4,14	-0,12	-0,21	0,10	-0,43	8,37	-0,45	0,54	-2,41	1,79	0,57	-0,45	1,87	-4,05	-0,19	-0,18	-2,80	1,33	-0,79	0,07	1,54
set/03	0,61	2,75	-0,30	0,57	0,20	1,18	-0,53	0,05	2,19	1,50	-0,26	-0,53	1,12	1,58	0,38	0,16	0,70	2,93	1,44	1,63	-0,06	0,17

Anexo 4.1

Base de Dados Utilizada para a Estimação do Sistema de Demanda: Ponderações

faixa	whba	whbb	whbc	whbd	whbe	whbf	wala	walb	walc	wald	wtpa	wtpb	wdpa	wdpb	wdpc	wdpd	wsda	wsdb	wvtt	weda	wedb
FX 1jn	0,24	0,00	0,03	0,00	0,04	0,02	0,22	0,15	0,09	0,01	0,00	0,01	0,03	0,00	0,04	0,01	0,00	0,05	0,05	0,03	0,00
FX 2jn	0,14	0,05	0,02	0,13	0,06	0,05	0,14	0,09	0,06	0,01	0,00	0,02	0,03	0,03	0,03	0,01	0,01	0,07	0,05	0,00	0,01
FX 3jn	0,09	0,07	0,02	0,10	0,06	0,03	0,15	0,07	0,05	0,01	0,04	0,03	0,02	0,04	0,04	0,01	0,06	0,04	0,06	0,00	0,01
FX 4jn	0,08	0,08	0,01	0,05	0,01	0,07	0,14	0,05	0,03	0,01	0,14	0,02	0,02	0,06	0,05	0,01	0,02	0,03	0,10	0,01	0,00
FX 5jn	0,06	0,07	0,01	0,04	0,04	0,02	0,12	0,04	0,04	0,03	0,12	0,02	0,01	0,03	0,03	0,01	0,09	0,03	0,08	0,10	0,00
FX 6jn	0,06	0,07	0,01	0,04	0,07	0,04	0,14	0,03	0,03	0,01	0,18	0,01	0,01	0,13	0,02	0,01	0,06	0,01	0,04	0,03	0,01
FX 7jn	0,02	0,13	0,01	0,06	0,04	0,09	0,07	0,03	0,02	0,01	0,13	0,01	0,02	0,10	0,02	0,03	0,07	0,01	0,05	0,06	0,00
FX 8jn	0,04	0,14	0,01	0,00	0,01	0,14	0,05	0,02	0,02	0,03	0,08	0,01	0,01	0,10	0,01	0,01	0,11	0,03	0,08	0,10	0,00
FX 9jn	0,01	0,12	0,00	0,09	0,06	0,05	0,05	0,01	0,01	0,03	0,11	0,01	0,01	0,11	0,01	0,03	0,14	0,03	0,07	0,02	0,02
FX 10jn	0,01	0,08	0,01	0,03	0,10	0,06	0,09	0,02	0,02	0,02	0,15	0,00	0,01	0,12	0,02	0,02	0,11	0,03	0,07	0,02	0,00
FX 11jn	0,02	0,08	0,00	0,00	0,05	0,04	0,10	0,01	0,01	0,02	0,11	0,01	0,01	0,11	0,01	0,02	0,15	0,01	0,08	0,16	0,00
FX 12jn	0,02	0,08	0,00	0,00	0,14	0,02	0,04	0,01	0,01	0,02	0,20	0,01	0,01	0,12	0,01	0,01	0,13	0,01	0,11	0,05	0,00
FX 13jn	0,02	0,18	0,00	0,00	0,01	0,04	0,02	0,01	0,01	0,02	0,16	0,01	0,00	0,20	0,01	0,02	0,05	0,01	0,06	0,16	0,02
FX 1JL	0,14	0,01	0,04	0,00	0,00	0,01	0,31	0,11	0,16	0,00	0,00	0,01	0,04	0,00	0,05	0,00	0,00	0,09	0,03	0,00	0,00
FX 2JL	0,15	0,07	0,02	0,18	0,05	0,02	0,14	0,08	0,04	0,02	0,00	0,03	0,03	0,02	0,04	0,00	0,01	0,02	0,05	0,01	0,00
FX 3JL	0,07	0,07	0,01	0,22	0,09	0,03	0,10	0,05	0,04	0,01	0,02	0,02	0,02	0,06	0,02	0,01	0,05	0,03	0,04	0,02	0,00
FX 4JL	0,07	0,06	0,01	0,18	0,05	0,05	0,09	0,04	0,04	0,01	0,12	0,02	0,02	0,04	0,03	0,01	0,04	0,03	0,07	0,00	0,01
FX 5JL	0,03	0,02	0,00	0,13	0,08	0,05	0,06	0,03	0,06	0,01	0,12	0,02	0,02	0,03	0,03	0,02	0,09	0,02	0,16	0,01	0,00
FX 6JL	0,03	0,01	0,01	0,37	0,02	0,04	0,08	0,03	0,03	0,01	0,07	0,00	0,02	0,04	0,03	0,02	0,07	0,01	0,10	0,02	0,00
FX 7JL	0,05	0,06	0,01	0,08	0,10	0,06	0,07	0,02	0,02	0,01	0,20	0,01	0,01	0,04	0,02	0,01	0,10	0,02	0,05	0,05	0,00
FX 8JL	0,04	0,06	0,01	0,10	0,06	0,04	0,08	0,02	0,03	0,02	0,12	0,01	0,02	0,07	0,01	0,01	0,08	0,03	0,06	0,11	0,01
FX 9JL	0,02	0,05	0,01	0,05	0,04	0,07	0,05	0,02	0,02	0,01	0,30	0,00	0,01	0,07	0,01	0,01	0,15	0,03	0,03	0,04	0,01
FX 10JL	0,04	0,12	0,00	0,12	0,02	0,08	0,06	0,01	0,01	0,01	0,27	0,01	0,01	0,03	0,01	0,02	0,14	0,01	0,02	0,01	0,00
FX 11JL	0,03	0,05	0,01	0,00	0,02	0,10	0,05	0,01	0,01	0,01	0,19	0,01	0,01	0,06	0,01	0,00	0,10	0,02	0,05	0,21	0,01
FX 12JL	0,01	0,13	0,01	0,14	0,00	0,03	0,10	0,01	0,01	0,01	0,21	0,00	0,01	0,18	0,01	0,01	0,03	0,00	0,02	0,07	0,00
FX 13JL	0,02	0,10	0,01	0,07	0,07	0,05	0,05	0,01	0,02	0,02	0,24	0,01	0,01	0,12	0,01	0,01	0,06	0,01	0,05	0,08	0,00
FX 1ag	0,16	0,04	0,06	0,00	0,00	0,02	0,18	0,11	0,07	0,00	0,00	0,05	0,04	0,02	0,04	0,00	0,13	0,05	0,03	0,00	0,00
FX 2ag	0,12	0,01	0,02	0,15	0,04	0,04	0,14	0,08	0,07	0,01	0,00	0,02	0,03	0,03	0,05	0,01	0,06	0,04	0,06	0,00	0,00

