

# **VOLATILIDADE DOS PREÇOS DOS ALIMENTOS E INSEGURANÇA ALIMENTAR DAS FAMÍLIAS DE BAIXA RENDA NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO<sup>1</sup>**

César Roberto Leite da Silva<sup>2</sup>  
Maria Auxiliadora de Carvalho<sup>3</sup>  
Raquel Castelluci Caruso Sachs<sup>4</sup>

## **1 - INTRODUÇÃO**

A segurança alimentar foi fator crítico para a evolução da humanidade desde os tempos mais remotos, dado que a disponibilidade de alimentos implicava assegurar a própria sobrevivência da espécie. A questão é de fundamental importância também para garantir a estabilidade social e política<sup>5</sup>.

Ao longo da história a humanidade aprendeu a produzir alimentos com mais eficiência, a selecionar sementes, a explorar terras mais férteis, a estocar entre outras coisas, mas esse conjunto de saberes não foi suficiente para superar o problema da fome. O último relatório da Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO), divulgado em outubro de 2009, traz a seguinte informação:

FAO estima que 1,02 bilhão de pessoas estejam desnutridas no mundo em 2009. Isso representa mais pessoas famintas que em qualquer momento desde 1970 e piora das tendências insatisfatórias observadas mesmo antes da crise econômica. O aumento da insegurança alimentar não resulta de redução das safras dos

pobres, mas dos preços elevados dos alimentos, baixa renda e crescente desemprego que reduziram o acesso dos pobres aos alimentos (FAO, 2009, p. 2).

O século XX foi marcado por expressivo progresso do conhecimento acerca da segurança alimentar e a criação da FAO foi um fator que contribuiu de forma relevante para isso<sup>6</sup>. Chonchol (2005) reporta que na década de 1930, quando o mundo passou por profunda crise, os especialistas em nutrição alertavam sobre a necessidade de aumentar a disponibilidade de alimentos, mas os economistas recomendavam cortes na produção para eliminar excedentes invendáveis. Esse paradoxo levou a Sociedade das Nações a criar uma comissão para estudar as relações entre agricultura, nutrição, saúde e economia. Os trabalhos da comissão foram interrompidos durante a II Guerra Mundial, mas a reflexão sobre o problema continuou ao longo dela, e de uma reunião das Nações Unidas convocada em 1945 para discutir agricultura e alimentação resultou a criação da FAO.

No começo das discussões a insegurança alimentar era vista como disponibilidade insuficiente de alimentos, principalmente nos países pobres que não conseguiam produzir a quantidade necessária para a população. Nesse contexto as estratégias adotadas para enfrentar a questão foram: assistência alimentar com emprego dos excedentes dos países ricos e Revolução Verde, para aumentar a produtividade das lavouras com o uso intensivo de insumos químicos e de variedades mais produtivas (VALENTE et al., 2007).

A estratégia foi bem sucedida em termos de aumento de produtividade, geração de

<sup>1</sup>Cadastrado no SIGA NRP2946 e registrado no CCTC-IE-11/2010.

<sup>2</sup>Economista, Doutor, Pesquisador Científico do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: crlsilva@iea.sp.gov.br).

<sup>3</sup>Engenheira Agrônoma, Doutora, Pesquisadora Científica do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: macarvalho@iea.sp.gov.br).

<sup>4</sup>Engenheira Agrônoma, Mestre, Pesquisadora Científica do Instituto de Economia Agrícola (e-mail: raquelsachs@apta.sp.gov.br).

<sup>5</sup>Toda vez que, no curso da história, a segurança alimentar foi gravemente afetada, a incapacidade de restabelecê-la foi seguida, mais cedo ou mais tarde, de sérios distúrbios sociais: comoções internas determinando mudanças no poder, amplos movimentos migratórios em busca de regiões mais férteis ou, até mesmo, o fim de um Estado, quer vítima de conquista ou de rápido declínio e eventual colapso (ALENCAR, 2001, p. 139).

<sup>6</sup>Cabe a ela a proposição e coordenação de programas internacionais com o objetivo de aumentar a disponibilidade de alimentos e minimizar as implicações da escassez para as populações mais pobres do mundo.

excedentes, aumento dos estoques e queda nos preços, mas não solucionou o problema dos famintos do mundo. Foi só na década de 1980 que se reconheceu que a insegurança alimentar não tinha origem na oferta, mas na pobreza que inviabilizava o acesso aos alimentos (PEREIRA; SANTOS, 2008). Chegou-se, então, ao conceito de segurança alimentar, caracterizada pela situação em que todos têm acesso físico e econômico à alimentação adequada, sem risco de desabastecimento.

Desde o final da década de 1980 esse conceito vem sendo aprimorado e, depois da incorporação dos aspectos nutricional e sanitário, passou a ser denominado segurança alimentar e nutricional. Posteriormente, a Cúpula Mundial de Alimentação, organizada pela FAO e realizada em 1996

associou definitivamente o papel fundamental do Direito Humano à Alimentação Adequada à garantia da Segurança Alimentar e Nutricional (VALENTE et al., 2007, p. 5)<sup>7</sup>.

