

INSEGURANÇA ALIMENTAR DAS FAMÍLIAS DE BAIXA RENDA NA CIDADE DE SÃO PAULO

FOOD INSECURITY IN SAO PAULO'S LOW-INCOME FAMILIES

César Roberto Leite da Silva

Mestre, doutor e pós-doutorado em Economia pela Universidade de São Paulo (USP). Economista e professor da Pontifícia Universidade Católica de São Paulo (PUC-SP). Pesquisador científico do Instituto de Economia Agrícola.
E-mail: crlsilva@iea.sp.gov.br

Raquel Castelluci Caruso Sachs

Mestre em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (Esalq-USP). Pesquisadora do Instituto de Economia Agrícola e engenheira agrônoma.
E-mail: rachel@iea.sp.gov.br

Maria Auxiliadora de Carvalho

Mestre em Teoria Econômica pela Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo (FEA-USP), doutora em Economia de Empresas pela Escola de Administração de Empresas de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (Eaesp/FGV) e pós-doutorada em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz" (Esalq-USP). Pesquisadora do Instituto de Economia Agrícola e engenheira agrônoma.
E-mail: macarvalho@iea.sp.gov.br

Resumo

A instabilidade dos preços dos alimentos pode ser uma fonte importante de insegurança alimentar, principalmente para as famílias de baixa renda. Para testar essa hipótese, foram construídos três índices de custo de alimentação para as famílias residentes na cidade de São Paulo com renda familiar de até dois salários mínimos: índice de custo de alimentos *in natura* (ICA_N), índice de custo de alimentos processados (ICA_P) e índice de custo de alimentação agregado (ICA). Os gastos com esses bens correspondem a 79,8% das despesas com alimentação no domicílio dessas famílias. A volatilidade dos índices de custo de alimentação foi examinada com modelos da família Garch. Os resultados empíricos sugerem sinais de persistência e assimetrias na volatilidade das séries. Esses padrões de volatilidade efetivamente aumentam a insegurança alimentar das famílias de baixa renda e demandam políticas públicas que garantam ao menos a estabilidade dos preços dos alimentos essenciais.

Palavras-chave: Insegurança alimentar; Volatilidade de preços; Custo de alimentação.

Abstract

Food price volatility can be an important source of food insecurity, mainly for low-income families. To test this hypothesis, three food price indexes were developed for São Paulo's households with earnings up to two minimum wages: for non-processed food goods (ICA_N); for processed food goods (ICA_P); and for aggregate food goods (ICA). The expenses with this kind of goods achieve 79.8% of total food expenses of these households. The volatility of food cost indexes was examined with Garch class models. Empirical results suggest strong signs of persistence and asymmetry in the volatility of the indexes. These patterns of volatility effectively increase food insecurity of low-income families and demand public policies which ensure at least price stability for essential food goods.

Keywords: Food insecurity; Price volatility; Food cost.

1 INTRODUÇÃO

Embora o direito à alimentação tenha sido consagrado como um direito humano e a despeito do avanço tecnológico e científico que permite a produção abundante de alimentos, um enorme contingente da população mundial vive em situação de insegurança alimentar, e, periodicamente, o fantasma de fome volta a afligir o mundo, colocando ainda mais pessoas nessas condições.

Nas últimas décadas, o mundo tomou consciência de que a causa central da insegurança alimentar não está na escassez de oferta, mas no baixo poder de compra das populações mais pobres. A partir dessa constatação, chegou-se ao conceito de segurança alimentar, caracterizado pela situação em que todos têm acesso físico e econômico à alimentação adequada, sem risco de desabastecimento¹.

O Brasil, apesar de ser um dos maiores produtores e exportadores de alimentos do mundo, tem uma razoável proporção da população vivendo em condições de insegurança alimentar, um dos resultados da elevada concentração de renda.

Um agravante do problema é a elevada variabilidade de preços agrícolas, problema antigo e ainda não inteiramente resolvido, que em parte se deve a flutuações na produção resultantes de fatores de difícil controle, como pragas, doenças, mudanças climáticas, falta de chuvas etc. Os mercados agrícolas dependem também das instabilidades cíclicas que afetam a demanda agregada, fazendo com que os preços se elevem nos períodos de prosperidade e caiam nas recessões.

A variabilidade dos preços agrícolas se reflete na cesta de mercadorias, e, como as populações mais pobres têm parcela elevada de sua renda destinada aos gastos com alimentos, periodicamente enfrentam dificuldades ainda maiores.

Este trabalho pretende analisar a instabilidade dos preços dos alimentos consumidos pelas famílias de baixa renda na cidade de São Paulo. Para isso, foram construídos índices de custos de alimentação com 80 produtos, sendo 50 *in natura* e 30 processados, para o período de janeiro de 1995 a setembro de 2008. A evolução dos preços dos produtos foi ponderada pela importância dessas

1 Soberania alimentar é um conceito mais abrangente e significa que “cada nação deve ter o direito de definir políticas que garantam a segurança alimentar e nutricional de sua população, incluindo aí o direito à preservação de práticas alimentares tradicionais de cada cultura” (Comitê Nacional de Implementação do Direito Humano à Alimentação Adequada, 2007).

despesas nas famílias com renda de até dois salários mínimos. A instabilidade dos preços foi estimada por meio de modelos de volatilidade determinística, em especial modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva, genericamente conhecidos como modelos Garch.