FX 3ag	0,09	0,05	0,02	0,29	0,01	0,04	0,14	0,06	0,05	0,02	0,02	0,03	0,02	0,03	0,03	0,00	0,02	0,04	0,02	0,03	0,00
FX 4ag	0,08	0,05	0,02	0,18	0,02	0,05	0,12	0,05	0,05	0,01	0,06	0,02	0,02	0,04	0,03	0,01	0,07	0,05	0,07	0,00	0,01
FX 5ag	0,08	0,10	0,02	0,08	0,08	0,06	0,10	0,03	0,03	0,02	0,05	0,01	0,01	0,06	0,03	0,02	0,04	0,03	0,06	0,07	0,01
FX 6ag	0,07	0,18	0,01	0,15	0,01	0,10	0,09	0,03	0,03	0,02	0,11	0,00	0,02	0,03	0,02	0,01	0,08	0,02	0,03	0,00	0,00
FX 7ag	0,03	0,15	0,01	0,05	0,02	0,07	0,08	0,03	0,02	0,02	0,15	0,02	0,02	0,07	0,02	0,02	0,11	0,02	0,03	0,07	0,00
FX 8ag	0,06	0,11	0,00	0,03	0,06	0,07	0,08	0,02	0,02	0,03	0,08	0,01	0,02	0,15	0,01	0,01	0,09	0,05	0,05	0,03	0,00
FX 9ag	0,02	0,12	0,00	0,18	0,15	0,05	0,05	0,01	0,02	0,03	0,19	0,00	0,01	0,04	0,01	0,01	0,04	0,01	0,02	0,04	0,00
FX 10ag	0,01	0,08	0,01	0,03	0,02	0,03	0,07	0,01	0,01	0,02	0,15	0,01	0,01	0,14	0,02	0,01	0,10	0,01	0,08	0,16	0,00
FX 11ag	0,11	0,08	0,01	0,00	0,18	0,11	0,07	0,00	0,02	0,01	0,02	0,00	0,01	0,06	0,01	0,00	0,00	0,00	0,04	0,26	0,01
FX 12ag	0,02	0,16	0,01	0,00	0,02	0,03	0,10	0,02	0,03	0,01	0,02	0,00	0,01	0,37	0,01	0,02	0,02	0,01	0,06	0,10	0,00
FX 13ag	0,01	0,13	0,00	0,02	0,06	0,04	0,04	0,01	0,01	0,02	0,11	0,00	0,00	0,19	0,01	0,02	0,18	0,01	0,04	0,09	0,00
FX 1se	0,16	0,02	0,02	0,00	0,07	0,02	0,16	0,10	0,10	0,01	0,00	0,03	0,02	0,04	0,03	0,01	0,07	0,08	0,06	0,00	0,00
FX 2se	0,13	0,03	0,02	0,06	0,05	0,04	0,15	0,09	0,07	0,01	0,01	0,02	0,04	0,05	0,04	0,02	0,06	0,03	0,07	0,02	0,00
FX 3se	0,06	0,06	0,02	0,12	0,04	0,04	0,16	0,07	0,07	0,02	0,01	0,02	0,02	0,07	0,04	0,01	0,04	0,04	0,06	0,02	0,00
FX 4se	0,06	0,05	0,01	0,18	0,08	0,04	0,10	0,05	0,05	0,01	0,05	0,02	0,02	0,08	0,04	0,01	0,03	0,02	0,06	0,03	0,00
FX 5se	0,06	0,04	0,02	0,06	0,07	0,05	0,12	0,03	0,05	0,03	0,13	0,01	0,02	0,06	0,04	0,01	0,08	0,02	0,10	0,02	0,00
FX 6se	0,05	0,05	0,01	0,10	0,05	0,06	0,12	0,03	0,05	0,01	0,07	0,01	0,02	0,04	0,02	0,01	0,12	0,05	0,04	0,07	0,00
FX 7se	0,04	0,09	0,01	0,16	0,03	0,07	0,10	0,02	0,02	0,02	0,10	0,00	0,01	0,07	0,02	0,01	0,10	0,02	0,03	0,09	0,00
FX 8se	0,03	0,09	0,01	0,10	0,03	0,09	0,07	0,01	0,03	0,01	0,18	0,03	0,01	0,04	0,02	0,03	0,09	0,04	0,04	0,07	0,00
FX 9se	0,04	0,09	0,01	0,06	0,03	0,04	0,09	0,01	0,01	0,03	0,09	0,01	0,01	0,09	0,02	0,02	0,12	0,01	0,05	0,15	0,00
FX 10se	0,02	0,15	0,01	0,04	0,03	0,07	0,06	0,01	0,01	0,02	0,28	0,01	0,01	0,06	0,01	0,00	0,05	0,01	0,05	0,09	0,00
FX 11se	0,01	0,09	0,00	0,06	0,09	0,03	0,08	0,01	0,01	0,02	0,15	0,01	0,01	0,09	0,01	0,01	0,08	0,03	0,03	0,18	0,00
FX 12se	0,03	0,25	0,01	0,00	0,01	0,04	0,10	0,01	0,01	0,04	0,13	0,03	0,03	0,04	0,02	0,01	0,06	0,00	0,03	0,16	0,01
FX 13se	0,02	0,11	0,00	0,04	0,15	0,02	0,10	0,00	0,01	0,01	0,22	0,00	0,01	0,06	0,01	0,01	0,05	0,02	0,05	0,11	0,01
FX 1ou	0,11	0,03	0,01	0,12	0,00	0,00	0,14	0,11	0,12	0,01	0,00	0,04	0,02	0,07	0,04	0,01	0,00	0,05	0,10	0,00	0,01
FX 2ou	0,12	0,02	0,02	0,19	0,05	0,04	0,15	0,09	0,09	0,01	0,00	0,02	0,02	0,03	0,02	0,01	0,04	0,03	0,05	0,01	0,00
FX 3ou	0,09	0,02	0,02	0,15	0,06	0,04	0,18	0,05	0,06	0,01	0,03	0,02	0,03	0,04	0,04	0,01	0,05	0,04	0,06	0,01	0,00
FX 4ou	0,06	0,07	0,02	0,15	0,05	0,04	0,16	0,03	0,04	0,01	0,05	0,01	0,02	0,05	0,04	0,02	0,07	0,03	0,04	0,04	0,00
FX 5ou	0,07	0,12	0,02	0,00	0,00	0,11	0,13	0,03	0,05	0,02	0,15	0,02	0,03	0,01	0,02	0,02	0,10	0,03	0,08	0,00	0,00
FX 6ou	0,03	0,13	0,01	0,08	0,09	0,07	0,10	0,02	0,03	0,01	0,07	0,02	0,03	0,06	0,02	0,01	0,09	0,02	0,06	0,05	0,00
FX 7ou	0,04	0,07	0,02	0,16	0,04	0,04	0,08	0,02	0,03	0,03	0,17	0,01	0,02	0,07	0,01	0,01	0,02	0,03	0,04	0,09	0,01
FX 8ou	0,03	0,11	0,01	0,13	0,07	0,08	0,11	0,01	0,02	0,02	0,13	0,02	0,02	0,03	0,02	0,01	0,06	0,01	0,07	0,05	0,00

FX 9ou	0,03	0,20	0,01	0,01	0,02	0,07	0,07	0,01	0,02	0,02	0,09	0,02	0,03	0,07	0,02	0,01	0,10	0,02	0,06	0,11	0,00
FX 10ou	0,04	0,16	0,01	0,02	0,01	0,04	0,11	0,01	0,02	0,01	0,22	0,01	0,01	0,05	0,03	0,02	0,03	0,04	0,03	0,11	0,01
FX 11ou	0,03	0,10	0,01	0,04	0,14	0,07	0,12	0,01	0,05	0,02	0,09	0,04	0,02	0,02	0,01	0,01	0,03	0,02	0,09	0,09	0,00
FX 12ou	0,01	0,11	0,00	0,06	0,03	0,06	0,04	0,01	0,01	0,02	0,11	0,01	0,01	0,13	0,01	0,00	0,21	0,02	0,06	0,07	0,00
FX 13ou	0,02	0,06	0,01	0,02	0,01	0,02	0,05	0,01	0,01	0,01	0,50	0,00	0,01	0,05	0,01	0,03	0,03	0,01	0,04	0,12	0,00
FX 1no	0,17	0,05	0,02	0,09	0,00	0,06	0,16	0,14	0,13	0,00	0,00	0,02	0,03	0,02	0,03	0,00	0,00	0,02	0,04	0,00	0,00
FX 2no	0,11	0,03	0,01	0,15	0,03	0,03	0,15	0,07	0,06	0,02	0,02	0,04	0,03	0,04	0,04	0,01	0,02	0,03	0,10	0,01	0,00
FX 3no	0,08	0,04	0,02	0,18	0,04	0,05	0,14	0,05	0,06	0,02	0,02	0,02	0,02	0,04	0,03	0,01	0,04	0,02	0,08	0,02	0,00
FX 4no	0,08	0,07	0,02	0,12	0,06	0,08	0,13	0,04	0,05	0,01	0,05	0,02	0,02	0,05	0,02	0,00	0,07	0,04	0,04	0,03	0,00
FX 5no	0,06	0,08	0,01	0,15	0,03	0,05	0,10	0,03	0,03	0,02	0,07	0,01	0,01	0,06	0,03	0,01	0,10	0,03	0,09	0,03	0,00
FX 6no	0,06	0,10	0,01	0,11	0,02	0,07	0,10	0,04	0,02	0,01	0,13	0,00	0,02	0,03	0,03	0,00	0,08	0,01	0,08	0,06	0,00
FX 7no	0,04	0,08	0,01	0,05	0,11	0,06	0,09	0,02	0,04	0,02	0,08	0,01	0,02	0,06	0,02	0,01	0,08	0,03	0,08	0,08	0,00
FX 8no	0,04	0,21	0,01	0,12	0,02	0,05	0,06	0,02	0,02	0,01	0,12	0,01	0,01	0,02	0,02	0,03	0,09	0,02	0,06	0,06	0,00
FX 9no	0,01	0,09	0,01	0,11	0,04	0,08	0,06	0,02	0,04	0,02	0,21	0,00	0,01	0,09	0,01	0,01	0,04	0,02	0,08	0,05	0,00
FX 10no	0,04	0,15	0,01	0,02	0,06	0,04	0,10	0,02	0,04	0,02	0,13	0,01	0,02	0,08	0,01	0,02	0,09	0,02	0,06	0,04	0,00
FX 11no	0,02	0,22	0,01	0,00	0,00	0,05	0,08	0,01	0,00	0,03	0,16	0,00	0,01	0,07	0,01	0,03	0,03	0,01	0,09	0,15	0,00
FX 12no	0,02	0,12	0,00	0,04	0,04	0,05	0,05	0,01	0,01	0,01	0,22	0,01	0,01	0,12	0,01	0,01	0,13	0,02	0,06	0,07	0,00
FX 13no	0,05	0,13	0,00	0,17	0,01	0,02	0,04	0,01	0,02	0,02	0,03	0,02	0,00	0,07	0,00	0,00	0,18	0,01	0,06	0,15	0,01
FX 1de	0,18	0,01	0,03	0,00	0,02	0,11	0,17	0,12	0,09	0,00	0,00	0,02	0,03	0,03	0,04	0,00	0,02	0,00	0,11	0,00	0,00
FX 2de	0,13	0,06	0,02	0,17	0,03	0,02	0,15	0,06	0,06	0,01	0,03	0,02	0,03	0,02	0,04	0,01	0,02	0,02	0,10	0,00	0,00
FX 3de	0,10	0,07	0,02	0,13	0,04	0,01	0,13	0,05	0,05	0,01	0,04	0,02	0,03	0,05	0,03	0,01	0,04	0,04	0,13	0,01	0,00
FX 4de	0,06	0,10	0,02	0,13	0,04	0,05	0,13	0,03	0,04	0,01	0,07	0,01	0,02	0,03	0,03	0,00	0,07	0,05	0,08	0,01	0,00
FX 5de	0,04	0,06	0,01	0,06	0,08	0,06	0,12	0,04	0,04	0,01	0,10	0,01	0,02	0,07	0,03	0,01	0,03	0,03	0,18	0,01	0,00
FX 6de	0,02	0,10	0,01	0,15	0,09	0,04	0,06	0,04	0,04	0,01	0,07	0,01	0,02	0,13	0,02	0,00	0,04	0,04	0,08	0,02	0,00
FX 7de	0,03	0,08	0,01	0,05	0,08	0,04	0,11	0,02	0,03	0,02	0,10	0,01	0,02	0,07	0,02	0,02	0,08	0,03	0,11	0,06	0,00
FX 8de	0,03	0,10	0,01	0,06	0,04	0,06	0,06	0,01	0,02	0,02	0,12	0,02	0,02	0,14	0,03	0,01	0,05	0,05	0,09	0,07	0,01
FX 9de	0,03	0,06	0,00	0,07	0,10	0,03	0,07	0,01	0,02	0,01	0,04	0,01	0,01	0,23	0,02	0,02	0,14	0,00	0,04	0,09	0,00
FX 10de	0,03	0,22	0,01	0,03	0,01	0,06	0,08	0,02	0,02	0,01	0,09	0,00	0,01	0,10	0,02	0,01	0,07	0,02	0,09	0,10	0,00
FX 11de	0,02	0,19	0,00	0,02	0,02	0,07	0,05	0,01	0,02	0,01	0,12	0,00	0,01	0,17	0,02	0,01	0,09	0,02	0,09	0,07	0,00
FX 12de	0,02	0,09	0,01	0,01	0,05	0,03	0,05	0,01	0,01	0,02	0,42	0,01	0,01	0,07	0,01	0,02	0,05	0,01	0,03	0,09	0,00
FX 13de	0,00	0,20	0,00	0,06	0,06	0,04	0,03	0,01	0,01	0,02	0,10	0,00	0,01	0,11	0,01	0,01	0,15	0,01	0,04	0,15	0,00
FX 1ja	0,23	0,04	0,03	0,03	0,03	0,03	0,17	0,11	0,08	0,01	0,00	0,02	0,03	0,02	0,05	0,01	0,04	0,05	0,03	0,00	0,00

