UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**ESTIMATIVA DO VIÉS DE SUBSTITUIÇÃO NA INFLAÇÃO AO CONSUMIDOR E
SEU IMPACTO NA PREVIDÊNCIA**

Andres Francisco Medeyros Rojas

Orientadora: Profa. Dra. VERA LÚCIA FAVA

SÃO PAULO - BRASIL

2008

Prof^a. Dr^a. Suely Vilela
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Carlos Roberto Azzoni
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Joaquim José Martins Guilhoto
Chefe do Departamento de Economia

Prof. Dr. Dante Mendes Aldrighi
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

ANDRES FRANCISCO MEDEYROS ROJAS

**ESTIMATIVA DO VIÉS DE SUBSTITUIÇÃO NA INFLAÇÃO AO CONSUMIDOR E
SEU IMPACTO NA PREVIDÊNCIA**

Dissertação apresentada ao Departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientadora: Profa. Dra. VERA LÚCIA FAVA

SÃO PAULO - BRASIL

2008

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Rojas, Andres Francisco Medeyros

Estimativa do viés de substituição na inflação ao consumidor e seu impacto na previdência / Andres Francisco Medeyros Rojas. – São Paulo, 2008.

62 p.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2008

Bibliografia

1. Índice de preços ao consumidor I. Universidade de São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade. II. Título.

CDD – 339.42

AGRADECIMENTOS

À professora Vera Lúcia Fava pela orientação nessa dissertação desde a escolha do tema até a conclusão da mesma.

Aos professores Heron Carlos Esrael do Carmo e Juarez Alexandre Baldini Rizzieri pelos valiosos comentários na qualificação.

Aos meus colegas de mestrado pela ajuda nas disciplinas e pelo companheirismo. Especialmente a Daniel Silva, Emilio Chervnasky, Marcos Nakaguma, Mario Mondelli e Rafael Bisinha.

À Andréa Curi, Adriano Pitoli e Juan Ferrés pela disposição nas consultas realizadas.

À Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da USP pelos excelentes professores e condições para realizar o curso de mestrado. Ao apoio de Márcia Bento e Gisele Nascimento da Coordenação e à Valéria Lourenção e sua eficiente equipe da Secretaria de Pós-graduação.

Ao apoio financeiro da FIPE e da FAPESP aos meus estudos.

Por fim, e, mais importante, à minha família e a Ana Paula pelo apoio constante.

RESUMO

O objetivo deste estudo é estimar o viés de substituição de produtos no cálculo da inflação ao consumidor, ou seja, estimar a inflação levando em conta a possibilidade da troca de bens dentro de uma cesta de produtos em resposta à mudança de preços relativos. Isso ocorre porque a fórmula utilizada atualmente pelo IBGE, tanto para o INPC quanto para o IPCA, para medir a inflação ao consumidor é a de Laspeyres modificado base móvel (índice do Bureau), que considera a mesma cesta de bens e serviços ao longo do tempo. Este índice tende a superestimar o aumento do custo de vida justamente por não considerar as trocas. Seguindo trabalhos anteriores, a estimação do viés se deu comparando um índice Laspeyres para um subconjunto do IPCA com a inflação mensurada pelo índice de Theil-Tornqvist para o mesmo subconjunto de produtos. Este índice se aproxima de um índice de custo de vida, logo, que considera a substituição de bens. No entanto, ele necessita atualizações frequentes das cestas de bens e serviços ou das estruturas de ponderação. Como não existem no Brasil pesquisas de consumo das famílias que forneça estruturas de ponderações periódicas, estas tiveram que ser estimadas. Para tanto, foram utilizadas previsões de um modelo de sistema de demanda AIDS baseado nos microdados da POF 95-96. O viés de substituição estimado foi de 3,33 p.p. de agosto de 1999 a junho de 2006, o que equivale a dizer que a inflação ao consumidor foi superestimada em 0,31 p.p. ao ano. Pela impossibilidade de trabalhar com o nível mais desagregado do IPCA (o subitem), certamente, o viés calculado é subestimado. Caso o viés estimado fosse descontado dos reajustes dados às aposentadorias, pensões e demais auxílios concedidos pelo Ministério da Previdência e Assistência Social, o governo poderia ter poupado de 2000 a junho de 2006, aproximadamente, R\$ 8 bilhões.

ABSTRACT

The objective of this study is to estimate the substitution of products bias in the calculation of consumer inflation, therefore, estimate the inflation taking into account the possibility of switching goods in a basket of products, in response to a change in relative prices. This happens because the estimation formula used by IBGE, both with INPC and IPCA, to measure consumer inflation is Laspeyres (Bureau's index), which considers the same basket of goods over time. This index tends to overestimate the increase in the living cost, by not taking into account the substitution of products. Following previous works, the estimation of the bias was made comparing a Laspeyres index for subgroups of IPCA with the inflation measure by the Theil-Tornqvist index for the same subgroups. This gets closer to an index of cost of living, which considers the substitution of goods. However, it needs frequent updates of the baskets of goods and services or of the weighted structures. As there are no surveys of family consumption in Brazil that provide periodic weighted structures, these had to be estimated. To do it, were used micro data of POF 95-96. The substitution bias estimated was 3,33 p.p of August 1999 to June 2006, which is equivalent of saying that the consumer inflation was overestimated in 0,31 p.p per year. With the impossibility of working with a more highly disaggregated level of IPCA (the sub items), certainly the calculated bias was underestimated. If the bias estimated was discounted from adjustment given to retirement, pensions and other benefits granted by the Ministry of Welfare and Social Assistance, the government could have saved, from 2000 to June 2006, approximately R\$ 8 billions.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	2
LISTA DE FIGURAS E GRÁFICOS	3
I – Introdução.....	4
II – Revisão Bibliográfica.....	8
III – Base de Dados	13
III.1 – POF, famílias e itens de despesas	13
III.2 – Criação das famílias representativas.....	15
III.3 – Incorporação dos preços no banco de dados.....	18
IV – Metodologia aplicada para estimação das ponderações	24
IV.1 – Descrição do modelo AIDS.....	25
IV.2 – Resultados do Modelo AIDS	27
V – Estimação do Viés de Substituição	30
V.1 – Previsão da estrutura de ponderação.....	30
V.2 – Resultados do viés para os grupos de produtos	35
V.3 – Resultados do viés de substituição do índice de preços ao consumidor	38
VI – Impacto do Viés na Previdência Social.....	44
VI.1 – Resultados da Previdência Social	44
VI.2 – Impacto do viés na Previdência Social	46
VII – Considerações Finais	49
Bibliografia	51
Anexo I – SUR.....	55
Anexo II – Resultados Econométricos	57

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.	Famílias e número de produtos por amostra	14
Tabela 2.	Famílias* pesquisadas pela POF	16
Tabela 3.	Famílias representativas – UCR	17
Tabela 4.	Subitens do Grupo Alimentação e Bebidas	19
Tabela 5.	Subitens dos Grupos sem alimentos (Vírgula?)	21
Tabela 6.	Coeficientes das Regressões por Grupos.....	29
Tabela 7.	IPCA, Tornqvist e o viés de substituição nos grupos – ago/99 a jun/06.....	36
Tabela 8.	Viés de Dispersão de Preços e Elasticidade	37
Tabela 9.	Laspeyres, Tornqvist e o viés de substituição – ago/99 a jun/06	39
Tabela 10.	Benefícios Emitidos, em termos nominais	45
Tabela 11.	Benefícios Emitidos a preços de dez/05	46
Tabela 12.	Valor Médio dos Benefícios Emitidos, R\$/mês	47
Tabela 13.	Valor dos Benefícios Emitidos, R\$ mi	48
Tabela 14.	Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Alimentos – parte I	57
Tabela 15.	Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Alimentos – parte II...58	
Tabela 16.	Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Habitação	59
Tabela 17.	Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Artigos de Residência	59
Tabela 18.	Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Vestuário.....	60
Tabela 19.	Coeficientes das Regressões dos itens do Grupo Transportes	60
Tabela 20.	Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Saúde	61
Tabela 21.	Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Despesas Pessoais.....	61
Tabela 22.	Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Educação.....	62

LISTA DE FIGURAS E GRÁFICOS

Figura 1.	Evolução dos pesos dos grupos Alimentação e Habitação	32
Figura 2.	Evolução dos pesos dos grupos Artigos de Residência e Vestuário	33
Figura 3.	Evolução dos pesos dos grupos Transporte e Saúde	34
Figura 4.	Evolução dos pesos dos grupos Despesas Pessoais e Educação	34
Figura 5.	Evolução do peso do grupo Comunicação	35
Figura 6.	Viés e índice de preço relativo	40
Figura 7.	Laspeyres e índice de preço relativo	42

I – Introdução

Um índice de preços é uma estatística que mede a evolução de preços de um agregado de bens e serviços durante uma seqüência de períodos de tempo ou ao longo do espaço. Pode ser calculado através de diferentes fórmulas e metodologias estatísticas, para diversos agregados de bens e serviços e para diferentes regiões.

Para Samuelson e Swamy (1974), um índice de preços econômico ao consumidor deveria ser igual à razão dos custos mínimos de um dado padrão de vida ou bem-estar em duas situações de preços distintas¹. Essa definição segue em linha com o índice de custo de vida (ICV) de Könus (1939). Este é definido como a razão dos custos mínimos necessários para alcançar um determinado nível de utilidade em um período base e em outro à frente, considerando as mudanças nos preços que tenham ocorrido neste intervalo:

$$ICV_{t,b} = \frac{e(p_t, u_b)}{e(p_b, u_b)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_t^i q_t^i(p_t, u_b)}{\sum_{i=1}^n p_b^i q_b^i(p_b, u_b)} \quad (1),$$

em que u_b é o nível de utilidade do período base, p_t representa os preços observados em t, $e(p_b, u_b)$ e $e(p_t, u_b)$ são, respectivamente, os dispêndios mínimos para alcançar o nível de utilidade do período base dados os preços observados em t e no período base.

Existe uma considerável dificuldade em se estimar a inflação levando em conta o conceito de nível de utilidade. Por esse motivo, um dos métodos mais utilizados para medir a inflação ao consumidor é o Índice de Laspeyres Modificado ou Índice do *Bureau*. Este índice determina uma cesta de bens e serviços em um período base e compara o valor desta aos preços correntes com o seu valor aos preços do período imediatamente anterior. O índice de Laspeyres Modificado (LM) é dado pela seguinte expressão algébrica:

¹ Uma generalização do conceito para um conjunto de famílias é o índice de custo social de Pollak (1981), que é a razão do custo mínimo total ou do dispêndio necessário para garantir que cada unidade familiar alcance seus níveis de utilidade de referência.

$$LM_{t,t-1} = \sum_{i=1}^n \frac{p_t^i q_b^i}{p_{t-1}^i q_b^i} = \sum_{i=1}^n \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} \frac{p_{t-1}^i q_b^i}{\sum_{i=1}^n p_{t-1}^i q_b^i} = \sum_{i=1}^n \frac{p_t^i}{p_{t-1}^i} w_{t-1}^i \quad (2),$$

em que p_t^i é o preço do item i no período t , q_b^i significa a quantidade adquirida do item i no período base (b), w_{t-1}^i representa a participação do bem i no orçamento do período anterior e n é o número de itens de consumo.

O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA²), considerado neste estudo, utiliza essa metodologia. A principal premissa intrínseca ao LM é que a demanda do bem ou serviço é perfeitamente inelástica em relação aos preços, ou seja, as quantidades consumidas de cada item não se alteram mediante a variação de preços. No entanto, a ponderação mensal sofre alteração de acordo com a variação dos preços relativos. Deste modo, este índice tende a superestimar o aumento do custo de vida, uma vez que assume que o consumidor continua comprando a mesma cesta de bens, independentemente do preço de cada produto [Abraham, Greenlees e Moulton (1998)].

Uma questão relevante identificada no debate acadêmico sobre os índices de preços é, justamente, se eles deveriam tentar calcular a evolução do custo de vida ou, como faz a fórmula de Laspeyres, determinar o valor de uma cesta fixa de bens.

Segundo o Boskin Report (1996), “The CPI is not a cost of living index, but rather a fixed weight index, implemented by means of a modified Laspeyres formula. This creates an immediate conflict between the objectives of the CPI and many of the purposes for which it is intended”. O mesmo problema que ocorre com o CPI (*Consumer Price Index*), índice que mede a inflação ao consumidor norte-americano, é observado no IPCA, freqüentemente utilizado para transformar valores nominais em valores "reais", além de indexar contratos privados, como salários, e servir como referência para gastos do governo. Deste modo, vieses (diferenças entre o índice de preços e o de custo de vida) no índice de preços ao consumidor poderiam levar a medidas "reais" distorcidas [Boskin Report (1996), Moulton (1996), BLS (1997)].

² A composição da cesta do IPCA é elaborada com base na Pesquisa de Orçamento Familiar (POF), realizada pelo IBGE. A POF tenta captar o padrão de consumo das famílias, estabelecendo quanto estas gastam por mês, em média, com os diversos bens e serviços. Para o período em estudo (agosto de 1999 a junho de 2006), a cesta foi extraída da POF 95-96.

Por este motivo, seria desejável aproximar os índices de preços ao consumidor de um índice de custo de vida, o que permitiria prover uma melhor e mais acurada estimativa do que realmente está acontecendo na economia [Shapiro e Wilcox (1996), Lebow e Rudd (2001)]. Além disso, como já apontado por diversos autores, correções de vieses³ têm consideráveis implicações econômicas, tanto para o setor público, através das políticas fiscal e monetária, quanto para o setor privado, via indexações contratuais.

Em termos de política fiscal, alguns programas governamentais e impostos estão relacionados às mudanças no custo de vida (ou aos resultados da inflação), embora não estejam indexados. Os gastos com aposentados e pensionistas do INSS, por exemplo, estão vinculados ao reajuste do salário mínimo que, por sua vez, está relacionado ao resultado do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC⁴). Deste modo, correções de distúrbios do índice contribuiriam de forma relevante para a obtenção de superávits no orçamento federal.

No que tange à política monetária, o IPCA serve como referência para o atual sistema de metas de inflação, adotado pelo Banco Central (BC) desde junho de 1999. A correção das imperfeições afetaria diretamente a taxa Selic, principal instrumento da política do BC. Uma vez resolvido o problema dos vieses, se estes forem positivos⁵, a taxa de juros poderia ser reduzida, o que afetaria consideravelmente o custo da dívida e, conseqüentemente, o déficit nominal do governo. Isto sem considerar os benefícios para o setor produtivo, com a redução do custo do capital.

Além disso, os índices que medem a inflação ao consumidor são também usados como referência para indexar, formal ou informalmente, um grande número de contratos do setor privado, incluindo salários⁶ nos acordos coletivos e aluguéis.

Considerando o exposto acima, esta dissertação se propõe a **mensurar o viés de substituição de produtos e serviços no IPCA, proveniente da utilização do índice de Laspeyres Modificado**. O viés surge porque o índice de preços baseado em uma cesta

³ Diversos problemas, além da substituíbilidade entre produtos, são observados na mensuração da inflação, quando comparada a um índice de custo de vida ideal.

⁴ Índice que considera a inflação incidente no grupo de famílias com renda de até oito salários mínimos.

⁵ Viés positivo indica a superestimação do índice que mensura a variação média de preços em relação ao índice de custo de vida.

