

# Uma proposta para medir a insegurança alimentar<sup>1, 2</sup>

Maria Auxiliadora de Carvalho<sup>3</sup>  
César Roberto Leite da Silva<sup>4</sup>

**Resumo** – O presente trabalho apresenta o Índice de Segurança Alimentar (ISA), que consiste numa proposta simplificada de índice de preço dos alimentos, a qual deve servir de indicador da evolução da segurança alimentar da população paulistana<sup>5</sup>. O ISA é composto dos 18 produtos mais importantes da cesta de consumo alimentar das famílias com renda mensal até dois salários mínimos. Para construir esse índice, foram utilizados os preços no varejo do município de São Paulo, divulgados pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA), tendo como base de ponderação a Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008–2009 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Para avaliar sua adequação como indicador da evolução das despesas de consumo da população pobre paulistana, o ISA foi confrontado com o Índice de Preços dos Alimentos (IPRA), que é composto de 63 produtos. Os testes estatísticos permitem concluir que ambos constituem um mesmo processo estocástico; assim, o ISA pode ser utilizado como substituto do IPRA para acompanhar a evolução da segurança alimentar do pobre paulistano.

**Palavras-chave:** índice de preços, segurança alimentar, testes de diferença das séries.

## A proposal for measuring food insecurity

**Abstract** – This paper presents Food Security's Index (ISA), a simplified proposal of price index that should serve as indicator of food security evolution for the São Paulo's city poorest population. ISA is composed of eighteen more important products in the consumption food basket for families with monthly income up to 2 minimum wages. Were used retail prices of São Paulo's capital published by IEA to elaborate the index using POF 2008–2009 of IBGE as weight base. To evaluate the adaptation as indicator of the food consumption expenses evolution for the poor population, ISA was confronted to the food price index (IPRA) composed of 63 products. The statistical tests allow concluding that both ISA and IPRA constitute a same stochastic process, so ISA can be used as substitute of IPRA to indicate the food security evolution.

**Keywords:** price indexes, food security, difference of the series tests.

<sup>1</sup> Original recebido em 9/9/2011 e aprovado em 15/9/2011.

<sup>2</sup> Trabalho financiado pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), por meio de bolsa de produtividade em pesquisa, concedida à primeira autora.

<sup>3</sup> Doutora em Economia de Empresas pela Escola de Administração de Empresas de São Paulo, da Fundação Getúlio Vargas (Eaesp/FGV), pesquisadora do Instituto de Economia Agrícola (IEA), São Paulo, SP. E-mail: macarvalho@iea.sp.gov.br

<sup>4</sup> Doutor em Ciências Econômicas pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA/USP), pesquisador do Instituto de Economia Agrícola (IEA) e professor da Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (PUC-SP), São Paulo, SP. E-mail: crlsilva@iea.sp.gov.br

<sup>5</sup> O Índice de Segurança Alimentar (ISA) está disponível no endereço [http://ciagri.iea.sp.gov.br/bancoiea/Indices\\_new.aspx](http://ciagri.iea.sp.gov.br/bancoiea/Indices_new.aspx)

## Introdução

Nas últimas décadas, a despeito do crescimento populacional relativamente rápido no mundo, a proporção dos famintos no mundo vinha declinando significativamente: da média de 26% da população mundial no triênio 1969–1971, caiu para 21% 10 anos depois, e para 16% no início da década de 1990 (FAO, 2011a). Surpreendentemente, ao longo da década de 1990, o crescimento do número de famintos foi mais lento que o populacional; assim, a proporção de famintos em relação à população global continuou decrescendo. Essa tendência prevaleceu nos primeiros anos do século 21, chegando a 13% no triênio 2005–2007. O problema é que, depois da crise econômica mundial, também a proporção dos famintos do mundo passou a crescer, atingindo 15% da população mundial em 2009<sup>6</sup>.

Grande parte das dificuldades de acesso à alimentação na atualidade deve-se aos preços dos alimentos, que continuam em alta no mundo. Tendo por base a média de 2002–2004 = 100, o índice médio de preço dos alimentos atingiu o pico de 224,1 em junho de 2008, caiu para 141,2 em fevereiro de 2009, mas voltou a crescer. Em junho de 2011, foram registrados 233,8, número que significa aumento médio anual de 27,9% nos últimos 12 meses (FAO, 2011b).

Headey e Fan (2010) observam que os preços dos alimentos mantêm-se elevados, tanto nos mercados locais quanto no internacional, e que é razoável esperar que assim continuem, especialmente quando os países se recuperarem da crise financeira. Consideram que um conjunto de fatores interconectados explica essa elevação dos preços, com destaque para o aumento do preço da energia, a depreciação do dólar, as

baixas taxas de juros e os ajustamentos na composição do portfólio em favor de commodities.

No Brasil, a despeito dos programas sociais que transferem renda para os mais pobres, um grande contingente populacional vive em condições de insegurança alimentar e, para que haja crescimento econômico com melhoria das condições de vida dos brasileiros, será necessário um incremento mais que proporcional na disponibilidade de alimentos. Além de prover o mundo, a esperada redução da desigualdade de renda no Brasil implicará maior consumo local de alimentos no futuro<sup>7</sup>.

A definição de pobreza não é consensual, mas sua mensuração costuma se basear na renda monetária. As pesquisas que tratam do tema frequentemente se valem do conceito de linha de pobreza, que corresponde ao nível crítico de renda que garante condições mínimas de vida<sup>8</sup>. Quando a linha de pobreza baseia-se apenas no custo mínimo da cesta alimentar que atende às necessidades nutricionais, é chamada de linha de indigência ou de insegurança alimentar. A estimativa da linha de indigência pode ser obtida com base nos POFs, que permitem estimar a média de consumo de calorias, a variedade do consumo alimentar e a parcela dos rendimentos gasta com alimentação<sup>9</sup>.

Rocha (2000) considera que a atualização de preços é complexa, mesmo que existam informações para uma ampla gama de produtos. Aponta mudanças na forma de comercialização, diferenças de qualidade, de especificação do produto e de embalagem como complicadores do emprego de muitos produtos na construção de um índice. Propõe, como solução simplificada, a atualização dos mais importantes produtos e a utilização do índice de preços resultante, para corrigir os demais produtos da cesta de ali-

<sup>6</sup> Em 2007 e 2008, 115 milhões de pessoas foram incluídos entre os famintos crônicos do mundo (HALLAM, 2009).

<sup>7</sup> Pela lei de Engel, à medida que a renda cresce, as despesas com alimentação aumentam em valor absoluto, embora diminuam em importância relativa na despesa total.

<sup>8</sup> Rocha (2000) recomenda que se defina a linha de pobreza com base no consumo observado das famílias, em substituição ao usual critério de renda. O consumo não se restringe aos alimentos; ele inclui vestuário, habitação, transporte, saúde, educação, entre outros elementos.

<sup>9</sup> Santos (2007) faz uma síntese das principais metodologias adotadas no mundo para a avaliação da segurança alimentar e nutricional, apontando as vantagens e as desvantagens de cada uma delas.

mentos. Argumenta que uns 25 produtos correspondem a  $\frac{3}{4}$  da despesa alimentar; logo, o valor gasto com os demais itens pode ser corrigido pelos preços desses.