FX 2ja	0,15	0,01	0,02	0,15	0,03	0,05	0,15	0,07	0,08	0,01	0,00	0,02	0,03	0,03	0,03	0,00	0,04	0,05	0,05	0,00	0,03
FX 3ja	0,14	0,04	0,02	0,16	0,06	0,05	0,14	0,05	0,06	0,02	0,02	0,02	0,03	0,04	0,03	0,01	0,03	0,03	0,04	0,00	0,01
FX 4ja	0,07	0,05	0,02	0,13	0,04	0,06	0,13	0,05	0,05	0,01	0,09	0,02	0,02	0,05	0,03	0,01	0,04	0,03	0,07	0,02	0,02
FX 5ja	0,04	0,07	0,01	0,14	0,10	0,03	0,11	0,03	0,03	0,01	0,12	0,02	0,01	0,05	0,02	0,01	0,06	0,02	0,07	0,05	0,02
FX 6ja	0,09	0,05	0,01	0,03	0,10	0,07	0,10	0,03	0,03	0,02	0,10	0,02	0,03	0,10	0,02	0,02	0,06	0,02	0,09	0,03	0,01
FX 7ja	0,05	0,07	0,02	0,05	0,02	0,05	0,12	0,02	0,03	0,04	0,12	0,02	0,03	0,09	0,03	0,01	0,07	0,02	0,05	0,09	0,01
FX 8ja	0,04	0,07	0,01	0,05	0,05	0,05	0,08	0,02	0,04	0,02	0,20	0,01	0,01	0,08	0,02	0,02	0,04	0,02	0,07	0,08	0,01
FX 9ja	0,06	0,11	0,01	0,06	0,05	0,06	0,07	0,01	0,02	0,02	0,16	0,00	0,01	0,06	0,01	0,01	0,11	0,02	0,03	0,12	0,02
FX 10ja	0,10	0,10	0,01	0,02	0,06	0,05	0,08	0,01	0,02	0,02	0,13	0,00	0,01	0,09	0,01	0,02	0,09	0,02	0,05	0,09	0,02
FX 11ja	0,00	0,10	0,00	0,19	0,01	0,03	0,03	0,01	0,01	0,04	0,04	0,01	0,02	0,27	0,01	0,01	0,04	0,00	0,07	0,07	0,03
FX 12ja	0,15	0,07	0,00	0,00	0,08	0,04	0,03	0,01	0,01	0,01	0,21	0,01	0,01	0,15	0,01	0,01	0,04	0,01	0,03	0,14	0,01
FX 13ja	0,04	0,11	0,01	0,07	0,02	0,02	0,08	0,00	0,05	0,05	0,09	0,01	0,02	0,23	0,01	0,02	0,06	0,03	0,07	0,02	0,00
FX 1fe	0,17	0,00	0,02	0,04	0,00	0,03	0,22	0,14	0,10	0,01	0,00	0,04	0,04	0,01	0,05	0,01	0,05	0,03	0,03	0,00	0,01
FX 2fe	0,12	0,02	0,02	0,18	0,01	0,03	0,17	0,07	0,08	0,01	0,00	0,02	0,03	0,02	0,04	0,01	0,03	0,04	0,04	0,02	0,03
FX 3fe	0,09	0,02	0,02	0,11	0,05	0,06	0,14	0,07	0,06	0,01	0,06	0,02	0,02	0,05	0,04	0,00	0,03	0,04	0,06	0,02	0,02
FX 4fe	0,07	0,07	0,02	0,12	0,04	0,06	0,13	0,05	0,05	0,01	0,06	0,02	0,02	0,05	0,02	0,00	0,05	0,03	0,07	0,07	0,01
FX 5fe	0,06	0,05	0,01	0,12	0,01	0,10	0,13	0,03	0,04	0,01	0,13	0,01	0,02	0,07	0,03	0,00	0,05	0,02	0,02	0,06	0,01
FX 6fe	0,04	0,11	0,01	0,04	0,06	0,07	0,11	0,03	0,04	0,01	0,13	0,01	0,02	0,03	0,02	0,01	0,06	0,03	0,04	0,08	0,03
FX 7fe	0,06	0,11	0,01	0,12	0,07	0,06	0,09	0,03	0,03	0,01	0,11	0,02	0,01	0,05	0,02	0,01	0,06	0,02	0,09	0,04	0,00
FX 8fe	0,05	0,13	0,01	0,11	0,08	0,05	0,08	0,02	0,02	0,01	0,13	0,01	0,02	0,03	0,01	0,00	0,04	0,02	0,03	0,15	0,00
FX 9fe	0,05	0,21	0,01	0,07	0,01	0,07	0,07	0,01	0,03	0,01	0,13	0,02	0,01	0,05	0,02	0,01	0,10	0,02	0,05	0,06	0,01
FX 10fe	0,06	0,12	0,01	0,02	0,05	0,08	0,07	0,01	0,04	0,01	0,22	0,00	0,01	0,05	0,01	0,01	0,06	0,04	0,02	0,10	0,02
FX 11fe	0,11	0,15	0,01	0,00	0,03	0,01	0,09	0,02	0,03	0,01	0,15	0,00	0,01	0,01	0,01	0,02	0,22	0,03	0,03	0,04	0,00
FX 12fe	0,02	0,19	0,00	0,00	0,01	0,04	0,04	0,01	0,01	0,02	0,11	0,01	0,00	0,15	0,01	0,02	0,05	0,02	0,04	0,18	0,06
FX 13fe	0,03	0,22	0,01	0,00	0,00	0,03	0,09	0,01	0,02	0,02	0,25	0,02	0,01	0,07	0,00	0,03	0,05	0,01	0,05	0,08	0,00
FX 1mr	0,32	0,00	0,01	0,00	0,02	0,02	0,18	0,14	0,13	0,00	0,00	0,03	0,03	0,00	0,04	0,00	0,00	0,02	0,05	0,00	0,00
FX 2mr	0,10	0,05	0,02	0,10	0,04	0,04	0,19	0,09	0,06	0,01	0,04	0,03	0,03	0,02	0,04	0,03	0,04	0,04	0,02	0,00	0,00
FX 3mr	0,09	0,06	0,02	0,16	0,06	0,04	0,19	0,06	0,05	0,01	0,03	0,02	0,03	0,02	0,04	0,01	0,04	0,03	0,03	0,02	0,00
FX 4mr	0,10	0,01	0,02	0,16	0,03	0,05	0,16	0,05	0,06	0,02	0,06	0,02	0,02	0,03	0,03	0,01	0,07	0,02	0,04	0,02	0,02
FX 5mr	0,07	0,15	0,02	0,08	0,03	0,05	0,17	0,03	0,06	0,02	0,06	0,02	0,02	0,04	0,02	0,01	0,06	0,03	0,03	0,03	0,01
FX 6mr	0,10	0,10	0,02	0,13	0,02	0,07	0,13	0,03	0,01	0,00	0,04	0,02	0,02	0,04	0,03	0,00	0,04	0,04	0,05	0,10	0,04
FX 7mr	0,06	0,12	0,01	0,07	0,04	0,09	0,09	0,02	0,03	0,02	0,08	0,01	0,01	0,06	0,02	0,01	0,12	0,01	0,06	0,05	0,00

