

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

Andres Rojas

Universidade de São Paulo e Tendências Consultoria Integrada

Vera Lucia Fava

Universidade de São Paulo

Resumo

Neste artigo estimamos o viés de substituição de produtos no cálculo da inflação ao consumidor, ou seja, a inflação levando em conta a possibilidade da troca de bens dentro de uma cesta de produtos em resposta à mudança de preços relativos. Seguindo trabalhos anteriores, a estimação do viés se deu comparando um índice de Laspeyres para um subconjunto do IPCA com a inflação mensurada pelo índice de Theil-Tornqvist. Como este índice necessita de atualizações freqüentes das estruturas de ponderação e 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 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.

Palavras chave: índices de preço, viés de substituição.

Abstract

The aim of this paper 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. Following previous works, the estimation of the bias was made comparing a Laspeyres index for a subgroups of IPCA with the inflation measure by the Theil-Tornqvist index. However, it needs frequent updates of the weighted structures and 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 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.

Key words: price indexes, substitution bias.

ÁREA 7 – Microeconomia, Métodos Quantitativos e Finanças

Classificação JEL: C43, D12

1. INTRODUÇÃO

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)². No entanto, existe uma considerável dificuldade em se estimar a inflação considerando o conceito de nível de utilidade. Por isso, um dos métodos mais utilizados para medir a inflação ao consumidor é o de Laspeyres Modificado (LM). 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 Preços ao Consumidor Amplo (IPCA³), considerado neste estudo, utiliza essa metodologia. A premissa intrínseca ao LM é que a demanda do bem ou serviço é perfeitamente inelástica a preços, ou seja, as quantidades de cada item não se alteram mediante a variação de preços. No entanto, a ponderação mensal altera-se 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 dos preços [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, acompanhar 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 norte-americano (Consumer Price Index) 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)]. Como já apontado por diversos autores, correções de vieses⁴ têm consideráveis implicações econômicas, tanto para o setor público, através das políticas fiscal e monetária, quanto para o setor privado, via indexações contratuais.

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)].

Considerando o exposto acima, nesse estudo estimamos o viés de substituição de produtos e serviços no IPCA, o viés que surge pelo índice LM ao não considerar as trocas de produtos. Na segunda seção fazemos uma revisão da bibliografia sobre viés de substituição, onde é possível observar que a estimação da distorção pode ser realizada pela comparação entre o índice de Theil-Tornqvist e o índice de Laspeyres. Na seção seguinte apresentamos o tratamento utilizado na base de dados. A quarta seção

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

² 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:

$$ICV_{t,b} = \frac{e(p_t, u_b)}{e(p_b, u_b)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_t^i q_t^i(p_t, u_b)}{\sum_{i=1}^n p_b^i q_b^i(p_b, u_b)}, \text{ em que } u_b \text{ é o nível de utilidade do período base, } p_t \text{ representa os preços}$$

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.

³ 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.

⁴ Diversos outros problemas são observados na mensuração da inflação, quando comparada a um índice de custo de vida ideal.

destaca a metodologia econométrica aplicada para estimação das estruturas de ponderação. Na seção cinco apresentamos os resultados do efeito da possibilidade de troca entre os produtos no cálculo do índice ao consumidor e na seção seguinte apresentamos os impactos estimados na Previdência Social resultantes da superestimação do custo de vida. Por fim, na última seção expomos nossas conclusões.

2. REVISÃO BIBLIOGRAFICA

Nos Estados Unidos, há uma extensa discussão sobre as falhas encontradas no cálculo da inflação pelo CPI, que tem metodologia semelhante a do IPCA. O Boskin Report (1996)⁵ 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. Dessa superestimação, 0,15 p.p. seria resultado do viés de substituição de nível superior⁶ que 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 LM.

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) que parte de três funções de utilidade específicas para definir seus respectivos índices de custo de vida⁷ e compará-los com o de Laspeyres. O viés de substituição estimado⁸ 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 foi de 2,62% ao ano.

Ao analisar os resultados segundo grupos de produtos, observou que o tamanho do viés depende da extensão da variação dos preços relativos e da elasticidade substituição, ou seja, da substituíbilidade entre bens. O autor destacou ainda que o tamanho do viés aumenta à medida que se distancia o período base do de referência. Isto pode ser visto quando, para o mesmo intervalo (1958 a 1973), compara-se o viés de 1,5 p.p. obtido considerando o ano base 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 superlativos⁹. Diewert mostrou que estes, como os de Theil-Tornqvist¹⁰ e de Fisher¹¹, aproximam-se de

⁵ Considerado por Diewert (1998) provavelmente o mais importante artigo de mensuração de inflação do século XX em termos de impacto. 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.

⁶ 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 deste viés no CPI americano, assim como no IPCA, foi a utilização do índice de média geométrica para alguns subitens. O índice de média geométrica considera que a participação no gasto ao longo do tempo com cada bem não se altera, o que equivale a dizer que a elasticidade substituição é unitária.