O objetivo deste trabalho parte dessa sugestão de Rocha (2000). A ideia é definir a estrutura de um índice de preços que englobe poucos produtos, que se assemelhe a um Índice Geral de Preços dos Alimentos (IPRA) e que sirva de referência para avaliar a evolução da insegurança alimentar da população pobre paulistana. Avaliar a evolução dos preços dos principais alimentos da população de baixa renda é uma maneira indireta de avaliar a própria insegurança alimentar de uma coletividade. Por essa razão, o índice composto de poucos produtos foi denominado Índice de Segurança Alimentar (ISA).

Fazendo-se um corte arbitrário, as famílias que vivem com renda mensal de até dois salários mínimos foram consideradas pobres<sup>10</sup>. Os preços para a construção dos índices procedem do levantamento sistemático realizado pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA), para os produtos de origem agrícola, no mercado varejista do município de São Paulo. A seleção dos produtos mais importantes e a consequente estrutura de ponderação têm por base a última POF do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE, 2010a).

A possibilidade de o índice ISA substituir o IPRA foi testada com métodos que permitem averiguar se duas séries temporais são estatisticamente iguais, ou seja, se elas são realizações de um mesmo processo estocástico.

Antes de passar à discussão da metodologia e dos próprios índices de preços, foi feita uma análise do consumo de alimentos pela população pobre paulistana nas últimas décadas, buscando identificar sua evolução e a importância dos principais alimentos que compõem a cesta.

## Consumo de alimentos pelos pobres em São Paulo

Desde 1967, o Brasil levanta a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad), que é constantemente aperfeiçoada, para produzir informações que permitam avaliar as condições socioeconômicas do País. Trata-se de um sistema de pesquisas por amostra de domicílios, que investiga as características gerais da população, a educação, o trabalho, o rendimento e a habitação. Levantamentos sobre migração, fecundidade, saúde, nutrição e outros temas são incluídos no sistema, de acordo com as necessidades de informação do momento (IBGE, 2010b).

Na década de 70, o *Estudo Nacional da Despesa Familiar (Endef)* representou, e representa ainda, o principal esforço nacional de identificação do consumo de alimentos nas famílias brasileiras (ANDRADE et al., 2009, p. 150).

O Endef serviu de base para as Pesquisas de Orçamentos Familiares (POFs) que vêm sendo realizadas pelo IBGE, que provêm com informações sobre características de domicílios, famílias, moradores e respectivos orçamentos<sup>11</sup>.

A POF é utilizada para atualizar os pesos dos itens que compõem a cesta básica, no cálculo dos índices de preços ao consumidor. Além disso, as informações sobre as unidades familiares permitem estudar vários aspectos da economia nacional. De interesse particular para esta pesquisa, a POF produz informações sobre as despesas com alimentação, no domicílio, por faixa de renda.

Com base nas POFs, é possível estimar as despesas totais e as com alimentação, que permitem obter o coeficiente de Engel, medida da importância relativa dos alimentos, nas despesas das famílias<sup>12</sup>. A comparação das duas últimas POFs mostrou pequena redução do coeficiente

<sup>10</sup> Esse corte facilita a comparação com outras pesquisas, bem como com a própria POF, que apresenta resultados para sete faixas de renda, sendo a primeira delas até dois salários mínimos.

<sup>11</sup> A primeira POF foi realizada entre 1987 e 1988. As seguintes ocorreram em 1995–1996, 2002–2003 e 2008–2009.

<sup>12</sup> O coeficiente de Engel corresponde à relação entre as despesas com alimentação e as despesas totais. É consagrado na literatura como essencial na determinação da linha de pobreza, apesar de frágil do ponto de vista conceitual e empírico (ROCHA, 2000). Sua grande vantagem é a relativa facilidade de obtenção.

no período compreendido entre 2002–2003 e 2008–2009 para a média geral de todas as famílias do País: as despesas com alimentação se reduziram de 17% para 16% das despesas totais nos 6 anos decorridos entre as pesquisas. Para o Estado de São Paulo, ao contrário, o coeficiente de Engel médio aumentou, passando de 0,14 (14%) para 0,15 (15%), entre as POFs (Tabela 1).

Pela primeira lei de Engel, quanto mais pobre é uma família, maior é a proporção do orçamento destinada à alimentação. Os resultados observados em dados das duas últimas POFs corroboram essa lei. As famílias que vivem com renda mensal de até dois salários mínimos tiveram coeficiente estimado maior que o da média de toda a população. Na POF 2008–2009, os coeficientes de 0,28 e 0,23 obtidos para as famílias pobres do Brasil e de São Paulo ultrapassam os coeficientes médios de toda a população, em 73% e 49%, respectivamente.

Esses números indicam baixa participação dos alimentos nas despesas das famílias pobres, fato que Rocha (2000, p. 8) chamou de “especifi-

cidade brasileira”. A autora apresenta estatísticas de nove capitais brasileiras, com coeficiente variando entre 0,33 em São Paulo e Curitiba, e 0,47 em Porto Alegre, com base na POF 1987–1988. Segundo ela, “especialistas que trabalham com dados de diferentes países insistem que, para os pobres, essa relação se situa em torno de 0,5”. Os números das últimas POFs indicam que a “especificidade brasileira” ficou um pouco mais acentuada: de 0,33 em 2002–2003, o coeficiente de Engel para os pobres do Brasil passou para 0,28 6 anos depois, o que corresponde a uma redução da parcela dos alimentos nas despesas totais da ordem de 5 p.p. no período.

Para o Estado de São Paulo, parece que não houve mudança, entre as duas POFs, na parcela dos gastos dos pobres destinada à alimentação. As estatísticas divulgadas pelo IBGE não permitiram calcular diretamente o coeficiente correspondente ao levantamento mais antigo. Uma estimativa que tomou por base o valor gasto com despesas de alimentação no domicílio em São Paulo e a proporção entre despesas no domicílio e o total gasto com alimentação

**Tabela 1.** Despesa média mensal familiar e coeficiente de Engel, no Brasil e em São Paulo, no período de 2002 a 2009.

Local	POF	Média <sup>(1)</sup>			Até dois salários mínimos <sup>(2)</sup>		
		Total (R\$)	Alimentação (R\$)	Coeficiente <sup>(3)</sup>	Total (R\$)	Alimentação (R\$)	Coeficiente <sup>(3)</sup>
Brasil	2002–2003	1.778,03	304,12	0,17	454,70	148,59	0,33
	2008–2009	2.626,31	421,72	0,16	744,98	207,15	0,28
São Paulo	2002–2003	2.337,17	337,00	0,14	587,33	135,87 <sup>(4)</sup>	0,23
	2008–2009	3.337,00	508,11	0,15	838,62	190,41	0,23

<sup>(1)</sup> Média geral de todas as famílias.

<sup>(2)</sup> Média das famílias com renda mensal até dois salários mínimos.

<sup>(3)</sup> Coeficiente de Engel = despesa com alimentação/despesa total.