⁶ Embora o INPC seja mais utilizado em dissídios salariais, pois mede a variação de preço para quem recebe até 8 salários mínimos, encontrar o viés no IPCA é um razoável indicador do mesmo problema no INPC.

de bens com quantidades fixas não leva em conta o fato de que os consumidores tendem a trocar produtos que se tornam relativamente mais caros por outros mais baratos.

Com a utilização de outras metodologias, a inflação sofreria uma modificação substancial em relação ao atual método? **O efeito substituição no IPCA teria uma participação considerável na inflação medida por esse índice?** Qual o impacto da utilização do índice de Laspeyres nos gastos do governo? Essas são algumas questões que este trabalho se propõe a discutir.

Para tanto, o estudo será dividido em sete seções, incluindo esta introdução do tema. Na seção seguinte, é realizada a revisão bibliográfica sobre viés de substituição, onde é possível observar que a estimação do distorção pode ser realizada pela comparação entre o índice de Theil-Tornqvist (que considera a substituição) e o índice de Laspeyres. Para o cálculo do viés, os autores pesquisados possuem dados anuais de consumo, o que lhes permite a atualização da cesta de bens e serviços.

A terceira seção apresenta o tratamento adotado aos microdados da Pesquisa de Orçamento Familiar (POF) 95-96, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), base de dados utilizada. Uma vez que no Brasil não estão disponíveis dados semelhantes aos observados nos trabalhos revistos, as estimativas do modelo *Almost Ideal Demand System* (AIDS), apresentadas na quarta seção, foram utilizadas para se observar a evolução mensal da ponderação dos gastos das famílias e da estrutura de ponderação que compõe o IPCA.

Na quinta seção, são apresentados os resultados do efeito da possibilidade de troca entre os produtos no cálculo do índice ao consumidor. Na sexta seção, são estimados os impactos na Previdência Social resultantes da superestimação do custo de vida no período analisado. Na sétima e última seção, são apresentadas as considerações finais desta dissertação.

II – Revisão Bibliográfica

Nos Estados Unidos, há uma extensa discussão sobre as falhas encontradas no cálculo da inflação pelo *Consumer Price Index* (CPI), que tem metodologia semelhante à adotada para o IPCA. O Boskin Report (1996)⁷ estimou que o viés total, o desvio do índice de preços em relação ao que seria uma medida correta de custo de vida, seria de 1,1 ponto percentual (p.p.) ao ano (a.a.). Considerando o período de 1985 a 1995, quando a inflação norte-americana registrada pelo CPI foi de 3,5% a.a., a superestimação representaria quase um terço da inflação. A partir desse estudo, o *Bureau of Labor Statistics* (BLS), responsável pelo CPI, passou a tomar diversas medidas para aproximar seu índice de preços de um que indicasse o custo de vida hipotético.

Dessa superestimação da inflação, 0,15 p.p. seria resultado do **viés de substituição** de nível superior⁸. Esse viés ocorre pela utilização de um índice que considera uma cesta de consumo fixa ao longo do tempo e que, logo, **não considera as trocas entre subitens após as mudanças de preços relativos**, como o índice de Laspeyres modificado.

Segundo Moulton (1996), uma estratégia empregada até 1980 para a correção do viés de substituição de nível superior era estimar um sistema de equações de demanda. Usava-se a informação referente à substituição de produtos do sistema de demanda para calcular diretamente o índice de custo de vida. Este procedimento foi realizado por Braithwait (1980).

⁷ Considerado por Diewert (1998) provavelmente o mais importante artigo de mensuração de inflação do século XX em termos de impacto.

⁸ Conforme o Boskin Report (1996), o viés de substituição pode ser considerado em dois níveis diferentes: o superior (*Upper Level*) e o inferior (*Lower Level*). O viés de substituição de nível inferior surge no processo de transformação das cotações em variações dos preços no menor nível de agregação do índice (como os subitens no IPCA). Por exemplo, quando o preço de uma marca de TV aumenta em relação ao de outra, não se considera a substituição no cálculo da variação de preço da rubrica "3202001.Televisor". A solução encontrada para a correção do viés de nível inferior no CPI americano, assim como no IPCA, foi a utilização do índice de média geométrica para alguns subitens, ao invés do índice de Laspeyres. O índice de média geométrica considera que a participação no gasto ao longo do tempo com cada produto não se altera, o que equivale a dizer que a elasticidade substituição é unitária.

Braithwait parte de três funções de utilidade específicas para definir seus respectivos índices de custo de vida⁹ e compará-los com o índice de Laspeyres. O viés de substituição estimado¹⁰ para o período de 1958 a 1973 foi de 1,5 p.p., o que equivale a um viés médio de 0,1 p.p. ao ano. A inflação média registrada pelo índice de Laspeyres no período foi de 47,5% ao ano.

Ao analisar os resultados segundo grupos de produtos, ele observou que o tamanho do viés depende da extensão da variação dos preços relativos e da elasticidade de substituição, ou seja, da substituíbilidade entre os bens. O autor destacou ainda que o tamanho do viés aumenta à medida que se distancia o período base do período de referência. Isto pode ser visto quando, para o mesmo intervalo de análise (1958 a 1973), compara-se o viés de 1,5 p.p. obtido, considerando o ano base de Laspeyres como sendo 1958, e o viés de 2,5 p.p. quando o ano base é 1948.

Mais recentemente, a literatura tem se baseado no conceito de Diewert (1976) de índice de preços superlativos¹¹. Diewert mostrou que estes, como os de Theil-Tornqvist¹² e de Fisher¹³, aproximam-se de um índice de custo de vida. Portanto, estes índices de preços permitem substituição e podem ser calculados apenas com dados de quantidade e preços.

Assim, passou-se a considerar que **a diferença entre um índice que leva em conta a substituição de bens (Theil-Tornqvist) e um índice que não o faz, como o de Laspeyres, é uma possível forma de mensurar o viés de substituição** [BLS (1997), Shapiro e Wilcox (1997)].

⁹ Para tanto, utilizou dados anuais dos dispêndios de consumo pessoal (*Personal Consumption Expenditure*) de 1948 a 1973, publicados pelo Departamento de Comércio Americano. Estes dados referem-se a gastos de consumidores com cinquenta e três bens divididos em seis grupos.

¹⁰ Resultado obtido ao comparar o índice de custo de vida gerado pela função utilidade *Linear Expenditure System* (LES) e o índice de Laspeyres. Segundo o autor, os resultados dos índices de custo de vida são bastante robustos com respeito aos modelos de demanda alternativos.

¹¹ Índices exatos (consistentes) para uma forma funcional flexível, ou seja, é um índice consistente com a maximização de uma função utilidade flexível sujeita a uma restrição orçamentária. O índice de Tornqvist é exato para qualquer forma funcional (não-homotética) para a função custo. Então, é exato para mais que uma forma funcional do custo de vida verdadeiro (Diewert (1976) p. 122-3).

¹² A fórmula de Theil-Tornqvist é $T_t = \prod_i (P_{it}/P_{0i})^{\sum[(S_{0i}+S_{it})/2]}$ onde $S_{0i} = Q_{0i}P_{0i} / \sum Q_{0i}P_{0i}$ e $S_{it} = Q_{it}P_{it} / \sum Q_{it}P_{it}$ são, respectivamente, as participações do gasto do bem i no período 0 e t.

¹³ A fórmula de Fisher é $F = (LP)^{1/2}$ onde L é o índice de Laspeyres ($L = \sum Q_{0i}P_{it} / \sum Q_{0i}P_{0i}$) e P é o índice de Paasche ($P = \sum Q_{it}P_{it} / \sum Q_{it}P_{0i}$). O primeiro mede a variação de preços da cesta do período inicial (0) e o segundo da cesta do período final (t).

Mas, ao contrário do índice de Laspeyres, que necessita de informação dos dispêndios de apenas um período e variações de preços dos produtos para os intervalos subsequentes, índices de preços superlativos requerem informação dos dispêndios ou quantidades para cada período. Ou seja, necessitam da estimação freqüente das cestas de bens e serviços para todos os períodos para os quais se calcula a inflação.

Um dos principais trabalhos que utilizaram os índices superlativos para estimação do viés de substituição entre subitens é Aizcorbe e Jackman (1993). Os autores calcularam o viés de substituição¹⁴ no CPI norte-americano para o período de 1982 a 1991. Utilizando as variações anuais dos preços dos itens, calcularam a inflação medida pelo índice de Tornqvist e a compararam com o índice de Laspeyres com base fixa em 1982. Como resultado, encontraram um efeito substituição de produto de 0,2 p.p. ao ano, o que equivale a 5% da inflação média do período (4,1% a.a.).

Assim como Aizcorbe e Jackman, Manser e McDonald (1988) estimaram o viés de substituição¹⁵ comparando o índice superlativo de Theil-Tornqvist e o de Laspeyres com base fixa no período de 1959 a 1985. O viés de substituição médio seria em torno de 0,19 p.p. ao ano, o que representaria 4,0% da variação média dos preços.

Outro objetivo do estudo de Manser e McDonald era analisar o tamanho do viés em relação à freqüência da atualização do período base. Para tanto, dividiram a amostra em três períodos (1959-72, 1968-73 e 1972-85) e tomaram como base para o índice de Laspeyres o primeiro ano de cada intervalo. Os vieses de substituição para os períodos 1959-72, 1969-73 e 1972-85 foram, respectivamente, 2,4 p.p., 0,5 p.p. e 3,2 p.p.. Como era esperado, o viés¹⁶ acumulado é consideravelmente menor quanto mais curto for o

¹⁴ O trabalho só foi possível porque possuíam os dados desagregados de gastos anuais de consumidores da *Consumer Expense Survey* (CES), realizada pelo *Bureau of Labor Statistic* (BLS), o que permitiu o cálculo das ponderações médias entre o período base e o de referência para o índice de Tornqvist.

¹⁵ Para o cálculo do índice de Tornqvist, eles obtiveram séries de 1959 a 1985 do *Bureau of Economic Analysis* (BEA), com dados de consumo pessoal para 101 itens de produtos que estão presentes no CPI norte-americano. Estes dados foram utilizados para encontrar a estrutura de ponderação de cada ano. Assim, foi possível estimar o índice de Tornqvist para todo o ano t, ao utilizar os pesos de t como período de referência e t-1 como período base. Pelo índice de Laspeyres com base fixa em 1959, a inflação no período foi de 232,8% (4,73% a.a.), enquanto que o índice de Tornqvist registrou inflação de 217,4% (4,54% a.a.).

¹⁶ Apesar do resultado acumulado, o viés médio ao ano desses períodos não foi muito diferente do verificado para a amostra completa. Os vieses médios para os intervalos 1959-72, 1969-73 e 1972-85 foram, respectivamente, 0,14 p.p., 0,09 p.p. e 0,11 p.p. ao ano, contra os 0,19 p.p. ao ano do período completo.

período analisado, ou seja, quanto mais recente for a atualização da cesta utilizada pelo índice de Laspeyres.

Além disso, são apontadas no estudo duas considerações relevantes: a primeira indica que dados desagregados são necessários para mensurar o efeito das trocas, já que a substituíbilidade aumenta à medida que se aproxima do nível do produto; e, a segunda, que a magnitude do efeito no índice de Laspeyres está positivamente relacionada (i) ao tamanho da inflação e (ii) à extensão do período considerado.

Shapiro e Wilcox (1997) atualizaram o trabalho de Aizcorbe e Jackman para o período de 1987 a 1995, utilizando a mesma fonte de dados. Compararam a inflação anual medida pelo CPI (3,73% a.a.) com a variação anual do índice de Theil-Tornqvist (3,43% a.a.). O efeito de substituição médio para o período foi de 0,3 p.p..

Uma observação feita pelos autores é que o viés não exibiu tendência crescente conforme a cesta se tornava mais desatualizada. Uma possível explicação para isto é que o nível de inflação teria recuado durante o período e, caso esta desaceleração fosse associada à redução da variabilidade dos preços relativos, os consumidores teriam menos espaço para trocas. Para provar tal hipótese, os autores relacionaram o viés anual a um índice de variação acumulada dos preços relativos. Assim, constataram que a variabilidade dos preços relativos parece ter algum poder de explicação sobre o efeito substituição dos produtos¹⁷.

Carmo (2004) calcula o índice de Theil-Tornqvist e o compara com o índice de Laspeyres. No entanto, ao contrário dos demais autores, não dispunha de estruturas de ponderação ao longo do tempo. Para encontrar as ponderações mensais, utilizou as previsões de um modelo AIDS para 16 itens de despesa, com base nos microdados da POF-SP 98/99¹⁸.

Para o período de janeiro de 2000 a setembro de 2003, ele encontrou que a inflação pelo índice de Theil-Tornqvist seria de 40,2%, contra 42,2% do índice de Laspeyres modificado. Desse modo, o viés seria de 2 p.p., 4,7% da inflação observada no período. O viés médio seria de 0,41 p.p. ao ano.

¹⁷ Apenas para os três primeiros anos da série a medida da evolução do preço estava declinando enquanto o viés aumentava.

¹⁸ Pesquisa de Orçamento Familiar, realizada pela FIPE, para o município de São Paulo.

Dos trabalhos citados, destacam-se algumas características do viés de substituição levantadas pelos autores e que devem ser observadas para o IPCA: (i) estudos com dados agregados podem apresentar vieses subestimados, porque a agregação oculta a substituição de bens; (ii) quanto mais distante o período base do período de referência, maior tende a ser o viés de substituição; e (iii) quanto maior a dispersão dos preços relativos, mais acentuado deve ser o viés.

III – Base de Dados

Quase todos os trabalhos destacados na revisão bibliográfica têm como base séries de microdados de consumo que refletem as estruturas de ponderação ao longo do tempo, informações necessárias para o cálculo do índice de Theil-Tornqvist. Como esse tipo de dado não está disponível para o Brasil, assim como no estudo de Carmo (2004), este trabalho recorreu à estimação da evolução das ponderações dos gastos das famílias para a utilização do mesmo índice, tendo como base os microdados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF), realizada em 1995-96 pelo IBGE.

III.1 – POF, famílias e itens de despesas

A POF foi realizada em mais de 16.000 domicílios, entre outubro de 1995 e setembro de 1996. Foram entrevistadas as famílias de capitais e regiões metropolitanas (RM) de 10 estados¹⁹ e do Distrito Federal. Esta pesquisa investiga os hábitos de consumo das famílias brasileiras, uma vez que seu objetivo é a atualização da cesta básica de consumo e a obtenção de novas estruturas de ponderação para os índices de preços (IPCA e INPC). Para tanto, a pesquisa obtém informações sobre o dispêndio das famílias com uma grande diversidade de itens de despesas. Além disso, a base de dados apresenta as características: (i) dos domicílios, como as condições de moradia; (ii) da composição das famílias (unidade de consumo)²⁰; (iii) dos moradores, como sexo, nível de instrução e rendimentos.

Entre os itens de despesa, fontes de rendimentos e aquisições de ativos, a POF 95-96 levantou informações de valores despendidos ou recebidos para 3.300 rubricas. Todos os valores no banco de dados foram deflacionados para a data de referência das informações da pesquisa, 15 de setembro de 1996.

¹⁹ Foram pesquisadas as famílias das Regiões Metropolitanas de Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Distrito Federal, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo, e do município de Goiânia.

²⁰ Unidade de consumo é a unidade básica de investigação e análise dos orçamentos; compreende um único morador ou conjunto de moradores que compartilham da mesma fonte de alimentação.