2 INSEGURANÇA ALIMENTAR

O artigo 3º da Lei n. 11.346, de 15 de setembro de 2006, que criou o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional (Sisan), define:

A segurança alimentar e nutricional consiste na realização do direito de todos ao acesso regular e permanente a alimentos de qualidade, em quantidade suficiente, sem comprometer o acesso a outras necessidades essenciais, tendo como base práticas alimentares promotoras de saúde que respeitem a diversidade cultural e que sejam ambiental, cultural, econômica e socialmente sustentáveis.

Essa definição abrangente de segurança alimentar é o resultado de um esforço persistente que data do início da década de 1990 quando grande parte da sociedade civil brasileira se mobilizou cobrando atitudes do governo.

“A fome não pode esperar” foi o lema da Campanha Contra a Fome, liderada pelo sociólogo Herbert de Souza (Betinho) em 1993, que chamou a atenção para a existência de 32 milhões de miseráveis no Brasil. Também colaborou para a criação do Conselho Nacional de Segurança Alimentar (Consea) que pela primeira vez colocou a questão da segurança alimentar como tema prioritário na agenda política nacional (MALUF; MENEZES; VALENTE, 1996).

Em 1996, o Brasil assumiu compromissos na Cúpula Mundial de Alimentação, que envolveu 191 países-membros das Nações Unidas e tinha por meta “reduzir pela metade, entre 1990 e 2015, a proporção da população que sofre de fome”. Para verificação dessa meta, são utilizados vários indicadores indiretos que mostram que houve melhorias expressivas, mas a insegurança alimentar ainda é uma realidade nacional².

2 São empregados indicadores de renda, de desnutrição, déficit de altura, déficit de peso, entre outros. Maluf (2006) fez um relatório do progresso obtido pelo governo para reduzir a fome no Brasil, considerando as metas da Cúpula Mundial de Alimentação.

É comum que estimativas a respeito da insegurança alimentar sejam feitas tomando como base a linha de pobreza, na suposição de que o consumo de alimentos é positivamente associado ao nível de renda. Essa medida indireta da insegurança alimentar não dá conta plena do problema, pois há famílias que estão abaixo da linha da pobreza e vivem em segurança alimentar, e famílias acima dessa linha que, eventualmente, experimentam algum grau de insegurança alimentar, como observa Hall (2004).

Essa constatação levou o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (Usda) a formular uma medida direta de insegurança alimentar e fome (BI-CKEL et al., 2000). Nesse país, é feita uma pesquisa domiciliar com 18 perguntas, das quais 10 se aplicam apenas a domicílios que têm crianças entre 0 e 18 anos. De acordo com as respostas, os domicílios são classificados nas condições de segurança alimentar, insegurança alimentar leve (*low food security*) e insegurança alimentar grave (*very low food security*).

A pesquisa realizada em dezembro de 2007 em 54 mil domicílios americanos estimou que 88,9% desses domicílios estão na condição de segurança alimentar, 7% na de insegurança alimentar leve e 4,1% na de insegurança alimentar grave (NORD; ANDREWS; CARLSON, 2008).

Estudos semelhantes são realizados em vários países (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2006). As diferentes metodologias usadas nesses estudos foram adaptadas à realidade brasileira, resultando na Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (Ebia), que se baseia em questionário com quinze perguntas aplicado a um dos moradores do domicílio considerado apto para responder a elas (Anexo 2). A escala tem os seguintes níveis: segurança alimentar, insegurança leve, insegurança moderada e insegurança grave.

Esse questionário foi incorporado à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios de 2004 (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2006) e tem nove itens dirigidos aos adultos e seis às crianças. Foram visitadas 139.157 unidades domiciliares. Os resultados indicam que 65,2% dos domicílios vivem na situação de segurança alimentar e 34,8% na de insegurança alimentar, e 16,0% com insegurança alimentar leve, 12,3% moderada e 6,5% grave. Expandindo a amostra para a população, quando se consideram os moradores dos domicílios, nota-se que 109.190.429 pessoas vivem na situação de segurança alimentar (60,2%), 32.645.194 na de insegurança alimentar leve (18,0%), 25.596.991 na de insegurança alimentar moderada (14,1%) e

13.921.701 na de insegurança alimentar grave (7,7%) (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, 2006).

O conceito de segurança alimentar implica quatro atributos: suficiência, estabilidade, autonomia e sustentabilidade. Assim, para garantia da segurança alimentar de um país, o primeiro atributo exige que se produza em quantidade necessária para atender às necessidades de consumo básico da população, em níveis constantes e estáveis ao longo do tempo.

A estabilidade refere-se à probabilidade mínima de que o consumo de alimentos possa cair abaixo do nível adequado de abastecimento como resultado de variações da oferta ou de preços.

O atributo da autonomia significa que a nação deve dispor de meios de produção que garantam a oferta de alimentos sem grande dependência de importações.

Por último, a sustentabilidade implica que a satisfação das necessidades alimentares da população no curto prazo não pode resultar em exploração dos recursos naturais que comprometam a disponibilidade de alimentos no longo prazo.

Desses atributos, os dois primeiros são de interesse particular para este trabalho, na medida em que se visa analisar a estabilidade dos preços dos alimentos no Brasil, condição que depende da suficiência. Pretende-se realçar o papel que a instabilidade dos preços dos alimentos tem na insegurança alimentar a partir do seguinte argumento: as rendas das famílias habitualmente são constantes ao longo do tempo, alterando-se, na maioria das vezes, por ocasião dos dissídios, que têm periodicidade anual. Os preços dos alimentos, por sua vez, por serem de origem agrícola, têm grande instabilidade no curto prazo. Essa situação pode produzir insegurança alimentar, principalmente nas famílias mais pobres que comprometem a maior parte de seu orçamento com a alimentação.