⁷ Para tanto, utilizou dados anuais dos dispêndios de consumo pessoal (*Personal Consumption Expenditure*) de 1948 a 1973, do Departamento de Comércio Americano. Estes referem-se a gastos com cinquenta e três bens divididos em seis grupos.

⁸ Resultado obtido ao comparar o índice de custo de vida gerado pela função utilidade *Linear Expenditure System* (LES) e o de Laspeyres. Os resultados dos índices de custo de vida são robustos com respeito aos modelos de demanda alternativos.

⁹ Índices exatos (consistentes) para uma forma funcional flexível, ou seja, é um índice consistente com a maximização de uma função utilidade flexível sujeita a restrição orçamentária. O índice de Tornqvist é exato para qualquer forma funcional (não-homotética) para a função custo. É exato para mais que uma forma funcional do custo de vida (Diewert (1976) p. 122-3).

¹⁰ 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.

¹¹ 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 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, do final (t).

um índice de custo de vida. Portanto, estes 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)].

Mas, ao contrário do índice de Laspeyres, que necessita de informação dos dispêndios de apenas um período e variações de preços para os intervalos subseqüentes, 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 é o de Aizcorbe e Jackman (1993). Os autores calcularam o viés¹² no CPI norte-americano entre 1982 e 1991. Utilizando as variações anuais dos preços dos itens, calcularam a inflação pelo índice de Tornqvist e a compararam com a de Laspeyres base fixa em 1982. 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 substituição¹³ comparando o índice superlativo de Theil-Tornqvist e o de Laspeyres no período de 1959 a 1985. O viés de substituição médio seria 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 viés¹⁴ acumulado é consideravelmente menor quanto mais curto for o período analisado, ou seja, quanto mais atualizada for a 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 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. Compararam a inflação medida pelo CPI (3,73% a.a.) com a variação de Theil-Tornqvist (3,43% a.a.). O efeito de substituição médio foi de 0,3 p.p.. Uma observação feita pelos autores é que o viés não exibiu tendência crescente conforme a cesta se tornava desatualizada. Uma explicação para isto é que o nível de inflação teria recuado e, se isto fosse associado à redução da variabilidade dos preços, haveria menos espaço para trocas. Para provar tal hipótese, relacionaram o viés anual a um índice de variação dos preços relativos e constataram que a variabilidade dos preços parece ter algum poder sobre o viés¹⁵.

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 periódicas. Para encontrar as ponderações mensais, utilizou as previsões de um modelo AIDS com base nos microdados da POF-SP 98/99¹⁶. Para o período de janeiro de 2000 a setembro de 2003, encontrou que a inflação pelo

¹² Para tanto, utilizaram os dados desagregados de gastos anuais da *Consumer Expenditure Survey* (CES), realizada pelo BLS. Estes dados permitiram o cálculo das ponderações médias entre o período base e o de referência para o índice de Tornqvist.

¹³ 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 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.).

¹⁴ 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.

¹⁵ Apenas para os três primeiros anos da série a medida da evolução do preço estava declinando enquanto o viés aumentava.

¹⁶ Utilizou as previsões para 16 itens de despesa da POF, realizada pela FIPE, para o município de São Paulo.

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.

3. 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.

3.1 POF, famílias e itens de despesas

A POF foi realizada em mais de 16.000 domicílios em capitais e regiões metropolitanas (RM) de 10 estados¹⁷ e do Distrito Federal, entre outubro de 1995 e setembro de 1996. 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 (unidade de consumo)¹⁸ com uma grande diversidade de itens de despesas. Entre os itens de despesa, fontes de rendimentos e aquisições de ativos, a POF 95-96 levantou informações de valores despendidos¹⁹ ou recebidos para 3.300 rubricas.

Nem todas as informações presentes na POF foram utilizadas. Primeiro, por não serem relevantes no cálculo da inflação foram descartadas: (i) a aquisição de ativos (como residência); (ii) e as informações referentes ao inventário das unidades de consumo. As informações de rendimentos foram utilizadas para selecionar as unidades que tinham renda total inferior ou igual a 40 salários mínimos (SM) por mês²⁰. Desconsiderando os bens excluídos e os referentes à remuneração, sobraram mais de 3.100 itens.

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 inflação²¹.

Tabela 1. Famílias e número de produtos por amostra

Amostras	POF	Selecionada*
Famílias	16.054	15.134
Códigos de Produtos	3.300	763

* Amostra com os itens de despesas relacionados aos subitens presentes no IPCA e com as famílias com mais de 40 salários mínimos que declararam gastos. Fonte: Microdados da POF 95-96. Elaboração Própria.

O número de produtos que permaneceu no banco de dados ainda superava o de subitens do IPCA. Para alguns subitens havia mais de uma rubrica de despesa, ou seja, mais de uma entrada de valor por família. 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.

¹⁷ 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.

¹⁸ 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.

¹⁹ Todos os valores no banco de dados foram deflacionados para a data de referência das informações da pesquisa, 15 de setembro de 1996.

²⁰ Isso porque o IPCA mede a inflação para as famílias que recebem até 40 salários mínimos.

²¹ Foram consideradas no estudo somente famílias que declararam gastos em algum subitem.