Dentre esse número considerável de rubricas consultadas pela POF, algumas não foram utilizadas por este estudo, como, por exemplo, (i) a aquisição de ativos (como residência); (ii) e as informações referentes ao inventário das unidades de consumo. Estes dados foram descartados da análise, uma vez que não se referem aos gastos correntes das famílias que são considerados no cálculo do índice de preços.

As informações de rendimentos foram utilizadas para selecionar as unidades que tinham renda total inferior ou igual a 40 salários mínimos (SM) por mês²¹. Das 16.054 famílias pesquisadas, 909 declararam possuir rendimentos totais superiores a R\$ 4.480 (40 SM) a preços de setembro de 1996.

Desconsiderando os bens excluídos e os referentes à remuneração, sobraram mais de 3.100 itens de despesa considerados pela POF que foram relacionados a um grupo, subgrupo e item do IPCA.

No entanto, como na ponderação do cálculo da inflação são considerados apenas os bens mais relevantes adquiridos pelas famílias, há uma grande diferença entre a quantidade de produtos pesquisados e o número de subitens (maior desagregação do índice) que entram na estimação da variação média de preços. Deste modo, foram comparadas as descrições dos itens de despesas presentes na base de dados aos subitens do IPCA. Os produtos pesquisados pela POF que não tinham relação direta com os subitens selecionados pela estrutura de ponderação do IPCA foram excluídos da base de dados. Assim, restaram 763 produtos que possuem um vínculo direto com algum subitem do índice de inflação²².

Tabela 1. Famílias e número de produtos por amostra

Amostras	POF	(1)	(2)
Famílias	16.054	15.145	15.134
Códigos de Produtos	3.300	3.122	763

(1) Amostra das famílias com menos de 40 salários mínimos, sem considerar os itens relacionados aos rendimentos e ao inventário.

(2) Amostra somente com os itens de despesas relacionados aos subitens presentes no IPCA e com as famílias que declararam gastos em algum subitem.

Fonte: Microdados da POF 95-96. Elaboração Própria.

²¹ Isso porque o IPCA mede a inflação para as famílias que recebem até 40 salários mínimos.

²² Foram consideradas no estudo somente famílias que declararam gastos em algum subitem.

O número de produtos que permaneceu no banco de dados ainda superava o de subitens do IPCA. Ou seja, para alguns subitens havia mais de uma rubrica de despesa, o que significa que havia mais de uma entrada de valor por família. Logo, os gastos dos produtos foram somados dentro de cada subitem, criando-se assim o gasto total do subitem por família. Após isto, calcularam-se os gastos em cada item, subgrupo e grupo por família.

III.2 – Criação das famílias representativas

Selecionadas as famílias a serem utilizadas no modelo econométrico e geradas as variáveis de gastos segundo as agregações do IPCA, foram criadas as unidades representativas de cada Região Metropolitana (RM) ou cidade. A criação dessas famílias foi motivada pelo próprio modo como a POF computa e acompanha as compras anuais das unidades de consumo. Embora a pesquisa seja realizada ao longo de um ano, isso não quer dizer que os gastos das famílias sejam acompanhados durante esse período. Para alguns tipos de despesas, o pesquisador questiona sobre a compra de um determinado bem em uma semana ou em um determinado espaço de tempo. A partir dessa informação, os gastos são expandidos desse "período representativo" para o gasto anual daquele bem. Esse procedimento acaba gerando uma série de *missings*²³ na base de dados, pois é provável que vários produtos não sejam adquiridos no período pesquisado, o que não significa, necessariamente, que ele não seja consumido em um ano.

Para a correção deste problema, outros estudos que utilizaram os microdados da POF para a estimação do modelo AIDS também geraram famílias representativas. Menezes (2005) e Asano e Fiusa (2003) agruparam as famílias segundo a renda per capita e criaram 10 famílias representativas para cada capital ou região metropolitana.

Ao adotar o mesmo número de unidades de consumo para cada região, o fator de expansão geográfico ou o peso²⁴ de cada família representativa varia de forma

²³ Observações sem valor.

²⁴ Fator de expansão ou o peso da família é o número de famílias que esta representa em relação ao universo da área pesquisada. Ou seja, é o fator de expansão da região destinado à obtenção de estimativas para o universo.

considerável. Como pode ser visto na Tabela 2, isso ocorre porque o universo de famílias e o número de unidades de consumo por área pesquisada é bastante diferente. O universo de famílias da região metropolitana de São Paulo, por exemplo, equivale a aproximadamente quatro milhões, uma vez que foram pesquisadas 1.221 famílias, sendo que cada uma representa, em média, outras 3.242 famílias. Já o universo da região de Belém é um pouco superior a 200 mil famílias. Destas, foram pesquisadas 1.356 famílias.

Tabela 2. Famílias* pesquisadas pela POF			
RM-Cidade	Famílias	Peso Médio (famílias)	Universo (famílias)
Belém	1.356	148	200.261
Fortaleza	1.931	286	553.119
Recife	1.831	378	692.565
Salvador	1.433	430	616.440
Belo Horizonte	1.460	607	886.072
Rio de Janeiro	1.522	1.822	2.772.735
São Paulo	1.221	3.242	3.958.186
Curitiba	1.026	544	557.762
Porto Alegre	1.141	743	847.553
Goiânia	1.434	177	253.931
Distrito Federal	779	478	372.691
Total	15.134	774	11.711.315

*Somente as famílias que declararam gastos em algum subitem.

Fonte: Microdados da POF 95-96. Elaboração Própria.

Neste estudo, foi adotado outro procedimento no que se refere à criação das unidades de consumo representativas (UCR). Primeiro, as famílias foram ordenadas dentro de sua respectiva região, segundo a renda per capita. Na sequência, as unidades de consumo da região metropolitana de Belém (área de menor universo) foram agrupadas em cinco famílias representativas. Isto é, os gastos das 1.356 famílias foram agregados em 5 UCR. Como o universo das famílias de Belém supera as 200 mil famílias, o peso ou o fator de expansão de cada UCR equivale, em média, a pouco mais de 40 mil famílias.

Tomando como base a média do peso das cinco famílias (40,05 mil) criadas para Belém, foram geradas as UCR para as demais regiões. A razão entre o universo (o número de famílias representadas pela pesquisa) em cada RM pelo peso médio de Belém indica o número aproximado de unidades de consumo que devem ser geradas:

$$n^{\circ} UCR_{RM} = \frac{universo_{RM}}{peso\ médio_{Belém}} \quad (3).$$

Deste modo, o número de UCR entre as áreas é bastante diferente, pois depende do tamanho do universo. Além disso, o número de famílias para as quais se deve agregar os gastos por UCR passa a ser muito diferente entre as cidades:

$$n^{\circ} famílias\ por\ UCR_{RM} = \frac{n^{\circ} famílias\ pesquisadas_{RM}}{n^{\circ} UCR_{RM}} \quad (4).$$

As diferenças entre os dois métodos podem ser observadas na Tabela 3.

Tabela 3. Famílias representativas – UCR

10 UCR por área		Peso das 5 UCR de Belém como referência				
RM-Cidade	UCR	Peso Médio (mil famílias)	Famílias pesquisadas por UCR	UCR	Peso Médio (mil famílias)	Famílias pesquisadas por UCR
Belém	10	20,0	136	5	40,1	271
Fortaleza	10	55,1	193	14	39,5	138
Recife	10	68,7	183	17	40,7	108
Salvador	10	61,1	143	15	41,1	96
Belo Horizonte	10	88,6	146	22	40,3	66
Rio de Janeiro	10	277,1	152	69	40,2	22
São Paulo	10	393,7	122	99	40,0	12
Curitiba	10	55,6	103	14	39,8	73
Porto Alegre	10	84,6	114	21	40,4	54
Goiânia	10	25,3	143	6	42,3	239
Distrito Federal	10	37,2	78	9	41,4	87
Total	110	106,1	-	291	40,2	-

Fonte: Microdados da POF 95-96. Elaboração Própria.

Como resultado do procedimento realizado, foram obtidas 291 famílias cujos gastos serão utilizados na estimação do modelo de equação de demanda. Além disso, o peso médio, ou seja, a quantidade de famílias que essas UCR representam, apresenta pouca alteração entre as regiões, diferente do que ocorre quando se agrupam as famílias por decis regionais.

Como pode ser visto na Tabela 3, das 1.221 famílias pesquisadas na cidade São Paulo, foram criadas 99 representativas, ou seja, os gastos de 12 famílias foram agregados para a criação de cada UCR, onde cada uma representa em média 40 mil famílias.

A criação do número de famílias por RM proporcional ao seu universo corrige eventual problema de estimação que pode surgir ao considerar unidades com pesos

extremamente distintos. Além disso, como citado anteriormente, com a agregação ocorre a redução (ou quase extinção) de *missings* para as variáveis de gastos²⁵.

Vale destacar que o número de 5 UCR para Belém como referência foi escolhido porque um número maior, como 10, por exemplo, reduziria proporcionalmente a quantidade de famílias pesquisadas que comporiam sua respectiva UCR. Esse procedimento provocaria um aumento de *missings* dos gastos, principalmente para as UCR da RM de São Paulo. Se com 5 UCR para Belém, as informações de 12 famílias constituem uma UCR em São Paulo, com 10 UCR em Belém, apenas os gastos de 6 famílias iriam formar os dispêndios das UCR de São Paulo, o que é pouco representativo.

III.3 – Incorporação dos preços no banco de dados

Para cada item de despesa, a pesquisa deveria obter informações do montante despendido e, em alguns casos, da quantidade consumida. No entanto, nem sempre se observa o volume adquirido, o que impossibilita a construção da variável preço para os produtos pesquisados. Como esta variável é imprescindível à estimação do modelo econométrico para os preços dos subitens, foram utilizados os valores encontrados no *site* do IBGE para uma série de bens e serviços, segundo a cidade onde é comercializado.

Para alguns dos produtos, como no caso dos subitens do grupo alimentação e bebidas, estão disponíveis no *site* os preços em vigência em setembro de 1996, mesmo período de referência dos valores obtidos no banco de dados. Para este conjunto de bens são encontrados preços para um pouco mais de 80 subitens, em média, por cidade.

²⁵ O gasto médio por subitem de cada unidade criada foi ponderado pelo peso de cada família original.

Tabela 4. Subitens do Grupo Alimentação e Bebidas

Item e Grupo	Número de subitens		Peso em Ago-99		
	Total	Subitens com Preços	Total (A)	Subitens com Preços (B)	Participação no Peso (B/A)
1.Alimentação e Bebidas	235	88	22,3%	17,5%	78,5%
1101.Cereais, leguminosas e oleaginosas	9	2	1,1%	0,9%	82,7%
1102.Farinhas, féculas e massas	15	4	0,6%	0,5%	76,6%
1103.Tubérculos, raízes e legumes	18	11	0,7%	0,7%	95,0%
1104.Açúcares e derivados	20	5	0,6%	0,4%	60,4%
1105.Hortaliças e verduras	11	5	0,2%	0,2%	83,2%
1106.Frutas	25	11	1,1%	0,9%	82,7%
1107.Carnes	17	10	2,6%	2,2%	84,0%
1108.Pescado	26	2	0,3%	0,1%	29,6%
1109.Carnes, peixes industrializados	12	6	0,8%	0,6%	73,4%
1110.Aves ou ovos	5	2	1,1%	0,9%	85,4%
1111.Leite e derivados	15	7	2,4%	2,2%	92,6%
1112.Panificados	10	3	2,1%	1,9%	90,3%
1113.Óleos e gorduras	3	2	0,5%	0,5%	90,9%
1114.Bebidas e infusões	10	3	1,9%	1,6%	83,4%
1115.Enlatados e conservas	13	5	0,2%	0,1%	54,5%
1116.Sal e condimentos	13	6	0,4%	0,4%	82,1%
1117.Alimentos prontos	2	0	0,5%	0,0%	0,0%
1201.Alimentação fora do domicílio	11	4	5,1%	3,5%	69,3%

Fonte: POF 95-96, IBGE. Elaboração Própria.

Como pode ser visto na tabela acima, embora este grupo seja composto por mais de 200 subitens, a participação dos subitens para os quais há preços disponíveis supera 75% do peso do grupo em agosto de 1999. Isto porque o peso do grupo naquele mês era 22,3% e a soma dos pesos dos produtos para os quais são encontrados preços alcança 17,5%.

Além das informações para os produtos do primeiro grupo do IPCA, o *site* do IBGE disponibiliza os preços vigentes em setembro de 1996 de combustíveis e de passagens de ônibus urbano por cidade.

Para os mais de 250 bens e serviços restantes que constam no IPCA, o *site* disponibiliza os preços vigentes em setembro de 1999 para, aproximadamente, 130 desses produtos. Embora a quantidade de produtos para os quais se obtém preço seja pequena em relação ao montante que consta no índice, eles representam grande parte da estrutura de ponderação. O peso dos subitens, descontando o grupo alimentação e bebidas, era de 77,7% em agosto de 1999. A soma dos pesos dos produtos para os quais

os preços estão disponíveis equivalem a 67,2% da cesta de agosto de 1999, ou seja, 86,5% da ponderação do índice sem os subitens de alimentos e bebidas.

Uma observação deve ser feita em relação a estes subitens. Como o período dos preços (julho de 1999) difere da data de referência dos valores da POF, estes tiveram de ser deflacionados a valores de setembro de 1996. Para tanto, foi utilizado o respectivo índice do subitem do IPCA²⁶. Realizada essa correção, os preços foram incorporados ao banco de dados da POF.

²⁶ Para cada produto foi considerada a evolução do preço por cidade. Como em julho de 1999 o IPCA passa a divulgar a inflação de acordo com a ponderação referente a POF 95-96, houve a necessidade de encadear esta série com a que se inicia em janeiro de 1991 e termina em julho de 1999, baseada na POF anterior (87-88). Com isso, foi construída a evolução de preços de cada subitem segundo a cidade/RM. Deste modo, foi possível obter preços vigentes em setembro de 1996 para os produtos de despesa, segundo o local de residência da família pesquisada.