FX 8mr	0,06	0,10	0,01	0,09	0,02	0,08	0,10	0,03	0,03	0,02	0,08	0,01	0,02	0,04	0,02	0,02	0,14	0,05	0,06	0,05	0,00
FX 9mr	0,02	0,17	0,01	0,03	0,00	0,08	0,07	0,02	0,03	0,00	0,18	0,01	0,01	0,05	0,01	0,00	0,10	0,03	0,03	0,12	0,00
FX 10mr	0,05	0,12	0,01	0,04	0,06	0,05	0,08	0,02	0,02	0,01	0,11	0,00	0,01	0,13	0,01	0,01	0,07	0,03	0,04	0,10	0,02
FX 11mr	0,03	0,09	0,01	0,00	0,02	0,05	0,08	0,01	0,02	0,02	0,11	0,00	0,01	0,07	0,02	0,02	0,05	0,02	0,08	0,24	0,05
FX 12mr	0,04	0,23	0,01	0,00	0,04	0,03	0,04	0,01	0,01	0,02	0,05	0,01	0,01	0,06	0,01	0,01	0,12	0,01	0,04	0,26	0,00
FX 13mr	0,01	0,07	0,00	0,00	0,01	0,02	0,04	0,00	0,01	0,01	0,42	0,00	0,00	0,04	0,00	0,01	0,03	0,01	0,01	0,30	0,00
FX 1ab	0,17	0,00	0,02	0,00	0,03	0,01	0,19	0,10	0,06	0,00	0,00	0,03	0,03	0,03	0,04	0,00	0,16	0,03	0,07	0,02	0,00
FX 2ab	0,12	0,02	0,02	0,13	0,03	0,07	0,20	0,09	0,06	0,01	0,00	0,02	0,02	0,03	0,06	0,00	0,04	0,04	0,03	0,01	0,00
FX 3ab	0,09	0,07	0,03	0,22	0,04	0,07	0,17	0,05	0,04	0,01	0,01	0,01	0,02	0,03	0,04	0,00	0,03	0,03	0,03	0,01	0,00
FX 4ab	0,07	0,05	0,02	0,18	0,05	0,05	0,16	0,05	0,06	0,01	0,06	0,03	0,02	0,04	0,03	0,00	0,07	0,04	0,02	0,01	0,00
FX 5ab	0,05	0,04	0,01	0,23	0,03	0,09	0,08	0,04	0,03	0,00	0,06	0,03	0,02	0,03	0,03	0,00	0,07	0,02	0,05	0,10	0,00
FX 6ab	0,04	0,04	0,02	0,15	0,02	0,07	0,15	0,04	0,06	0,02	0,06	0,01	0,02	0,04	0,04	0,00	0,06	0,02	0,09	0,05	0,00
FX 7ab	0,07	0,12	0,01	0,07	0,02	0,08	0,11	0,03	0,04	0,02	0,09	0,01	0,02	0,06	0,02	0,01	0,09	0,03	0,05	0,03	0,00
FX 8ab	0,09	0,08	0,01	0,12	0,01	0,05	0,06	0,02	0,02	0,03	0,05	0,01	0,01	0,06	0,01	0,02	0,12	0,02	0,05	0,16	0,00
FX 9ab	0,04	0,16	0,01	0,00	0,01	0,06	0,07	0,01	0,03	0,04	0,14	0,01	0,02	0,07	0,01	0,01	0,08	0,01	0,05	0,16	0,01
FX 10ab	0,03	0,10	0,01	0,03	0,04	0,07	0,07	0,01	0,02	0,01	0,22	0,01	0,01	0,08	0,01	0,01	0,09	0,02	0,02	0,07	0,06
FX 12ab	0,04	0,20	0,01	0,06	0,24	0,06	0,07	0,00	0,01	0,03	0,07	0,00	0,01	0,08	0,02	0,00	0,03	0,02	0,07	0,00	0,00
FX 13ab	0,02	0,08	0,00	0,00	0,02	0,04	0,04	0,01	0,01	0,03	0,39	0,01	0,01	0,13	0,01	0,02	0,11	0,02	0,05	0,01	0,00
FX 1ma	0,25	0,02	0,02	0,06	0,04	0,00	0,16	0,15	0,09	0,01	0,00	0,03	0,03	0,00	0,04	0,00	0,00	0,05	0,04	0,01	0,00
FX 2ma	0,16	0,03	0,02	0,15	0,02	0,06	0,15	0,07	0,08	0,01	0,00	0,02	0,02	0,02	0,04	0,01	0,02	0,04	0,05	0,00	0,00
FX 3ma	0,11	0,05	0,02	0,11	0,06	0,06	0,15	0,05	0,05	0,01	0,01	0,02	0,02	0,03	0,03	0,01	0,06	0,03	0,06	0,06	0,01
FX 4ma	0,06	0,06	0,02	0,21	0,04	0,04	0,12	0,04	0,04	0,01	0,04	0,02	0,02	0,06	0,03	0,01	0,07	0,04	0,04	0,01	0,01
FX 5ma	0,06	0,07	0,02	0,11	0,08	0,05	0,14	0,03	0,03	0,01	0,08	0,01	0,02	0,06	0,03	0,01	0,02	0,02	0,05	0,10	0,01
FX 6ma	0,05	0,12	0,02	0,03	0,06	0,09	0,14	0,03	0,03	0,01	0,05	0,02	0,02	0,05	0,04	0,01	0,08	0,03	0,05	0,09	0,00
FX 7ma	0,05	0,14	0,01	0,08	0,03	0,05	0,09	0,02	0,02	0,01	0,12	0,02	0,01	0,05	0,02	0,01	0,08	0,03	0,05	0,09	0,00
FX 8ma	0,04	0,10	0,02	0,08	0,05	0,08	0,13	0,02	0,03	0,02	0,12	0,01	0,02	0,03	0,03	0,01	0,02	0,01	0,07	0,12	0,00
FX 9ma	0,02	0,12	0,01	0,02	0,05	0,07	0,07	0,02	0,02	0,01	0,14	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,09	0,02	0,06	0,23	0,00
FX 10ma	0,02	0,11	0,01	0,06	0,02	0,09	0,07	0,01	0,01	0,01	0,14	0,00	0,01	0,06	0,01	0,01	0,13	0,00	0,04	0,17	0,00
FX 11ma	0,03	0,11	0,01	0,05	0,00	0,05	0,08	0,02	0,01	0,03	0,08	0,01	0,02	0,10	0,01	0,02	0,10	0,01	0,09	0,17	0,00
FX 12ma	0,04	0,10	0,01	0,01	0,01	0,09	0,05	0,01	0,01	0,01	0,31	0,01	0,01	0,06	0,01	0,03	0,05	0,01	0,11	0,06	0,02
FX 13ma	0,05	0,20	0,00	0,00	0,09	0,06	0,02	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,00	0,14	0,01	0,00	0,13	0,01	0,04	0,19	0,00

Anexo 4.2

Base de Dados Utilizada para a Estimação do Sistema de Demanda: Preços, Despesa e Proporção de Domicilios cujo Chefe tem Educação até o Primário

phba	phbb	phbc	phbd	phbe	phbf	pala	palb	palc	pald	ptpa	ptpb	pdpa	pdpb	pdpc	pdpd	psda	psdb	pvtt	peda	pedb	desp	pepri
13,03	0,47	1,80	0,00	10,82	21,80	2,43	2,65	1,54	2,21	0,00	1,05	1,06	2,95	2,40	10,00	0,00	10,97	11,18	35,00	3,00	2415,09	0,19
16,14	80,73	1,60	146,00	38,92	46,09	3,75	2,73	0,94	2,43	0,70	2,14	1,09	23,03	2,09	9,53	80,00	9,38	31,47	0,00	4,92	8235,25	0,27
14,90	121,41	1,95	212,50	80,24	27,81	4,03	3,11	1,46	1,87	111,08	4,28	1,28	35,30	6,46	9,16	101,11	13,68	22,18	7,33	15,73	13367,20	0,29
23,20	103,79	1,93	300,00	54,00	41,13	4,32	3,00	1,54	2,69	259,32	10,40	1,21	13,46	7,35	35,67	44,57	9,45	21,83	55,77	4,57	8677,68	0,40
21,15	138,73	6,84	190,00	93,30	33,94	4,29	3,95	1,55	4,29	96,08	4,78	2,59	18,54	8,21	8,29	90,45	16,00	38,67	393,12	2,07	14511,21	0,08
27,67	104,03	2,31	300,00	58,86	50,50	6,05	3,79	1,74	4,22	135,24	6,13	3,83	56,69	4,66	8,30	142,20	12,54	15,87	102,69	6,36	9623,98	0,00
19,81	202,11	2,30	508,00	106,26	134,49	4,46	3,54	1,16	3,32	228,55	4,89	1,25	92,34	6,49	25,13	113,38	14,29	27,27	197,97	4,49	21943,33	0,15
36,51	117,06	2,27	0,00	26,67	267,91	4,74	3,44	4,15	7,07	158,36	4,51	3,34	60,81	6,29	18,66	154,42	7,30	59,95	216,69	3,08	13420,29	0,33
34,87	172,62	2,09	800,00	149,60	36,52	5,22	4,74	1,49	8,94	117,20	4,89	1,98	77,25	2,61	30,30	193,72	17,74	49,44	200,00	16,09	10613,82	0,00
25,28	118,06	4,23	500,00	216,25	85,47	22,62	4,44	2,60	5,31	259,12	4,47	1,97	126,78	7,45	33,66	190,99	29,68	47,82	278,57	9,89	23476,77	0,00
32,21	131,15	1,66	0,00	63,35	46,38	9,11	7,37	1,96	6,36	376,11	13,36	1,54	38,00	4,04	11,14	185,23	13,43	97,66	529,50	1,42	8074,14	0,50
38,36	311,93	2,65	0,00	341,73	39,09	18,65	5,30	3,13	11,99	216,06	10,30	6,75	238,14	4,34	29,58	260,40	14,95	103,36	355,47	58,67	30225,85	0,00
76,51	273,72	3,36	0,00	167,35	95,51	5,34	5,97	1,75	15,39	272,50	7,03	6,36	395,26	29,71	28,61	150,62	42,37	47,66	443,92	27,97	36496,90	0,00
16,53	6,00	12,16	0,00	1,00	1,34	2,45	3,07	4,78	0,75	0,00	1,00	4,95	0,00	10,40	0,00	0,00	13,36	14,00	0,00	1,32	624,44	0,33
17,78	62,20	1,86	175,00	68,89	13,06	3,69	2,87	1,41	2,22	0,74	3,62	1,37	5,55	2,88	9,50	41,79	9,29	28,46	80,00	2,62	9074,54	0,48
13,16	86,11	2,15	205,33	139,03	31,31	4,35	3,01	1,83	3,15	25,58	9,22	1,50	26,72	3,28	13,09	84,68	9,93	17,81	79,33	6,09	19368,26	0,33
19,92	255,56	2,29	342,55	135,98	28,74	3,72	3,15	1,21	3,85	261,08	5,37	1,37	13,16	4,32	12,81	66,31	14,80	30,37	60,00	34,66	18500,95	0,24
10,91	25,08	2,13	350,00	145,35	61,05	4,01	3,29	1,76	3,21	103,99	1,97	1,34	16,68	5,55	9,33	142,56	7,56	58,27	60,00	0,34	8280,15	0,43
24,22	46,71	6,57	441,67	57,59	31,84	4,68	3,15	1,26	2,38	84,86	1,29	4,71	17,09	10,26	11,41	56,71	10,32	25,08	145,32	6,15	9830,96	0,00
28,61	186,82	2,09	635,00	182,23	46,15	5,64	3,60	2,88	4,96	152,67	6,88	3,57	26,70	4,89	11,52	153,50	14,56	35,98	167,40	4,86	20964,59	0,25
39,27	100,68	7,91	603,50	142,59	34,89	4,58	4,27	1,95	5,45	197,03	4,28	1,62	51,46	5,54	12,74	224,21	22,60	29,82	242,37	18,15	28003,16	0,17
30,16	155,86	1,83	250,00	97,32	63,15	5,04	5,35	1,53	6,98	361,77	2,90	3,08	211,62	3,67	11,53	169,32	51,34	61,41	342,19	11,55	13707,31	0,00
56,41	210,58	2,59	1025,00	175,76	153,94	7,18	3,65	1,34	7,61	543,67	4,98	4,57	86,68	8,10	27,92	287,61	28,59	34,65	170,00	9,71	20051,28	0,00
43,64	132,54	2,33	0,00	111,73	130,69	3,70	4,57	1,65	11,32	272,46	24,14	1,40	61,41	11,05	6,00	128,87	14,02	47,92	474,73	15,74	12351,13	0,00
50,48	102,24	2,12	1280,00	11,93	32,13	22,59	4,87	2,15	5,89	1349,84	7,05	4,20	152,05	3,87	13,88	264,14	23,39	46,09	322,42	5,52	11790,68	0,00
87,87	176,44	2,58	950,00	94,62	120,66	5,38	5,74	6,08	10,78	208,17	4,58	2,00	100,36	4,40	15,41	118,92	24,43	38,94	235,37	11,31	17331,35	0,00
13,54	28,60	1,96	0,00	0,00	6,63	2,27	2,46	1,18	1,00	0,75	6,34	1,26	7,54	2,26	0,00	200,00	14,72	6,59	0,00	1,20	2506,66	0,35
14,17	42,04	2,04	195,76	69,08	21,14	2,81	2,92	1,83	2,29	0,69	1,39	1,40	41,25	4,60	16,47	75,90	9,48	27,83	0,00	0,94	12747,19	0,33