Nessa Cúpula foi fixada a meta de redução dos famintos para cerca de 400 milhões em 2015, número correspondente à metade do observado em 1990-1992 (FAO, 1996). No entanto, a realidade mostrou que o mundo não caminha para atingir essa meta. A série estatística da FAO (2009) indicava tendência decrescente do número de famintos desde a década de 1970, mas sofreu reversão em meados da década de 1990. Desde então passou a registrar crescimento de forma sem precedentes na história, a despeito da redução da taxa de natalidade.

Em resumo, 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.

O Brasil não contribuiu para a deterioração das estatísticas mundiais. Pelo contrário, as estimativas da FAO mostram que a proporção dos famintos na população brasileira caiu de 10%

<sup>7</sup>Mais recentemente foi desenvolvido o conceito de soberania alimentar significando 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” (COMIDHA, 2007).

na década de 1990 para 6% no triênio 2004-06 (FAO, 2010a)<sup>8</sup>. No entanto, apesar de ser um dos maiores produtores e exportadores de alimentos no mundo, o País ainda tem um expressivo contingente populacional vivendo em condições de insegurança alimentar resultado da elevada concentração de renda.

Um agravante da situação 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, faltas de chuvas, etc. Os mercados agrícolas dependem também das instabilidades cíclicas da economia que afetam a demanda agregada, fazendo com que os preços se elevem nos períodos de prosperidade e caiam nas recessões.

Cabe destacar que a dinâmica dos preços dos alimentos é afetada pela evolução dos preços dos combustíveis, não só como insumo na produção, mas também pela disputa por recursos para a produção de bioenergia<sup>9</sup>. Também não é desprezível a influência da crescente interdependência das economias e a evolução dos fluxos de capitais especulativos nos mercados agrícolas como determinantes da volatilidade desses preços<sup>10</sup>.

A presença de volatilidade dos preços agrícolas resulta em incertezas e perdas para consumidores e produtores, problema que os governos do mundo todo se empenham em minimizar. Inicialmente a intervenção sistemática dos governos com vistas à estabilização de preços se deu em resposta às dificuldades enfrentadas durante a crise de 1929<sup>11</sup>.

<sup>8</sup>O Ministério da Saúde julga que o Brasil caminha para atingir todas as metas estabelecidas para o milênio na área de saúde; erradicar a extrema pobreza e a fome é uma delas (MS, 2010).

<sup>9</sup>Ver, por exemplo, Runge e Senauer (2007), Rosegrant (2008) e Trostle (2008).

<sup>10</sup>Robles, Torero e Braun (2009), ao analisarem os impactos da especulação sobre a crise dos alimentos, concluem: “As mudanças nos princípios básicos da oferta e demanda não podem explicar plenamente o recente aumento radical dos preços dos alimentos. As crescentes expectativas, a especulação, a monopolização e a histeria também desempenharam papel no nível crescente e volátil dos preços dos alimentos”.

<sup>11</sup>A intervenção pública dos governos para garantir preços aos agricultores na França, Estados Unidos e Inglaterra teve início no começo da década de 1930 (DELGADO, 1978).

Com o tempo as políticas de preços deixaram de servir como resposta a crises eventuais e passaram a ter objetivos de longo prazo, inclusive com justificativa teórica para isso. Johnson (1947) formalizou uma proposta de intervenção do governo por meio de divulgação de preços antecipados para aumentar a eficiência da produção agrícola que influenciou a condução da política agrícola de muitos países, em especial dos mais desenvolvidos<sup>12</sup>.

No Brasil o início da intervenção na agricultura também se deu em resposta a crises e o caso do café é o mais notório, mas não o único da época. A história da política de abastecimento contada por Linhares e Silva (1979) registra um exemplo que antecedeu a própria política agrícola dos países desenvolvidos. Trata-se do Comissariado de Alimentação Pública, criado em 1918 para solucionar a crise de abastecimento resultante da I Guerra. O Comissariado tinha por finalidade intervir e regular o mercado de bens de primeira necessidade com o objetivo de expandir a produção<sup>13</sup>.

Ao longo do tempo o governo brasileiro criou vários outros mecanismos de intervenção na agricultura, mas o ponto alto da estratégia para estabilização de preços foi a Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM), cujo principal objetivo é reduzir a incerteza dos produtores rurais quanto aos preços futuros para que possam expandir a oferta agrícola<sup>14</sup>.

A PGPM foi desmontada a partir de meados da década de 1990, segundo Conceição (2009), com base na hipótese de que a abertura ao mercado externo garante o abastecimento, sendo desnecessária a formação de estoques

<sup>12</sup>Considerando que o sistema de preços não fornece a melhor alocação de recursos na presença de risco, conclui que alguma ação positiva é necessária para corrigir essa falha do mercado. Propôs, então, que se estabelecesse preço de garantia correspondente ao preço de equilíbrio de longo prazo para proteger o produtor contra flutuações aleatórias de preço, criando condições para o planejamento adequado da produção (JOHNSON, 1947).