Tabela 5. Subitens dos Grupos sem alimentos

Item e Grupo	Número de subitens		Peso em Ago-99		
	Total	Subitens com Preços	Total (A)	Subitens com Preços (B)	Participação no Peso (B/A)
Total exceto alimentos	277	133	77,7%	67,2%	86,5%
2.Habitação	32	15	16,3%	14,7%	90,0%
2101.Aluguel e taxas	6	3	10,5%	9,4%	89,4%
2103.Reparos	6	2	0,5%	0,2%	40,9%
2104.Artigos de limpeza	16	8	0,9%	0,7%	79,1%
2201.Combustíveis (domésticos)	3	1	1,2%	1,1%	93,7%
2202.Energia elétrica residencial	1	1	3,3%	3,3%	100,0%
3.Artigos de residência	60	20	6,0%	4,5%	74,7%
3101.Mobiliário	5	4	1,4%	1,4%	99,6%
3102.Utensílios e enfeites	21	6	0,5%	0,4%	70,6%
3103.Cama, mesa e banho	3	2	0,3%	0,3%	96,2%
3201.Eletrodomésticos e equipamentos	18	5	1,6%	1,1%	71,0%
3202.TV, som e informática	5	3	1,8%	1,3%	76,7%
3301.Consertos e manutenção	8	0	0,5%	0,0%	0,0%
3.Vestuário	53	29	5,7%	4,9%	85,8%
4101.Roupa masculina	10	6	1,3%	1,1%	85,9%
4102.Roupa feminina	12	6	1,5%	1,3%	87,8%
4103.Roupa infantil	16	8	0,8%	0,6%	77,2%
4201.Calçados e acessórios	9	6	1,5%	1,4%	94,7%
4301.Jóias e bijuterias	3	2	0,3%	0,2%	58,8%
4401.Tecidos e armarinho	3	1	0,2%	0,2%	83,7%
5.Transportes	28	16	20,0%	18,6%	92,9%
5101.Transporte público	11	6	6,5%	6,3%	97,3%
5102.Veículo próprio	14	8	9,5%	8,3%	87,5%
5104.Combustíveis (veículos)	3	2	4,0%	4,0%	98,7%
6.Saúde e cuidados pessoais	40	25	11,5%	9,5%	83,2%
6101.Produtos farmacêuticos	14	10	4,5%	3,6%	79,7%
6102.Óculos e lentes	4	1	0,3%	0,1%	39,8%
6201.Serviços médicos e dentários	5	4	1,6%	1,6%	99,6%
6202.Serviços laboratoriais e hospitalares	4	2	0,5%	0,5%	94,6%
6203.Plano de saúde	1	1	2,7%	2,7%	100,0%
6301.Higiene pessoal	12	7	1,9%	1,1%	58,0%
7.Despesas pessoais	43	15	9,9%	7,6%	76,6%
7101.Serviços pessoais	14	4	5,2%	4,2%	80,8%
7201.Recreação	23	10	3,1%	2,1%	65,8%
7202.Fumo	1	1	1,3%	1,3%	100,0%
7203.Fotografia e filmagem	5	0	0,2%	0,0%	0,0%
8.Educação	15	11	5,0%	4,4%	89,0%
8101.Cursos	8	5	4,2%	3,6%	87,5%
8102.Leitura	4	4	0,6%	0,6%	100,0%
8103.Papelaria	3	2	0,2%	0,2%	86,7%
9.Comunicação	6	2	3,4%	3,1%	90,2%

Fonte: POF 95-96, IBGE. Elaboração Própria.

Com os preços dos subitens, foram gerados os preços médios de cada item por família representativa e, posteriormente, os de cada grupo. Para tanto, utilizou-se a fórmula do índice de preços de Stone:

$$\ln P_{jk} = \sum_i w_{ji(k)} \ln p_{ji} \quad (5),$$

em que $w_{ji(k)}$ é o percentual gasto com o produto i pela família j dentro de seu respectivo grupo de agregação k , p_{ji} é o preço do subitem i observado pela família j (preço da região em que reside) e P_{jk} é o preço médio do item ou grupo k para a família j . Ou seja, o preço médio de cada item para uma determinada família é a média dos preços regionais de cada subitem, ponderada pela participação do gasto do bem no total despendido naquele item. O mesmo procedimento é adotado para os grupos. Assim, foram obtidos os preços médios de cada grupo de produto que consta no cálculo da inflação para cada família representativa.

Como pode ser visto na Tabela 4 e na Tabela 5 desta subseção, não estão disponíveis preços de nenhum subitem para três itens distintos, são eles: 1117.Alimentos prontos, 3301.Consertos e manutenção e 7203.Fotografia e filmagem. Sem estas informações de preços não é possível calcular o preço médio destes itens, o que, conseqüentemente, impossibilita a utilização dos gastos destes itens na estimação do sistema de demanda do seu respectivo grupo (vide seção IV).

Outra constatação a ser feita no tocante às informações de preços é o fato de que foram raros os itens para os quais foram obtidos preços de todos os subitens²⁷. Esta falta de dados abriu duas possibilidades para a continuação do estudo:

- trabalhar apenas com os gastos de subitens para os quais se observa o preço;
- utilizar os gastos dos subitens cujos preços não foram obtidos no cálculo dos gastos totais de cada grupo, embora não entrem na formação dos preços.

A segunda opção considera a hipótese de que a amostra dos preços dos subitens encontrados pode ser considerada representativa para o cálculo dos preços médios dos itens. Sem dúvida, isso deve ocorrer para a grande maioria dos itens, caso se olhe para a coluna "Participação no Peso" da Tabela 4 e da Tabela 5. No entanto, para alguns itens, o peso dos produtos com preços é pequeno em relação ao total (como 1108.Pescado e

6102.Óculos e lentes). Por esse motivo, decidiu-se pela primeira opção, ou seja, **manter na base de dados apenas os gastos dos subitens para os quais se obtiveram os preços**²⁸.

²⁷ Foram eles 2202.Energia elétrica residencial, 6203.Plano de saúde, 7202.Fumo e 8102.Leitura.

²⁸ Embora os resultados não tenham sido incluídos neste trabalho, o viés calculado considerando-se as informações de gastos dos subitens sem preços não difere muito do estimado com o número mais restrito de produtos.

IV – Metodologia aplicada para estimação das ponderações

Como pôde ser visto na Revisão Bibliográfica, para a estimação do viés de substituição, os trabalhos citados contam com uma base de dados anual de consumo, que possibilita a atualização das ponderações para o cálculo do índice de Theil-Tornqvist.

No entanto, para o Brasil, pesquisas de consumo das famílias de alcance nacional que forneçam estruturas de ponderações periódicas não estão disponíveis. Portanto, as ponderações dos grupos e itens que compõem o IPCA tiveram que ser estimadas através de modelos econométricos. Como já foi adiantado, foram utilizados os microdados da POF 95-96 como base de dados nas regressões das equações de demanda.

A metodologia aplicada foi o sistema de demanda AIDS (*Almost Ideal Demand System*), proposto por Deaton e Muellbauer (1980). A variável dependente neste modelo é, justamente, a participação de cada item no total das despesas de consumo. As variáveis explicativas de cada equação são os preços dos itens e a despesa deflacionada pelo preço médio destes.

A primeira etapa da estimação considerou as equações de demanda dos grupos de produtos que compõem o IPCA. Posteriormente, foram estimadas as equações de demanda dos itens de cada grupo.

A partir dos coeficientes estimados em cada equação, juntamente com a evolução dos preços dos mesmos, foi obtida a evolução das ponderações de gastos tanto dos grupos como dos itens em cada grupo, durante o período considerado. Estas ponderações permitem o cálculo da inflação segundo o índice de Theil-Tornqvist.

Vale destacar que o modelo não foi aplicado ao nível mais desagregado do IPCA (o subitem). Ou seja, as ponderações para os subitens não foram alteradas, o que significa que a inflação estimada não considera a substituição entre subitens. Como a substituíbilidade aumenta conforme a maior desagregação do produto, o viés calculado é, certamente, subestimado.

IV.1 – Descrição do modelo AIDS

O modelo AIDS parte de uma função geral que atua como uma aproximação de 1ª ordem para qualquer função utilidade direta ou indireta. Desta, o AIDS especifica a seguinte função do log do dispêndio:

$$\ln c(u, p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j + u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (6)$$

em que p é o vetor de preços, p_k é o de preço do k -ésimo bem, u é a utilidade²⁹ e α_i , β_i e γ_{kj}^* são parâmetros.

A homogeneidade linear da função dispêndio em relação ao p requer as seguintes restrições:

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_i = 0, \sum_i \gamma_{ij}^* = \sum_j \gamma_{ji}^* = 0 \quad (7).$$

Da equação (6) é possível gerar uma função de demanda. A derivada da função dispêndio em relação aos preços resulta nas quantidades demandadas: $\partial c(u, p) / \partial p_i = q_i$. Multiplicando ambos os lados por $p_i / c(u, p)$, tem-se:

$$\frac{\partial \ln c(u, p)}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i q_i}{c(u, p)} = w_i \quad (8)$$

onde w_i é a participação do bem i no orçamento total. Sendo assim, tem-se a participação no orçamento como função dos preços e da utilidade:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (9)$$

$$\text{onde } \gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*).$$

Para um consumidor que maximiza utilidade, o gasto total Y é igual a $c(u, p)$, e esta igualdade pode ser invertida para ter u como função de p e Y , o que equivale a função utilidade indireta. Fazendo isso para a equação (3) e substituindo o resultado em (6), tem-se as participações orçamentárias como função de p e Y :

²⁹ Os valores destinados à utilidade podem ser arbitrários. Os autores sugerem que seja considerado 0 para a utilidade de subsistência e 1 para a felicidade plena.

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(Y/P) \quad (10)$$

em que P é o índice de preço médio:

$$\ln P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j \quad (11).$$

A equação (7) é a representação da função de demanda do modelo AIDS. Por P não ser uma função linear dos preços, Deaton e Muellbauer sugerem a utilização do índice de preços de Stone, $\ln P^* = \sum_i w_i \ln p_i$. Assim:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(Y/P^*) \quad (12).$$

A equação (12) representa o LAIDS (*Linear Almost Ideal Demand System*). As regressões econométricas para os dados de grupos e itens foram aplicadas sob a equação (12)³⁰. Ao modelo foram incorporadas algumas variáveis que consideram os efeitos das características das famílias nas decisões orçamentárias.

Para a estimação do modelo para os itens que compõem os grupos do IPCA, são considerados os resultados do trabalho de Edgerton (1997), pelo qual a alocação dos recursos (orçamento) ocorre em dois estágios independentes. No primeiro estágio, o gasto total é alocado entre grupos amplos de produtos. No segundo, o gasto total por grupo é alocado entre os bens dentro de cada grupo, neste caso, entre os itens que compõem o índice³¹. Para tanto, a condição necessária é a validade do teorema da separabilidade fraca³². Tanto o sistema de equações de primeiro estágio quanto o de

³⁰ Dos resultados estimados é possível extrair as elasticidades-preço, preço cruzada e renda do sistema de demanda: $\eta_i = 1 + \frac{\beta_i}{w_i}$, $\varepsilon_{ij} = \frac{\gamma_{ij} - \beta_i w_j}{w_i} - \delta_{ij}$. Onde η_i é a elasticidade-renda do grupo i , ε_{ij} é a elasticidade-preço do grupo i quando $i=j$ e a elasticidade-cruzada do grupo i e j quando $i \neq j$, e δ_{ij} é o delta Kronecker ($\delta_{ij} = 1$ se $i=j$, e $\delta_{ij} = 0$ se não).

³¹ O cálculo das elasticidades dos itens condicionadas aos grupos segue o mesmo procedimento do primeiro: $\eta_{(i)k} = 1 + \frac{\beta_{(i)k}}{w_{(i)k}}$, $\varepsilon_{(i)kl} = \frac{\gamma_{(i)kl} - \beta_{(i)k} w_l}{w_{(i)k}} - \delta_{kl}$. Onde $w_{(i)k}$ é a participação do dispêndio do item k no grupo i e $\eta_{(i)k}$ e $\varepsilon_{(i)kl}$ são, respectivamente, as elasticidades-renda e preço do item k dentro de cada grupo.

³² O teorema indica que a função de utilidade do consumidor separa os itens de consumo em subvetores de bens e serviços de $q_1, q_2, \dots, q_i, \dots, q_n$. A idéia básica é a de que cada grupo de bens e serviços q_i

segundo são baseados na equação (12) e estão sujeitos às restrições das propriedades de homogeneidade e simetria da equação (7).

IV.2 – Resultados do Modelo AIDS

Como já adiantado, a fim de encontrar a evolução da estrutura de ponderação, foi regredida a participação percentual no orçamento total de cada grupo contra os preços destes, o gasto total e um vetor de outras variáveis que são consideradas relevantes na definição dos gastos familiares (representado na equação abaixo pela letra Z):

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(Y / P^*) + \lambda_i Z + u_i \quad (13)$$

Seguindo os trabalhos realizados por Menezes (2005) e Asano e Fiusa (2003), o método de estimação utilizado foi o Iterativo SUR (*Iterative Seemingly Unrelated Regression*, vide Anexo I – SUR). Quando este método é empregado para estimar um modelo LAIDS, uma das equações deve ser excluída do sistema, para não resultar em uma matriz de variância e covariância singular. Outra transformação adotada para manter a propriedade de homogeneidade foi normalizar todos os preços em relação ao preço da equação excluída³³.

Na regressão dos gastos dos grupos de produtos foi excluída a equação do último grupo (comunicações). A propriedade de simetria é imposta através de restrições no processo de estimação.

responda a alguma necessidade específica do consumidor. Cada grupo pode ser formado por vários subgrupos, e assim sucessivamente.

³³ Tem-se $\sum_i \gamma_{ij} = 0$ que equivale a $\gamma_{ik} = -\sum_{j=1}^{k-1} \gamma_{ij}$. Transformam-se as equações da seguinte forma:

$\sum_j \gamma_{ij} \ln p_j = \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \gamma_{ik} \ln p_k = \sum_j \gamma_{ij} (\ln p_j - \ln p_k)$. Os coeficientes da equação excluída

(k) são recuperados através de $\gamma_{ik} = -\sum_{j=1}^{k-1} \gamma_{ij}$.

As variáveis de controle utilizadas, definidas pelo vetor Z , que representam as características das famílias foram: a média de idade e dos anos de escolaridade, o sexo do chefe de família³⁴, além do número de moradores da família representativa.

A Tabela 6 apresenta os coeficientes obtidos para o modelo referente aos grupos de produtos. Como pode ser observado, a maioria dos coeficientes referentes aos preços foi significativa. No entanto, o número de coeficientes significantes varia entre as equações. Na regressão dos gastos do grupo 2, habitação (coluna 2), todos os coeficientes foram significantes a 10%. Já nas regressões dos dispêndios em artigos de residência, apenas três coeficientes do logaritmo de preços foram significantes. Os coeficientes referentes à renda foram significantes a 10% em sete das oito equações.

Embora os resultados em relação à significância das variáveis não sejam bons, estas não foram excluídas, por se acreditar que elas determinam a distribuição dos gastos.

³⁴ Ao construir as famílias representativas de cada região, foram encontradas as médias dessas variáveis utilizadas e a média da variável *dummy* de sexo. Esta pode ser considerada a probabilidade de cada família ser chefiada por um homem.

Tabela 6. Coeficientes das Regressões por Grupos

Variável Dependente: Participação do grupo no Orçamento								
Grupo	1	2	3	4	5	6	7	8
Preço								
1.Alimentação e bebidas	0,066***	-0,018***	-0,003	0,005	-0,004**	-0,029***	-0,008***	0,000
2.Habitação	-0,018***	0,064***	-0,008***	-0,006***	-0,015***	-0,003*	-0,006***	-0,007***
3.Artigos de residência	-0,003	-0,008***	0,020***	-0,004	-0,001	-0,002	0,001	-0,002*
4.Vestuário	0,005	-0,006***	-0,004	0,001	0,002**	-0,005***	0,002	0,002*
5.Transportes	-0,004**	-0,015***	-0,001	0,002**	0,020***	0,000	0,000	-0,002**
6.Saúde e cuidados pessoais	-0,029***	-0,003*	-0,002	-0,005***	0,000	0,035***	0,003**	-0,001
7.Despesas pessoais	-0,008***	-0,006***	0,001	0,002	0,000	0,003**	0,009***	-0,003***
8.Educação	0,000	-0,007***	-0,002*	0,002*	-0,002**	-0,001	-0,003***	0,013***
9.Comunicação	-0,009	0,000	-0,001	0,002	0,000	0,002	0,002	0,001
Log da renda	0,039***	-0,015**	-0,007*	0,016***	-0,052***	0,012***	0,010***	-0,005
Média de sexo	-0,072***	0,013	0,026*	0,013	0,049	-0,009	-0,018*	0,000
Média da idade	0,000	0,001	0,000	-0,001***	0,001	0,000	-0,001***	0,000
Núm. de moradores	0,029***	-0,016***	-0,003	0,002	-0,004	-0,003	-0,005***	0,001
Escolaridade	-0,008***	-0,003*	-0,002*	-0,001	0,005**	0,000	0,001	0,006***
Constante	0,254***	0,243***	0,049	0,058**	0,314***	0,019	0,089***	-0,002

Neste modelo, a equação excluída foi a do grupo comunicação. *Significante a 10%. **Significante a 5%.