<sup>(4)</sup> Estimado com base no valor das despesas com alimentação no domicílio, no Estado de São Paulo, e proporção entre alimentação no domicílio e total, na região Sudeste.

Fonte: IBGE (2004, 2010a).

na região Sudeste<sup>13</sup> resultou que 23% das despesas totais foram gastas com alimentação em 2002–2003, resultado igual ao obtido para o POF 2008–2009, tendo por referência os números divulgados pelo IBGE.

Embora as tendências indiquem melhora na situação de segurança alimentar da população brasileira, o problema está longe de ser resolvido. O índice de Gini, que mede o grau de concentração de renda, esteve acima de 0,600 por quase toda a década de 1990, e passou a declinar na década seguinte, atingindo 0,543 em 2009, mas esse número ainda evidenciava grande concentração de renda (IPEA, 2010)<sup>14</sup>.

A Pnad de 2004, que deu tratamento especial à segurança alimentar, identificou mais de 72 milhões de brasileiros em condições de insegurança alimentar, sendo grave a situação de 14 milhões. Isso significa que quase 40% da população total vive em condições de insegurança alimentar, e que, para 7,6% dela, o nível de insegurança é grave (IBGE, 2006).

Um interessante ponto de partida da análise da insegurança alimentar de uma população é a evolução da própria cesta de alimentos ao longo do tempo. Alves e Vieira (1978) relatam dados de cinco pesquisas sobre o padrão de vida dos operários paulistanos, realizadas entre 1934 e 1970. Os autores consolidaram seus resultados em uma tabela, que registra o consumo alimentar per capita de um mínimo de 15 produtos na primeira pesquisa (1934), e de um máximo de 31 na última (1969/1970).

Apesar da maior diversificação dos produtos consumidos entre 1934 e 1970, a análise da tabela elaborada por eles permite observar que praticamente não houve mudança na ordem de importância dos produtos no consumo das famílias, pois os que foram sendo incorporados

têm participação reduzida no conjunto. Naturalmente, para avaliar a importância relativa dos produtos, seria necessário partir da capacidade nutricional dos alimentos. A ordenação por peso total foi utilizada como *proxy*. Os resultados de Alves e Vieira (1978) para os dez mais importantes em termos de peso consumido na década de 1960 estão consolidados na Tabela 2.

Entre os dez produtos mais importantes declarados pelos operários paulistanos, em quatro pesquisas, aparecem leite, arroz, pão, laranja, açúcar, carne bovina, feijão, batata-inglesa e óleos vegetais. A pesquisa de 1936/1937 é a que mais difere das demais, pois banha apareceu em 7º lugar, trigo em 8º e peixe fresco em 10º. Massas encontravam-se entre os dez primeiros produtos nas pesquisas de 1934, 1936/1937 e 1952. Nas duas últimas, foram substituídas por banana.

Para 1969/1970, do total de 25,204 kg consumidos por mês per capita, os dez primeiros somam 21,730 kg, isto é, 86,2% do total. Observe-se que, nas outras pesquisas, esses 10 produtos também têm participação superior a 80% da quantidade total consumida. Leite, arroz e pão são os três primeiros em 1952. Em 1961/1992, os três são superados pela laranja, mas voltam aos três primeiros lugares na pesquisa de 1969/1970, ocasião em que respondem por 45,4% do total de produção consumida. Esses produtos também são os primeiros colocados em termos de consumo diário requerido para atingir o mínimo de calorias necessário na cesta alimentar simplificada, sugerida por Rocha (2000). Além deles, aparecem na listagem da autora, por ordem decrescente de consumo diário, açúcar refinado, carne de galinha ou frango, carne bovina, feijão e óleo de soja, produtos que, com exceção da carne de galinha, já estavam presentes entre os 10 mais consumidos, em termos de kg/mês, desde a pesquisa de 1952<sup>15</sup>.

<sup>13</sup> As estatísticas divulgadas pelo IBGE para a região Sudeste mostram despesa média com alimentação no domicílio de R\$ 119,02, e despesa total de R\$ 140,47, resultando em diferença de 18,02% para os que têm renda mensal de até dois salários mínimos. Com base nos microdados da POF 2002–2003, foram estimadas despesas de alimentação no domicílio dos paulistas pobres, de R\$ 115,12. O acréscimo de 18,02% sobre esse valor resultou em R\$ 135,87.

<sup>14</sup> Esse índice varia entre 0 e 1: os extremos implicam renda perfeitamente distribuída entre os membros da população e renda concentrada em um único indivíduo, respectivamente. Quanto maior o índice, maior também a iniquidade, e vice-versa.

<sup>15</sup> Rocha (2000) lista 15 produtos mais importantes nas despesas e no aporte calórico requerido. São eles: leite de vaca, arroz, pão, açúcar refinado, galinha ou frango, carne bovina, feijão, óleo de soja, carne suína, ovo, farinha de trigo, macarrão, farinha de mandioca e margarina vegetal.

**Tabela 2.** Consumo alimentar per capita das famílias de operários paulistanos, no período de 1934 a 1970 (em kg/mês).

Ordem	Produto	1934	1936/1937	1952	1961/1962	1969/1970
1	Leite fresco	–	–	5,560	3,074	5,519
2	Arroz	2,795	2,703	3,221	4,270	3,449
3	Pão	7,853	8,366	5,603	4,383	2,476
4	Laranja	1,511	–	1,550	5,562	2,236
5	Açúcar	–	–	2,492	3,018	2,183
6	Carne bovina	2,802	2,103	1,441	1,433	1,438
7	Feijão	2,458	2,194	1,687	1,536	1,369
8	Batata-inglesa	1,801	2,515	1,578	1,621	1,207
9	Banana	1,157	–	0,151	1,219	0,968
10	Óleos vegetais	0,399	0,397	0,663	0,815	0,885
	Soma	20,776	18,278	23,946	26,931	21,730
	<b>Total</b>	<b>22,782</b>	<b>21,398</b>	<b>28,298</b>	<b>31,472</b>	<b>25,204</b>

Fonte: Alves e Vieira (1978).

O IBGE não publicou os dados da quantidade consumida dos alimentos na POF 2008–2009 para os estados e respectivas capitais. Uma estimativa com base nas despesas com alimentação no domicílio das famílias pobres paulistanas e dos preços divulgados pelo IEA para o mês de referência da POF (jan. 2009) indica que os produtos mais consumidos são praticamente os mesmos listados na Tabela 2, com exceção da batata-inglesa, que foi substituída por carne de frango. Em ordem decrescente, por quantidade consumida per capita, tem-se: leite, carne de frango, açúcar, pão, banana, carne bovina, óleo, arroz, laranja e feijão.

Também em ordem decrescente, mas agora no valor das despesas no domicílio, na POF 2008–2009, carne bovina e de frango ocupam primeiro e segundo lugares, respectivamente, em importância para as famílias pobres da capital de São Paulo. Na sequência estão pão e leite. Observe-se que, contabilizando somente esses quatro itens, eles totalizaram 46,8% das despe-

sas com alimentação no domicílio, enquanto, em 2002–2003, não acumularam 20% (Tabela 3).