18,10	133,79	3,05	333,70	77,61	31,64	4,39	4,78	2,09	3,68	117,10	3,68	1,84	30,30	3,23	6,41	70,10	35,32	27,42	386,40	1,64	18506,90	0,31
29,51	124,64	2,79	405,16	49,20	36,11	3,35	5,04	3,62	3,39	228,58	3,88	1,64	27,84	4,17	22,06	128,00	12,82	27,92	75,00	6,34	21523,97	0,21
31,33	111,81	2,52	333,33	108,30	31,11	5,18	4,04	2,68	4,13	100,77	7,78	1,57	32,74	6,97	19,18	75,52	19,45	28,85	184,40	19,61	16461,82	0,27
31,84	251,92	4,33	365,00	88,18	68,80	7,22	8,83	2,42	7,20	149,70	5,50	1,92	17,43	7,45	15,87	109,95	12,55	17,83	0,00	5,04	12597,98	0,22
19,05	154,28	5,26	433,00	26,32	29,25	4,14	3,99	1,50	4,32	213,34	7,71	2,31	39,64	8,05	17,32	163,01	9,55	39,27	139,56	2,48	25843,79	0,20
44,02	150,57	6,59	364,80	111,50	47,48	5,81	8,22	1,84	6,46	258,18	3,69	2,45	132,38	12,14	16,59	294,02	14,86	35,27	136,33	11,04	13682,44	0,00
19,83	144,06	2,17	580,00	298,80	35,20	10,42	4,45	4,10	7,22	130,11	1,70	1,44	35,87	11,86	14,92	225,45	11,29	22,04	188,90	1,83	19422,54	0,14
23,12	184,16	2,68	432,50	101,26	44,68	6,92	3,20	1,99	4,78	364,56	7,23	2,87	111,33	15,38	15,56	180,38	11,97	34,36	322,87	9,31	18325,49	0,20
115,19	213,73	7,70	0,00	318,81	76,90	5,16	4,76	1,99	6,42	17,68	6,29	2,98	50,10	11,50	7,50	0,00	0,00	39,19	320,00	3,73	4355,52	0,00
45,31	461,00	2,67	0,00	146,23	57,23	10,61	7,25	3,42	1,78	45,97	1,25	3,57	405,33	6,33	25,00	180,00	21,04	59,40	388,78	0,00	12166,32	0,00
15,91	234,60	2,22	633,00	165,10	59,79	13,40	9,51	3,58	15,12	310,31	6,75	1,77	568,19	16,81	66,48	281,91	37,43	36,12	318,78	3,73	34605,70	0,00
20,25	35,51	1,98	0,00	58,72	7,55	2,09	2,22	2,30	2,53	0,00	1,05	0,97	47,68	2,05	7,90	36,47	8,25	16,02	0,00	0,20	3248,81	0,35
20,28	41,01	1,90	245,00	35,62	19,69	2,91	2,91	1,89	2,46	67,70	2,36	4,60	22,61	3,43	15,63	61,74	21,88	21,67	32,62	8,52	13455,00	0,26
12,98	89,05	3,13	232,50	39,99	28,04	4,20	5,54	2,48	3,86	16,28	5,65	1,72	32,07	6,19	11,36	74,86	11,45	33,07	140,86	7,95	22087,67	0,20
15,61	85,44	3,34	334,17	77,56	21,31	3,88	3,59	2,48	2,96	77,20	5,14	2,49	37,83	6,36	13,90	79,79	28,48	27,06	106,91	3,62	32942,99	0,30
27,52	104,88	5,58	245,00	225,16	28,98	3,23	3,85	1,96	5,46	181,03	3,45	2,02	23,65	8,22	11,58	69,38	12,60	27,03	119,00	8,35	23294,86	0,24
22,93	118,93	6,29	353,80	240,17	40,89	4,50	5,81	3,16	4,61	98,29	8,21	4,77	29,35	4,93	24,64	139,51	27,14	29,81	169,62	7,45	23486,16	0,29
35,12	148,08	3,76	510,71	228,20	42,62	6,77	4,29	2,12	8,85	399,77	5,30	2,74	32,06	5,21	11,59	119,58	9,78	21,39	262,22	1,26	27924,25	0,19
31,54	225,21	4,42	604,67	75,14	112,84	4,29	6,88	3,21	6,73	287,21	1,66	4,78	32,45	6,63	27,58	131,68	19,03	22,54	234,71	0,29	22223,03	0,10
71,41	211,62	11,48	550,00	86,42	49,52	5,52	4,02	2,18	4,90	113,84	4,39	1,29	172,47	5,13	36,10	229,59	32,81	42,95	285,25	15,03	21296,03	0,13
37,72	254,92	5,90	475,00	227,07	67,40	6,27	8,27	1,98	9,92	660,03	6,13	6,69	60,40	11,72	18,45	203,49	17,26	60,24	240,93	40,01	31609,07	0,11
35,79	222,96	3,74	600,00	257,46	40,65	10,71	3,71	6,16	11,29	605,75	11,55	1,68	130,48	8,58	15,45	211,88	21,89	22,75	312,37	0,00	12562,05	0,00
107,29	386,43	82,49	0,00	81,10	54,75	4,38	9,88	3,23	3,58	447,17	10,17	11,66	82,48	32,30	17,50	171,21	45,61	48,78	296,99	22,91	12026,62	0,00
78,31	241,27	54,43	1450,00	595,97	61,23	13,68	6,96	1,86	19,97	1048,66	4,80	16,31	68,48	29,60	40,46	225,11	119,84	80,14	450,74	96,76	61673,46	0,20
7,01	20,33	1,42	180,00	4,01	1,73	3,67	2,67	2,52	3,29	0,73	1,41	0,99	19,64	2,92	8,33	0,00	30,36	11,94	0,00	8,01	2611,73	0,24
15,08	64,81	2,27	183,24	54,55	27,62	3,11	5,60	1,41	1,99	1,28	1,82	1,16	17,16	2,23	49,56	63,33	10,24	16,96	74,50	13,00	15358,40	0,21
16,47	107,16	3,28	253,75	99,23	23,22	3,62	4,55	2,21	2,45	96,44	3,86	1,57	15,80	4,41	12,10	94,79	16,88	15,54	39,34	1,75	21114,15	0,34
14,64	84,04	4,73	271,89	62,61	22,70	4,71	3,55	1,84	3,24	274,54	3,08	2,14	45,10	16,08	13,71	112,64	12,29	14,17	290,00	4,86	21419,33	0,20
17,81	171,17	5,32	0,00	6,00	37,62	4,94	3,92	3,10	5,28	242,37	4,38	2,62	6,82	4,43	14,27	98,27	18,21	39,71	10,00	5,35	11797,42	0,09
15,64	66,92	2,25	506,00	287,87	119,86	4,74	3,60	2,13	3,26	271,12	3,70	3,65	52,16	3,43	12,78	118,43	38,08	34,94	197,12	75,50	24927,19	0,28
21,72	255,19	23,71	460,11	70,21	38,26	4,27	3,64	1,69	4,85	171,73	3,91	6,34	27,11	2,69	12,76	78,69	21,54	19,28	184,33	33,95	25260,47	0,00
17,36	253,48	13,93	511,43	191,74	63,29	5,86	4,35	3,27	6,28	273,41	10,01	9,42	16,95	24,90	16,07	142,99	47,41	64,99	289,13	0,79	33620,08	0,07