<sup>13</sup>Em 1918 o governo fixou os primeiros preços mínimos com o objetivo de expandir a produção do País. Linhares e Silva (1979, p. 53) registram a seguinte afirmação de Darcy Ribeiro: “no intuito de obter no país a maior expansão das culturas de trigo e feijão, o Governo Federal deu aos plantadores a garantia de preços mínimos, sendo de \$300 por Kilo para o feijão preto ou mulatinho e 12\$ por sacco para feijões brancos ou amarelos”.

<sup>14</sup>Para conhecer a história da PGPM, bem como a argumentação teórica que a justifica, ver Carvalho (1994).

públicos<sup>15</sup>. A crise mundial dos alimentos, que pelos números da FAO teve início em 2006, é uma contundente contraprova dessa pressuposição, pois demonstrou que o problema da volatilidade dos preços agrícolas na atualidade é tão ou até mais grave que no passado<sup>16</sup>.

A variabilidade dos preços afeta a decisão do produtor agrícola, o que, naturalmente, tem reflexos no custo da cesta de mercadorias. Como as populações mais pobres têm parcela elevada de sua renda comprometida com os gastos com alimentos, periodicamente enfrentam piora nas condições de vida e consequente aumento da insegurança alimentar.

Este trabalho pretende analisar a instabilidade dos preços dos alimentos consumidos pelas famílias de baixa renda no Município 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 dezembro de 1994 a março de 2009. A evolução dos preços foi ponderada pela importância desses produtos nas despesas com alimentação no domicílio das famílias com renda 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 terceiro artigo da Lei n. 11.346, de 15 de setembro de 2006, que criou o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional (SI-SAN), define:

A segurança alimentar e nutricional consiste na realização do direito de todos ao acesso regular e

<sup>15</sup>Conceição (2009) analisa essa questão ressaltando a lógica da PGPM e as transformações que sofreu ao longo do tempo, com destaque para as ocorridas na década de 1990 para adequação da política à situação de abertura. Analisa a volatilidade de preços de importantes produtos e conclui que os instrumentos atuais de intervenção não são suficientes e precisam ser repensados, levando em conta a crescente integração dos mercados.

<sup>16</sup>Tornando a média do índice mensal de preços dos alimentos de janeiro de 1990 a março de 2010 igual a 100, observa-se que o índice superou a média sistematicamente a partir de 2006, acelerou o crescimento em 2007 e atingiu o pico de 184,2 em junho de 2008. Daí em diante, os preços mostraram tendência de queda, mas em março de 2010 o índice ainda estava 40% acima da média da série (FAO, 2010b).

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 (BRASIL, 2006).

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; CONSEA, 2004).

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 a proporção da população mundial que sofre de fome até 2015. Para verificação dessa meta são utilizados vários indicadores indiretos que mostram melhorias expressivas, mas a insegurança alimentar ainda é uma realidade nacional<sup>17</sup>.

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 plenamente do problema, porque 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, conforme observa Hall (2004).

Essa constatação levou o Departamento de Agricultura dos Estados Unidos (USDA) a formular uma medida direta de insegurança ali-

mentar e fome (BICKEL et al., 2000). Naquele país é feita uma pesquisa domiciliar com 18 perguntas, sendo que 10 delas 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 e insegurança alimentar grave.

A pesquisa realizada em dezembro de 2007 em 54.000 domicílios norte-americanos estimou que 88,9% deles 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 feitos em vários países. As diferentes metodologias usadas nestes estudos foram adaptadas à realidade brasileira, resultando na Escala Brasileira de Insegurança Alimentar (EBIA), que se baseia em questionário com 15 perguntas aplicado a um dos moradores do domicílio considerado apto para respondê-las. A escala tem os seguintes níveis: segurança alimentar, insegurança leve, insegurança moderada e insegurança grave (IBGE, 2006).

Este questionário foi incorporado à Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de 2004, e tem 9 itens dirigidos aos adultos e 6 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, sendo que 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, 32.645.194 na de insegurança alimentar leve, 25.596.991 na de insegurança alimentar moderada e 13.921.701 na de insegurança alimentar grave (IBGE, 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.

<sup>17</sup>São empregados indicadores de renda, de desnutrição, déficit de altura, déficit de peso, entre outros. Maluf (2006) fez um relatório do progresso conseguido pelo governo para reduzir a fome no Brasil, considerando as metas da Cúpula Mundial de Alimentação. A meta de redução tem por base o período 1990-1992.