***Significante a 1%.

Adotando o mesmo procedimento da subseção anterior, foi realizado o segundo estágio do modelo AIDS para os itens que compõem os grupos de produtos do IPCA cujos preços foram obtidos. No Anexo II, estão as tabelas dos coeficientes das regressões estimadas³⁵. Da mesma forma que no modelo dos grupos, na maioria das regressões de dispêndios de itens, os coeficientes dos preços foram estatisticamente diferentes de zero a 10% de significância. O mesmo pode ser dito das demais variáveis, embora o número de coeficientes estatisticamente significantes entre as diversas equações seja diferente tanto na análise dos grupos quanto das regressões de dispêndios em itens.

³⁵ Aquela equação cujos coeficientes não apresentaram seus respectivos erros-padrão foi excluída do modelo, tal qual ocorreu com o grupo comunicações nas regressões dos grupos.

V – Estimação do Viés de Substituição

Ao contrário do índice de Laspeyres, que exige apenas a estrutura de ponderação do período base, o índice de Theil-Tornqvist necessita tanto dos pesos do momento inicial quanto do final. Para estimar a evolução da nova estrutura de ponderação, foram utilizadas as previsões do modelo AIDS para os itens e grupos. Com os novos pesos, calculou-se a inflação pelo método de Tornqvist, que foi comparado ao de Laspeyres para obter o viés de substituição.

O viés de substituição foi calculado para dois períodos: (i) agosto de 1999 a junho de 2006 e (ii) janeiro de 1996 a junho de 2006. Será dado maior destaque ao primeiro, já que é o período no qual o IBGE utilizou a estrutura de ponderação retirada da POF 95-96. O segundo tem sua importância, uma vez que o momento base (dezembro de 1995) situa-se dentro do período pesquisado pela POF e talvez por isso reflita melhor a cesta de consumo das famílias. Além disso, demonstra o que pode acontecer com o viés quanto mais distante fica o mês base.

V.1 – Previsão da estrutura de ponderação

Com os coeficientes dos modelos do primeiro e segundo estágios, respectivamente, grupos e itens, foi realizada a previsão mensal dos pesos ao longo do tempo. Esta etapa foi iniciada pela evolução das ponderações dos itens dentro de cada grupo, ou seja, pelos resultados obtidos no segundo estágio.

Observa-se na equação (10) que as regressões são compostas por três tipos de variáveis explicativas: (i) os logaritmos dos preços dos itens; (ii) o logaritmo da razão entre o montante gasto no grupo e seu índice de preço; e (iii) as características da família (vetor Z). A estimação das ponderações pressupõe hipóteses sobre a evolução destas variáveis:

- No tocante às variáveis das características da unidade de consumo, como a idade e probabilidade do sexo do chefe, a previsão foi realizada com base nas médias observadas nas famílias selecionadas nos microdados da POF.

- Assim como para as variáveis que descrevem a família, para a razão do dispêndio no grupo foi utilizado o valor médio encontrado na amostra para todos os períodos. Ou seja, foi assumido que a variação dos gastos em cada grupo é igual à variação do índice de preço médio do grupo ao longo do tempo. Isso quer dizer que o gasto real por grupo não se altera.
- Já para a evolução das variáveis de preços dos itens foi utilizada a variação mensal do próprio IPCA. Com este procedimento, **o viés de substituição ao nível dos subitens permanecerá**, pois o cálculo da inflação dos subitens se dá pelo índice de Laspeyres para quase todos os itens. No entanto, o excesso de rubricas impossibilita a estimação do modelo AIDS para os subitens.

Seguindo as hipóteses descritas acima e utilizando os coeficientes dos modelos do conjunto de equações de cada grupo, foram obtidas as novas estruturas de ponderações mensais dentro de cada grupo.

Assim como nas ponderações dos itens dentro dos seus respectivos grupos, a estimação das ponderações dos grupos manteve as hipóteses anteriores: (i) a família representativa continua a mesma, ou seja, o valor das variáveis permanece igual à média; (ii) a razão entre os dispêndios por grupo e seu índice de preço de Stone não se altera.

Em relação à evolução dos preços dos grupos, ao invés de utilizar as variações calculadas pelo IPCA, foram inseridos nas equações os preços mensais corrigidos pelas variações do próprio índice de Theil-Tornqvist, ou seja, a inflação sem o efeito substituição. Deste modo, foram encontradas as novas estruturas de ponderação dos grupos ao longo dos períodos analisados.

Uma observação deve ser feita a respeito da comparação entre os novos pesos calculados e a estrutura de ponderação do IPCA. Foram mantidos no banco de dados apenas os gastos em subitens para os quais se verificou o preço³⁶, ou seja, os produtos selecionados já não são exatamente os mesmos que constam na estrutura de ponderação do IPCA. Isso significa que **os pesos do período base de agosto de 1999, resultantes da previsão do modelo para os itens e os grupos, não são os mesmos que o observado na estrutura inicial do IPCA**. Por isso, foi construído um novo índice de

Laspeyres que pudesse ser comparado com o de Theil-Tornqvist³⁷. Ambos partem da previsão para agosto de 1999 do modelo AIDS para a estrutura de ponderação. Logo, **a análise do viés em questão não se trata de uma comparação entre o IPCA e um índice de Theil-Tornqvist, mas da comparação entre um índice de Laspeyres em um subconjunto do IPCA original, baseado na POF 95-96, e um índice de Theil-Tornqvist.**

Nos gráficos abaixo se observa a evolução dos pesos dos grupos para o período que se inicia em agosto de 1999 e termina em agosto de 2006. O peso no índice de Laspeyres é dado pela seguinte expressão algébrica:

$$w_t^i = \frac{(1 + \% \Delta p_{t-1}^i)}{(1 + \pi_{t-1})} w_{t-1}^i \quad (14),$$

em que $\% \Delta p_{t-1}^i$ é a variação percentual do preço do item i no período anterior, π_{t-1} significa a inflação no período anterior, e w_{t-1}^i representa a participação do bem i no orçamento do período anterior. Assim, $\frac{(1 + \% \Delta p_{t-1}^i)}{(1 + \pi_{t-1})}$ é a variação real do preço do item i. O peso de um item no índice de Laspeyres varia segundo a alteração real do preço desse item, já que a quantidade consumida é mantida constante.

Figura 1. Evolução dos pesos dos grupos Alimentação e Habitação

Fonte: POF 95-96 e IPCA, IBGE. Elaboração Própria.

³⁶ O que resultou na exclusão das informações referente aos itens: 1117.Alimentos Prontos, 3301.Consertos e Manutenção e 7203.Fotografia e Filmagem.

³⁷ O mesmo procedimento foi adotado para o período de dezembro de 1995 a junho de 2006. As metodologias partem da previsão do modelo para dezembro de 1995.

Como pode ser visto, a **variação de peso de todos os grupos é mais acentuada pela metodologia de Laspeyres**. Como indica a própria fórmula de cálculo do peso, **quando o preço relativo (preço em relação à média dos demais) de um bem aumenta, a metodologia pressupõe que será gasta uma parcela maior do orçamento** na aquisição deste bem. Se o preço relativo diminui, como se continua comprando a mesma quantidade, a parcela do orçamento gasta com o bem será menor.

Figura 2. Evolução dos pesos dos grupos Artigos de Residência e Vestuário

Fonte: POF 95-96 e IPCA, IBGE. Elaboração Própria.

As alterações dos pesos dos grupos pela previsão do modelo (e que serão utilizadas pelo índice de Theil-Tornqvist) são mais suaves. Como **a equação do modelo tem como variáveis os preços dos bens substitutos**, a previsão dos pesos leva em conta não só o efeito do próprio preço, mas também as variações dos demais preços. Pode-se acompanhar pelo gráfico que **a possibilidade de substituição atenua as mudanças na estrutura de ponderação**.

As maiores diferenças em pontos percentuais entre o peso calculado pela metodologia de Laspeyres e o estimado pela previsão do modelo AIDS ocorrem nos grupos de transportes e de alimentos. Em abril de 2006, a participação dos gastos em transportes alcançou 25,05%, mantendo a quantidade constante, contra 22,36% da previsão do modelo, diferença de 2,68 p.p.. Isso pode ser explicado, em parte, pela elevação considerável do preço médio deste grupo em relação à média (ver próximo capítulo).

Figura 3. Evolução dos pesos dos grupos Transporte e Saúde

Fonte: POF 95-96 e IPCA, IBGE. Elaboração Própria.

Já a previsão do peso do grupo de alimentos e bebidas, que observou uma queda real de seu preço médio a partir de meados de 2003, provocando uma redução da participação dos seus produtos no orçamento total, ficou 1,01 p.p. acima do resultado alcançado pela metodologia de Laspeyres em maio de 2006.

Figura 4. Evolução dos pesos dos grupos Despesas Pessoais e Educação

Fonte: POF 95-96 e IPCA, IBGE. Elaboração Própria.

As diferenças entre os pesos no grupo comunicação, apesar de não terem sido elevadas em pontos percentuais, podem ser consideradas altas quando comparadas em relação ao seu peso. No bimestre setembro-outubro de 2005, o peso pela metodologia Laspeyres superava em 0,28 p.p. o peso da previsão do modelo de demanda. Embora a diferença seja pequena, representa mais de 12% do peso do grupo naquele período.

Figura 5. Evolução do peso do grupo Comunicação

Fonte: POF 95-96 e IPCA, IBGE. Elaboração Própria.

Quando considerado o período base como sendo dezembro de 1995, as diferenças da estrutura de ponderação segundo as metodologias ficam ainda mais acentuadas. Por exemplo: nos transportes, a diferença em abril de 2006 ultrapassa os 4 p.p; no grupo comunicação, o peso pela metodologia que mantém a quantidade fixa chega a ser, em alguns momentos, maior que o dobro da previsão, isso porque este grupo registrou inflação em 1996-7 bem acima do verificado pelo índice geral (ver próxima seção).

V.2 – Resultados do viés para os grupos de produtos

Tendo as novas ponderações e as variações de preços dos itens do próprio IPCA, foi calculado o índice encadeado de Theil-Tornqvist para a inflação de cada grupo de produto:

$$T_{t,t-1}^g = \prod_i (P_{ti} / P_{t-1i})^{\sum [(S_{t-1i} + S_{ti}) / 2]} \quad (15)$$

Além disso, utilizando como base a previsão dos pesos para o mês agosto de 1999, também foi calculada a inflação pela metodologia de Laspeyres (vide equação (2)). A Tabela 7 apresenta a variação média dos preços observada em cada grupo por ambas as metodologias. O viés de substituição dos produtos equivale à diferença entre o índice de Laspeyres e o de Tornqvist.

Tabela 7. IPCA, Tornqvist e o viés de substituição nos grupos – ago/99 a jun/06

Grupos	Laspeyres	Theil-Tornqvist	Viés* (em p.p.)	Viés** (em %)
1.Alimentação e bebidas	61,1%	57,5%	3,6 p.p.	5,9%
2.Habitação	82,3%	77,4%	4,9 p.p.	6,0%
3.Artigos de residência	40,0%	36,1%	3,9 p.p.	9,6%
4.Vestuário	63,2%	63,1%	0,1 p.p.	0,1%
5.Transportes	91,5%	88,6%	2,9 p.p.	3,2%
6.Saúde e cuidados pessoais	56,7%	56,2%	0,5 p.p.	1,0%
7.Despesas pessoais	56,4%	56,5%	0,0 p.p.	-0,1%
8.Educação	69,7%	69,8%	-0,1 p.p.	-0,1%
9.Comunicação***	94,3%	94,3%	-	-

* Diferença entre o IPCA e o índice de Tornqvist. ** Participação do viés em relação ao Laspeyres.

*** Como o grupo Comunicação é composto de apenas um item (91), não há viés de substituição entre itens dentro deste grupo.

Fonte: POF 95-96 e IPCA, IBGE. Elaboração Própria.

Como pode ser visto acima, os grupos com os maiores vieses de substituição no período são: Alimentação e Bebidas, Habitação, Artigos de Residência e Transportes. Assim como no estudo de Braithwait, estes grupos são caracterizados por consideráveis variações de preços relativos (os maiores índices) e pelas maiores elasticidades (à exceção do grupo Habitação).

O primeiro grupo do índice, composto por alimentos e bebidas, apresentou um viés de 3,6 p.p., o que representa quase 6% da inflação desta categoria de bens no período observado. O elevado viés deste grupo já era esperado, uma vez que seria razoável supor que a substituíbilidade dos itens que o compõem deve superar à dos demais grupos. Isso pôde ser comprovado ao analisar a média dentro de cada grupo da elasticidade-preço³⁸ da demanda compensada. Os produtos alimentícios apresentaram a maior elasticidade média.

Além disso, outro fator importante que contribuiu para o tamanho do viés do grupo alimentos e bebidas foi a mudança de preços relativos entre os itens. Para

³⁸ Como através dos resultados das regressões é possível obter as elasticidades-preço e renda de cada item (vide nota 17), calculou-se a elasticidade-preço compensada: $\mathcal{E}_{(i)kl}^c = \mathcal{E}_{(i)kl} + w_{(i)k} \eta_{(i)k}$, onde $\mathcal{E}_{(i)kl}^c$ é a elasticidade-preço compensada do item k no grupo i, $\eta_{(i)k}$ e $\mathcal{E}_{(i)kl}$, são, respectivamente, as elasticidades-renda e preço do item k, e $w_{(i)k}$ é a participação do dispêndio do item k no grupo i.

mensurar a variação de preços relativos, foi construído um índice³⁹ próximo do utilizado por Braithwait. Esta categoria de produtos foi a que apresentou o maior índice médio de preço relativo ao longo do período.

Tabela 8. Viés de Dispersão de Preços e Elasticidade

Grupos	Viés	Índice de Dispersão de Preços*	Elasticidade Média**
1.Alimentação e bebidas	3,6 p.p.	0,74%	-0,88
2.Habitação	4,9 p.p.	0,41%	-0,34
3.Artigos de residência	3,9 p.p.	0,23%	-0,49
4.Vestuário	0,1 p.p.	0,04%	-0,45
5.Transportes	2,9 p.p.	0,32%	-0,62
6.Saúde e cuidados pessoais	0,5 p.p.	0,07%	-0,63
7.Despesas pessoais	0,0 p.p.	0,07%	-0,48
8.Educação	-0,1 p.p.	0,04%	-0,35

* Média dos índices anuais de dispersão dos preços relativos. ** Média das elasticidades compensadas dos itens ponderadas pelos pesos médios das famílias selecionadas das POF 95-96.

Fonte: POF 95-96 e IPCA, IBGE. Elaboração Própria.