25,32	382,09	6,22	378,00	120,63	50,06	4,24	3,62	1,98	4,43	158,36	4,04	4,30	262,92	14,99	19,11	225,86	33,11	29,74	238,05	6,96	32335,80	0,25
61,67	262,49	21,14	500,00	82,12	68,87	6,54	5,17	3,25	6,16	391,40	10,98	7,27	37,48	16,11	14,97	178,71	19,55	36,11	486,03	76,62	24056,27	0,29
85,98	363,90	36,23	850,00	257,99	74,79	25,73	12,70	2,22	6,86	938,36	15,90	1,73	46,54	3,56	44,79	157,35	111,31	89,40	476,56	0,06	22604,26	0,20
22,46	218,83	5,88	635,20	143,76	51,24	7,58	4,65	1,04	12,41	421,39	8,39	15,46	194,98	19,10	13,13	491,92	67,00	120,85	368,29	10,59	51488,08	0,00
55,04	267,83	19,81	750,00	163,94	45,93	9,24	6,85	2,35	6,64	1581,65	9,71	12,87	66,69	7,60	174,48	105,33	26,83	132,64	316,39	0,49	51218,44	0,00
7,52	50,10	1,73	93,00	1,99	16,69	4,40	3,00	2,00	0,75	3,12	1,38	1,04	12,02	1,68	4,00	8,00	8,05	12,71	0,00	1,40	3086,95	0,32
13,09	49,71	2,62	202,38	38,12	18,58	3,99	4,08	1,90	3,72	22,34	10,36	1,76	32,87	6,38	7,65	55,16	13,76	26,37	65,00	2,06	16083,82	0,29
14,08	52,47	3,48	243,00	59,81	32,84	3,48	4,88	2,53	4,77	42,93	2,17	1,51	19,59	3,47	6,46	86,95	13,55	15,90	54,47	2,38	28277,22	0,33
26,05	112,46	4,25	265,56	117,47	29,39	6,24	4,02	2,78	3,61	51,84	4,64	2,51	33,72	4,53	10,63	102,30	26,71	28,33	85,00	1,78	28590,66	0,30
15,27	124,64	2,80	351,88	60,78	27,30	13,54	3,28	1,89	4,24	300,31	1,32	1,36	91,17	13,15	9,92	120,20	26,64	32,06	113,22	1,25	25556,49	0,17
26,96	227,29	4,34	422,63	55,66	42,38	4,79	4,40	2,13	3,47	455,24	8,38	2,08	44,54	10,53	9,11	121,18	10,09	30,62	186,35	2,33	15317,07	0,27
18,06	197,55	2,98	438,75	249,29	32,38	5,34	4,26	2,09	5,64	149,12	6,01	19,13	27,85	10,19	14,10	93,03	22,95	29,93	266,13	16,04	44488,59	0,28
58,94	254,93	9,40	627,33	106,13	34,74	7,23	4,68	2,00	5,48	254,46	4,50	8,37	23,03	13,53	231,37	298,82	28,69	34,64	271,00	2,07	19769,00	0,11
17,40	215,01	3,45	491,67	186,16	52,99	4,86	5,68	2,08	6,89	334,61	1,08	4,36	52,84	3,85	13,65	96,86	21,46	28,82	228,00	4,02	16421,04	0,17
53,45	328,17	19,16	884,13	213,88	53,01	7,53	5,25	3,15	19,77	597,92	6,69	3,24	343,97	17,31	35,14	267,97	89,83	46,77	339,20	13,54	43666,29	0,00
33,51	349,50	11,87	0,00	15,00	39,62	5,55	6,28	1,13	1,58	246,21	14,13	9,34	75,37	11,95	22,67	64,49	45,29	24,13	310,98	0,10	8516,21	0,00
57,63	391,92	6,98	1000,00	216,26	49,97	10,04	5,82	2,51	8,88	553,52	7,56	2,80	569,07	7,60	19,39	349,68	40,66	97,22	311,22	2,24	30479,00	0,00
142,22	401,18	4,59	3300,00	40,00	38,65	9,70	10,03	1,39	35,41	214,81	18,41	4,01	70,44	3,75	12,65	712,99	18,35	51,06	358,07	37,29	23366,46	0,00
7,87	2,73	1,75	0,00	23,04	27,45	3,01	3,11	2,18	1,00	0,00	1,75	1,08	10,09	2,58	3,00	20,00	1,30	13,07	0,00	2,00	1677,75	0,36
10,95	69,87	5,28	186,01	53,71	18,67	3,29	3,06	1,16	1,93	43,51	1,80	1,63	8,44	6,09	6,26	52,60	16,32	16,04	10,00	2,00	10920,03	0,33
13,88	165,90	3,89	240,00	59,54	12,88	3,91	3,55	1,88	3,71	169,89	5,88	1,64	20,06	5,59	7,93	64,94	12,43	16,84	107,76	10,34	22099,53	0,26
14,33	136,79	4,30	353,95	67,09	28,01	5,58	3,36	1,93	4,60	179,03	3,95	2,03	21,23	5,69	8,79	177,52	30,47	15,08	185,98	11,05	24004,51	0,32
10,61	209,15	2,55	325,00	62,42	32,98	4,11	4,34	1,90	4,72	286,70	5,77	1,63	60,95	3,09	9,56	70,26	20,49	33,32	75,00	2,22	16908,93	0,40
6,42	187,41	1,96	348,00	158,97	32,46	4,40	3,64	2,67	3,19	282,49	2,63	3,15	183,67	7,86	7,14	66,05	37,23	25,17	108,02	6,87	16488,73	0,33
11,69	115,44	6,10	460,00	211,81	24,17	9,10	4,19	1,76	5,00	197,41	5,07	3,84	43,18	11,50	18,51	113,19	36,62	60,64	244,28	8,50	31151,65	0,28
12,93	278,25	3,06	416,67	123,28	31,10	6,05	3,74	3,21	5,77	242,30	19,11	8,00	84,22	27,70	12,54	152,22	20,25	49,74	198,67	97,53	26097,53	0,08
31,42	146,03	2,33	476,00	341,34	36,28	11,74	3,67	1,91	7,24	56,93	27,72	4,11	202,34	9,84	13,50	210,43	3,54	21,96	204,67	7,38	7988,13	0,00
37,95	200,43	12,67	800,00	26,05	54,21	7,41	7,43	2,07	5,08	145,21	5,86	8,48	173,03	9,17	11,02	196,39	68,62	47,10	345,09	2,73	30553,96	0,11
20,42	256,60	2,61	400,00	97,95	94,49	5,09	4,53	2,34	5,28	231,72	7,49	3,78	213,29	14,77	13,92	186,80	28,95	28,95	241,95	51,66	21808,30	0,40
54,01	149,77	8,37	200,00	317,04	42,19	7,43	7,08	4,33	9,83	711,04	29,92	3,69	71,20	9,24	24,65	267,75	108,32	34,04	429,25	1,16	24257,63	0,00
2,69	632,62	2,83	723,77	348,39	57,57	10,65	8,10	2,48	18,44	224,47	12,82	3,74	243,19	18,86	19,12	314,10	32,01	47,95	413,39	15,39	28462,11	0,00
13,10	84,70	2,34	100,00	67,10	16,92	3,03	2,65	1,51	2,04	0,00	1,28	1,40	14,17	2,69	7,32	120,00	20,11	11,69	0,00	0,50	4747,98	0,39

11,72	34,67	1,86	210,71	84,28	25,27	3,49	3,16	1,28	1,82	4,01	3,34	1,21	15,77	2,39	9,41	59,32	14,74	20,17	0,00	27,82	15062,17	0,24
60,68	54,33	6,55	310,00	116,82	29,26	3,43	3,93	1,70	3,45	36,50	2,16	2,30	31,56	3,88	12,45	59,96	13,24	17,84	10,00	10,54	22858,45	0,28
15,64	125,00	2,89	316,67	111,00	28,91	4,09	4,12	2,32	4,29	122,90	2,95	1,39	63,84	4,20	10,84	75,29	18,87	44,64	100,80	79,67	21823,25	0,40
11,36	97,74	3,51	436,00	114,59	37,68	3,47	3,61	2,05	2,76	168,52	2,20	1,30	59,68	3,67	8,61	155,85	11,40	37,33	147,00	21,74	19839,72	0,39
36,93	78,70	3,44	250,00	92,62	32,51	3,90	3,76	1,35	9,29	200,67	2,58	4,96	86,49	6,12	8,85	114,55	36,64	45,24	171,59	4,25	9648,29	0,57
32,13	198,25	22,04	400,00	108,98	40,16	5,69	5,14	2,34	4,83	288,18	8,23	2,83	119,21	24,35	12,60	192,18	28,22	39,09	178,76	24,37	27157,53	0,31
64,94	149,45	10,41	366,67	134,16	32,40	4,87	4,17	2,25	6,72	164,64	12,10	4,91	87,39	7,92	18,40	84,66	42,32	73,61	395,70	59,11	27543,74	0,17
41,00	220,12	5,35	775,00	141,10	41,65	4,67	4,93	1,97	8,50	251,82	8,55	2,64	77,45	5,53	12,13	212,12	53,24	29,44	278,62	55,15	30534,58	0,09
275,43	204,94	16,56	550,00	276,87	35,19	7,64	5,52	2,36	10,03	325,89	3,73	7,02	86,77	11,15	45,83	218,85	48,91	34,21	345,80	56,66	55263,55	0,13
3,34	246,07	3,21	706,91	23,72	39,99	7,20	11,34	2,00	6,40	26,16	7,73	10,64	153,41	4,80	20,46	139,46	14,47	20,07	274,50	30,82	8761,89	0,00
235,76	452,55	5,79	0,00	197,38	41,79	5,69	6,98	1,62	4,27	479,00	30,79	2,36	168,18	15,82	13,40	175,31	29,71	42,72	454,50	55,52	23120,83	0,25
129,61	370,75	5,79	1045,00	222,05	140,99	5,33	0,00	1,62	33,63	177,22	13,64	2,43	592,62	15,82	167,50	293,81	276,67	46,52	700,00	0,00	29097,57	0,00
8,71	0,87	1,89	80,00	2,08	10,59	3,58	3,68	2,42	2,95	0,87	1,90	1,15	2,67	4,96	6,00	30,77	9,97	28,48	3,50	5,37	3331,69	0,33
10,63	16,12	4,18	231,67	27,37	16,86	3,54	3,42	1,75	1,95	4,66	1,45	1,93	31,19	8,08	7,17	46,98	18,82	14,82	44,99	6,90	11813,82	0,28
13,64	71,20	2,23	187,50	98,53	20,81	3,87	3,36	1,97	2,63	130,86	2,57	1,34	55,65	5,74	5,62	55,00	15,67	31,97	83,42	16,40	21552,32	0,43
16,44	127,80	3,41	251,17	76,96	32,66	4,60	3,80	1,62	4,96	94,23	2,55	2,40	107,60	3,95	5,47	66,50	43,94	24,90	237,80	11,85	17620,65	0,20
19,19	117,85	4,40	395,00	86,81	43,97	4,50	3,96	1,76	4,01	264,71	4,10	2,02	69,18	9,26	8,82	123,94	40,62	15,57	285,46	21,22	16562,82	0,27
30,40	154,61	4,90	425,00	174,11	35,16	4,77	5,64	2,16	5,44	90,10	2,72	4,00	25,02	7,79	12,35	105,52	36,40	46,12	201,30	45,41	24199,52	0,22
69,98	149,50	2,63	512,50	314,59	32,76	4,96	4,52	2,03	6,03	274,57	4,69	1,42	24,04	9,94	11,14	102,56	15,83	75,28	129,64	17,02	23846,06	0,14
48,54	67,89	3,40	669,18	93,86	40,63	4,78	3,30	1,44	3,95	341,82	2,84	4,64	7,52	5,26	8,69	137,20	96,69	34,13	605,00	5,12	17831,44	0,25
69,43	387,60	9,33	525,10	32,24	47,19	4,97	5,44	3,12	6,23	238,69	1,40	3,79	47,58	15,93	29,77	144,88	12,24	52,90	182,58	33,94	18607,08	0,00
114,85	199,72	2,92	325,00	198,08	57,46	8,12	4,62	2,04	5,59	309,19	1,95	1,78	51,92	4,66	11,38	125,59	98,91	18,70	254,57	37,11	25011,82	0,14
447,56	394,01	2,65	0,00	94,56	25,25	9,83	5,44	3,13	9,17	104,66	0,00	1,30	6,34	10,81	16,57	267,86	35,62	23,47	300,00	1,06	9292,22	0,50
69,10	459,06	2,83	0,00	47,39	37,15	5,69	6,09	2,63	10,95	262,05	13,36	3,88	438,33	4,60	51,10	185,82	17,81	63,13	409,22	135,46	52544,59	0,00
62,24	278,10	2,01	0,00	46,00	55,04	7,77	4,49	2,23	33,63	472,64	9,09	7,23	127,72	23,47	90,81	380,93	75,01	65,03	539,63	18,69	17208,91	0,50
16,11	1,21	2,62	0,00	19,68	12,10	4,38	2,97	0,92	2,71	0,84	2,13	1,14	3,94	3,11	0,00	0,00	7,41	27,70	0,00	0,00	4030,26	0,38
13,92	78,30	3,48	166,67	83,55	14,00	3,08	4,47	2,11	3,09	85,86	1,99	1,99	10,51	3,29	129,73	75,79	30,26	12,41	0,00	15,41	14923,25	0,44
15,77	56,69	3,92	229,23	128,73	21,77	4,21	4,15	1,98	3,50	52,27	3,02	2,23	18,69	4,78	8,01	53,61	12,89	32,49	58,37	19,25	25402,34	0,33
61,22	62,67	3,05	244,45	77,76	38,50	6,08	3,75	2,20	3,25	117,28	4,14	1,68	22,83	14,68	6,48	73,19	11,81	40,83	139,62	78,25	22766,72	0,38
36,30	186,35	6,59	362,50	115,28	25,07	6,02	4,05	2,73	5,99	117,54	8,28	4,33	48,58	4,96	13,76	108,03	37,69	29,59	103,89	69,94	21462,11	0,26
42,83	156,93	7,00	402,50	51,17	45,06	3,63	4,97	2,76	2,74	57,84	2,28	5,53	40,44	6,51	0,00	99,89	27,83	42,58	237,35	126,82	8170,70	0,17
96,22	238,49	2,64	390,00	139,46	55,50	7,14	4,27	1,83	7,11	221,51	5,34	1,45	73,12	9,15	28,73	164,80	13,84	44,42	266,18	29,86	31875,44	0,26