3.2 Criação das famílias representativas

Selecionadas as famílias a serem utilizadas 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 destas foi motivada pelo próprio modo como a POF computa e acompanha os gastos 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 algumas despesas, o pesquisador questiona sobre a compra de um bem em uma semana ou em um determinado espaço de tempo. A partir daí, os gastos são expandidos desse "período representativo" para o gasto anual. Esse procedimento acaba gerando uma série de missings²², 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 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. Ao adotar o mesmo número de unidades de consumo para cada região, o fator de expansão geográfico ou o peso²³ de cada família representativa varia de forma 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 são diferentes. 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.

Neste estudo, foi adotado outro procedimento na 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 famílias²⁴ (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:

$$n^{\circ}UCR_{RM} = \frac{universo_{RM}}{peso\ médio_{Belém}} \quad (1).$$

Deste modo, o número de UCRs entre as áreas é diferente, pois depende do tamanho do universo, assim como o número de famílias pesquisadas que constituem uma UCR entre as cidades:

$$n^{\circ}\text{ famílias por UCR}_{RM} = \frac{n^{\circ}\text{ famílias pesquisadas}_{RM}}{n^{\circ}UCR_{RM}} \quad (2).$$

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.

²² Observações sem valor.

²³ 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.

²⁴ 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.

Tabela 2. Famílias* representativas – UCR

RM-Cidade	10 UCR por área		Peso das 5 UCR de Belém como referência			
	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	-

*Somente as famílias que declararam gastos em algum subitem. Fonte: Microdados da POF 95-96. Elaboração Própria.

Como pode ser visto na Tabela 2, 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 distintos. Além disso, com a agregação ocorre a redução (ou quase extinção) de *missings* para as variáveis de gastos²⁵.

3.3 Incorporação dos preços no banco de dados

Para cada item de despesa, a pesquisa nem sempre coleta o volume adquirido, o que impossibilita a construção da variável preço para os produtos. 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 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 encontradas informações para um pouco mais de 80 subitens, em média, por cidade. Embora este grupo seja composto por mais de 200, a participação dos subitens para os quais há preços supera 75% do peso do grupo em agosto de 1999.

Para os mais de 250 bens e serviços restantes que constam no IPCA, o site disponibiliza os preços vigentes em setembro de 1999²⁶ para, aproximadamente, 130 desses. Embora a quantidade de produtos para os quais se obtém preço seja pequena em relação ao que consta no índice, eles representam grande parte da estrutura de ponderação, 86,5% da ponderação do índice sem os subitens de alimentos e bebidas.

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:

$$\ln P_{jk} = \sum_i w_{ji(k)} \ln p_{ji} \quad (3),$$

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 sua participação no gasto

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

²⁶ 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 IPCA de cada cidade.

despendido naquele item. O mesmo procedimento é adotado para os grupos. Assim, foram obtidos os preços médios de cada grupo de produto para cada família representativa.

Não foram encontrados preços de nenhum subitem para três itens distintos, são eles: 1117.Alimentos prontos, 3301.Consertos e manutenção e 7203.Fotografia e filmagem. Sem as informações de preços não é possível calcular o preço médio destes itens, o que, conseqüentemente, impossibilita a utilização dos gastos destes 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. Por isso, decidiu-se trabalhar apenas com os gastos de subitens para os quais se observa o preço²⁸.

4. Metodologia aplicada para estimação das ponderações²⁹

Para superar a falta de estruturas de ponderações periódicas necessárias para o cálculo do índice de Theil-Tornqvist 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. 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. Com os coeficientes estimados e a evolução dos preços dos mesmos, foi obtida a evolução das ponderações de gastos tanto dos grupos como dos itens, durante o período.

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

4.1 Descrição do modelo AIDS

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

$$\ln c(u, p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j + u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (4)$$

onde p é o vetor de preços, p_k é o preço do k-ésimo bem, u utilidade³⁰ e α_k , β_k e γ_{kj}^* parâmetros.

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

$$\sum_i \alpha_i = 1, \sum_i \beta_i = 0, \sum_i \gamma_{ij}^* = \sum_j \gamma_{ji}^* = 0 \quad (5).$$

Da equação (4) 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:

$$\frac{\partial \ln c(u, p)}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i q_i}{c(u, p)} = w_i \quad (6)$$

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.

²⁹ O programa econométrico *Stata* foi usado para rodar todas as regressões descritas neste artigo.

³⁰ 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.

onde w_i é a participação do bem i no orçamento total. Sendo assim, tem-se:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i u \beta_0 \prod p_k^{\beta_k} \quad (7)$$

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 (4) e substituindo em (7), tem-se as participações orçamentárias como função de p e Y :

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(Y/P) \quad (8)$$

em que P é o índice de preço médio, $\ln P = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln p_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln p_i \ln p_j$.

A equação (8) é a representação da demanda do modelo AIDS. Por P não ser uma função linear dos preços, os autores sugerem a utilização do índice de preços de Stone, $\ln P^* = \sum_i w_i \ln p_i$. Assim:

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln(Y/P^*) \quad (9)$$

A equação (9) representa o LAIDS (Linear Almost Ideal Demand System), as regressões econométricas para os dados de grupos e itens foram aplicadas sob ela³¹. Ao modelo foram incorporadas variáveis que consideram as características das famílias nas decisões orçamentárias.