3

METODOLOGIA E DADOS UTILIZADOS

Até o início dos anos 1980, a maior parte dos estudos de séries temporais utilizava modelos lineares autorregressivos com média móvel condicionada, conhecidos como modelos Arma, cuja metodologia proposta por Box e Jenkins (1976) procura modelar a dependência linear existente nos rendimentos de séries financeiras.

Todavia, esse método de modelar séries históricas, sobretudo econômicas, de preços raramente encontra respaldo na realidade. Observa-se que boa parte dessas séries alterna períodos de baixa e alta volatilidade, definida como uma medida da intensidade das variações, quase sempre imprevisíveis, dos valores dos elementos de uma série temporal. Esse fenômeno é conhecido como grupos de volatilidade (*volatility clustering*). Em outras palavras, os resíduos dessas séries são heterocedásticos, podendo-se considerar a heterocedasticidade como a variância flutuante de uma série ao longo do tempo. Além disso, a maioria das séries econômicas não é estacionária na média, o que, somado à alta volatilidade, dificulta a previsão do comportamento futuro.

Para enfrentar esses problemas, Engle (1982) formulou uma nova classe de processo estocástico, que denominou *autoregressive conditional heteroskedasticity* (Arch). Esse processo tem média zero, não é correlacionado serialmente e a variância não é constante, condicionada ao passado. O autor usou esse modelo para estimar as médias e variâncias da inflação do Reino Unido. O modelo proposto foi estatisticamente significativo e mostrou que as variâncias estimadas aumentavam consideravelmente durante a década de 1970.

A econometria aplicada ao mercado financeiro, a partir do trabalho seminal de Engle (1982), desenvolveu alguns métodos paramétricos para modelar a volatilidade dos retornos de um ativo que se mostraram bastante úteis para estudar séries econômicas heterocedásticas em geral³.

Esses métodos podem ser classificados em modelos de volatilidade determinística e em modelos de volatilidade estocástica. Os primeiros assumem que as variações de uma série, de preços, por exemplo, são determinadas por variáveis conhecidas pelos participantes do mercado, como o preço do ativo. Nos modelos de volatilidade estocástica, esse conhecimento do passado não é suficiente para determinar a volatilidade dos retornos, séries que não têm escala e são estacionárias. Na classe dos modelos de volatilidade determinística, destacam-se os modelos da família *autoregressive conditional heteroskedasticity* (Arch). Os modelos empregados neste trabalho são brevemente apresentados a seguir⁴.

3 O retorno de um ativo é a variação relativa de seu preço: $\ln(Y_t) - \ln(Y_{t-1})$.

4 Este trabalho se restringe ao emprego de modelos de volatilidade determinística. Para um bom exemplo de aplicação de modelos de volatilidade estocástica, ver Moraes e Portugal (1999).

3.1 Modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva Arch

Considere-se uma variável Y_t gerada pelo processo autorregressivo:

$$Y_t = a + \sum_{i=1}^k \beta Y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

em que o resíduo é uma variável aleatória independente e identicamente distribuída com média zero e variância σ^2 . Formalmente, $u_t \sim iid N(0, \sigma^2)$.

Engle (1982) propôs que a variância dos resíduos (σ^2) dependesse de sua história passada, o que significaria ser heterocedástica por não ser constante ao longo do tempo. Num processo Arch(q), por exemplo, a variância condicionada é função dos quadrados de seus q valores passados:

$$u_t | \Omega_t \sim iid N(0, h_t) \quad (2)$$

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2 \quad (3)$$

em que h_t representa, doravante, a variância condicionada ao conjunto de informações Ω_t disponível, e $\gamma_0 > 0$ e $\gamma_j \geq 0$ para todos $i = 1, \dots, q$ e $\gamma_1 + \gamma_2 + \dots + \gamma_q < 1$ são condições necessárias para que o quadrado do resíduo seja positivo e a covariância estacionária.

Os modelos Arch são considerados restritivos porque se assemelham mais a uma especificação de média móvel do que autorregressiva. Para sanar essa limitação, Bollerslev (1986) incluiu a variância condicionada defasada como termo autorregressivo, gerando os modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva generalizados (*generalised autoregressive conditional heteroskedasticity* – Garch). A variância condicionada de um modelo Garch (p, q) é representada da seguinte forma:

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i h_{t-p} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j}^2 \quad (4)$$

indicando que a variância do erro, h_t , agora depende dos valores passados dos choques, u_{t-j} , e de seus próprios valores defasados, h_{t-p} .

Para que a variância seja positiva, além das restrições referentes ao parâmetro γ já descritas, é necessário também que $\delta_1 > 0$ e $\gamma_1 + \delta_1 < 0$. Essa soma mede a persistência dos choques na série. Quanto mais próximo de 1, maior o tempo que demora a se dissipar.

Os modelos Arch e Garch consideram os impactos das inovações simétricos, ou seja, importa apenas o valor absoluto da inovação e não o seu sinal. Nesses modelos, um grande choque positivo tem o mesmo efeito sobre a volatilidade da série que um choque negativo da mesma dimensão. Entretanto, a evidência empírica contradiz essa ideia. No mercado de ações, por exemplo, observa-se que choques negativos (queda abrupta de preços) provocam maior volatilidade que os positivos.