29,81	153,08	5,14	529,33	80,45	42,73	5,04	4,21	1,90	6,49	104,88	7,35	1,99	32,63	14,00	20,80	267,20	61,08	77,48	296,00	15,70	23592,86	0,18
29,84	184,20	2,33	578,40	10,20	38,17	6,29	5,45	1,77	7,55	333,77	7,37	2,93	174,51	3,61	11,72	139,92	45,67	34,87	247,02	16,95	21503,84	0,00
122,49	325,50	22,24	750,00	143,55	38,65	5,57	5,75	1,40	5,97	313,62	3,20	3,24	327,86	8,90	24,19	164,51	63,50	33,53	224,23	33,97	39639,21	0,00
36,32	205,02	3,09	0,00	98,78	43,51	4,89	4,59	2,68	7,06	304,95	6,81	5,60	62,45	13,50	17,64	150,14	48,32	38,51	447,54	107,82	21180,00	0,20
267,93	353,40	3,50	0,00	96,07	42,77	7,03	10,57	2,41	13,04	85,95	21,83	3,82	123,83	12,48	17,78	345,29	26,58	90,39	681,43	27,25	19364,70	0,00
55,75	435,46	3,52	0,00	233,99	48,51	8,44	5,67	2,99	19,67	1147,54	19,75	8,03	231,89	10,56	25,17	285,08	61,20	39,35	1112,34	87,71	42028,51	0,00
10,88	7,92	3,45	0,00	26,86	8,41	3,79	3,23	2,56	0,61	0,00	4,69	1,39	7,84	2,78	0,00	105,42	27,44	67,64	50,00	0,84	3665,91	0,32
11,97	42,40	2,54	184,29	47,86	22,73	3,58	6,02	1,74	1,98	0,87	1,69	1,34	13,94	4,39	5,70	71,43	16,21	20,12	54,90	2,44	14740,12	0,29
12,47	147,75	5,06	232,99	62,02	29,01	4,04	4,22	2,21	3,60	26,18	7,45	2,68	17,84	3,86	16,11	78,84	30,11	20,14	79,75	6,23	19985,56	0,44
13,64	85,35	4,20	286,92	70,54	29,85	4,99	4,04	3,05	4,48	195,25	4,28	2,99	28,67	7,48	7,37	65,27	18,73	16,69	65,00	7,21	29189,01	0,29
17,13	103,50	2,60	341,67	65,47	47,24	4,23	3,92	2,11	3,65	160,31	3,13	10,85	32,52	4,84	8,29	130,40	16,92	27,84	285,00	38,03	11399,93	0,60
19,99	123,71	5,60	340,00	72,40	32,70	4,47	4,39	3,94	4,07	228,55	7,02	2,71	29,34	12,00	7,85	129,74	16,34	61,95	274,17	0,00	15117,70	0,27
67,58	271,40	3,38	600,00	96,29	41,56	8,85	5,67	2,60	5,21	240,11	5,52	3,07	163,33	4,60	13,03	126,85	51,95	51,54	130,32	20,70	31518,41	0,06
86,94	208,16	2,79	690,00	18,27	29,48	9,84	5,28	2,53	8,12	150,05	7,30	2,26	49,17	9,51	20,18	138,83	38,50	37,01	252,76	31,42	14325,72	0,17
36,81	244,18	2,96	0,00	93,92	40,26	5,13	7,01	3,62	9,23	354,49	9,88	2,87	39,84	8,15	9,26	193,33	20,57	66,19	386,64	24,99	21798,11	0,00
34,85	286,25	2,69	447,29	439,72	49,36	6,37	4,52	2,14	8,18	331,15	7,00	4,06	114,78	10,20	15,57	153,63	30,57	39,44	200,06	26,23	31330,25	0,11
80,91	359,88	3,60	850,00	932,35	66,13	7,26	9,09	3,28	7,53	110,04	1,15	4,50	101,45	8,36	28,08	60,11	47,32	129,17	0,00	1,09	16499,28	0,00
216,17	223,39	3,02	0,00	94,68	34,16	14,54	6,79	2,20	19,00	853,03	7,05	9,75	166,99	46,96	18,75	215,10	40,22	48,45	230,40	13,10	25973,29	0,33
10,80	26,48	1,98	120,00	33,41	1,80	3,24	2,94	1,47	0,50	0,89	1,14	1,09	3,31	2,88	5,00	0,00	12,89	13,34	20,00	0,00	3146,98	0,41
18,38	63,58	2,97	161,25	63,37	22,96	3,15	4,37	1,88	2,77	0,90	2,26	1,44	12,08	5,14	11,17	99,43	16,41	21,95	0,00	1,97	12089,83	0,24
18,58	133,15	4,31	208,75	83,02	24,61	3,87	5,61	1,79	4,92	26,92	2,25	1,94	33,07	5,39	14,24	214,84	24,93	23,70	133,80	22,33	22551,81	0,32
15,31	172,46	2,79	346,71	78,31	27,88	4,04	4,53	2,41	3,12	.75,98	4,41	1,56	53,59	6,40	9,63	133,68	44,19	19,49	63,81	46,83	31501,91	0,33
15,21	152,67	5,87	408,33	111,12	32,06	4,40	3,82	1,88	4,13	121,64	2,31	2,76	40,54	12,22	6,99	53,00	64,36	40,82	197,84	20,15	28465,39	0,36
28,72	215,06	6,87	330,00	332,30	38,69	4,43	3,30	1,60	4,67	249,41	6,12	3,02	301,96	16,42	14,93	140,96	16,55	25,77	119,56	7,69	16090,06	0,08
23,35	177,78	3,66	475,09	110,50	32,43	4,46	4,46	1,97	4,86	274,43	6,15	2,51	43,46	5,47	13,15	119,43	30,98	36,36	232,77	34,59	47126,76	0,15
21,66	174,36	6,88	566,67	172,41	46,21	5,94	4,12	2,47	6,63	331,15	13,15	3,10	25,54	8,90	12,08	76,66	14,08	48,00	251,15	24,96	28564,03	0,15
27,11	191,68	3,48	500,00	175,42	37,24	5,27	4,68	2,51	6,36	228,11	11,11	1,73	43,38	3,90	15,50	166,12	26,88	50,12	302,86	12,23	26657,82	0,00
30,63	243,77	2,84	428,00	99,57	40,74	7,46	6,89	2,69	6,23	284,51	12,58	3,13	66,54	13,35	13,46	189,32	21,13	40,44	483,47	0,03	26809,62	0,38
48,52	259,00	2,40	900,00	0,00	52,24	6,44	4,89	1,44	4,50	175,06	10,14	47,31	180,51	3,04	28,05	164,14	13,62	51,84	589,93	6,22	18475,64	0,25
119,09	354,65	3,07	150,00	33,82	205,79	13,17	6,98	1,36	20,53	271,88	3,34	6,23	72,97	5,21	18,38	202,73	12,38	52,77	150,91	58,70	11998,74	0,00
293,40	295,89	3,50	0,00	959,54	99,04	6,32	5,44	2,52	20,03	128,76	19,48	7,31	187,48	8,78	17,82	352,57	29,81	86,55	416,43	52,16	24250,83	0,00