Pelo 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 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. Esta situação pode produzir insegurança alimentar, principalmente nas famílias mais pobres, que comprometem a maior parte de seu orçamento com 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 séries 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. Este fenômeno é conhecido como grupos de volatilidade (*volatility clustering*). Em outras palavras, os resíduos destas séries são heterocedásticos, podendo-se considerar a heteroscedasticidade como a variância flutuante de uma série ao longo do tem-

po Além disso, o fato de a maioria das séries econômicas não ser estacionária na média somada 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 Heteroscedasticity (ARCH). Este processo tem média zero, não é correlacionado serialmente e a variância não é constante, condicionada ao passado. Usou este modelo para estimar as médias e variâncias da inflação do Reino Unido. O modelo proposto foi estatisticamente significativo, mostrando 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 muito úteis para estudar séries econômicas heterocedásticas em geral<sup>18</sup>.

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 ARCH. Os modelos empregados neste trabalho são brevemente apresentados a seguir<sup>19</sup>.

#### 3.1 - Modelos de Heterocedasticidade Condicional Autorregressiva (ARCH)

Considere-se uma variável  $Y_t$  gerada pelo processo autorregressivo:

<sup>18</sup>O retorno de um ativo é a variação relativa de seu preço:  $\ln(Y_t) - \ln(Y_{t-1})$ .

<sup>19</sup>Este trabalho se restringe ao emprego de modelos de volatilidade determinística. Cardoso (2005), por exemplo, desenvolveu aplicação desses modelos às séries univariadas de demanda de energia elétrica. Para um bom exemplo de aplicação de modelos de volatilidade estocástica, ver Morais; Portugal (1999).

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

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

Engle (1982) propôs que a variância dos resíduos ( $\sigma^2$ ) 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:

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

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

onde  $h_t$  representa doravante a variância condicionada ao conjunto de informações  $\Omega_t$  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 esta 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,  $u_{tj}$ , e de seus próprios valores defasados,  $h_{t-p}$ .

Para que a variância seja positiva, além das restrições referentes ao parâmetro  $\gamma$  descritas acima, é necessário também que  $\delta_1 > 0$  e  $\gamma_1 + \delta_1 < 1$ . Esta 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 esta ideia. No mercado de ações, por exemplo, observa-se que choques negativos (queda abrupta de preços) provocam maior volatilidade que os positivos.

Zakoian (1994) e Glosten, Jagannathan 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 uma *dummy* multiplicativa na equação da variância para testar se há diferença estatisticamente significativa entre choques positivos e negativos. A equação da variância de um modelo TGARCH( $p, q$ ) é:

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

onde  $d_t = 1$  para  $u_t < 0$  e  $d_t = 0$  no caso contrário. Portanto, os choques positivos e negativos têm impacto diferente. Se positivo, o impacto é  $\gamma_1$ . 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 com *Exponential GARCH (EGARCH)*. A equação da variância condicionada de um EGARCH ( $p, q$ ) é:

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

Os modelos EGARCH também testam a assimetria dos choques por meio dos parâmetros  $\zeta_j$ . Se  $\zeta_1 = \zeta_2 = \dots = \zeta_q = 0$ , o modelo é simétrico. Se  $\zeta_j < 0$ , 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 ICA para as famílias com renda entre 0 e 2 salários-mínimos foi obtido por meio da média ponderada dos preços relativos de 80 produtos. O fator de ponderação ( $w_i$ ) foi definido a partir do valor das despesas com esses produtos na POF da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (FIPE). Assim,

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

onde:

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

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

$P_{io}$  = preço do produto  $i$  no mês base;

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

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. Os fatores de ponderação são apresentados no Anexo 1.

### 3.3 - Dados utilizados

Os preços referentes ao período de dezembro de 1994 a março de 2009 procedem do levantamento mensal no varejo da cidade de São Paulo, divulgado pelo Instituto de Economia Agrícola (IEA, 2009)<sup>20</sup>.

Para base de ponderação dos índices foi utilizada a pesquisa de orçamentos familiares (POF) realizada pela FIPE entre maio de 1998 e junho de 1999, para a classe de renda entre 0 e 2

salários-mínimos (FIPE, 1999)<sup>21</sup>.

Como existem algumas divergências entre os produtos levantados pelo IEA e os da POF da FIPE, foram necessárias adaptações. Por exemplo, o levantamento do IEA registra carne bovina enquanto a POF subdivide esse produto em seus vários tipos (acém, moída de primeira, de segunda, patinho, lagarto, etc.). Para construção dos índices todos esses itens foram englobados como carne bovina na suposição de que os preços dos diversos cortes de carne variam no mesmo sentido e proporção. O mesmo foi feito para as demais carnes, pães, 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 têm semelhante participação nas vendas do CEAGESP.

Esses ajustamentos resultou em 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<sup>22</sup>.