O grupo habitação apresentou o maior viés de substituição, 4,9 p.p., apesar de registrar a menor média de elasticidade compensada em relação às demais categorias. Este resultado está baseado na elevada dispersão de preços verificada no período considerado. Grande parte da distorção acumulada no período é explicada pelo viés observado em 2002, 1,5 p.p., o maior desvio anual entre os grupos. Naquele ano, o preço médio do item 2201.Combustíveis Domésticos subiu quase 50% – puxado, principalmente, pela elevação do valor do gás de bujão –, ao passo que o grupo registrou elevação de 15%.

O grupo no qual o efeito substituição alcançou maior participação em relação à inflação foi o de Artigos de Residência. Nesta categoria, o viés representou quase 10% da inflação verificada no período. Apesar de não apresentar alta variabilidade dos preços dos itens e tampouco elevada elasticidade média, seu resultado está fortemente relacionado ao viés observado em 2005. Somente neste ano, a superestimação da inflação alcançou 1,1 p.p., frente a uma variação média dos preços, medido pelo índice

³⁹ Índice de preço relativo $D_t = \sum_i w_i^{t-1} (r_{it} - L_t)^2$, onde w_i^{t-1} é o peso no período anterior de cada item dentro do grupo, r_{it} é a razão dos preços em t e t-1 e L_t é o índice de Laspeyres do grupo no período.

de Laspeyres, de 1,5%. O motivo do elevado resultado foi a dispersão entre as variações de preços dos itens. Enquanto os valores pagos por utensílios e enfeites e eletrodomésticos subiram aproximadamente 10%, os preços das TVs e dos produtos de informática recuaram, em média, mais de 8%.

O grupo Transportes, que apresentou umas das maiores médias das elasticidades compensadas, registrou uma diferença de 2,9 p.p. entre a metodologia de Laspeyres e a de Theil-Tornqvist. Este resultado se deve, em grande parte, ao nível de inflação (91,8%, segundo Laspeyres) e à variação dos preços relativos. Como exemplo das diferenças das variações de preços dentro do grupo foi observada, no período, elevação do preço médio de combustíveis (item 5104.Combustíveis) da ordem de 138,4%, o que supera o dobro da inflação verificada no item 5104.Veículo Próprio, 53,3%.

Os quatro grupos restantes (Vestuário, Saúde e Cuidados Pessoais, Despesas Pessoais e Educação) são caracterizados, principalmente, por apresentarem pequenas alterações nas razões de trocas ao longo do tempo analisado. Além da média do índice de preço relativo ser baixa, em nenhum momento este índice é alto. Sem grandes alterações de preços relativos, diminui a possibilidade de que ocorram trocas entre os itens em questão. Os itens de vestuário, por exemplo, apresentam a menor média do índice de preço relativo. Isso pode ser explicado, em parte, pela pouca diferença na variação dos preços, observada, pelo lado da oferta, para os bens da indústria têxtil – itens de roupas masculina, feminina e infantil – e calçadista.

Pelos resultados obtidos, pode-se concluir que mais importante que a substituíbilidade dos produtos, a diferença nas evoluções dos preços ao longo do tempo definirá a magnitude do efeito substituição de bens e serviços na inflação ao consumidor.

V.3 – Resultados do viés de substituição do índice de preços ao consumidor

Com as ponderações dos grupos e as variações do preço médio dos mesmos, calculados pelo índice de Theil-Tornqvist, foi possível mensurar a inflação ao

consumidor através desta metodologia, que possui a característica de levar em consideração a substituição de produtos:

$$T_{t,t-1} = \prod_g (P_{tg} / P_{t-1g})^{\Sigma[(S_{t-1g} + S_{tg}) / 2]} \quad (16)$$

O quadro abaixo apresenta a inflação ao consumidor obtida pela metodologia de Laspeyres e pela de Tornqvist. O viés de substituição de bens e serviços na inflação ao consumidor corresponde à diferença entre os dois índices.

Tabela 9. Laspeyres, Tornqvist e o viés de substituição – ago/99 a jun/06

	Jul/99 a Dez/99	2000	2001	2002	2003	2004	2005	Dez/05 a Jun/06	Período
IPCA	3,8%	5,9%	8,8%	14,0%	9,9%	7,1%	5,4%	1,2%	71,2%
Theil-Tornqvist	3,7%	5,6%	8,6%	13,1%	9,7%	7,2%	5,3%	0,9%	67,9%
Viés* (em p.p.)	0,15	0,32	0,22	0,83	0,20	-0,02	0,15	0,27	3,33
Viés** (em %)	3,8%	5,4%	2,5%	5,9%	2,1%	-0,3%	2,9%	23,5%	4,67%

*Diferença entre o índice de Laspeyres e o de Tornqvist. ** Participação do viés em relação ao Laspeyres. Fonte: POF 95-96 e IPCA, IBGE. Elaboração Própria.

O efeito substituição que não foi considerado, de agosto de 1999 a junho de 2006, período em que se baseia este estudo, elevou a variação de preço médio ao consumidor em 3,33 pontos percentuais, o que significa quase 4,67% do índice de Laspeyres acumulado. A inflação ao consumidor foi superestimada, em média, 0,31 p.p. ao ano. Isso equivale a dizer que se os salários fossem reajustados, durante esse período, segundo o IPCA, o poder aquisitivo (efeito renda) do trabalhador aumentaria 0,31 p.p. ao ano.

Um aspecto que deve ser recordado ao considerar tal viés é o fato de que **não foi considerada a substituição entre os níveis mais desagregados** de produtos do IPCA, os subitens. Isto indica, certamente, que **o viés calculado é subestimado**, já que o grau de substituição aumenta à medida que se move na direção do nível do produto.

Figura 6. Viés e índice de preço relativo

Fonte: POF 95-96 e IPCA, IBGE. Elaboração Própria.

Assim como no trabalho de Shapiro e Wilcox (1997), o índice de preço relativo parece ter algum poder de explicação em relação à magnitude do efeito substituição. Somente nos dois últimos anos (2005 e 2006) e em 2001, o viés aumentou ao mesmo tempo em que o índice de preço relativo diminuiu.

O ano em que foi observado o maior viés foi 2002 (0,83 p.p.), justamente quando houve a maior dispersão na variação de preços dos itens. Grande parte do efeito deve-se aos resultados verificados em novembro daquele ano, que foram impulsionados pela forte desvalorização cambial registrada no segundo semestre. Este movimento no câmbio alterou consideravelmente os preços dos combustíveis domésticos (gás de bujão) e de veículos, além dos preços de alimentos, afetando assim os termos de trocas dentro de seus grupos.

O ano de 2004, que registrou o menor índice de preço relativo, foi o único em que se observou uma subestimação da inflação pelo índice utilizado pelo IPCA. A redução de preços dos combustíveis e de alguns produtos alimentícios no primeiro semestre daquele ano foram os fatores determinantes para o viés negativo. Além da pequena margem para substituição que as famílias têm quando os preços relativos não se alteram, os recuos nos valores de alguns bens, pela metodologia de Laspeyres, fazem com que seus pesos diminuam, o que tende a reduzir o impacto da queda desses preços no cálculo da inflação.

Quando se considera o **período que se inicia em janeiro de 1996, o efeito da troca de bens e serviços na inflação** cresce consideravelmente. A inflação medida pelo índice de Tornqvist alcança 112,2%, ao passo que por Laspeyres esta chega a 128,8%. A diferença entre os dois **é de 16,04 p.p., mais de 10% da variação média dos preços**. Este resultado vai ao encontro do que já fora apontado por Braithwait: quanto maior for o tempo entre o período base e o de referência, maior o viés.

O resultado do efeito substituição em proporção da inflação ficou um pouco acima dos resultados de Braithwait, 3,1%, e Aizcorbe e Jackman, 4,1%. As diferenças entre os estudos tornam-se mais acentuadas quando são comparados o viés total e o médio⁴⁰: o efeito substituição total mensurado por Braithwait de 1,5 p.p. é praticamente a metade do efeito para o IPCA, enquanto o viés encontrado por Aizcorbe e Jackman é um pouco acima da metade, 1,8 p.p.. Em relação ao viés médio, o primeiro trabalho estima-o em 0,1 p.p. ao ano e o segundo em 0,2 p.p., contra os 0,31 p.p. deste estudo.

Para tentar entender as diferenças entre os resultados é necessário observar as idiossincrasias dos estudos no que diz respeito ao período, dados utilizados e a metodologia empregada.

Em princípio, pode-se dizer que o nível da inflação observada nos respectivos períodos é consideravelmente diferente: neste estudo, a inflação média mensurada pelo índice de Laspeyres foi de 8,1% ao ano, ao passo que para as informações obtidas por Braithwait foi de 2,6% ao ano. Ou seja, há uma diferença considerável na variação dos níveis de preços.

Considerando que a evolução dos preços relativos⁴¹ possa estar correlacionada com a inflação total (como pode ser visto no gráfico abaixo), é possível supor que a relação de preços tenha se alterado de forma mais acentuada no caso brasileiro. Além do nível de inflação, outro fato que reforça esta afirmação é que o estudo abrange um período marcado por consideráveis oscilações cambiais, como as desvalorizações de janeiro de 1999 e final de 2002.

⁴⁰ Diferença entre as médias anuais da inflação pelo índice de Laspeyres e de Tornqvist.

⁴¹ Como no caso dos preços relativos dos grupos, utilizou-se o seguinte índice: $D_t = \sum_i w_i^{t-1} (r_{it} - L_t)^2$. No entanto, aqui foi considerada a somatória do quadrado da diferença entre os itens de todos os grupos e a inflação mensurada pelo IPCA.

Figura 7. Laspeyres e índice de preço relativo

Fonte: POF 95-96 e IPCA, IBGE. Elaboração Própria.

Outra fonte de divergência diz respeito aos dados utilizados. Os autores dos estudos sobre o CPI americano possuíam microdados anuais, enquanto este foi baseado apenas na POF realizada em 95-96, já que não existe qualquer fonte de dados anuais semelhante que investigue o hábito de consumo das famílias.

Como consequência da divergência da base de dados, as metodologias aplicadas ao CPI não puderam ser repetidas. Enquanto os trabalhos citados estimaram uma nova estrutura de ponderação anual para o consumo familiar (Aizcorbe e Jackman) ou calcularam um índice anual de custo de vida a partir de determinadas funções utilidade (Braithwait), este atualizou a estrutura de ponderação através da previsão de um modelo AIDS baseado nos microdados da POF 95-96.

Em suma, diversos fatores aqui apontados ajudam a entender a magnitude do viés encontrado vis-à-vis os trabalhos anteriores.

Em relação ao trabalho de Carmo (2004), as diferenças entre os resultados são menores. Isso já era esperado, porque foi adotada neste estudo metodologia semelhante para estimar as estruturas de ponderações. Enquanto Carmo utilizou o modelo AIDS para 16 itens de despesas, neste estudo foram realizados dois estágios de estimação, primeiro para os gastos em grupos e depois para os dispêndios em itens. Ademais, a base de dados da POF 95-96 inclui informações de outras capitais, além de São Paulo.

A maior diferença entre os resultados ocorre no viés médio, de quase 0,1 p.p.. O maior viés médio calculado no trabalho de Carmo pode ser explicado pelos diferentes períodos considerados. O intervalo de janeiro de 2000 a setembro de 2003, considerado por ele, apresentou uma dispersão maior nos preços, por isso o efeito anual da substituição foi maior. Quando se considera o período de 2000 a 2003, tanto o viés total quanto o médio ficam praticamente iguais aos encontrados por ele.

VI – Impacto do Viés na Previdência Social

Como já apontado anteriormente, a estimação acurada de um índice de custo de vida teria consideráveis implicações econômicas para o setor público, através das políticas fiscal e monetária. Nesta seção, é estimado um dos possíveis impactos da avaliação imprecisa do custo de vida: o impacto do viés de substituição nos gastos da Previdência Social caso a estimativa da inflação, referência das taxas de reajustes dos benefícios, considerasse o efeito da trocas.

Os reajustes do salário mínimo e dos demais valores de benefícios equivalem à inflação observada mais a taxa de reajuste real:

$$\% \text{ reajuste} = \% \pi + \% \text{ real} \quad (17)$$

em que $\% \pi$ é a taxa de inflação ao consumidor registrada e $\% \text{ real}$ é o reajuste real ou aumento do poder aquisitivo que se pretende dar aos beneficiários. No entanto, os índices de inflação utilizados como referência para os reajustes, como o INPC, que acompanham o valor de uma cesta fixa de bens e serviços, podem ser decompostos entre o verdadeiro custo de vida e os vieses:

$$\% \text{ reajuste} = \% \pi + \% \text{ real} = \% \text{ICV} + \% \text{viés} + \% \text{ real} \quad (18)$$

em que $\% \text{ICV}$ representa a variação do custo de vida e $\% \text{viés}$ equivale ao viés de substituição resultante da utilização de índices de cesta fixa de bens e serviços.

Desse modo, ao retirar dos reajustes o viés de substituição é possível se obter uma estimativa do que seria o benefício pago com uma medida de inflação que considerasse as trocas realizadas pelo consumidor.

VI.1 – Resultados da Previdência Social

Para a estimação do recurso despendido pelo governo em aposentadoria, pensões e demais auxílios, em função dos índices de preços ao consumidor não medirem de forma acurada o custo de vida, foram levantadas as informações sobre os benefícios

emitidos⁴² pelo Ministério da Previdência e Assistência Social (MPAS). Estes números estão presentes na base de dado histórico do Anuário Estatístico da Previdência Social⁴³.

Como pode ser observado na Tabela 10, o número médio mensal de beneficiários aumentou em torno de 4,1% a.a. de 2000 a 2005, passando de 19,3 milhões para 23,5 milhões. Este número inclui todos os benefícios emitidos: (i) os do Regime Geral da Previdência Social (RGPS); e (ii) os assistenciais, que estão sob a responsabilidade do Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome. Os benefícios do RGPS, sob responsabilidade do MPAS, representam, em termos de quantidade, quase 90% do total, a passo que em valor, ultrapassa 93%.

Tabela 10. Benefícios Emitidos, em termos nominais					
	Quantidade Média	Valor Nominal (R\$ mi)	Valor Médio Mensal (R\$)	PIB (R\$ mi)	% PIB
2000	19.227	66.483	288,1	1.179.482	4,4%
2001	19.878	76.730	321,7	1.302.136	5,9%
2002	20.627	88.846	358,9	1.477.822	6,0%
2003	21.445	108.764	422,7	1.699.948	6,4%
2004	22.478	126.742	469,9	1.941.498	6,5%
2005	23.528	142.439	504,5	2.147.944	6,6%
2006*	23.962	71.519	-	2.322.818	-

*Até junho de 2006. Fonte: MPAS e IPEA. Elaboração Própria.

O valor despendido em benefícios ultrapassou R\$ 100 bilhões em 2003. Em 2005, mais de R\$ 140 bilhões foram destinados ao pagamento de beneficiários. A partir de 2002, os gastos com benefícios responderam por mais de 6% do PIB. Vale destacar que não foram incorporados na Tabela 10 os dados do segundo semestre de 2006 já que a inflação e, conseqüentemente, o viés estimado na seção anterior, foi calculada até junho de 2006.

A Tabela 11 apresenta o valor dos benefícios emitidos, deflacionados pelo INPC a preços de dezembro de 2005, e a média mensal do valor do benefício.

⁴² Benefícios emitidos correspondem aos créditos emitidos para pagamento de benefícios, ou seja, são benefícios de prestação continuada que se encontram ativos no cadastro e para os quais são encaminhados créditos junto à rede pagadora de benefícios.