Para a estimação do modelo para os itens que compõem os grupos, são considerados os resultados de Edgerton (1997), pelo qual a alocação dos recursos ocorre em dois estágios independentes. No primeiro, o gasto total é alocado entre grupos amplos. No segundo, o gasto por grupo é alocado entre os bens dentro de cada grupo. Para tanto, a condição necessária é a validade do teorema da separabilidade fraca³². Tanto o sistema de equações de primeiro estágio quanto o de segundo são baseados na equação (9) e estão sujeitos às restrições das propriedades de homogeneidade e simetria da equação (5).

4.2 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 (Z) que são consideradas relevantes na definição dos gastos familiares:

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

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*). Quando este 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. Para manter a propriedade de homogeneidade³³ todos os

³¹ 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). O mesmo procedimento pode ser adotado para o cálculo das elasticidades dos itens condicionadas aos grupos.

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

³³ A propriedade de simetria é imposta através de restrições no processo de estimação.

preços foram normalizados em relação ao preço da equação excluída³⁴. Na regressão dos gastos dos grupos de produtos foi excluída a equação do último grupo (comunicações).

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 família³⁵, além do número de moradores da família representativa. Embora os resultados em relação à significância destas não sejam bons, elas não foram excluídas, por se acreditar que elas determinam a distribuição dos gastos.

A Tabela 3 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.

Tabela 3. 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 estimadas. 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.

5. Estimação do Viés de Substituição

Ao contrário do índice de Laspeyres, que exige apenas a estrutura de ponderação do período base, o de Theil-Tornqvist necessita tanto dos pesos do momento inicial quanto do final. Para estimar a evolução

³⁴ 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:

$$\sum_j \gamma_{ij} \ln p_j = \sum_j \gamma_{ij} (\ln p_j - \ln p_k). \text{ Os coeficientes da equação excluída (k) são recuperados através de } \gamma_{ik} = -\sum_{j=1}^{k-1} \gamma_{ij}.$$

³⁵ 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.

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 os pesos extraídos da POF 95-96. O segundo tem sua importância pelo fato do momento base (dezembro de 1995) situar-se dentro do período pesquisado e talvez por isso reflita melhor a cesta de consumo. Além disso, demonstra o que pode acontecer com o viés quanto mais distante fica o mês base.

5.1 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, 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 utilizou-se o valor médio na amostra para todos os períodos. Isto é, assume-se que a variação dos gastos em cada grupo é igual à variação do índice de preço médio deste ao longo do tempo.
- Para a evolução dos preços dos itens foi utilizada a variação mensal do próprio IPCA³⁶.

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 consideradas 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 pesos calculados e a estrutura de ponderação do IPCA. Uma vez mantidos apenas os gastos em subitens para os quais se verificou preço³⁷, os produtos selecionados já não são exatamente os mesmos da estrutura do IPCA. Isso significa que os pesos do período base (agosto de 1999), resultantes da previsão dos modelos, não são os mesmos da estrutura inicial do IPCA. Por isso, foi construído um novo índice de Laspeyres que pudesse ser comparado ao de Theil-Tornqvist³⁸, onde ambos partem da previsão para agosto de 1999. 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 índices de um subconjunto dos produtos da POF 95-96.

³⁶ O viés de substituição ao nível dos subitens permanecerá, pois o cálculo da inflação para quase todos os itens se dá pelo índice de Laspeyres. No entanto, o excesso de rubricas impossibilita a estimação do modelo AIDS para os subitens.

³⁷ O que resultou na exclusão das informações referente aos itens: 1117.Alimentos Prontos, 3301.Consertos e Manutenção e 7203.Fotografia e Filmagem.

³⁸ 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 na Tabela 4, a variação de peso dos grupos é mais acentuada pela metodologia de Laspeyres, pois como indica a própria fórmula de cálculo³⁹, o peso oscila tal qual seu preço relativo. Já as alterações dos pesos pela previsão dos modelos são mais suaves. Ou seja, a possibilidade de substituição atenua as mudanças na estrutura de ponderação.