Zakoian (1990) e Glosten, Jaganathan e Runkle (1993) criaram o *threshold Garch model* (*Tgarch*), um modelo assimétrico cujo principal objetivo é captar as possíveis assimetrias entre choques positivos e negativos e seus efeitos sobre a volatilidade. Para isso, adicionaram na equação da variância uma *dummy* multiplicativa para testar se há diferenças estatisticamente significativas entre choques positivos e negativos. A equação da variância de um modelo *TGarch* (p, q) é:

$$h_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^q (\gamma_1 + v_i d_{t-i}) u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \delta_j h_{t-j} \quad (5)$$

em que $d_t = 1$ para $u_t < 0$ e $d_t = 0$ caso contrário. Portanto, os choques positivos e negativos têm impacto diferente. Se positivo, o impacto é γ_1 . Se negativo, é $\gamma_1 + v$.

Nelson (1991) propôs um modelo em que o efeito dos choques é exponencial, e não quadrático, e ficou conhecido como *exponential Garch* (*EGarch*). A equação da variância condicionada de um *Egarch* (p, q) é:

$$\log(h_t) = \gamma_0 + \sum_{j=1}^q \xi_j \left| \frac{u_{t-j}}{\sqrt{h_{t-j}}} \right| + \sum_{j=1}^q \xi_j \frac{u_{t-j}}{\sqrt{h_{t-j}}} + \sum_{i=1}^p \delta_i \log(h_{t-i}) \quad (6)$$

Os modelos Egarch também testam a assimetria dos choques por meio dos parâmetros ξ_j . Se $\xi_1 = \xi_2 = \dots = \xi_q = 0$, o modelo é simétrico. Se $\xi_j < 0$, então choques negativos produzem mais volatilidade que choques positivos.

Se os modelos da família Arch fossem estimados pelo método dos mínimos quadrados, produziriam estimadores consistentes, mas não eficientes. De acordo com Bollerslev e Wooldridge (1992), estimadores consistentes e eficientes são obtidos com o emprego do método da máxima verossimilhança, sob a hipótese de que a distribuição das inovações é gaussiana.

■ 3.2 Índice do custo de alimentação – ICA

O índice do custo de alimentação (ICA) para as famílias com renda entre 0 e 2 salários mínimos foi obtido por meio da média ponderada dos preços relativos dos 80 produtos mencionados. O fator de ponderação (w_i) foi definido a partir do valor das despesas com esses produtos na POF-Fipe. Assim,

$$ICA_{0,t} = \sum_{i=1}^n \frac{P_{it}}{P_{i0}} w_i$$

Em que:

$i = 1, 2, \dots, n$ produtos da cesta de alimentos;

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

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

P_{i0} = preço do produto i no mês-base.

Esses cálculos foram realizados considerando todos os produtos ($n = 80$). O mesmo procedimento foi aplicado aos subgrupos *in natura* ($n = 50$) e processados ($n = 30$), resultando nos índices de custos de alimentos *in natura* (ICA_N) e de alimentos processados (ICA_P), respectivamente, cujos fatores de ponderação encontram-se no Anexo 1.

■ 3.3 Dados utilizados

Os preços referentes ao período de janeiro de 1995 a setembro de 2008 procedem do levantamento mensal no varejo da cidade de São Paulo, divulgado pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA)⁵. Atualmente, esse levantamento envolve 92 produtos, dos quais alguns são cotados em mais de uma forma (unidade, kg, saco etc.).

Para base de ponderação dos índices, foi utilizada a pesquisa de orçamentos familiares (POF) realizada pela Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (Fipe) entre maio de 1998 e junho de 1999, para as classes de renda entre 0 e 2 salários mínimos (SM), acima de 10 SM e amostra total, correspondente a toda a população pesquisada.

Como existem algumas divergências entre os produtos levantados pelo IEA e os da POF, foram necessárias algumas adaptações. Por exemplo, o levantamento do IEA registra carne bovina, enquanto a POF subdivide esse produto em seus vários tipos (acém, moída de 1^a, de 2^a, patinho, lagarto etc.). Para construção dos índices, todos esses itens foram englobados como carne bovina na suposição de que os preços dos diversos tipos de carne variam no mesmo sentido e proporção. O mesmo foi feito para as demais carnes, para pães e biscoitos, bem como para alguns outros produtos de menor participação na cesta.

O levantamento do IEA discrimina abobrinha italiana e brasileira, enquanto a POF não. Optou-se por atribuir metade do peso a cada uma delas, considerando que elas têm semelhante participação nas vendas da Ceagesp.

Depois desses ajustamentos, constatou-se um total de 80 produtos com participação de 79,8% nas despesas com alimentação no domicílio das famílias com renda entre 0 e 2 salários mínimos (Anexo 1). Esses produtos foram subdivididos em dois grupos: *in natura* (50 produtos) e processados (30 produtos), com participação de 46,3% e 33,5% nas despesas com alimentação no domicílio, respectivamente.

5 Em janeiro de 1999, não houve levantamento de preço no varejo. Para não interromper a série, optou-se por interpor a média dos preços observados entre dezembro de 1998 e fevereiro de 1999.