Uma comparação com a Tabela 2, que traz informações desde 1934, mostra que seis dos dez produtos mais importantes na despesa dos operários naquela ocasião permanecem entre os dez na despesa dos paulistanos pobres do presente. São eles, pela ordem decrescente de participação na despesa atual: carne bovina, pão, leite, óleo, açúcar e feijão.

Os resultados indicam maior diversificação na cesta de consumo alimentar no domicílio na atualidade, embora não signifique melhora na qualidade da alimentação. Um importante exemplo de mudança é o consumo de refrigerantes, que ocupavam 13º lugar na despesa com alimentação no domicílio dos pobres paulistanos, com participação de 2,8% no total na POF 2002–2003, e passou a ocupar o 5º lugar na última POF, com participação de 4,4%<sup>16</sup>.

<sup>16</sup> O IBGE (2010c) divulgou, em 16 de dezembro de 2010, o documento *Aquisição Alimentar Domiciliar per capita – Brasil e grandes regiões* –, que avalia a quantidade de alimentos adquirida pelas famílias brasileiras para consumo domiciliar, mostrando, entre outras coisas, a redução do consumo de arroz e feijão, enquanto cresce o consumo de refrigerantes, cerveja, água mineral, biscoitos, embutidos, entre outros.



**Tabela 3.** Despesas com alimentação no domicílio das famílias com renda mensal até dois salários mínimos, em São Paulo, capital, no período de 2002 a 2009.

Ordem	Produto	POF 2002–2003			POF 2008–2009		
		R\$	Participação (%)		R\$	Participação (%)	
			Simples	Acumulada		Simples	Acumulada
1	Carne bovina	6,19	3,7	3,7	12,65	13,8	13,8
2	Carne de frango	11,34	6,7	10,4	12,02	13,1	27,0
3	Pão	2,53	1,5	11,9	9,30	10,2	37,1
4	Leite	10,10	6,0	17,9	8,79	9,6	46,8
5	Refrigerante	4,74	2,8	20,7	4,00	4,4	51,1
6	Óleo	2,19	1,3	22,0	3,21	3,5	54,6
7	Carne suína	5,30	3,1	25,1	2,50	2,7	57,4
8	Açúcar	16,16	9,6	34,7	2,49	2,7	60,1
9	Queijos	1,76	1,0	35,8	2,31	2,5	62,6
10	Feijão	4,96	2,9	38,7	2,24	2,5	65,1
11	Café	2,38	1,4	40,1	1,99	2,2	67,3
12	Banana	11,28	6,7	46,8	1,98	2,2	69,4
13	Bolacha	3,72	2,2	49,0	1,93	2,1	71,5
14	Arroz	8,07	4,8	53,8	1,90	2,1	73,6
15	Ovos	5,98	3,5	57,3	1,71	1,9	75,5
16	Farinha de mandioca	1,01	0,6	57,9	1,59	1,7	77,2
17	Macarrão	3,97	2,4	60,3	1,46	1,6	78,8
18	Margarina	3,80	2,3	62,5	1,38	1,5	80,3
19	Massa de tomate	1,60	1,0	63,5	1,23	1,3	81,7
20	Alface	2,30	1,4	64,9	1,18	1,3	82,9
21	Laranja	11,09	6,6	71,4	1,08	1,2	84,1
22	Batata	1,85	1,1	72,5	0,84	0,9	85,0
23	Maçã	2,93	1,7	74,3	0,68	0,7	85,8
24	Cenoura	0,83	0,5	74,8	0,50	0,5	86,3
25	logurte	0,61	0,4	75,1	0,21	0,2	86,6
26	Mandioca	2,14	1,3	76,4	0,16	0,2	86,7
27	Achocolatados	4,98	3,0	79,4	0,13	0,1	86,9
28	Cebola	5,65	3,4	82,7	0,13	0,1	87,0
29	Farinha de trigo	0,52	0,3	83,0	0,07	0,1	87,1
30	Outros	28,65	17,0	100,0	11,80	12,9	100,0
	<b>Total</b>	<b>168,63</b>	<b>100,0</b>		<b>91,46</b>	<b>100,0</b>	

Fonte: IBGE (2004, 2010a).

Observa-se também grande crescimento da participação da proteína animal nas despesas dos paulistanos pobres. Na POF de 2002–2003 o conjunto composto de carne de bovina, carne suína, carne de frango, leite e derivados representava 21% das despesas totais, mas, na POF de 2008–2009, a participação foi elevada para o dobro desse percentual.

Outro aspecto interessante mostrado pela POF é a redução do consumo de arroz e feijão. Zafalon (2010) informa, no entanto, que uma análise mais apurada dos dados do IBGE indica que, embora o consumo de arroz e feijão no lar venha se reduzindo nos últimos anos, o mesmo não acontece fora do lar: entre 2003 e 2009 acumulou aumento de 7%.

## Dados utilizados e metodologia

### Dados utilizados

Os preços referentes ao período de janeiro de 2007 a setembro de 2010 procedem do levantamento mensal no varejo da cidade de São Paulo, divulgado pelo Instituto de Economia Agrícola (INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA, 2010).

Para base de ponderação dos índices, foi utilizada a pesquisa de orçamentos familiares (POF), realizada pelo IBGE entre 19 de maio de 2008 e 18 de maio de 2009, para as classes de renda entre zero e dois salários mínimos, no município da capital de São Paulo (IBGE, 2010a).

Note-se que os levantamentos do IEA visam obter informações acerca de produtos agrícolas; logo, nem todos os produtos que aparecem na POF constam de suas séries de preços. É o caso dos produtos de confeitaria, sais e condimentos, bebidas e sucos, alimentos preparados e produtos agregados. Por essa razão, a maior parte dos componentes desses grupos foi descartada na composição do índice.

Não foram descartados os produtos que, embora presentes nos dois levantamentos, não

têm exatamente a mesma denominação. A inclusão foi feita por meio de distribuição proporcional das despesas correspondentes da POF entre os produtos da mesma categoria. Para carne bovina, por exemplo, houve coincidências para acém, carne moída de segunda, carne seca, coxão duro, coxão mole, fígado bovino e hambúrguer bovino. Como, além desses itens, o levantamento da POF na capital registrou carne bovina de primeira, carne bovina de segunda, carne moída não especificada, carne em bife, dobradinha fresca e rabada bovina, sem correspondência no levantamento de preços do IEA, as despesas referentes a estes últimos foram distribuídas proporcionalmente entre os primeiros.

No levantamento da POF, há também um item denominado “agregado” (carnes bovina, suína e de aves), que também foi distribuído proporcionalmente entre esses três tipos de carne. Dos ajustamentos, resultou um total de 63 produtos, com participação de 87,61% nas despesas com alimentação no domicílio das famílias com renda entre zero e dois salários mínimos, residentes na capital de São Paulo.

### Construção dos índices

Com base na média ponderada dos preços relativos dos 63 produtos, foi construído um Índice Geral de Preço dos Alimentos (IPRA) dos pobres paulistanos, para o período de janeiro de 2007 a setembro de 2010.