Tabela 4. Pesos pela metodologia Laspeyres e previsões do modelo

	Metodologia	ago/99	dez/99	dez/00	dez/01	dez/02	dez/03	dez/04	dez/05	jun/06
1. Alimentação e bebidas	Laspeyres	24,2%	24,4%	24,3%	24,4%	25,5%	25,4%	24,5%	23,5%	22,9%
	Modelo	24,2%	24,4%	24,3%	24,5%	24,9%	24,7%	24,4%	24,2%	23,8%
2. Habitação	Laspeyres	19,3%	19,0%	18,9%	19,4%	19,7%	20,2%	20,2%	20,3%	20,4%
	Modelo	19,3%	19,2%	19,2%	19,3%	19,4%	19,6%	19,6%	19,7%	19,8%
3. Artigos de Residência	Laspeyres	5,7%	5,6%	5,5%	5,3%	5,3%	5,1%	5,0%	4,8%	4,7%
	Modelo	5,7%	5,7%	5,6%	5,6%	5,6%	5,5%	5,4%	5,3%	5,2%
4. Vestuário	Laspeyres	6,4%	6,3%	6,2%	5,9%	5,8%	5,7%	5,9%	6,0%	6,1%
	Modelo	6,4%	6,4%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%	6,5%
5. Transportes	Laspeyres	22,2%	22,9%	23,6%	24,0%	23,5%	23,3%	23,6%	24,6%	24,9%
	Modelo	22,2%	22,2%	22,3%	22,3%	22,2%	22,2%	22,3%	22,3%	22,3%
6. Saúde e cuidados Pessoais	Laspeyres	9,1%	9,0%	8,8%	8,3%	8,1%	8,1%	8,1%	8,1%	8,3%
	Modelo	9,1%	9,0%	9,0%	8,8%	8,5%	8,6%	8,7%	8,8%	9,0%
7. Despesas pessoais	Laspeyres	6,8%	6,6%	6,4%	6,4%	6,0%	6,0%	6,2%	6,2%	6,2%
	Modelo	6,8%	6,8%	6,8%	6,7%	6,7%	6,7%	6,7%	6,7%	6,8%
8. Educação	Laspeyres	4,3%	4,2%	4,1%	4,1%	4,0%	3,9%	4,0%	4,1%	4,2%
	Modelo	4,3%	4,2%	4,2%	4,2%	4,2%	4,2%	4,2%	4,2%	4,3%
9. Comunicação	Laspeyres	2,1%	2,0%	2,2%	2,1%	2,1%	2,3%	2,4%	2,4%	2,4%
	Modelo	2,1%	2,1%	2,1%	2,1%	2,0%	2,1%	2,1%	2,2%	2,2%

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

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 próxima seção).

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, ficou 1,01 p.p. acima do resultado obtido pela metodologia de Laspeyres em maio de 2006.

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).

5.2 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:

$$T_{t,t-1}^g = \prod_i (P_{it} / P_{i,t-1})^{\sum[(S_{i,t-1} + S_{it})/2]} \quad (11)$$

³⁹ O peso no índice de Laspeyres é dado pela seguinte expressão algébrica: $w_t^i = \frac{(1 + \% \Delta p_{t-1}^i)}{(1 + \pi_{t-1})} w_{t-1}^i$. Onde $\% \Delta p_{t-1}^i$ é a variação percentual do preço do item i no período anterior, π_{t-1} significa a inflação e w_{t-1}^i 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.

Além disso, utilizando como base a previsão dos pesos para o mês agosto de 1999, também foi calculada a inflação por Laspeyres. A Tabela 5 apresenta a variação média dos preços em cada grupo segundo a metodologia. O viés de substituição dos produtos equivale à diferença entre os índices.

Tabela 5. Laspeyres, Tornqvist e o viés de substituição nos grupos – ago/99 a jun/06

Grupos	Laspeyres	Theil-Tornqvist	Viés* (em p.p.)	Viés** (em %)	Índice de Dispersão de Preços***	Elasticidade Média****
1.Alimentação e bebidas	61,1%	57,5%	3,6 p.p.	5,9%	0,74%	-0,88
2.Habitação	82,3%	77,4%	4,9 p.p.	6,0%	0,41%	-0,34
3.Artigos de residência	40,0%	36,1%	3,9 p.p.	9,6%	0,23%	-0,49
4.Vestuário	63,2%	63,1%	0,1 p.p.	0,1%	0,04%	-0,45
5.Transportes	91,5%	88,6%	2,9 p.p.	3,2%	0,32%	-0,62
6.Saúde e cuidados pessoais	56,7%	56,2%	0,5 p.p.	1,0%	0,07%	-0,63
7.Despesas pessoais	56,4%	56,5%	0,0 p.p.	-0,1%	0,07%	-0,48
8.Educação	69,7%	69,8%	-0,1 p.p.	-0,1%	0,04%	-0,35
9.Comunicação*****	94,3%	94,3%	-	-		

* Diferença entre Laspeyres e o Tornqvist. ** Participação do viés em relação a Laspeyres. *** Média dos índices anuais de dispersão dos preços relativos. **** Média das elasticidades compensadas dos itens ponderadas pelos pesos médios.***** Como o grupo Comunicação é composto de apenas um item, não há viés de substituição dentro deste. 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). Para mensurar a variação de preços relativos, foi construído um índice⁴⁰ próximo do utilizado por Braithwait.

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 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-preço⁴¹ da demanda compensada. Os produtos alimentícios apresentaram a maior elasticidade média. Além disso, outro fator importante que contribuiu para o tamanho do viés foi a mudança de preços relativos entre os itens, esta categoria de produtos foi a que apresentou o maior índice médio.