<sup>21</sup>Veja-se que a série analisada começa em dezembro de 1994 e a POF utilizada é de 1998-1999. Embora isso possa parecer limitação do trabalho, para efeito da análise da instabilidade de preço não é porque a base fixa, com o emprego da fórmula de Laspeyres, permite identificar apenas a variação dos índices de preços, objetivo deste trabalho. O emprego da POF anterior poderia trazer mais distorção por ter sido levantada em período ainda mais distante do início da série (1990-91), fato agravado por ser uma ocasião conturbada por problemas políticos e inflação mensal acima de 10%, chegando a ultrapassar 20% em alguns meses. Além disso, ao longo do tempo as pessoas naturalmente mudam seus hábitos de consumo e seria interessante poder atualizar a base de ponderação com frequência, mas o custo dos levantamentos é limitante. No entanto, para efeito do resultado que se pretende com este trabalho, a mudança de base de ponderação, enquanto teria a vantagem da atualização dos produtos, provocaria um problema de homogeneidade por não considerar a mesma cesta ao longo da série.

<sup>20</sup>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 em dezembro de 1998 e fevereiro de 1999.

<sup>22</sup>A separação dos produtos *in natura* dos produtos industrializados foi feita para testar a hipótese de que a dinâmica de formação de preços de cada um destes grupos é distinta.

#### 4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicialmente foram calculadas as taxas de variação mensal das séries *ICA*, *ICA\_N* e *ICA\_P* por meio da diferença dos logaritmos naturais:  $\ln(ICA_t) - \ln(ICA_{t-1})$ . Este 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 das séries, sugerem que são heterocedásticas (Figura 1 e Tabela 1).

Os resultados mostraram taxa média de variação do custo de alimentação de 0,730%, sendo que a taxa dos produtos processados ficou um pouco mais elevada que a dos *in natura*: 0,737% contra 0,715%, respectivamente.

O cálculo do coeficiente de variação, que expressa a ordem de grandeza da variabilidade de uma série com relação à sua média, ultrapassou 200% para as três séries, destacando-se novamente o *ICA\_P*, agora pela maior variabilidade: 289% contra 239% do *ICA\_N* e 217% do *ICA* (Tabela 1). Esses resultados indicam que a variação dos preços dos alimentos nesse período teve impacto considerável sobre o poder de compra dos consumidores de baixa renda no Município de São Paulo.

TABELA 1 - Estatísticas Descritivas das Taxas de Variação Mensal dos Índices de Preços, Município de São Paulo, Janeiro de 1995 a Março de 2009

Estatísticas	ICA	ICA_N	ICA_P	IPCA
Média	0,00730	0,00715	0,00737	0,00619
Mediana	0,00661	0,00525	0,00490	0,00489
Valor máximo	0,07314	0,06022	0,09070	0,02975
Valor mínimo	-0,06321	-0,04341	-0,09118	-0,00511
Desvio padrão	0,01588	0,01713	0,02130	0,00542
Coeficiente de variação	2,17525	2,39494	2,88969	0,87557
Assimetria <sup>1</sup>	0,18249	0,28258	0,10552	1,65256
Curtose <sup>2</sup>	6,10905	3,26794	6,41381	6,65778
Teste Jarque-Bera	69,82071	2,78731	83,35629	173,15980
Nível de significância <sup>3</sup>	0,00000	0,24817	0,00000	0,00000

<sup>1</sup>O valor para a distribuição normal é zero.

<sup>2</sup>A curtose para a distribuição normal é 3.

<sup>3</sup>A hipótese nula é que a distribuição é normal.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da pesquisa.

Para dar uma ideia da grandeza relativa da variabilidade dos preços dos alimentos, também foram estimadas as estatísticas descritivas da variação do Índice de Preços ao Consu-

midor Amplo (IPCA)<sup>23</sup>, indicador oficial de inflação no Brasil e base do sistema de metas inflacionárias adotado em meados de 1999 (Tabela 1). Da comparação dos resultados, conclui-se que a taxa média mensal de inflação, de 0,619% ao mês, ficou em torno de 15% abaixo da média dos três índices referentes aos alimentos.

O que mais chama a atenção ao comparar as estatísticas é a enorme diferença de variabilidade: enquanto os coeficientes de variação das séries dos preços dos alimentos ultrapassam 200%, chegando a quase 300% no caso do *ICA\_P*, o coeficiente de variação do IPCA é de 87,5%, bastante elevado, mas corresponde a cerca de um terço dos demais. Cabe ressaltar que boa parte da variabilidade do IPCA deve proceder dos próprios preços dos alimentos que entram na composição do índice com participação de 22,56% (BACEN, 2010).

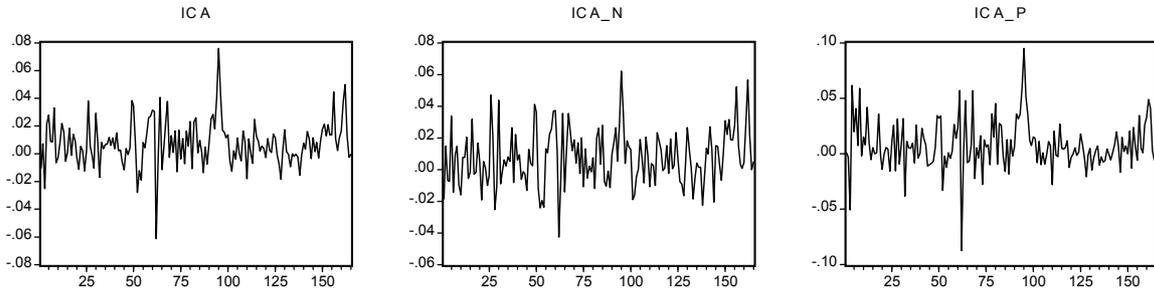
O emprego do teste multiplicador de heterocedasticidade de White sugeriu que apenas as séries *ICA* e *ICA\_P* têm resíduos heterocedásticos. Os resultados do teste multiplicador de Lagrange, proposto por Engle (1982), indicou que apenas a série *ICA\_P*, apresenta padrão de volatilidade ARCH (Tabela 2).