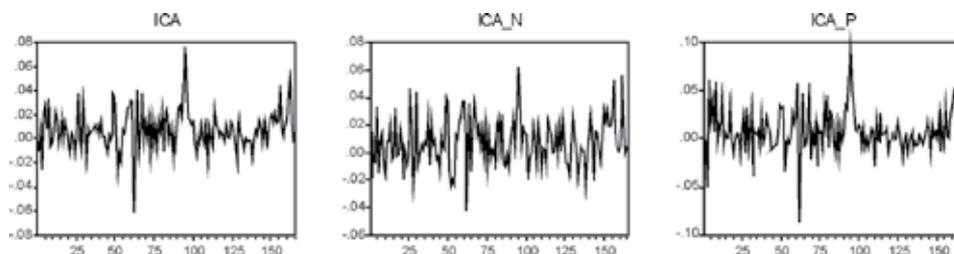
4

RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicialmente foram calculadas as taxas de variação mensal das séries ICA, ICA_P e ICA_A por meio da diferença dos logaritmos naturais: $\ln(ICA_t) - \ln(ICA_{t-1})$. Esse procedimento, além de expressar adequadamente a volatilidade da série, torna-a estacionária. As estimativas de estatísticas básicas, sobretudo as medidas de assimetria e curtose, juntamente com a visualização da Figura 1, sugerem que essas séries são heterocedásticas (Tabela 1).

Figura 1

Retornos do índice do custo da alimentação (ICA), índice do custo de alimentos *in natura* (ICA_N) e índice do custo de alimentos processados (ICA_P) na cidade de São Paulo



Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Tabela 1

Estatísticas descritivas dos retornos do índice do custo dos alimentos (ICA), índice do custo de alimentos *in natura* (ICA_N) e custo dos alimentos processados (ICA_P) na cidade de São Paulo

Estatísticas	ICA	ICA_N	ICA_P
Média	0,003165	0,003187	0,003253
Mediana	0,002607	0,002572	0,002282
Valor máximo	0,031892	0,026315	0,039388
Valor mínimo	-0,027986	-0,01829	-0,039601
Desvio padrão	0,006924	0,007469	0,009366
Assimetria*	0,198714	0,308674	0,091511
Curtose**	6,358382	3,322173	6,314667
Teste Jarque-Bera	78,62718	3,333791	75,76603
Nível de significância***	0,0000	0,188832	0,0000

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

*O valor para a distribuição normal é zero.

**A curtose para a distribuição normal é 3.

***A hipótese nula é que a distribuição é normal.

Apesar desses indícios, o teste multiplicador de heterocedasticidade de White sugeriu que apenas as séries ICA e ICA_P têm resíduos heterocedásticos. Os resultados do teste multiplicador de Lagrange, proposto por Engle (1982), indicaram que apenas a série do custo de alimentação composto por produtos processados (ICA_P) apresenta um padrão de volatilidade Arch (Tabela 2).

Tabela 2

Testes de heterocedasticidade de White e de multiplicador de Lagrange de Engle das séries ICA, ICA_N e ICA_P na cidade de São Paulo

Teste	Séries		
	ICA (1)	ICA_N (2)	ICA_N (3)
White	8,1463	2,1605	17,3867
Nível de significância	0,0170	0,3395	0,0002
Multiplicador de Lagrange	0,4412	0,1497	9,3673
Nível de significância	0,5066	0,6988	0,0022

(1) índice do custo dos alimentos;

(2) índice do custo dos alimentos *in natura*;

(3) índice do custo dos alimentos processados.

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Considerando que os resultados dos testes nem sempre são conclusivos, foram estimados modelos Garch, Tarch e Egarch para todas as séries estudadas, com o propósito de verificar se algum desses modelos se ajustava significativamente.

Para a série do índice do custo da alimentação (ICA), foram obtidos os seguintes resultados: um modelo Garch (1,1) foi razoavelmente bem ajustado. Os parâmetros γ_1 e δ_1 são significativos e sua soma é 0,7831, indicando que um choque na série leva algum tempo até se dissipar. Um modelo Tarch (1,1), cujos parâmetros também são significativos, indicou que choques positivos e negativos têm efeito assimétrico. Todavia, o sinal do parâmetro da *dummy* v é negativo, sugerindo que nas séries de preços, ao contrário das séries de ativos, os choques positivos têm mais efeito que os choques negativos. Esse resultado é compatível com a ideia de histerese nos índices de

preços. Os resultados do modelo Egarch para a série ICA confirmaram a ideia de que choques positivos têm efeito maior do que choques negativos, pois o sinal de ξ_1 e ξ_2 é positivo (Tabela 3).

Tabela 3

Estimativas dos coeficientes dos modelos Garch, Tarch e Egarch para o índice do custo de alimentação (ICA) da cidade de São Paulo

Especificação Média	AR ⁽¹⁾		AR ⁽¹⁾		AR ⁽¹⁾	
	est. ⁽²⁾	prob. ⁽³⁾	est. ⁽²⁾	prob. ⁽³⁾	est. ⁽²⁾	prob. ⁽³⁾
α	0,0048	0,0048	0,0048	0,0048	0,0048	0,0048
β	0,1311	0,0048	0,0048	0,0048	0,0048	0,0048
Variância	Garch (1,1)		Tarch (1,1)		Egarch (1,1)	
	est. ⁽²⁾	prob. ⁽³⁾	est. ⁽²⁾	prob. ⁽³⁾	est. ⁽²⁾	prob. ⁽³⁾
Y_0	0,0001	0,0961	6,17E-05	0,023	0,5492	0,0000
σ_1	0,4866	0,0148	0,5045	0,0105	0,0568	0,0000
Y_1	0,2965	0,0020	0,46284	0,0105	—	—
ν	—	—	-0,445201	0,0096	—	—
ξ_1	—	—	—	—	0,0826	0,1705
ξ_1	—	—	—	—	0,1007	0,0000
ξ_2	—	—	—	—	0,1209	0,0018

⁽¹⁾ Processo autorregressivo; ⁽²⁾ estimativa do parâmetro; ⁽³⁾ probabilidade.