Com o emprego da fórmula de Laspeyres, tem-se:

$$IPRA_{0,t} = \sum_{i=1}^n \frac{P_{it}}{P_{io}} w_i$$

em que:

$i = 1, 2, \dots, 63$  produtos da cesta de alimentos.

$P_{it}$  = preço do produto  $i$  no mês  $t$ .

$P_{io}$  = preço do produto  $i$  no mês de janeiro de 2007.

$w_i$  = fator de ponderação definido a partir do valor das despesas com os produtos na POF 2008–2009 (Tabela 4).

$$\sum_{i=1}^n w_i = 1$$



**Tabela 4.** Fator de ponderação ( $w_i$ ) dos produtos no índice de custo dos alimentos (IPRA) das famílias com renda mensal até dois salários mínimos, São Paulo, capital<sup>(1)</sup>.

Ordem	Produto	$w_i$ (%)	Ordem	Produto	$w_i$ (%)
1	Frango limpo	13,08	33	Banana-prata	0,72
2	Pão francês	10,72	34	Massa de tomate	0,70
3	Leite tipo C	9,11	35	Cenoura	0,62
4	Acém	7,81	36	Apresentado	0,60
5	Coxão mole	4,08	37	Alho	0,55
6	Carne moída de segunda	3,33	38	Macarrão instantâneo	0,54
7	Açúcar	3,11	39	Pimentão	0,49
8	Feijão	2,80	40	Melancia	0,44
9	Café em pó	2,49	41	Linguiça	0,42
10	Bolacha <sup>(2)</sup>	2,41	42	Salsicha tipo hot-dog	0,40
11	Óleo de soja	2,39	43	Mamão	0,38
12	Arroz	2,37	44	Mortadela	0,35
13	Ovos	2,14	45	Fígado bovino	0,30
14	Farinha de mandioca	1,98	46	Manga	0,30
15	Queijo tipo muçarela	1,91	47	Hambúrguer bovino	0,27
16	Banana-nanica	1,75	48	logurte natural	0,26
17	Margarina	1,73	49	Peito de frango	0,25
18	Filé de frango	1,67	50	Repolho	0,22
19	Óleo de girassol	1,61	51	Bacon	0,21
20	Alface	1,47	52	Mandioca de mesa	0,20
21	Laranja	1,35	53	Vagem	0,19
22	Pescada média	1,33	54	Chá-mate	0,17
23	Macarrão	1,28	55	Achocolatado	0,17
24	Tomate de mesa	1,22	56	Cebola	0,16
25	Batata	1,04	57	Presunto cozido	0,13
26	Bisteca	1,02	58	Queijo tipo prato	0,11
27	Leite longa vida	0,96	59	Pera	0,10
28	Leite em pó	0,91	60	Farinha de trigo	0,08
29	Pão de forma	0,88	61	Chuchu	0,07
30	Queijo tipo Minas	0,86	62	Beterraba	0,07
31	Maçã	0,85	63	Salsa/cebolinha	0,05
32	Molho de tomate	0,83		<b>Soma</b>	<b>100,00</b>

<sup>(1)</sup> Ordenação com base na participação dos produtos incluídos no levantamento de preços no varejo do IEA, na despesa com alimentação no domicílio.

<sup>(2)</sup> Engloba todos os tipos de biscoito.

Fonte: IBGE (2010a) e Instituto de Economia Agrícola (2010).

Para construir o índice de segurança alimentar (ISA), os 63 produtos foram agrupados, tomando-se para cálculo o preço do mais representativo do grupo nas despesas das famílias. Assim, por exemplo, aves e ovos constituem um grupo com participação de 17,99% no índice e 15,02% nas despesas com alimentação no domicílio das famílias com renda mensal de até dois salários mínimos, da capital paulista, na

POF 2008–2009. O preço do frango limpo, que corresponde a 76,30% das despesas referentes ao grupo<sup>17</sup>, foi tomado para cálculo do índice (Tabela 5).

Para chegar ao ISA, foram sendo retirados produtos, construídos índices e confrontados com o IPRA, composto de 63 produtos, até chegar àquele que mais se assemelhasse a ele, mas contivesse o mínimo número de pro-

**Tabela 5.** Fator de ponderação dos produtos no índice de segurança alimentar (ISA) das famílias com renda mensal até dois salários mínimos, em São Paulo (capital).

Ordem	Produto	$w_i$ (%)	POF <sup>(1)</sup> (%)	Produto referência de preço <sup>(2)</sup>
1	Aves e ovos	17,99	15,02	Frango limpo
2	Carne bovina	16,56	13,83	Acém
3	Pães	12,17	10,16	Pão francês
4	Leite e iogurte	11,78	9,84	Leite tipo C
5	Óleos e gorduras	6,01	5,02	Óleo de soja
6	Frutas <sup>(3)</sup>	3,99	3,34	Banana-nanica
7	Açúcar e achocolatados	3,44	2,87	Açúcar refinado
8	Carne suína	3,28	2,74	Bisteca suína
9	Queijos	3,02	2,53	Queijo tipo muçarela
10	Feijão	2,94	2,45	Feijão
11	Legumes	2,82	2,35	Tomate de mesa
12	Café e chá	2,79	2,33	Café em pó
13	Bolacha e outros	2,53	2,11	Bolacha
14	Arroz	2,49	2,08	Arroz
15	Frutas <sup>(3)</sup>	2,18	1,82	Laranja
16	Farinhas	2,16	1,81	Farinha de mandioca
17	Tubérculos	2,03	1,70	Batata
18	Verduras	1,82	1,52	Alface
	<b>Soma</b>	<b>100,00</b>	<b>83,51</b>	

<sup>(1)</sup> Participação nas despesas com alimentação no domicílio da POF 2008–2009.

<sup>(2)</sup> Produto do levantamento de preço no varejo do IEA utilizado para representar o grupo de produtos no cálculo do índice.

<sup>(3)</sup> Outras frutas foram distribuídas proporcionalmente entre laranja e banana.

Fonte: IBGE (2010a) e Instituto de Economia Agrícola (2010).

<sup>17</sup> Os outros componentes do grupo são: filé de frango (9,75%), peito de frango (1,47%) e ovos (12,48%).

dados ( $n$ ). Desse procedimento resultou um índice composto por 18 produtos, representativos dos grupos de produtos, com participação de 83,51% no valor das despesas com alimentação das famílias com renda mensal até dois salários mínimos (Tabela 4).

### Teste da diferença entre IPRA e ISA

Um processo estocástico é uma sequência ordenada no tempo, de variáveis aleatórias  $\{y(t), t \in T\}$ , definidas no mesmo espaço de probabilidade  $(S, \tau, P)$ .

Espaço de probabilidade é a tripla  $(S, \tau, P)$  formada pelos seguintes elementos:

$S$  = espaço amostral – conjunto de todos os resultados possíveis de um experimento aleatório.

$\tau$  = conjunto de todos os subconjuntos de  $S$ , chamados de eventos.

$P$  = função que associa um número entre 0 e 1 a cada evento.

Conseqüentemente, um processo estocástico pode ser considerado uma família de  $y = \{y(t), t \in T\}$ . Para cada  $t \in T$ ,  $y(t)$  é uma variável aleatória.