⁴³ <http://creme.dataprev.gov.br/infologo2005/inicio.htm>.

Tabela 11. Benefícios Emitidos a preços de dez/05

	Valor		Média Mensal	
	R\$ mi	%	R\$	%
2000	105.341		456,6	
2001	112.951	7,2%	473,5	3,7%
2002	118.542	4,9%	478,9	1,1%
2003	124.278	4,8%	482,9	0,8%
2004	136.424	9,8%	505,8	4,7%
2005	145.003	6,3%	513,6	1,5%
2006*	70.913	-	-	-

*Até junho de 2006. Fonte: MPAS e IBGE. Elaboração Própria.

O gasto total real passou de R\$ 105 bilhões para R\$ 145 bilhões de 2000 a 2005, um aumento médio de 5,5% a.a.. A elevação dos gastos com aposentadoria, pensões e demais auxílios é resultado tanto do crescimento do número de beneficiários quanto do valor médio mensal, ou seja, dos reajustes do salário mínimo e dos demais valores. De 2000 a 2005, o valor médio mensal aumentou aproximadamente 2% a.a..

VI.2 – Impacto do viés na Previdência Social

O aumento real registrado no benefício médio mensal é, em parte, resultado da superestimação da inflação observada nos últimos anos. Para estimar como seria o fluxo de gastos com aposentadorias e demais auxílios considerando o efeito da troca de produtos nos índices de preços, foi calculada uma **nova série de valor médio mensal, descontado o viés de substituição**. Essa série tem início em abril de 2000, uma vez que foi estimado o índice de Tornqvist de agosto de 1999 a junho de 2006, mês que equivale ao primeiro reajuste do salário mínimo e dos demais valores de benefícios dentro do período analisado.

O valor médio mensal descontado o viés foi alcançado pela multiplicação do valor do período anterior e da taxa de variação mensal, descontada a estimação do viés quando o mês equivale ao de reajuste das aposentadorias:

$$VMnova_{t+i} = VMnova_{t+i-1} * (1 + \% \Delta VM_{t+i} - \theta_{t+i} viés_{acumulado}) \quad (19)$$

em que $VMnova_t$ equivale ao valor médio de março de 2000, $\% \Delta VM_{t+i}$ é a variação do valor médio observado no período $t+i$, θ_{t+i} é igual a 1 quando $t+i$ equivale

a um período de reajuste dos benefícios, caso contrário é igual a zero, e o *viés_{acumulado}* representa a diferença entre os índices de Tornqvist e o de Laspeyres observada entre os períodos de reajuste.

No intervalo em questão, as revisões do salário mínimo e, logo, da maioria dos benefícios, ocorreram em abril ou maio. Nos meses de reajuste, subtraiu-se o percentual do viés estimado entre os períodos de reajuste da taxa de variação do valor médio. Por exemplo, em abril de 2000, o auxílio médio elevou-se em 4,08%. Porém, o viés calculado entre março de 2000 e agosto de 1999, primeiro mês em que se mensurou o efeito da substituição, foi de 0,13 p.p. Assim, a nova série do pagamento mensal médio registrou variação de 3,95%. Da mesma forma, em abril de 2003, o benefício médio cresceu 7,83%. Mas o reajuste adotado para o valor médio foi de 6,66%, porque o efeito substituição na inflação foi de 1,17 p.p. entre março de 2003 e abril de 2002.

Na Tabela 12 estão os valores médios dos benefícios, segundo os dados originais (coluna (A)) do MPS, e os ajustados sem o viés (coluna (B)). A diferença entre os valores aumenta ao longo do tempo, uma vez que foi observada no período a superestimação do custo de vida. A diferença mais acentuada entre os valores ocorre entre 2002 e 2003, porque o reajuste de abril de 2003 considera, em grande parte, a inflação de 2002, quando foi estimado o maior viés de substituição do período (como pôde ser visto na seção anterior).

Tabela 12. Valor Médio dos Benefícios Emitidos, R\$/mês

	Original (A)	Ajustado (B)	Diferença (A-B)
2000	288,1	287,9	0,3
2001	321,7	320,6	1,1
2002	358,9	356,9	2,0
2003	422,7	416,5	6,2
2004	469,9	462,5	7,4
2005	504,5	496,6	7,9

Fonte: MPAS e IBGE. Elaboração Própria.

A diferença de R\$ 7,9 observada em 2005 entre o benefício médio mensal registrado e o corrigido equivale a quase 1,6% do valor observado. Esse resultado parece pequeno, mas quando considerada a quantidade de benefícios, o impacto nos gastos com aposentadorias e auxílios passa a ser substancial. Multiplicando a quantidade de benefícios por essa série calculada de valor médio, pode-se ter uma idéia

de qual seria o gasto com previdência, pensões e demais auxílios, caso o efeito da troca de produtos fosse levado em consideração no cálculo da inflação.

Na Tabela 13 são apresentados o valor dos benefícios emitidos e do que seria despendido caso fosse descontado do reajuste o viés de substituição. Enquanto em 2000 o montante poupado teria sido de apenas R\$ 65 milhões, em 2005 esse valor já ultrapassaria os R\$ 2,2 bilhões. Esse valor tende a se elevar com o passar do tempo, caso continuem sendo observadas superestimações do custo de vida.

De janeiro de 2000 até junho de 2006, se o reajuste dos benefícios levasse em consideração a possibilidade de trocas pelo consumidor em função das mudanças de preços relativos, o governo teria poupado quase R\$ 8 bilhões. Em termos reais, a preços de dezembro de 2005, esse montante equivaleria a R\$ 8,62 bilhões ou, aproximadamente, a 0,4% do PIB daquele ano.

Tabela 13. Valor dos Benefícios Emitidos, R\$ mi			
	Original (A)	Ajustado (B)	Diferença (A-B)
2000	66.483	66.418	65
2001	76.730	76.469	261
2002	88.846	88.349	497
2003	108.764	107.174	1.590
2004	126.742	124.754	1.988
2005	142.439	140.218	2.221
2006*	71.519	70.246	1.273
Total	681.522	673.626	7.896

*Até junho de 2006. Fonte: MPAS e IBGE. Elaboração Própria.

Dois destaques devem ser feitos em relação ao montante total:

- Quanto antes se iniciar o cálculo da série do benefício médio ajustado, maior será a diferença entre os valores.
- A tendência ao longo do tempo é de que o montante que poderia ser poupado cresça ainda mais, uma vez que os índices de inflação com cesta fixa tendem a superestimar as variações do custo de vida.

VII – Considerações Finais

O resultado desse trabalho mostra que o fato do IPCA ser calculado através do índice de Laspeyres elevou a variação média dos preços em torno de 3,3 pontos percentuais entre agosto de 1999 e junho de 2006, o que representa quase 5% da inflação do período.

Assim como no estudo realizado por Braithwait (1980), quanto maior o tempo entre o período base e o de referência, mais acentuado tende a ser o viés. A diferença entre os índices de Tornqvist e o de Laspeyres, iniciados em janeiro de 1996, ultrapassou os 16 p.p., mais de 10% da inflação observada entre janeiro de 1996 e junho de 2006.

Outra constatação na linha do estudo de Braithwait e de Shapiro e Wilcox (1997) foi que quanto maior a dispersão de preços maior tende a ser o efeito substituição. Isso ocorre tanto para o viés total quanto para o viés dentro dos grupos.

As diferenças observadas entre os resultados deste estudo e os citados se deve, em parte, ao nível da inflação registrada. A inflação média mensurada foi superior à dos demais trabalhos. Considerando que a evolução dos preços relativos possa estar correlacionada com a inflação total, é possível supor que a relação de preços tenha se alterado de forma mais acentuada no caso brasileiro, o que explicaria o viés médio superior.

Os resultados alcançados são próximos aos obtidos por Carmo (2004). Embora a base de dados tenha sido diferente, as metodologias para estimar as estruturas de ponderação ao longo do tempo foram semelhantes.

O impacto de não considerar a troca de bens no cálculo da inflação prejudica as contas públicas, quando parte dos gastos está relacionada à variação média dos preços. No caso dos dispêndios do Ministério da Previdência e Assistência Social, se fosse descontado o viés de substituição dos reajustes dos benefícios, poderiam ter sido poupados quase R\$ 8 bilhões de janeiro de 2000 a junho de 2006. Esse número poderia ser ainda maior se fosse retirado dos reajustes o efeito substituição dos índices de preços antes de 2000.

O resultado alcançado mostra que o viés de substituição não é desprezível e seu impacto na previdência é considerável. Vale lembrar que se fosse possível estimar o

efeito da troca de produtos ao nível do subitem, o viés de substituição seria ainda maior, o que afetaria ainda mais o impacto nos resultados da previdência.

É possível concluir que se deve buscar melhorar o cálculo da inflação ao consumidor, na direção de um índice de custo de vida, o que reduziria as distorções provocadas pelos seus vieses.

Bibliografia

ABRAHAM, K.G. *The CPI Commission: Discussion*. The American Economic Review. Vol 87 (2): p. 94-95, May-1997.

ABRAHAM, K.G., GREENLEES, J.S. & MOULTON, B.R. *Working to Improve the Consumer Price Index*. Journal of Economic Perspective. Vol 12 (1): p. 27-36, 1998.

ASANO, S. & FIUSA, S. *Estimation of the Brazilian Consumer Demand System*. Brazilian Review of Economics. Vol (23): p. 255-294, Nov. 2003.

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

BRAITHWAIT, S. D. *The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes*. American Economic Review 70 (1): p. 64-77, Mar. 1980.

BLUNDELL, R. & ROBIN, J.M. *Estimation in Large and Disaggregated Demand System: An Estimator for Conditionally Linear Systems*. Journal of Applied Econometrics. Vol. 14: p. 209-32, Mai-Jun 1999.

BLUNDELL, R. & ANDERSON G. *Consumer Non-Durables in the UK: A Dynamic System*. The Economic Journal. Vol. 94: 35-44, 1984.

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

- CARMO, H.C.E. *Índice de Preços ao Consumidor: Teoria e Análise de Modelos Factíveis Considerando as Bases de Dados Disponíveis*. Tese de Livre Docência Departamento de Economia da FEA-USP. 2004.
- CARPENTIER, A. & GUYOMARD, H. *Unconditional Elasticities in Two-Stage Demand System: An Approximate Solution*. American Journal of Agricultural Economics. Vol. 83: p. 62-79, Fev. 2001.
- DALTON, K.V., GREENLEES, J.S. & Stewart, K.J. *Incorporating a Geometric Mean Formula into the CPI*. Monthly Labor Review: p. 3-7, Out. 1998.
- DEATON, A. & MUELLBAUER, J. *Almost Ideal Demand System*. American Economic Review. Vol. 70 (33): p. 312-326, Jun. 1980.
- DEATON, A. *Getting Prices Right: What Should be Done?*. The Journal of Economic Perspectives. Vol. 12 (1): p. 37-46, 1998.
- DIEWERT, W.E. *Exact and Superlative Index Numbers*. Journal of Econometrics. Vol. 4: p. 115-45, 1976.
- DIEWERT, W.E. *Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation*. Econometrica. Vol. 46 (4): p. 883-900, 1978.
- DIEWERT, W.E. & Balk, M.B. *A Characterization of Tornqvist Price Index*. Economic Letters. Vol. 72: p. 279-281, 2001.
- DIEWERT, W.E. *Index Number Issues in the Consumer Prices Index*. Journal of Economics Perspectives. Vol. 12 (1): p. 47-58, Winter 1998.
- EDGERTON, D. L. (1997) *Weak Separability and Estimation of Elasticities in Multistage Demand System*. American Journal of Agricultural Economics. Vol. 79: p. 62-79, Fev. 1997.

- GREENE, W. H. *Econometric Analysis*. Prentice Hall International Editions, 5a. Ed., 2003.
- GREENLEES, J.S. *A Bureau of Labor Statistics Perspective on Bias in the Consumer Price Index*. Review Federal Reserve Bank of St. Louis: p. 175-178, Maio 1997
- GREENLEES, J.S. *Expenditure Weight Updates and Measured Inflation*, unplubished. Ottawa Group International Conference on Price Indices. 1997.
- GORDON, R.J. *The Boskin Commission Report and its Aftermath*. NBER Working Paper. W7759. Junho 2000.
- HANOUSEK, J. & FILER, R.K. *Substitutuion Biases in Price Indexes during Transition*". Maio 2003.
- KOKOSKY M. *Alternative CPI Aggregations: Two Approaches*. Monthly Labor Review: p. 31-39, Nov. 2000.
- LEBOW, D. E. & RUDD, J. B. *Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand?*. Board of Governors of the Federal System. Dez. 2001.
- LLOYD, P.J. *Substitution Effect and Biases in Nontrue Price Indices*. The American Economic Review. Vol 65: p. 301-313,1975..
- MANSER, M. E. & McDONALD, R. J. *An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflationm 1959-1985*. Econometrica. Vol. 56 (4): p. 909-930, Jul. 1988.
- MOSCHINI, G. *A Flexible Multisatege Demand System Based on Idirect Separability*. Center for Agricultural and Rural Development, Working Paper 265.

- MENEZES, T. A., AZZONI, C. R. & SILVEIRA, F. G. *Estimating a two-stage demand system for staple food baskets in Brazil using pseudo data*. Programa de Seminários Acadêmicos da FEA-USP, Ago. 2005.
- MOULTON, B. R. *Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence?*. The Journal of Economic Perspectives. Vol. 10 (4): p. 159-177, 1996.
- SAMUELSON, P. A.; SWAMY, S. *Invariant Economic Index and Canonical Duality: Survey and Synthesis*. The American Economic Review. Vol. 64: p. 566-593, 1974.
- SHAPIRO, M.D., & WILCOX, D.W. *Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation*. NBER Macroeconomics Annual. Vol. 11: p. 93-142, 1996.
- SHAPIRO, M.D., & WILCOX, D.W. *Alternatives Strategies for Aggregating Prices in the CPI*. NBER Federal Reserve Bank of St Louis Review. May/June, 1997.
- U.S. BUREAU OF LABOR STATISTICS *Measurement Issues in the Consumer Price Index*. Paper prepared in response to a letter from Rep. Jim Saxton, Chairman of the Joint Economic Committee. Jun. 1997.

Anexo I – SUR

A técnica de estimação por regressão aparentemente não-relacionada, SUR⁴⁴ (*Seemingly Unrelated Regression*), pode ser derivada a partir de um sistema de G equações lineares⁴⁵:

$$\begin{cases} y_1 = \mathbf{x}_1\boldsymbol{\beta}_1 + u_1 \\ y_2 = \mathbf{x}_2\boldsymbol{\beta}_2 + u_2 \\ \vdots \\ y_G = \mathbf{x}_G\boldsymbol{\beta}_G + u_G \end{cases} \quad (20)$$

Onde $\mathbf{x}_g$ é um vetor $1 \times K_g$ e $\boldsymbol{\beta}_g$ é $K_g \times 1$, $g = 1, 2, \dots, G$. Ressalta-se apenas que os elementos de $\mathbf{x}_g$ podem variar de equação para equação. Em linhas gerais, pode-se assumir que cada equação representa a demanda por cada um dos G produtos analisados.