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 é justificado pela 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, quase 10%. Apesar de não apresentar elevada elasticidade média, seu resultado está relacionado ao viés observado em 2005, onde a superestimação alcançou 1,1 p.p., frente a uma variação média dos preços, medida pelo índice de Laspeyres, de 1,5%. Isso se deve a dispersão entre as variações de preços. Enquanto os valores pagos por utensílios e enfeites e eletrodomésticos subiram aproximadamente 10%, os das TVs e dos produtos de informática recuaram, em média, mais de 8%.

⁴⁰ 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.

⁴¹ Como através dos coeficientes é possível obter as elasticidades-preço e renda de cada item, 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.

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) foram caracterizados no período, principalmente, por apresentarem pequenas alterações nas razões de trocas. Além da média do índice de preço relativo ser baixa, em nenhum momento este é alto. Sem grandes alterações de preços relativos, diminui a possibilidade de que ocorram trocas entre itens.

Pelos resultados obtidos, pode-se concluir que mais importante que a substituíbilidade, a diferença nas evoluções dos preços define a magnitude do efeito substituição na inflação ao consumidor.

5.3 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:

$$T_{t,t-1} = \prod_g (P_{tg} / P_{t-1g})^{\Sigma[(S_{t-1g} + S_{tg})/2]} \quad (12).$$

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

Tabela 6. 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 índice de 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 ano⁴².

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.

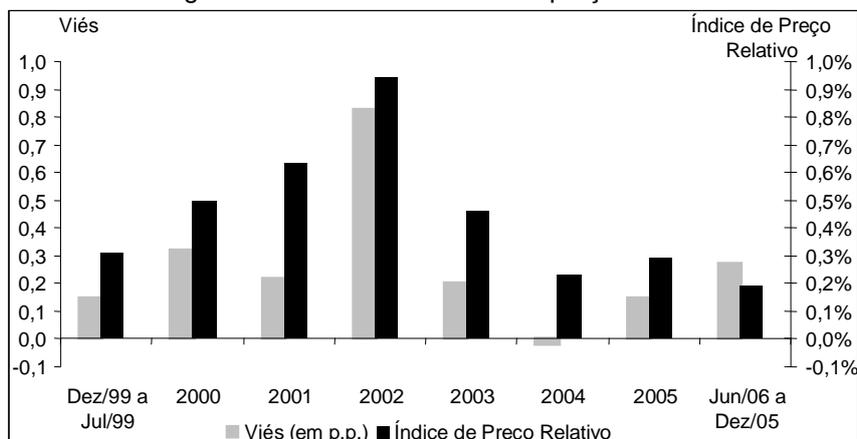
Como pode ser visto na Figura 1, o ano em que foi observado o maior viés foi 2002 (0,83 p.p.), justamente quando houve a maior dispersão na variação de preços. Grande parte do efeito deve-se aos resultados verificados em novembro daquele ano, que foram impulsionados pela desvalorização cambial registrada 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 por Laspeyres. A redução de preços dos combustíveis e de alguns alimentos no primeiro semestre foram os fatores determinantes. Além da pequena margem para substituição quando os

⁴² 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.

preços relativos não se alteram, os recuos nos valores de alguns bens fazem com que seus pesos diminuam pela metodologia de Laspeyres o que tende a reduzir o impacto das quedas na inflação.

Figura 1. Viés e índice de preço relativo



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

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 médio⁴³: 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.

Em relação ao trabalho de Carmo (2004), as diferenças entre os resultados são menores. Isso já era esperado uma vez que 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.

6. 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.

Os reajustes do salário mínimo e dos demais benefícios equivalem à inflação mais o reajuste real:

$$\% \text{ reajuste} = \% \pi + \% \text{ real} \quad (13)$$

⁴³ Diferença entre as médias anuais da inflação pelo índice de Laspeyres e de Tornqvist.

em que $\% \pi$ é a taxa de inflação ao consumidor registrada e $\% real$ 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:

$$\% reajuste = \% \pi + \% real = \% ICV + \% viés + \% real \quad (14)$$

em que $\% ICV$ representa a variação do custo de vida e $\% viés$ 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 é possível obter uma estimativa do que seria o benefício pago com uma medida de inflação que considerasse as trocas realizadas pelo consumidor.

6.1 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 emitidos⁴⁴ pelo Ministério da Previdência e Assistência Social (MPAS), presentes na base de dado histórico do Anuário Estatístico da Previdência Social⁴⁵.

Como pode ser observado na Tabela 7, 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 emitidos⁴⁶: (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.

	Quantidade	Nominal		R\$ a preços de dez/05*			
		Valor	Média	Valor	Var. %	Média	Var. %
2000	19,227	66,483	288.1	105,341		456.6	
2001	19,878	76,730	321.7	112,951	7.2%	473.5	3.7%
2002	20,627	88,846	358.9	118,542	4.9%	478.9	1.1%
2003	21,445	108,764	422.7	124,278	4.8%	482.9	0.8%
2004	22,478	126,742	469.9	136,424	9.8%	505.8	4.7%
2005	23,528	142,439	504.5	145,003	6.3%	513.6	1.5%
2006**	23,962	71,519	497.4	70,913	-	-	-

* Deflacionados pelo INPC. ** Até junho de 2006, último período que foi estimado o viés. 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. 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..