Para verificar se as séries IPRA (de 63 produtos) e ISA (de 18 produtos) foram geradas pelo mesmo processo estocástico, foi empregado o teste da diferença das séries<sup>18</sup>.

O teste da diferença das séries consiste em verificar se a série resultante da diferença entre IPRA e ISA tem tendência, sazonalidade e não é um ruído branco. Caso as três hipóteses sejam rejeitadas, pode-se considerar que as duas séries foram geradas pelo mesmo processo estocástico, ou seja, são iguais.

- Teste de tendência: a diferença entre as séries IPRA e ISA produziu a série *dind* (diferença entre os índices). O procedimento do teste do sinal, para verificar a

existência ou não de tendência, tem as seguintes etapas:

- a) Foram formados pares  $(y_1, y_{1+c}), (y_2, y_{2+c}), \dots, (y_{n-c}, y_n)$ , sendo  $n$  o número de observações e  $c = \frac{n}{2}$  se  $n$  for par e  $c = \frac{n+1}{2}$  se  $n$  for ímpar;
  - b) foram associados a cada par um sinal positivo se  $y_i - y_{i+c} > 0$ , e negativo em caso contrário. Não se leva em conta os casos em que  $y_i = y_{i+c}$ . Seja  $c$  o número de pares em que  $y_i - y_{i+c} \neq 0$ .
  - c) quando  $n > 20$ , usa-se a distribuição normal com  $\mu = np$  e  $\sigma^2 = npq$  para encontrar o valor crítico de  $\alpha$  e testar as seguintes hipóteses:
    - 1)  $H_0$ : a série tem tendência;
    - 2)  $H_1$ : a série não tem tendência;
    - 3) Se  $T_2 \geq n - z_{T_2}$  rejeita-se  $H_0$ .
- Teste da sazonalidade.
    - a) A série *dind* foi testada com o programa de ajustamento sazonal X12 do U.S. Census Bureau<sup>19</sup>. Nesse programa, há um teste não paramétrico de sazonalidade, de Kruskal-Wallis. A hipótese nula do teste é que as amostras estudadas foram extraídas da mesma população. A estatística  $H$ , que é o valor calculado do teste Kruskal-Wallis, tem distribuição aproximadamente  $\chi^2$  com  $k$  graus de liberdade, em que  $k$  é o número de amostras testadas. Se  $H$  é menor do que o  $\chi^2$  crítico, a hipótese nula é aceita (KRUSKAL, WALLIS, 1952).
    - b) Além disso, foram testadas a existência de sazonalidade estável e a sazonalidade móvel, por meio da análise da variância. A sazonalidade estável com um fator (mês), enquanto a móvel, com dois fatores (mês e ano). A hipótese nula é que não há sazonalidade.

<sup>18</sup> Alguns desses testes foram empregados por Costa (2010) e Silva et al. (2000).

<sup>19</sup> Este programa está disponível em E-Views 5.0.

- Teste de raiz unitária: a existência de raízes unitárias pode ser testada com o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O valor calculado do teste ADF tem valores críticos  $t$  tabulados por Davidson e MacKinnon (1993). Se o valor ADF for menor que o  $t$  crítico, aceita-se a hipótese nula: a série tem raiz unitária.

## Discussão dos resultados

As informações disponíveis permitem concluir que os produtos mais importantes na alimentação dos pobres paulistanos são os mesmos há muito tempo, com pequenas variações. Uma mudança expressiva anotada foi a redução do consumo de alimentos no domicílio que, embora seja uma tendência geral, mostrou-se muito mais acentuada para eles.

Entre janeiro de 2003 e janeiro de 2009, meses de referência das duas últimas POFs, a inflação medida pelo IPCA acumulou 32,9%, enquanto o maior acréscimo das despesas com alimentação no domicílio ocorreu para os pobres do Brasil, que passou de R\$ 131,04 para R\$ 171,43, correspondente a um aumento no-

minal de 30,8%. O caso oposto diz respeito aos pobres da capital paulista cujas despesas com alimentação no domicílio tiveram redução nominal de 45,8% no período<sup>20</sup>. A despesa média mensal das famílias pobres com alimentação no domicílio foi estimada em R\$ 168,63 na POF 2002–2003 e, 6 anos depois, totalizou R\$ 91,46 (Tabela 6).

Considerando que essa redução das despesas de consumo de alimentos no domicílio dos pobres paulistanos poderia indicar pouca representatividade da POF para a capital, além de estimar o índice para ela (IPRA\_CAP), composto de 63 produtos, foi estimado também para a região metropolitana de São Paulo (IPRA\_RM), supondo que a POF poderia ser mais representativa para esse agregado.

O confronto dos índices resultantes parece não indicar diferença significativas entre eles. O tracejado gráfico das séries mensais do IPRA\_CAP e IPRA\_RM é praticamente igual ao longo de quase 4 anos (Figura 1). Em outras palavras, os produtos mais relevantes nas despesas com alimentação e, portanto, os que definem o comportamento do IPRA, são aproximadamente os mesmos consumidos pelos paulistanos e pela população de sua região metropolitana<sup>21</sup>.

**Tabela 6.** Despesa média mensal familiar com alimentação no domicílio, no período de 2002 a 2009 (R\$/mês).

Local	POF	Média <sup>(1)</sup>	Até 2 SM <sup>(2)</sup>
Brasil	2002–2003	230,98	131,04
	2008–2009	290,39	171,43
São Paulo (estado)	2002–2003	249,15	115,12
	2008–2009	309,59	140,81
São Paulo (capital)	2002–2003	269,02	168,63
	2008–2009	308,41	91,46
São Paulo (região metropolitana)	2002–2003	244,34	109,33
	2008–2009	302,02	127,99