Anexo 5

Estruturas de Ponderação Estimadas

mês	hba	hbb	hbc	hbd	hbe	hbf	ala	alb	alc	tpa	tpb	dpa	vtt	rce	ser	otp
jan/00	0,06438	0,09236	0,01225	0,08076	0,04505	0,05345	0,10374	0,03428	0,03649	0,10623	0,01410	0,01702	0,05666	0,13452	0,09513	0,05357
fev/00	0,06442	0,09251	0,01222	0,08040	0,04524	0,05332	0,10367	0,03412	0,03638	0,10669	0,01409	0,01698	0,05661	0,13462	0,09525	0,05347
mar/00	0,06447	0,09268	0,01219	0,08005	0,04541	0,05328	0,10360	0,03395	0,03626	0,10709	0,01407	0,01696	0,05662	0,13460	0,09542	0,05336
abr/00	0,06447	0,09290	0,01217	0,07968	0,04553	0,05330	0,10353	0,03378	0,03615	0,10741	0,01405	0,01693	0,05668	0,13452	0,09560	0,05330
mai/00	0,06446	0,09313	0,01216	0,07926	0,04566	0,05333	0,10338	0,03361	0,03602	0,10765	0,01405	0,01691	0,05682	0,13447	0,09582	0,05326
jun/00	0,06455	0,09333	0,01214	0,07901	0,04571	0,05340	0,10321	0,03348	0,03589	0,10788	0,01404	0,01689	0,05686	0,13437	0,09603	0,05320
jul/00	0,06464	0,09353	0,01211	0,07878	0,04577	0,05347	0,10304	0,03333	0,03575	0,10816	0,01402	0,01686	0,05687	0,13430	0,09621	0,05314
ago/00	0,06462	0,09378	0,01209	0,07853	0,04585	0,05361	0,10290	0,03314	0,03561	0,10860	0,01399	0,01682	0,05680	0,13431	0,09629	0,05306
set/00	0,06454	0,09405	0,01208	0,07826	0,04593	0,05382	0,10276	0,03290	0,03546	0,10913	0,01394	0,01678	0,05668	0,13435	0,09637	0,05296
out/00	0,06439	0,09432	0,01205	0,07801	0,04602	0,05405	0,10262	0,03267	0,03531	0,10957	0,01389	0,01675	0,05666	0,13435	0,09651	0,05282
nov/00	0,06417	0,09458	0,01203	0,07781	0,04609	0,05428	0,10251	0,03244	0,03518	0,10998	0,01383	0,01672	0,05666	0,13438	0,09663	0,05271
dez/00	0,06396	0,09484	0,01202	0,07763	0,04614	0,05453	0,10238	0,03222	0,03506	0,11033	0,01378	0,01669	0,05666	0,13441	0,09676	0,05260
jan/01	0,06383	0,09509	0,01200	0,07749	0,04615	0,05478	0,10224	0,03204	0,03493	0,11056	0,01374	0,01668	0,05670	0,13437	0,09690	0,05252
fev/01	0,06368	0,09534	0,01199	0,07735	0,04614	0,05504	0,10209	0,03185	0,03480	0,11078	0,01370	0,01666	0,05673	0,13437	0,09702	0,05244
mar/01	0,06351	0,09559	0,01198	0,07718	0,04616	0,05524	0,10194	0,03166	0,03467	0,11105	0,01367	0,01664	0,05674	0,13444	0,09713	0,05240
abr/01	0,06330	0,09584	0,01197	0,07696	0,04620	0,05541	0,10177	0,03147	0,03454	0,11136	0,01364	0,01661	0,05674	0,13456	0,09728	0,05236
mai/01	0,06293	0,09610	0,01196	0,07668	0,04628	0,05558	0,10163	0,03124	0,03445	0,11181	0,01359	0,01655	0,05665	0,13484	0,09737	0,05234
jun/01	0,06263	0,09634	0,01196	0,07644	0,04635	0,05573	0,10149	0,03102	0,03435	0,11223	0,01356	0,01651	0,05655	0,13511	0,09743	0,05230
jul/01	0,06232	0,09658	0,01195	0,07619	0,04641	0,05585	0,10137	0,03080	0,03424	0,11266	0,01352	0,01646	0,05642	0,13551	0,09748	0,05223
ago/01	0,06214	0,09682	0,01195	0,07592	0,04647	0,05595	0,10125	0,03058	0,03413	0,11305	0,01349	0,01641	0,05629	0,13586	0,09758	0,05211
set/01	0,06210	0,09704	0,01194	0,07565	0,04654	0,05601	0,10111	0,03039	0,03401	0,11336	0,01346	0,01637	0,05620	0,13617	0,09766	0,05197
out/01	0,06211	0,09725	0,01192	0,07537	0,04662	0,05604	0,10096	0,03022	0,03390	0,11367	0,01344	0,01633	0,05610	0,13646	0,09773	0,05186
nov/01	0,06209	0,09750	0,01191	0,07506	0,04673	0,05607	0,10082	0,03003	0,03377	0,11403	0,01341	0,01628	0,05599	0,13678	0,09778	0,05174
dez/01	0,06204	0,09777	0,01189	0,07472	0,04687	0,05607	0,10067	0,02981	0,03363	0,11445	0,01337	0,01623	0,05589	0,13713	0,09786	0,05160
jan/02	0,06196	0,09803	0,01188	0,07433	0,04702	0,05606	0,10053	0,02959	0,03349	0,11491	0,01333	0,01619	0,05579	0,13749	0,09794	0,05147
fev/02	0,06186	0,09831	0,01186	0,07390	0,04721	0,05602	0,10038	0,02935	0,03334	0,11538	0,01328	0,01614	0,05570	0,13791	0,09803	0,05134
mar/02	0,06172	0,09861	0,01184	0,07340	0,04741	0,05599	0,10025	0,02909	0,03319	0,11591	0,01323	0,01608	0,05559	0,13835	0,09813	0,05121
abr/02	0,06165	0,09887	0,01182	0,07296	0,04760	0,05592	0,10012	0,02887	0,03305	0,11635	0,01319	0,01604	0,05553	0,13870	0,09825	0,05107
mai/02	0,06172	0,09910	0,01179	0,07265	0,04772	0,05585	0,09998	0,02870	0,03288	0,11665	0,01316	0,01602	0,05554	0,13892	0,09840	0,05092

jun/02	0,06167	0,09934	0,01177	0,07231	0,04786	0,05578	0,09984	0,02850	0,03273	0,11701	0,01313	0,01599	0,05552	0,13920	0,09855	0,05081
jul/02	0,06154	0,09961	0,01175	0,07195	0,04802	0,05573	0,09970	0,02828	0,03260	0,11740	0,01308	0,01595	0,05549	0,13946	0,09869	0,05073
ago/02	0,06140	0,09985	0,01173	0,07166	0,04817	0,05566	0,09959	0,02809	0,03248	0,11774	0,01304	0,01592	0,05549	0,13969	0,09883	0,05067
set/02	0,06126	0,10009	0,01171	0,07143	0,04828	0,05566	0,09951	0,02790	0,03233	0,11806	0,01300	0,01590	0,05549	0,13980	0,09901	0,05058
out/02	0,06108	0,10035	0,01169	0,07118	0,04842	0,05565	0,09944	0,02769	0,03219	0,11843	0,01295	0,01588	0,05546	0,13995	0,09917	0,05049
nov/02	0,06084	0,10060	0,01166	0,07089	0,04858	0,05563	0,09937	0,02745	0,03205	0,11888	0,01288	0,01585	0,05544	0,14015	0,09935	0,05037
dez/02	0,06048	0,10086	0,01163	0,07053	0,04884	0,05558	0,09935	0,02716	0,03194	0,11953	0,01280	0,01580	0,05533	0,14048	0,09951	0,05019
jan/03	0,06000	0,10118	0,01158	0,07011	0,04916	0,05548	0,09933	0,02679	0,03180	0,12037	0,01269	0,01574	0,05517	0,14093	0,09966	0,05000
fev/03	0,05944	0,10150	0,01154	0,06972	0,04948	0,05539	0,09929	0,02639	0,03164	0,12132	0,01257	0,01567	0,05496	0,14154	0,09976	0,04977
mar/03	0,05872	0,10187	0,01149	0,06926	0,04983	0,05530	0,09926	0,02592	0,03148	0,12235	0,01246	0,01559	0,05473	0,14238	0,09981	0,04952
abr/03	0,05790	0,10229	0,01145	0,06868	0,05024	0,05520	0,09926	0,02541	0,03133	0,12351	0,01234	0,01550	0,05446	0,14332	0,09981	0,04929
mai/03	0,05711	0,10274	0,01141	0,06804	0,05066	0,05513	0,09927	0,02488	0,03116	0,12474	0,01220	0,01542	0,05419	0,14419	0,09984	0,04904
jun/03	0,05642	0,10319	0,01136	0,06736	0,05111	0,05506	0,09928	0,02435	0,03097	0,12595	0,01206	0,01533	0,05395	0,14497	0,09990	0,04876
jul/03	0,05586	0,10360	0,01132	0,06670	0,05152	0,05500	0,09928	0,02386	0,03077	0,12705	0,01193	0,01526	0,05375	0,14559	0,10004	0,04846
ago/03	0,05535	0,10401	0,01127	0,06610	0,05189	0,05494	0,09926	0,02341	0,03057	0,12807	0,01181	0,01519	0,05358	0,14617	0,10019	0,04818
set/03	0,05476	0,10447	0,01122	0,06552	0,05224	0,05500	0,09920	0,02292	0,03036	0,12909	0,01168	0,01513	0,05342	0,14680	0,10026	0,04792