6.2 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 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, mês que equivale ao primeiro reajuste do salário mínimo dentro do período analisado (agosto de 1999 a junho de 2006).

⁴⁴ 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.

⁴⁵ <http://creme.dataprev.gov.br/infologo2005/inicio.htm>.

⁴⁶ Os benefícios do RGPS, sob responsabilidade do MPAS, representam, em termos de quantidade, quase 90% do total, a passo que em valor, ultrapassa 93%

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 for o de reajuste:

$$VMnova_{t+i} = VMnova_{t+i-1} * (1 + \% \Delta VM_{t+i} - \theta_{t+i} viés_{acumulado}) \quad (15)$$

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 reajuste⁴⁷.

Na Tabela 8 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 maior alteração da diferença 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.

Tabela 8. Valor dos Benefícios Emitidos

	Benefício Médio - R\$/mês			Valor dos Benefícios - R\$ milhões		
	Original (A)	Ajustado (B)	Diferença (A-B)	Original (C)	Ajustado (D)	Diferença (C-D)
2000	288.1	287.9	0.3	66,483	66,418	65
2001	321.7	320.6	1.1	76,730	76,469	261
2002	358.9	356.9	2.0	88,846	88,349	497
2003	422.7	416.5	6.2	108,764	107,174	1,590
2004	469.9	462.5	7.4	126,742	124,754	1,988
2005	504.5	496.6	7.9	142,439	140,218	2,221
2006	497.4	488.6	8.9	71,519	70,246	1,273
Total				681,522	673,626	7,896

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. Caso fosse descontado do reajuste o viés de substituição em 2000 o montante poupado teria sido de apenas R\$ 65 milhões, já em 2005 esse valor 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.

Dois destaques devem ser feitos em relação ao montante total: (i) quanto antes se iniciar o cálculo da série do benefício médio ajustado, maior será a diferença entre os valores; (ii) 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.

7. CONCLUSÃO

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

⁴⁷ No intervalo em questão, as revisões do salário mínimo e, logo, da maioria dos benefícios, ocorreram em abril ou maio. Nesses meses, subtraiu-se do reajuste o percentual do viés estimado entre os períodos. Por exemplo, em abril de 2000, o auxílio médio elevou-se em 4,08%. Porém, o viés 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%.

2006, o que representa quase 5% da inflação do período. Vale lembrar que se fosse possível estimar o efeito da troca de produtos ao nível do subitem, o viés de substituição seria ainda maior. 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 foram semelhantes.

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 dos estudos de Braithwait e de Shapiro e Wilcox (1997) é que quanto maior a dispersão de preços maior tende a ser o efeito substituição.

As diferenças observadas entre os resultados deste estudo e os citados ocorrem, em parte, pelo nível da inflação. A inflação média para o período analisado foi superior à dos demais trabalhos. Considerando que a evolução dos preços relativos possa estar correlacionada com a inflação, é possível supor que a relação de preços tenha se alterado de forma mais acentuada, o que explicaria o viés médio superior.

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, além de distorcer contratos privados. No caso dos dispêndios da Previdência, 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.

8. BIBLIOGRAFIA

- Abraham, K.G. (1997). *The CPI Commission: Discussion*. **The American Economic Review** 87 (2): p. 94-95.
- Abraham, K.G., Greenlees, J.S. & Mouton, B.R. (1998). *Working to Improve the Consumer Price Index*. **Journal of Economic Perspective** 12 (1): p. 27-36.
- Asano, S. & Fiusa, S. (2003). *Estimation of the Brazilian Consumer Demand System*. **Brazilian Review of Economics** (23): p. 255-294.
- Aizcorbe, A.M. & Jackman, P.C. (1993). *The Commodity Substitution Effect in CPI data 1982-91*. **Monthly Labor Review** (Dec): p. 25-33.
- Braithwait, S. D. (1980). *The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes*. **American Economic Review** 70 (1): p. 64-77.
- Boskin, M.J., Dulberger, E.R., Gordon, R.J., Griliches, Z., Jorgenson, D.W. (1998). *Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living*. **Journal of Economic Perspective** 12: p. 3-26.
- Carmo, H.C.E. (2004). *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**.
- Deaton, A. & Muelbauer, J. (1980). *Almost Ideal Demand System*. **American Economic Review** 70 (33): p. 312-326.
- Deaton, A. (1998). *Getting Prices Right: What Should be Done?*. **The Journal of Economic Perspectives** 12 (1): p. 37-46.
- Diewert, W.E. (1976). *Exact and Superlative Index Numbers*. **Journal of Econometrics** 4: p. 115-45.
- Diewert, W.E. (1978). *Superlative Index Numbers and Consistency in Aggregation*. **Econometrica** 46 (4): p. 883-900.
- Diewert, W.E. (1998). *Index Number Issues in the Consumer Prices Index*. **Journal of Economics Perspectives**, 12 (Winter): p. 47-58.
- Diewert, W.E. & Balk, M.B. (2001). *A Characterization of Tornqvist Price Index*. **Economic Letters**, 72: p. 279-281.