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

A série do Índice de Custo dos Alimentos *in natura* não se ajustou bem em nenhum modelo. O único que apresentou coeficientes significativos foi um Garch (2,1), mas o sinal negativo do parâmetro δ_2 é incompatível com as pressuposições do modelo (Tabela 4).

Os resultados para a série do índice de custo dos alimentos processados (ICA_P) foram razoáveis. Um modelo Garch (1,1) ajustou-se bem, e a soma dos parâmetros $\gamma_1 + \delta_1 = 0,8815$ indica a persistência de choques que, de acordo com o modelo Tarch (1,2), são assimétricos. Como o sinal positivo do parâmetro ν é positivo, a volatilidade dessa série está mais de acordo com a volatilidade das séries de ativos: choques negativos têm mais efeito que choques positivos. Entretanto, no modelo Egarch (1,1) os parâmetros ξ_1 e ξ_2 são positivos, indicando o oposto. Mesmo assim, a significância desses parâmetros confirma que há assimetria nos efeitos dos choques (Tabela 5).

Tabela 4

Estimativas dos coeficientes dos modelos Garch, Tarch e Egarch para o índice do custo de alimentação com produtos *in natura* (ICA_N) da cidade de São Paulo

Especificação Média	AR (1)		AR (1)		AR (1)	
	est. (2)	prob. (3)	est. (2)	prob. (3)	est. (2)	prob. (3)
α	0,0060	0,0000	0,0059	0,2399	0,005543	0,0001
β	0,2117	0,0008	0,0048	0,0009	0,194355	0,0036
Variância	Garch (2,1)		Tarch (2,1)		Egarch (1,1)	
	est. (2)	prob. (3)	est. (2)	prob. (3)	est. (2)	prob. (3)
γ_0	0,0003	0,0002	0,000119	0,3627	-6,316472	0,4245
σ_1	0,4675	0,0148	0,364324	0,3337	0,582104	0,2301
σ_2	-0,7198	0,0002	0,20389	0,6604	—	—
γ_1	0,1734	0,0132	0,11043	0,4387	—	—
ν	—	—	-0,227846	0,1732	—	—
ξ_1	—	—	—	—	-0,133793	0,2769
ξ_1	—	—	—	—	0,190361	0,0553
ξ_2	—	—	—	—	-0,362716	0,4491

(1) Processo autorregressivo; (2) estimativa do parâmetro; (3) probabilidade.

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Tabela 5

Estimativas dos coeficientes dos modelos Garch, Tarch e Egarch para o índice do custo de alimentação com produtos *in natura* (ICA_N) da cidade de São Paulo

Especificação Média	AR (1)		AR (1)		AR (1)	
	est. (2)	prob. (3)	est. (2)	prob. (3)	est. (2)	prob. (3)
α	—	—	—	—	—	—
β	0,084826	0,3575	0,072209	0,4938	0,083122	0,3244
Variância	Garch (1,1)		Tarch (1,2)		Egarch (1,1)	
	est. (2)	prob. (3)	est. (2)	prob. (3)	est. (2)	prob. (3)
γ_0	0,0001	0,0176	0,0000	0,1828	-1,161893	0,003
σ_1	0,5768	0,0000	0,9596	0,0000	0,8890	0,0000
γ_1	0,3048	0,0002	0,4308	0,0001	—	—
γ_2	—	—	-0,4262	0,0001	—	—
ν	—	—	0,0769	0,0527	—	—
ξ_1	—	—	—	—	0,2857	0,0160
ξ_1	—	—	—	—	0,2026	0,0091

(1) Processo autorregressivo; (2) estimativa do parâmetro; (3) probabilidade.

Fonte: Elaborada pelos autores com base nos dados da pesquisa.

5

CONSIDERAÇÕES FINAIS

A preocupação com a segurança alimentar no Brasil foi consubstanciada na Lei n. 11.346, de 15 de setembro de 2006, que criou o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional (Sisan), que promete assegurar a todos o acesso regular e permanente a alimentos de qualidade e em quantidade suficiente. As famílias de baixa renda estão mais expostas à insegurança alimentar por duas razões básicas: a primeira é o orçamento familiar reduzido, que as classifica como pobres, que está totalmente comprometido com o atendimento das necessidades básicas, com destaque para a alimentação. A segunda razão é a volatilidade dos preços dos produtos agrícolas, que se reflete nos preços dos alimentos. Não é difícil perceber o efeito de uma elevação abrupta dos preços de alguns gêneros alimentícios essenciais num orçamento apertado, quando não insuficiente.

Para analisar a importância da instabilidade dos preços dos alimentos na insegurança alimentar, foram construídos três índices de custo de alimentação para as famílias da cidade de São Paulo com renda de até dois salários mínimos. Foram selecionados 80 produtos para compor os índices, divididos em dois grupos: 50 produtos *in natura* e 30 produtos processados. Esses produtos respondem por 79,8% das despesas dessas famílias com alimentação no domicílio. Foram considerados esses dois grupos porque se acreditava que os preços dos produtos *in natura* eram mais voláteis do que os preços dos produtos processados.