TABELA 2 - Testes de Heterocedasticidade de White e de Lagrange de Engle das Taxas de Variação Mensal dos Índices de Preços, Município de São Paulo, Janeiro de 1995 a Março de 2009

Teste	Séries		
	ICA	ICA_N	ICA_P
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

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da pesquisa.

<sup>23</sup>O IPCA engloba famílias com renda familiar entre 1 e 40 salários-mínimos residentes em nove regiões metropolitanas (Belém, Belo Horizonte, Curitiba, Fortaleza, Porto Alegre, Recife, Rio de Janeiro, Salvador e São Paulo). Desde 2006, o índice vem sendo ponderado com base na POF levantada pelo IBGE entre julho de 2002 e julho de 2003. A região metropolitana de São Paulo tem participação de 33,06% no índice e o grupo alimentação e bebidas, 22,56% (BACEN, 2010).



**Figura 1** - Taxas de Variação Mensal dos Índices de Preço dos Alimentos, Município de São Paulo, Janeiro de 1995 a Março de 2009.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados do IEA (2009).

Considerando que os resultados dos testes nem sempre são conclusivos, foram estimados modelos GARCH, TARCH e EGARCH para as três séries estudadas, com o propósito de verificar se algum desses modelos se ajustava significativamente.

A série ICA\_N não se ajustou bem em nenhum modelo. O único que apresentou coeficientes significativos foi um GARCH (2,1), mas o sinal negativo do parâmetro  $\delta_2$  é incompatível com as pressuposições do modelo (Tabela 3).

Os resultados para a série ICA\_P são razoáveis. Um modelo GARCH (1,1) ajustou-se bem e a soma dos parâmetros  $\gamma_1 + \delta_1 = 0,8816$  indica a persistência de choques que, de acordo com o modelo TARCH (1,2), são assimétricos. Como o sinal do parâmetro  $\nu$  é positivo, a volatilidade desta série se assemelha à volatilidade das séries de ativos: choques negativos têm mais efeito que choques positivos. Entretanto, no modelo EGARCH (1,1), os parâmetros  $\xi_1$  e  $\xi_2$  são positivos, indicando o oposto. Mesmo assim a significância destes parâmetros confirma a existência de assimetria nos efeitos dos choques (Tabela 4).

Para a série ICA, que engloba as duas anteriores, um modelo GARCH (1,1) foi razoavelmente bem ajustado. Os parâmetros  $\gamma_1$  e  $\delta_1$  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*,  $\nu$  é negativo, sugerindo que, ao contrário das séries de ativos, os choques positivos nesta série têm mais efeito que os negativos. Este resultado é compatível com a ideia de histerese no índice de preços. Os resultados do modelo EGARCH para a série ICA con-

firmaram a ideia de que choques positivos têm efeito maior do que choques negativos, pois o sinal de  $\xi_1$  e  $\xi_2$  é positivo (Tabela 5).

A comparação dos resultados para os três índices calculados parece contradizer as análises que atribuem a elevada volatilidade dos preços dos alimentos ao setor agrícola: no período de dezembro de 1994 a março de 2009, embora as três séries apresentem elevada variabilidade, a que congrega apenas produtos *in natura* apresentou grau um pouco menor que as demais. Esta série também divergiu das demais porque não apresentou sinais de heterocedasticidade, o que indica que os preços, apesar da intensa variabilidade, não tiveram comportamento volátil. Este resultado sugere que podem ter razão os que argumentam que a estabilidade de preços conseguida pelo Plano Real foi devida, em grande parte, à “âncora agrícola”.

## 5 - CONSIDERAÇÕES FINAIS

A preocupação com a segurança alimentar no Brasil foi consubstanciada em lei que promete assegurar acesso regular e permanente a alimentos de qualidade e em quantidade suficiente a todos. No entanto, para que essa promessa possa ser cumprida, são necessárias atitudes que reduzam a variabilidade dos preços dos alimentos, importante fator de insegurança alimentar no mundo todo.