- Edgerton, D. L. (1997). *Weak Separability and Estimation of Elasticities in Multistage Demand System*. **American Journal of Agricultural Economics** 79: p. 62-79.
- Greene, W. H. (2003). *Econometric Analysis*. **Prentice Hall International Editions**, 5a.
- Greenlees, J.S. (1997). *A Bureau of Labor Statistics Perspective on Bias in the Consumer Price Index*. **Review Federal Reserve Bank of St. Louis**: p. 175-178.
- Greenlees, J.S. (1997). *Expenditure Weight Updates and Measured Inflation*, unpublised. **Ottawa Group International Conference on Price Indices**.
- Gordon, R.J. (2000). *The Boskin Commission Report and its Aftermath*. **NBER Working Paper W7759**.
- Lebow, D. E. & Rudd, J. B. (2001). *Measurement Error in the Consumer Price Index: Where Do We Stand?*. **Board of Governors of the Federal System**.
- Manser, M. E. & McDonald, R. J. (1988). *An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflationm 1959-1985*. **Econometrica** 56 (4): p. 909-930.
- Menezes, T. A., Azzoni, C. R. & Silveira, F. G. (2005). *Estimating a two-stage demand system for staple food baskets in Brazil using pseudo data*. **Programa de Seminários Acadêmicos da FEA-USP**.
- Moulton, B. R. (1996). *Bias in the Consumer Price Index: What is the Evidence?*. **The Journal of Economic Perspectives** 10 (4): p. 159-177.
- Samuelson, P. A. & Swamy, S. *Invariant Economic Index and Canonical Duality: Survey and Synthesis*. **The American Economic Review** 64: p. 566-593.
- Shapiro, M.D., & Wilcox, D.W. (1996). *Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation*. **NBER Macroeconomics Annual** 11: p. 93-142.
- Shapiro, M.D., & Wilcox, D.W. (1997). *Alternatives Strategies for Aggregating Prices in the CPI*. **NBER Federal Reserve Bank of St Louis Review** (May/June).
- U.S. Bureau of Labor Statistics (1997). *Measurement Issues in the Consumer Price Index*. Paper prepared in response to a letter from Rep. Jim Saxton, Chairman of the Joint Economic Committee.

9. Anexos – Resultados Econométricos

Tabela 9. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Alimentos – parte I

Dependente: Participação do item no gasto do grupo	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	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

Neste modelo, a equação excluída foi a do item 1201.Alimentação fora do domicílio. 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 10. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Alimentos – parte II

Dependente: Participação do item no gasto do grupo	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.Hortaliças 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	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***

Neste modelo, a equação excluída foi a do item 1201.Alimentação fora do domicílio. 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 11. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Habitação

Dependente: Participação do item no gasto do grupo	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***

A equação excluída foi a do item 2101.Aluguel e Taxas. * Significante a 10%. ** Significante a 5%. * Significante a 1%.

Tabela 12. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Artigos de Residência

Dependente: Participação do item no gasto do grupo	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

A equação excluída foi a do item 3202.TV, som e informática. 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 13. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Vestuário

Dependente: Participação do item no gasto do grupo	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***

A equação excluída foi a do item 4101.Roupa Masculina. * Significante a 10%. ** Significante a 5%. *** Significante a 1%.

Tabela 14. Coeficientes das Regressões dos itens do Grupo Transportes

Dependente: Participação do item no gasto do grupo	5102	5104
Preços		
5101.Transporte 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***

A equação excluída foi a do item 5101.Transporte Público. * Significante a 10%. ** Significante a 5%. *** Significante a 1%.

Tabela 15. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Saúde

Dependente: Participação do item no gasto do grupo	6102	6201	6202	6203	6301
Preços					
6101.Produtos farmacêuticos	-0,004	0,001	0,002***	0,004	0,001
6102.Óculos e lentes	0,001	0,031***	-0,002	-0,019**	0,014**
6201.Serviços médicos e dentários	0,002***	-0,002	0,020***	-0,011***	0,000
6202.Serviços laboratoriais e hospitalares	0,004	-0,019**	-0,011***	0,050***	0,004
6203.Plano de saúde	0,001	0,014**	0,000	0,004	-0,023*
6301.Higiene pessoal	0,004	-0,036**	-0,027***	-0,135***	0,093***
Log da renda	-0,004	0,001	0,002***	0,004	0,001

A equação excluída foi a do item 6101.Produtos Farmacêuticos. * Significante a 10%. ** Significante a 5%. *** Significante a 1%.

Tabela 16. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Despesas Pessoais

Dependente: Participação do item no gasto do grupo	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***

A equação excluída foi a do item 7101.Serviço Pessoais. Não foram obtidos preços do item 7203.Fotografia e filmagem, logo, não foi incluído no modelo. * Significante a 10%. ** Significante a 5%. *** Significante a 1%.

Tabela 17. Coeficientes das Regressões dos Itens do Grupo Educação

Dependente: Participação do item no gasto do grupo	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***

A equação excluída foi a do item 8101.Cursos. * Significante a 10%. ** Significante a 5%. *** Significante a 1%.