O ponto fundamental a ser destacado neste sistema remete à estrutura dos componentes de erro presentes em cada uma das equações. Na realidade, ainda que cada equação possua um conjunto diferente de parâmetros a serem estimados, assume-se⁴⁶ que estas se encontram relacionadas através da existência de correlação entre seus resíduos. Intuitivamente, pode-se dizer que os choques sofridos pelo mercado 1 (demanda pelo produto 1) estão correlacionados com os sofridos pelo mercado 2, etc⁴⁷. Este procedimento pode ser racionalizado de uma maneira mais realista caso se assuma, por exemplo, que certos tipos de choques macroeconômicos⁴⁸ tendem a gerar impactos (imprevisíveis) sobre os diversos mercados – e, neste caso, a demanda pelo produto A encontra-se relacionada à demanda pelo produto B, etc.

De forma genérica, o sistema (1) pode ser reescrito da seguinte forma:

$$y_i = \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + u_i. \quad (21)$$

Para que esta equação, entretanto, represente adequadamente o sistema expresso em (1), deve-se assumir que:

⁴⁴ Zellner (1962).

⁴⁵ Modelo populacional.

⁴⁶ Na realidade, esta hipótese pode ser testada via um teste de Breusch-Pagan (1980).

⁴⁷ Este tipo de estrutura pode ser bastante comum quando estudamos a demanda por produtos parecidos.

⁴⁸ Ou qualquer outro tipo de choque inesperado que afete a economia como um todo.

$$\mathbf{y}_i = \begin{pmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iG} \end{pmatrix}, \mathbf{X}_i = \begin{pmatrix} \mathbf{x}_{i1} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{x}_{i2} & & & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & & \mathbf{x}_{i3} & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \cdots & \mathbf{x}_{iG} \end{pmatrix}, \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\beta}_1 \\ \boldsymbol{\beta}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\beta}_3 \end{pmatrix} \text{ e } \mathbf{u}_i = \begin{pmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{in} \end{pmatrix}. \quad (22)$$

Anexo II – Resultados Econométricos

Tabela 14. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Alimentos – parte I

Variável Dependente: Participação do item no gasto do grupo								
Itens	1101	1102	1103	1104	1105	1106	1107	1108
Preços								
1101.Cereais	-0,045***	0,014***	-0,023***	-0,019***	0,005**	0,003	0,034***	-0,003
1102.Farinhas	0,014***	-0,001	-0,012***	0,000	0,000	0,003	-0,019***	0,000
1103.Tubérculos	-0,023***	-0,012***	-0,004	-0,001	-0,004**	0,008**	0,011	0,001
1104.Açúcares	-0,019***	0,000	-0,001	-0,001	0,000	-0,001	0,003	0,000
1105.Hortaliças e verduras	0,005**	0,000	-0,004**	0,000	0,002***	0,002**	0,002	0,001**
1106.Frutas	0,003	0,003	0,008**	-0,001	0,002**	0,019***	-0,019***	0,001
1107.Carnes	0,034***	-0,019***	0,011	0,003	0,002	-0,019***	0,052***	0,002
1108.Pescado	-0,003	0,000	0,001	0,000	0,001**	0,001	0,002	0,005***
1109.Carnes, peixes ind.	-0,007	-0,002	-0,008**	0,004***	-0,002*	0,006**	0,008	0,001
1110.Aves, ovos	0,014*	0,019***	0,024***	0,004*	0,000	-0,020***	-0,068***	-0,004**
1111.Leite	0,003	0,008***	0,003	0,004***	-0,001*	0,003	-0,015***	0,001
1112.Panificados	0,008	-0,033***	0,024**	0,002	0,002	-0,001	0,019	0,002
1113.Óleos	-0,004	0,002	-0,014***	-0,004***	-0,001	0,000	0,004	-0,001
1114.Bebidas	0,012	0,019***	-0,006	0,009***	-0,005***	-0,005	-0,009	-0,001
1115.Enlatados	-0,002	-0,001	0,001	0,000	0,000	-0,001	0,003	-0,001***
1116.Sal	0,000	0,000	-0,003*	-0,002**	0,000	0,003**	0,001	0,000
1201.Alimentação fora do domicílio	0,008	0,002	0,003	0,003	-0,001	-0,003	-0,011	-0,004
log da renda	0,028***	0,015***	0,009**	0,008***	0,002**	0,023***	0,008	-0,002
média de sexo	-0,030	0,002	0,000	0,002	0,003	-0,002	0,029	0,001
média da idade	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,001*	0,000
núm. de moradores	0,004	0,002	-0,001	0,002	0,000	-0,005*	0,010*	0,001
Escolaridade	-0,008***	-0,002***	-0,002***	-0,002***	0,000	0,001	0,000	0,000
Constante	-0,048	0,004	-0,011	-0,024*	0,001	-0,011	-0,049	0,004

Neste modelo, a equação excluída foi a do item 1201.Alimentação fora do domicílio. Entre parênteses, o erro-padrão dos coeficientes. Não foram obtidos preços do item 1117.Alimentos Prontos, logo, não foi incluído no modelo. * Significante a 10%. ** Significante a 5%. *** Significante a 1%.

Tabela 15. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Alimentos – parte II

Variável Dependente: Participação do item no gasto do grupo								
Itens	1109	1110	1111	1112	1113	1114	1115	1116
Preços								
1101.Cereais	-0,007	0,014*	0,003	0,008	-0,004	0,012	-0,002	0,000
1102.Farinhas	-0,002	0,019***	0,008***	-0,033***	0,002	0,019***	-0,001	0,000
1103.Tubérculos	-0,008**	0,024***	0,003	0,024**	-0,014***	-0,006	0,001	-0,003*
1104.Açúcares	0,004***	0,004*	0,004***	0,002	-0,004***	0,009***	0,000	-0,002**
1105.Hortalças e verduras	-0,002*	0,000	-0,001*	0,002	-0,001	-0,005***	0,000	0,000
1106.Frutas	0,006**	-0,020***	0,003	-0,001	0,000	-0,005	-0,001	0,003**
1107.Carnes	0,008	-0,068***	-0,015***	0,019	0,004	-0,009	0,003	0,001
1108.Pescado	0,001	0,002	0,001	0,002	-0,001	-0,001	-0,001***	0,000
1109.Carnes, peixes ind.	0,003	-0,013***	0,010***	-0,006	-0,001	0,005	0,000	0,001
1110.Aves, ovos	-0,013***	0,017**	0,013***	-0,003	0,003	0,007	-0,001	0,002
1111.Leite	0,010***	0,013***	-0,007	0,001	-0,001	-0,002	-0,001	-0,001
1112.Panificados	-0,006	-0,003	0,001	-0,017	0,015***	-0,007	0,000	-0,005*
1113.Óleos	-0,001	0,003	-0,001	0,015***	-0,005	0,004*	0,001	-0,002**
1114.Bebidas	0,005	0,007	-0,002	-0,007	0,004*	-0,022**	-0,001	0,001
1115.Enlatados	0,000	-0,001	-0,001	0,000	0,001	-0,001	0,004***	0,000
1116.Sal	0,001	0,002	-0,001	-0,005*	-0,002**	0,001	0,000	0,006***
1201.Alimentação fora do domicílio	0,001	0,001	-0,018	-0,001	0,002	0,002	-0,001	0,001
log da renda	0,002	0,021***	-0,002	-0,047***	0,009***	0,036***	0,001	0,008***
média de sexo	0,023**	-0,011	0,003	-0,010	-0,003	0,009	-0,001	-0,003
média da idade	0,000	0,000	0,000	0,001*	0,000	0,000	0,000	0,000
núm. de moradores	-0,003	0,007**	-0,003	0,018***	0,000	-0,007*	-0,001	-0,001
Escolaridade	-0,002**	-0,003***	-0,005***	-0,008***	-0,002***	-0,002	0,000	-0,001***
Constante	0,015	0,114***	0,229***	0,310***	-0,030**	0,025	-0,001	-0,004

Neste modelo, a equação excluída foi a do item 1201.Alimentação fora do domicílio. Entre parênteses, o erro-padrão dos coeficientes. Não foram obtidos preços do item 1117.Alimentos Prontos, logo, não foi incluído no modelo. * Significante a 10%. ** Significante a 5%. *** Significante a 1%.

Tabela 16. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Habitação
Variável Dependente: Participação do item no gasto do grupo

Itens	2103	2104	2201	2202
Preços				
2101.Aluguel e taxas	-0,003	-0,022	-0,063	-0,027
2103.Reparos	0,005***	0,002	0,000	-0,004
2104.Artigos de limpeza	0,002	0,017***	0,006***	-0,004
2201.Combustíveis (domésticos)	0,000	0,006***	0,051***	0,005
2202.Energia elétrica residencial	-0,004	-0,004	0,005	0,030***
log da renda	0,012***	-0,001	-0,032***	0,145***
média do sexo	0,011	-0,002	-0,014	-0,020
média da idade	-0,001**	0,000	0,001***	0,000
núm. de moradores	0,000	0,008***	0,011***	0,008
Escolaridade	-0,001	0,000	-0,004***	-0,021***
Constante	0,050*	0,093***	0,255***	0,260***

Neste modelo, a equação excluída foi a do item 2101.Aluguel e Taxas. Entre parênteses, o erro-padrão dos coeficientes. * Significante a 10%. ** Significante a 5%.

* Significante a 1%.

Tabela 17. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Artigos de Residência
Variável Dependente: Participação do item no gasto do grupo

Itens	3101	3102	3103	3201
Preços				
3101.Mobiliário	0,043***	-0,005**	-0,005**	-0,018***
3102.Utensílios e enfeites	-0,005**	0,035***	-0,002	-0,015***
3103.Cama, mesa e banho	-0,005**	-0,002	0,029***	-0,005**
3201.Eletrrodomésticos e equipamentos	-0,018***	-0,015***	-0,005**	0,062***
3202.TV, som e informática	-0,0154	-0,0126	-0,0166	-0,0241
log da renda	0,050***	0,021***	0,016***	-0,005
média de sexo	-0,028	-0,009	-0,045	0,043
média da idade	0,003*	0,000	0,000	-0,001
núm. de moradores	-0,014	0,005	0,000	0,012
Escolaridade	-0,007	-0,003	-0,001	-0,004
Constante	0,332**	0,243***	0,223***	0,186

Neste modelo, a equação excluída foi a do item 3202.TV, som e informática. Entre parênteses, o erro-padrão dos coeficientes. Não foram obtidos preços do item 3301.Consertos e manutenção, logo, não foram incluídos no modelo. * Significante a 10%.

** Significante a 5%. *** Significante a 1%.

Tabela 18. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Vestuário

Variável Dependente: Participação do item no gasto do grupo

Itens	4102	4103	4201	4301	4401
Preços					
4101.Roupa masculina	-0,027	-0,011	-0,023	-0,002	-0,002
4102.Roupa feminina	0,075***	0,002	-0,050***	-0,005*	0,004
4103.Roupa infantil	0,002	0,016*	-0,008	-0,007***	0,008*
4201.Calçados e acessórios	-0,050***	-0,008	0,113***	0,002	-0,033**
4301.Jóias e bijuterias	-0,005*	-0,007***	0,002	0,008***	0,004***
4401.Tecidos e armarinho	0,004	0,008*	-0,033**	0,004***	0,019
log da renda	0,008	0,010	-0,027**	-0,009**	0,011***
Média do sexo	-0,139***	0,111***	0,072	-0,032*	-0,032*
Média da idade	0,002	-0,001	0,000	-0,001	0,001
núm. de moradores	-0,002	0,019***	-0,018*	0,002	0,014***
Escolaridade	0,001	-0,001	-0,006	0,007***	0,002
Constante	0,335***	0,041	0,316***	0,014	0,008

Neste modelo, a equação excluída foi a do item 4101.Roupa Masculina. Entre parênteses, o erro-padrão dos coeficientes. * Significante a 10%. ** Significante a 5%. *** Significante a 1%.

Tabela 19. Coeficientes das Regressões dos itens do Grupo Transportes

Variável Dependente: Participação do item no gasto do grupo

Itens	5102	5104
Preços		
5101.Transportes público	-0,014	0,009
5102.Veículo próprio	0,006**	0,008*
5104.Combustíveis(veículos)	0,008*	-0,018**
log da renda	-0,121*	0,035*
média de sexo	0,094***	0,122**
média da idade	0,000	-0,001
núm. de moradores	-0,035*	-0,038*
escolaridade	0,020*	0,008**
Constante	0,466*	0,050

Neste modelo, a equação excluída foi a do item 5101.Transportes Público. Entre parênteses, o erro-padrão dos coeficientes. * Significante a 1%. ** Significante a 5%. *** Significante a 10%.

Tabela 20. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Saúde

Variável Dependente: Participação do item no gasto do grupo					
Itens	6102	6201	6202	6203	6301
Preços					
6101.Produtos farmacêuticos	-0,004	-0,025	-0,008	-0,027	0,005
6102.Óculos e lentes	-0,004	0,001	0,002*	0,004	0,001
6201.Serviços médicos e dentários	0,001	0,031*	-0,002	-0,019**	0,014**
6202.Serviços laboratoriais e hospitalares	0,002*	-0,002	0,020*	-0,011*	0,000
6203.Plano de saúde	0,004	-0,019**	-0,011*	0,050*	0,004
6301.Higiene pessoal	0,001	0,014**	0,000	0,004	-0,023***
log da renda	0,004	-0,036**	-0,027*	-0,135*	0,093*
média de sexo	0,010	-0,038	0,009	0,188**	-0,082
média da idade	0,000	-0,001	-0,001	0,004**	-0,003**
núm. de moradores	0,002	-0,019	-0,009	-0,015	0,011
escolaridade	0,000	0,013**	-0,001	0,049*	-0,024*
Constante	-0,009	0,267***	0,154*	-0,342**	0,376*

Neste modelo, a equação excluída foi a do item 6101.Produtos Farmacêuticos. Entre parênteses, o erro-padrão dos coeficientes. * Significante a 1%. ** Significante a 5%. *** Significante a 10%.

Tabela 21. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Despesas Pessoais

Variável Dependente: Participação do item no gasto do grupo		
Itens	7201	7202
Preços		
7101.Serviços pessoais	-0,019	-0,080
7201.Recreação	0,005	0,014
7202.Fumo	0,014	0,066***
log da renda	-0,021***	0,135*
média de sexo	-0,071	-0,027
média da idade	0,000	-0,002
núm. de moradores	-0,002	0,018***
escolaridade	0,026*	-0,043*
Constante	0,158	0,754*

Neste modelo, a equação excluída foi a do item 7101.Serviço Pessoais. Entre parênteses, o erro-padrão dos coeficientes. Não foram obtidos preços do item 7203.Fotografia e filmagem, logo, não foi incluído no modelo. * Significante a 1%. ** Significante a 5%. *** Significante a 10%.

Tabela 22. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Educação
Variável Dependente: Participação do item no gasto do grupo

Itens	8102	8103
Preços		
8101.Cursos	-0,007	-0,071
8102.Leitura	0,020**	-0,012*
8103.Papelaria	-0,012*	0,083***
log da renda	0,112***	0,053***
média de sexo	0,211**	-0,200***
média da idade	0,002	-0,005***
núm. de moradores	-0,061***	0,031**
escolaridade	-0,040***	-0,021***
Constante	0,555***	0,928***

Neste modelo, a equação excluída foi a do item 8101.Cursos. Entre parênteses, o erro-padrão dos coeficientes. * Significante a 1%. ** Significante a 5%. *** Significante a 10%.