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; significa que o orçamento está totalmente comprometido com o atendimento das necessidades básicas, com destaque para a alimentação. A segunda

TABELA 3 - Estimativas dos Modelos GARCH, TARCH e EGARCH para a Série ICA\_N, Município de São Paulo, Dezembro de 1994 a Março de 2009

Especificação média	AR <sup>1</sup>		AR <sup>1</sup>		AR <sup>1</sup>	
	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>
$\alpha$	0,0060	0,0000	0,0059	0,0000	0,005543	0,0001
$\beta$	0,2117	0,0008	0,2399	0,0009	0,194355	0,0036
Variância	GARCH (2,1)		TARCH (2,1)		EGARCH (1,1)	
	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>
$\gamma_0$	0,0003	0,0002	0,000119	0,3627	-6,316472	0,4245
$\delta_1$	0,4675	0,0148	0,364324	0,3337	0,582104	0,2301
$\delta_2$	-0,7198	0,0002	0,20389	0,6604	-	-
$\gamma_1$	0,1734	0,0132	0,11043	0,4387	-	-
$\nu$	-	-	-0,227846	0,1732	-	-
$\zeta_1$	-	-	-	-	-0,133793	0,2769
$\xi_1$	-	-	-	-	0,190361	0,0553
$\xi_2$	-	-	-	-	-0,362716	0,4491

<sup>1</sup>Processo autorregressivo.<sup>2</sup>Estimativa do parâmetro.<sup>3</sup>Probabilidade.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da pesquisa.

TABELA 4 - Estimativas dos Modelos GARCH, TARCH e EGARCH para a Série ICA\_P, Município de São Paulo, Dezembro de 1994 a Março de 2009

Especificação Média	AR <sup>1</sup>		AR <sup>1</sup>		AR <sup>1</sup>	
	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>
$\alpha$	-	-	-	-	-	-
$\beta$	0,084826	0,3575	0,072209	0,4938	0,083122	0,3244
Variância	GARCH (1,1)		TARCH (1,2)		EGARCH (1,1)	
	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>
$\gamma_0$	0,0001	0,0176	0,0000	0,1828	-1,161893	0,003
$\delta_1$	0,5768	0,0000	0,9596	0,0000	0,8890	0,0000
$\gamma_1$	0,3048	0,0002	0,4308	0,0001	-	-
$\gamma_2$	-	-	-0,4262	0,0001	-	-
$\nu$	-	-	0,0769	0,0527	-	-
$\zeta_1$	-	-	-	-	0,2857	0,0160
$\xi_1$	-	-	-	-	0,2026	0,0091

<sup>1</sup>Processo autorregressivo.<sup>2</sup>Estimativa do parâmetro.<sup>3</sup>Probabilidade.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da pesquisa.

TABELA 5 - Estimativas dos Modelos GARCH, TARCH e EGARCH para a Série ICA, Município de São Paulo, Dezembro de 1994 a Março de 2009

Especificação Média	AR <sup>1</sup>		AR <sup>1</sup>		AR <sup>1</sup>	
	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>
$\alpha$	0,0048	0,0003	0,0060	0,0000	0,0061	0,0000
$\beta$	0,1311	0,0825	0,1206	0,1392	0,1866	0,0015
Variância	GARCH (1,1)		TARCH (1,1)		EGARCH (1,1)	
	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>	Est. <sup>2</sup>	Prob. <sup>3</sup>
$\gamma_0$	0,0001	0,0961	6,17E-05	0,023	0,5492	0,0000
$\delta_1$	0,4866	0,0148	0,5045	0,0105	0,0568	0,0000
$\gamma_1$	0,2965	0,0020	0,46284	0,0105	-	-
$\nu$	-	-	-0,445201	0,0096	-	-
$\zeta_1$	-	-	-	-	0,0826	0,1705
$\xi_1$	-	-	-	-	0,1007	0,0000
$\xi_2$	-	-	-	-	0,1209	0,0018

<sup>1</sup>Processo autorregressivo.<sup>2</sup>Estimativa do parâmetro.<sup>3</sup>Probabilidade.

Fonte: Elaborada pelos autores a partir de dados da pesquisa.

razão é a volatilidade dos preços dos produtos agrícolas, que se reflete nos preços dos alimentos. Não é difícil avaliar 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 do município de São Paulo com renda até dois salários-mínimos. Foram selecionados 80 produtos para compor os índices, divididos em dois grupos: 50 produtos *in natura* e 30 produtos processados. Foram considerados estes 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): modelo GARCH, modelo TGARCH e modelo 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. A persistência é um indicador do tempo que os preços demoram a voltar a um nível considerado normal, que é próximo de sua média. Os resultados indicaram que os choques nos preços dos alimentos não se dissipam imediatamente.

No caso da assimetria, o índice agregado, composto por produtos processados e *in natura*, mostrou que as elevações nos preços dos alimentos são mais importantes que as reduções. Em outras palavras, um aumento em um período tende a ser acompanhado por outro no período seguinte. Essa característica deve ser proveniente dos produtos *in natura*, dado que os preços dos alimentos processados tiveram comportamento inverso: reduções de preços tendem a ser acompanhadas por mais reduções.