A volatilidade dos índices de preços foi analisada com três modelos de heterocedasticidade condicional autorregressiva (modelos Arch): Garch, Tgarch e Egarch. Os resultados sugerem, de modo geral, que as séries dos índices de custo de alimentação, além de voláteis, apresentam sinais de persistência e assimetria. Isso significa que as despesas com alimentação das famílias de baixa renda oscilam bastante de um mês para outro, e que, em determinados períodos, essa oscilação é maior, configurando o que se denomina grupos de volatilidade. Curiosamente os preços do grupo dos alimentos *in natura*, pelo menos no período analisado, não apresentaram sinais de volatilidade. Isso não quer dizer que não oscilem, mas sim que a oscilação manteve um padrão constante ao longo do tempo.

Esses resultados indicam que a instabilidade de preços ameaça a segurança alimentar, especialmente das famílias de baixa renda, e que demanda políticas públicas que garantam ao menos a estabilidade dos preços dos alimentos essenciais.

Anexo 1

Participação dos principais produtos nas despesas com alimentação no domicílio ⁽¹⁾

	0 – 2 SM			> 10 SM			Amostra total		
	Ordem	Simples	Acum.	Ordem	Simples	Acum.	Ordem	Simples	Acum.
Carne bovina ⁽²⁾	1	13,12	13,12	1	9,45	9,45	1	10,25	10,25
Pão ⁽³⁾	2	9,93	23,06	2	5,89	15,34	2	6,54	16,80
Leite C	3	7,71	30,76	3	3,77	19,11	3	4,36	21,16
Carne de aves ⁽⁴⁾	4	5,23	35,99	4	3,18	22,28	4	3,67	24,83
Arroz	5	3,81	39,79	5	2,38	24,66	5	3,08	27,91
Leite B	6	3,50	43,29	9	1,46	26,12	8	1,69	29,59
Café em pó	7	2,41	45,70	8	1,59	27,71	7	1,86	31,45
Biscoito ⁽⁵⁾	8	2,02	47,73	6	1,78	29,49	6	1,91	33,37
Açúcar	9	1,90	49,63	18	0,75	30,24	14	1,02	34,39
Ovos	10	1,87	51,50	19	0,72	30,97	16	0,92	35,31
Óleo de soja	11	1,83	53,32	14	1,02	31,98	12	1,31	36,62
Leite em pó	12	1,78	55,10	36	0,25	32,24	20	0,84	37,46
Feijão	13	1,77	56,87	11	1,20	33,44	9	1,59	39,05
Linguiça de porco	14	1,64	58,51	10	1,22	34,66	11	1,37	40,42
Laranja	15	1,44	59,95	15	0,88	35,54	15	0,99	41,41
Margarina	16	1,24	61,19	21	0,68	36,22	21	0,82	42,23
Macarrão	17	1,21	62,40	12	1,15	37,36	13	1,20	43,43
Batata	18	1,11	63,51	20	0,69	38,06	22	0,76	44,19
Banana-nanica	19	1,03	64,54	29	0,33	38,38	28	0,41	44,61
Massa de tomate	20	0,91	65,45	16	0,86	39,25	18	0,87	45,48
Queijo ⁽⁶⁾	21	0,89	66,34	7	1,69	40,94	10	1,42	46,90
Tomate de mesa	22	0,87	67,21	22	0,52	41,46	24	0,57	47,47
Alface	23	0,86	68,07	26	0,46	41,92	25	0,51	47,98
Salsicha	24	0,79	68,86	24	0,48	42,40	23	0,58	48,57
Alho	25	0,63	69,50	30	0,32	42,72	30	0,37	48,94
Cebola	26	0,56	70,05	32	0,31	43,03	31	0,36	49,30
Mamão	27	0,49	70,54	23	0,48	43,52	26	0,45	49,75
Carne suína	28	0,47	71,01	17	0,83	44,35	19	0,86	50,61
Mortadela	29	0,47	71,48	37	0,24	44,59	36	0,29	50,89
Leite condensado	30	0,46	71,94	27	0,45	45,04	27	0,44	51,33
Outros ⁽⁷⁾		7,82	79,76		7,41	52,46		7,20	58,53
Não disponíveis		20,24	100,00		47,54	100,00		41,47	100,00

(1) Ordenação com base na participação no consumo domiciliar de famílias com renda entre 0 e 2 salários mínimos (SM) dos produtos incluídos no levantamento de preços no varejo do IEA.

(2) Engloba todos os tipos de cortes.

(3) Engloba todos os tipos, e o pão francês corresponde a 87% da despesa com pão na amostra de renda entre 0-2 SM, 55% para amostra de mais de 10 SM e 66% para a amostra total.

(4) Engloba todos os tipos, e frango representa cerca de 90% da despesa com carne de aves.

(5) Engloba todos os tipos de biscoito.

(6) Engloba todos os tipos de queijo, exceto curado, fresco e ricota.

(7) Demais 50 produtos do total de 80 incluídos nos índices de preço.

Fonte: Elaborado a partir da POF-Fipe 1998-1999 e do levantamento de preços no varejo do IEA.