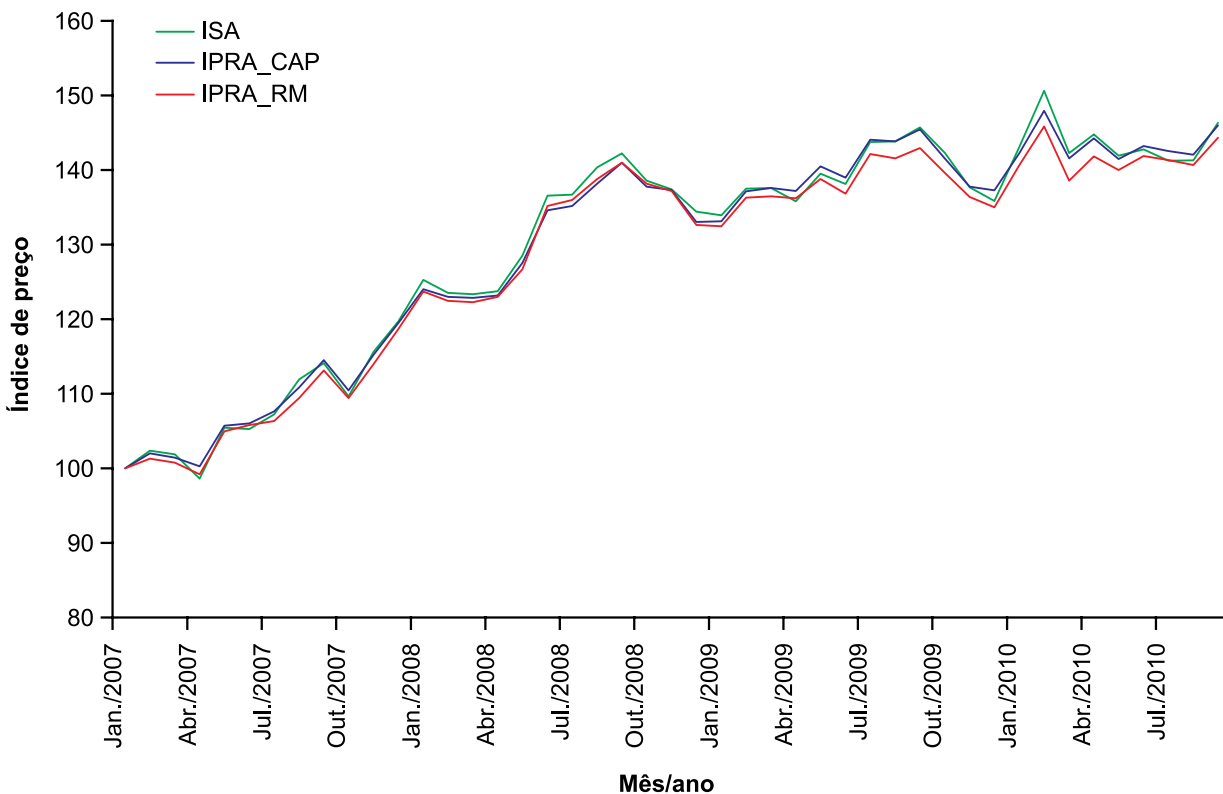
<sup>(1)</sup> Média geral de todas as famílias.

<sup>(2)</sup> Média das famílias com renda mensal até dois salários mínimos.

Fonte: IBGE (2010a) e Instituto de Economia Agrícola (2010).

<sup>20</sup> Um conjunto de fatores pode causar essa peculiaridade, entre os quais cabe mencionar: trânsito, custo e tempo de deslocamento na cidade, opções baratas de alimentação fora de casa, alimentação fornecida nos locais de trabalho, aumento do número de mulheres empregadas e vale-alimentação.

<sup>21</sup> Os fatores de ponderação é que diferenciam os índices IPRA\_CAP e IPRA\_RM. Os preços são os mesmos daqueles levantados pelo IEA, no município de São Paulo.



**Figura 1.** Índices de preço de alimentação no domicílio, em São Paulo, de janeiro de 2007 a setembro de 2010.

Fonte: IBGE (2010a) e Instituto de Economia Agrícola (2010).

Entre os extremos da série – janeiro de 2007 e setembro de 2010 –, os preços dos alimentos consumidos pelos pobres paulistanos (IPRA\_CAP) tiveram elevação de 45,98%, enquanto, na região metropolitana (IPRA\_RM), a elevação foi de 44,33%. Tendo por base o mês de janeiro de 2007, o cálculo do valor médio dos índices nos 45 meses da série resultou em números bem próximos: 129,70 e 128,66 para a capital e a região metropolitana, respectivamente. Também não se observaram diferenças expressivas na dispersão dos índices: ambos resultaram em coeficiente de variação pouco acima de 11%.

Fundamentando-se nessa breve confrontação, e não sendo observadas divergências expressivas, decidiu-se tomar a POF referente à capital paulista como base de ponderação do índice de segurança alimentar (ISA) para torná-lo mais representativo, uma vez que os preços levantados pelo IEA referem-se a esse município.

Observe-se inicialmente que o tracejado gráfico dos índices ISA e IPRA\_CAP, de agora em diante denominado simplesmente IPRA, é praticamente o mesmo ao longo de todo o período. Além disso, entre janeiro de 2007 e setembro de 2010 o primeiro registrou aumento de preço de 45,98% e o outro, de 46,37%. Também as médias e os coeficientes de variação do índice são bem próximos: 129,96 (11,53%) e 129,71 (11,39%) para ISA e IPRA, respectivamente.

O teste de diferença das séries ISA e IPRA foi feito em três etapas: teste de tendência, teste de sazonalidade e teste de ruído branco. Pelo primeiro deles, rejeita-se  $H_0$ , isto é, conclui-se que a série tem tendência, se  $T_2 \geq n - z_{T_2}$ . Os resultados obtidos para a série *dind*, que corresponde à diferença entre ISA e IPRA e contém  $c = 23$  pares, com o número de pares com sinal positivo  $T_2 = 11$ , obteve-se  $z_{T_2} = -0,08696$  e

$z_c = 2,33$  com  $\alpha = 0,01^{22}$ . Logo, como  $11 < 23 + 0,08696$ , aceita-se  $H_0$  e conclui-se que a série não tem tendência ao nível de significância de 1% (Tabela 7).

O teste de sazonalidade da diferença das séries foi feito pelo método de Kruskal e Wallis (1952). A hipótese nula desse teste é que as amostras estudadas foram extraídas da mesma população se  $H$  for menor do que o  $\chi^2$  crítico. Foi estimado  $H = 18,889$  com dois graus de liberdade e probabilidade de 6,312%. Logo, aceita-se a hipótese nula no nível de significância de 5% e conclui-se que a série não tem elementos sazonais (Tabela 6).

Para complementar, os testes de sazonalidade estável e sazonalidade móvel rejeitaram a existência de componentes sazonais na série *dind*.

Para verificar a existência, ou não, de ruído branco na diferença entre as séries, foi empregado o teste de raízes unitárias de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). O valor ADF estimado foi -3,780, significativo a 0,006%. Logo, rejeita-se a hipótese nula e pode-se concluir que a série *dind* é um ruído branco.

## Conclusões

A insegurança alimentar está fortemente associada à pobreza. No Brasil, em especial por

não haver empecilhos para a produção de alimentos, a renda é o principal obstáculo a impedir que parte considerável da população tenha acesso a uma dieta adequada. Lembrando que a Pnad de 2004 identificou quase 40% dos brasileiros convivendo com a ameaça de fome, é desejável que se disponha de um método para acompanhar a situação dessas pessoas.

Uma maneira de fazer isso é construir um índice de preços com base numa cesta de gêneros alimentícios consumidos pela população de baixa renda. É, porém, difícil obter estatísticas de um elevado número de produtos. Além do alto custo do levantamento, ao longo do tempo podem ocorrer vários fatos, como mudanças na forma de comercialização dos produtos, diferenças de qualidade, de especificação e de embalagem, que podem distorcer o índice de tal forma que não mais refletirá a real modificação dos preços dos produtos da cesta<sup>23</sup>.

Na tentativa de contribuir para a solução desse problema, neste trabalho foi construído um índice de preço que, englobando poucos produtos, pretende servir de referência para avaliar a evolução das despesas com alimentação da população pobre paulistana. A ideia é que esse índice seja usado como um indicador da evolução da insegurança alimentar.