Anexo 2

Perguntas incluídas no suplemento de segurança alimentar da Pnad 2004 referentes à escala Ebia

1. Moradores tiveram preocupação de que os alimentos acabassem antes de poderem comprar ou receber mais comida?
2. Alimentos acabaram antes que os moradores tivessem dinheiro para comprar mais comida?
3. Moradores ficaram sem dinheiro para ter uma alimentação saudável e variada?
4. Moradores comeram apenas alguns alimentos que ainda tinham porque o dinheiro acabou?
5. Algum morador de 18 anos ou mais de idade diminuiu alguma vez a quantidade de alimentos nas refeições ou deixou de fazer alguma refeição porque não havia dinheiro para comprar comida?
6. Algum morador de 18 anos ou mais de idade alguma vez comeu menos porque não havia dinheiro para comprar comida?
7. Algum morador de 18 anos ou mais de idade alguma vez sentiu fome, mas não comeu porque não havia dinheiro para comprar comida?
8. Algum morador de 18 anos ou mais de idade perdeu peso porque não comeu quantidade suficiente de comida devido à falta de dinheiro para comprar comida?
9. Algum morador de 18 anos ou mais de idade alguma vez fez apenas uma refeição ou ficou um dia inteiro sem comer porque não havia dinheiro para comprar comida?
10. Algum morador com menos de 18 anos de idade alguma vez deixou de ter uma alimentação saudável e variada porque não havia dinheiro para comprar comida?
11. Algum morador com menos de 18 anos de idade alguma vez não comeu quantidade suficiente de comida porque não havia dinheiro para comprar comida?
12. Algum morador com menos de 18 anos de idade diminuiu a quantidade de alimentos nas refeições porque não havia dinheiro para comprar comida?
13. Algum morador com menos de 18 anos de idade alguma vez deixou de fazer uma refeição porque não havia dinheiro para comprar comida?
14. Algum morador com menos de 18 anos de idade alguma vez sentiu fome, mas não comeu porque não havia dinheiro para comprar comida?
15. Algum morador com menos de 18 anos de idade alguma vez ficou um dia inteiro sem comer porque não havia dinheiro para comprar comida?

Fonte: IBGE 2006.

Referências

BICKEL, G. et al. *Guide to measuring household food security*. Revised 2000. Washington, DC: Usda, 2000. 82 p. Disponível em: <<http://www.mypyramidforkids.gov/FSEC/FILES/FSGuide.pdf>>. Acesso em: 12 maio 2010.

BOLLERSLEV, T. Generalised autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, v. 31, p. 307-327, 1986.

BOLLERSLEV, T.; WOOLDRIDGE, J. M. Quase-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. *Econometric Reviews*, North Holland, v. 11, n. 2, p. 143-172, 1992.

BOX, G. E. P.; JENKINS, G. *Time series analysis: forecasting and control*. San Francisco: Holden-Day, 1976.

BRASIL. Lei n. 11 346, de 15 de setembro de 2006.

COMITÊ NACIONAL DE IMPLEMENTAÇÃO DO DIREITO HUMANO À ALIMENTAÇÃO ADEQUADA – COMIDHA. Direito humano à alimentação adequada. *Boletim*, n. 1, 26 abr. 2007. Disponível em: <<http://comidha.org.br/content/view/132/1/>>. Acesso em: 4 mar. 2008.

CONSEA. *Princípios e diretrizes de uma política de segurança alimentar e nutricional*. Brasília: Positiva, 2004. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/consea/static/documentos/Outros/LivroConsea_DocumentoReferencia.pdf>. Acesso em: mar. 2009.

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroskedasticity with estimates of the variance of the U.K. inflation. *Econometrica*, Princeton, v. 50, n. 4, p. 987-1007, 1982.

GLOSTEN, L.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. Relations between the expected interest rate. *Journal of Finance*, Chicago, v. 48, n. 5, p. 1779-1801, Dec. 1993.

HALL, B. Understanding food security data and methodology. 2004. Disponível em: <<http://www.centeronhunger.org/pdf/understanding>>. Acesso em: 30 mar. 2009.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. *Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios 2004: segurança alimentar*. Rio de Janeiro: IBGE, 2006. Disponível em: <<http://www.planalto.gov.br/consea/Static/documentos/Eventos/IIIConferencia/PNADSegurancaAlimentar2004%20VERS%C3O%20FINAL.pdf>>. Acesso em: mar. 2009.

MALUF, R. S. *Segurança alimentar e fome no Brasil: 10 anos da Cúpula Mundial de Alimentação*. Rio de Janeiro: Ceresan, 2006. 72 p. (Relatório técnico, n. 2). Disponível em: <<http://www.ufrj.br/cpda/ceresan/docs/relatoriotecnico2.pdf>>. Acesso em: 30 mar. 2009.

MALUF, R. S.; MENEZES, F.; VALENTE, F. L. Contribuição ao tema da segurança alimentar no Brasil. *Cadernos de Debate*, Campinas, v. 4, p. 66-68, 1996. Disponível em: <http://www.unicamp.br/nepa/arquivo_san/Contribuicao_ao_Tema_da_Seguranca_Alimentar_no_Brasil.pdf>. Acesso em: 30 mar. 2009.

MORAIS, I. A. C.; PORTUGAL, M. S. Modelagem e previsão de volatilidade determinística e estocástica para a série do Ibovespa. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 29, n. 3, p. 303-341, 1999.

NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica*, Princeton, v. 59, p. 347-370, 1991.

NORD, M.; ANDREWS, M.; CARLSON, S. *Household food security in the United States*: 2007. Washington: United States Department of Agriculture, 2008. 65 p. (Economic research report, n. EER-65). Disponível em: <<http://www.ers.usda.gov/Publications/ERR/>>. Acesso em: 10 jul. 2009.

ZAKOIAN, J. M. Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Amsterdam, v. 18, p. 931-955, 1990.