**Tabela 7.** Testes das diferenças das séries IPRA e ISA, no município de São Paulo, de janeiro de 2007 a setembro de 2010.

Teste	Estatística	Valor	Graus de liberdade	Probabilidade
Teste de tendência	$\alpha$	2,333	–	0,011
<b>Testes de sazonalidade</b>				
Kruskal-Wallis	$H$	18,889	2	0,0631
Sazonalidade estável	$F$	1,861	11,33	0,083
Sazonalidade móvel	$F$	0,235	2,22	0,796
Teste de raiz unitária	Estatística $t$	-3,780	–	0,006

<sup>22</sup> A série analisada vai de janeiro de 2007 a setembro de 2010, totalizando 45 observações e 23 pares.

<sup>23</sup> O levantamento de preços de poucos produtos pode ser mais metódico, contribuindo para a qualidade do índice.



Com base nas despesas com alimentação no domicílio das famílias com renda mensal até dois salários mínimos residentes no município de São Paulo, estimadas na POF 2008–2009, foi definida a estrutura de ponderação de dois índices de preço: o primeiro englobando todos os produtos possíveis (63)<sup>24</sup>, denominado índice geral de preços dos alimentos (IPRA), e o segundo, índice de segurança alimentar (ISA), composto de poucos produtos (18), mas capaz de servir de *proxy* para o primeiro e de ser empregado com vantagens em seu lugar.

Para testar a viabilidade do ISA como substituto do IPRA, foram realizados testes estatísticos apropriados para a comparação de duas séries temporais. A conclusão de todos os testes é que as séries IPRA e ISA são realizações de um mesmo processo aleatório. Logo, a série ISA pode ser utilizada como substituta da IPRA para acompanhar a evolução da segurança alimentar do paulistano.

Não é demais observar que o índice obtido é específico do município de São Paulo e, assim, não deve ser usado como referência para acompanhar a segurança alimentar da população de outras regiões do País. Entretanto, dada a sua simplicidade, pode ser replicado em vários municípios, levando em conta os hábitos de consumo, a renda e os preços locais.

## Referências

ALVES, E. L. G.; VIEIRA, J. L. T. M. Evolução do padrão de consumo alimentar da população da cidade de São Paulo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 8, n. 3, p. 727-756, 1978.

ANDRADE, D. E. G. de; BRONZI, E. da S.; PEREIRA, R. de C. G.; OLIVEIRA, M. R. M. de. Histórico das bases brasileiras de informações sobre alimentação e nutrição no contexto interno e externo da segurança alimentar e nutricional. **Revista Simbio-Logias**, Botucatu, v. 2, n. 1, 2009. Disponível em: <[http://www.ibb.unesp.br/servicos/publicacoes/simbio\\_logias/documentos/v2n1/Historico\\_das\\_Bases\\_Brasileiras.pdf](http://www.ibb.unesp.br/servicos/publicacoes/simbio_logias/documentos/v2n1/Historico_das_Bases_Brasileiras.pdf)>. Acesso em: 2 dez. 2010.

COSTA, F. M. **Comparação estatística de duas séries de material particulado (MP10) na cidade de São Paulo**.

2010. 71 p. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária)–Universidade Federal de Lavras, Lavras.

DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. **Estimation and inference in econometrics**. New York: Oxford University Press, 1993.

FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **FAO hunger**. Disponível em: <<http://www.fao.org/hunger/en/>>. Acesso em: 10 mar. 2011a.

FAO. Food and Agriculture Organization of the United Nations. **World food situation**. Rome, 2011b. Disponível em: <<http://www.fao.org/worldfoodsituation/wfs-home/foodpricesindex/en/>>. Acesso em: 5 ago. 2011b.

HALLAM, D. (Coord.) **The state of agricultural commodity markets: high food prices and the food crisis: experiences and lessons learned**. Rome: FAO, 2009. Disponível em: <<ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/012/i0854e/i0854e.pdf>>. Acesso em: 2 abr. 2010.

HEADEY, D.; FAN, S. **Reflections on the global food crisis: how did it happen? How has it hurt? And how can we prevent the next one?** Washington, DC: IFPRI, 2010. (Research monograph, 165). Disponível em: <<http://www.ifpri.org/sites/default/files/publications/rr165.pdf>>. Acesso em: 2 dez. 2010.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Brasileiro come menos arroz com feijão e mais comida industrializada em casa. **Últimas notícias**, Rio de Janeiro, 2010. Disponível em: <[http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia\\_visualiza.php?id\\_noticia=1788&id\\_pagina=1](http://www.ibge.gov.br/home/presidencia/noticias/noticia_visualiza.php?id_noticia=1788&id_pagina=1)>. Acesso em: 21 dez. 2010c.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa de orçamentos familiares: 2002-2003: primeiros resultados**. Rio de Janeiro, 2004. 270 p. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaodevida/pof/2002/pof2002.pdf>>. Acesso em: 22 set. 2010.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Pesquisa de orçamentos familiares: 2008-2009**. Rio de Janeiro, 2010a. 1 CD ROM. Microdados.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **PNAD – Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios: segurança alimentar: 2004**. Rio de Janeiro, 2006.

IBGE. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **PNAD – Pesquisa nacional por amostra de domicílio**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad98/saude/metodologia.shtm>>. Acesso em: 10 dez. 2010b.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. **Banco de dados**. São Paulo, 2010. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/banco/menu.php>>. Acesso em: 10 out. 2010.

<sup>24</sup> Disponíveis no levantamento de preços no varejo do Instituto de Economia Agrícola (2010).

IPEA. **Ipeadata**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?983781828>>. Acesso em: 25 nov. 2010.

KRUSKAL, W; WALLIS, W. A. Use of ranks in one-criterion variance analysis. **Journal of the American Statistical Association**, New York, v. 47, n. 260, p. 583-621, 1952. Disponível em: <<http://homepages.ualgary.ca/~jefox/Kruskal%20and%20Wallis%201952.pdf>>. Acesso em: 12 out. 2011.

ROCHA, S. **Opções metodológicas para estimação de linhas de indigência e de pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2000. (Texto para discussão, 720). Disponível em: <[http://www.ipea.gov.br/pub/td/td\\_2000/td0720.pdf](http://www.ipea.gov.br/pub/td/td_2000/td0720.pdf)>. Acesso em: 25 nov. 2010.

SANTOS, M. C. V. **Indicadores de segurança alimentar e nutricional**: uma análise das possibilidades e limites a partir da POF 2002-2003. 2007. 198 f. Dissertação (Mestrado em Estudos Populacionais e Pesquisas Sociais)–Escola Nacional de Ciências Estatísticas, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Rio de Janeiro.

SILVA, R. B. V.; FERREIRA, D. F.; SÁFADI, T. Modelos de séries temporais aplicados à série dos índices de preços ao consumidor na região de Lavras, MG, no período de 1992 a 1999. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, Lavras, v. 2, n. 2, p. 44-55, 2000.

ZAFALON, M. Consumo de arroz e de feijão sai do lar e vai para empresas e restaurantes. **Folha de São Paulo**, São Paulo, p. B12, 21 dez. 2010.