Curiosamente o índice de preços dos próprios alimentos *in natura*, pelo menos no período analisado, não apresentou sinais de volatilidade. Isto não quer dizer que não oscile, mas que a oscilação manteve um padrão constante ao longo do tempo. O problema é que este padrão de oscilação é muito elevado, como ficou evidente quando se observa os coeficientes de variação. Os resultados mostraram que a taxa de variação mensal dos índices de preços dos ali-

mentos tem amplitude muito grande, oscilando entre duas e três vezes a média do período analisado.

A comparação dos índices estimados para os alimentos com o IPCA, índice medidor oficial de inflação, mostra variabilidade dos preços dos alimentos muito superior: coeficiente de variação acima de 200% contra 87% do IPCA. Naturalmente, os preços dos alimentos contribuíram para a variabilidade do IPCA, dado que correspondem a quase um quarto de sua composição. Não por acaso, nos dois momentos em que o IPCA anual ultrapassou 10%, o correspondente valor dos índices de preço dos alimentos estimados superou 20%. Trata-se do período inicial da série, quando ainda havia resquícios da inflação pré-Plano Real e da etapa entre novembro/2002 e outubro/2003, quando o País enfrentou forte movimento especulativo, em parte devido a aspectos políticos decorrentes da eleição de Lula como presidente.

Mais recentemente os efeitos da crise dos alimentos se fizeram presentes nas séries analisadas, em particular dos produtos *in natura*, resultando em taxa de variação anual acima de 20% por 12 meses seguidos, entre dezembro/2007 e novembro/2008<sup>24</sup>. O índice de preço dos alimentos processados registrou essa situação por três meses e o índice agregado, composto pelos dois anteriores esteve acima de 20% entre abril e novembro de 2008.

Em resumo, embora os resultados dos modelos não permitam afirmações conclusivas, há fortes indicações de que as despesas com alimentação das famílias de baixa renda oscilam bastante de um mês para outro e que, em determinados períodos, esta oscilação é maior, configurando o que são denominados grupos de volatilidade.

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

<sup>24</sup>Vale esclarecer que a variação anual de determinado mês corresponde à variação percentual do índice entre o valor observado neste mês e o registrado 12 meses antes. Assim, o resultado de dez./2007, por exemplo, registra a variação do índice entre dez./2006 e dez./2007.

## LITERATURA CITADA

ALENCAR, A. G. Do conceito estratégico de segurança alimentar ao plano de ação da FAO para combater a fome. **Revista Brasileira de Política Internacional**, vol. 44, n. 1. p. 137-144, 2001. Disponível em: <<http://www.scielo.br/pdf/rbpi/v44n1/a09v44n1.pdf>>. Acesso em: 4 maio 2010.

BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. **Índices de preços no Brasil**. Brasília: BACEN, fev. 2010. 20p. (Perguntas mais freqüentes). Disponível em: <<http://www4.bcb.gov.br/pec/gci/port/focus/FAQ02-%C3%8Dndices%20de%20Pre%C3%A7os.pdf>>. Acesso em: 13 maio 2010.

BICKEL, G. et al. **Guide to measuring household food security**. Revised 2000. Washington, DC: USDA, 2000. 82p. (Measuring Food Security in the United States, 6). 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. 307-27, 1986.

\_\_\_\_\_.; WOOLDRIDGE, J. M. Quase-maximum likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances. **Econometric Reviews**, 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. 575p.

BRASIL. Lei n. 11.346, de 15 de setembro de 2006. Cria o Sistema Nacional de Segurança Alimentar e Nutricional – SISAN com vistas em assegurar o direito humano à alimentação adequada e dá outras providências. **Diário Oficial da União**. 18 set. 2006. Disponível em: <<http://www.jusbrasil.com.br/legislacao/95444/lei-11346-06>>. Acesso em: 10 maio 2010.

CARDOSO, M. M. **Simulação de modelos GARCH para séries temporais univariadas de demanda de energia elétrica para consumidores livres em regime de curto prazo**. 2005. 175p. Dissertação (Mestrado em Engenharia da Produção) – Universidade Federal de Itajubá, Itajubá, 2005.

CARVALHO, M. A. **Estabilização de preços agrícolas no Brasil: a política de garantia de preços mínimos**. São Paulo: IEA, 1994. 169p. (Coleção Estudos Agrícolas, 1). Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/out/arquivoTeses.php?codTipo=24&ano=1994>>. Acesso em: 20 abr. 2010.

CHONCHOL, J. A soberania alimentar. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 19, n. 55, p. 33-48, set./dez. 2005. Disponível em: <[http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0103-40142005000300003](http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142005000300003)>. Acesso em: 6 maio 2010.

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.

CONCEIÇÃO, J. C. P. R. **A necessidade de uma nova política de comercialização agrícola**. Rio de Janeiro: IPEA, 2009, 24p. (Texto para discussão, 1440).

CONSELHO NACIONAL DE SEGURANÇA ALIMENTAR - 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](http://www.planalto.gov.br/consea/static/documentos/Outros/LivroConsea_DocumentoReferencia.pdf)>. Acesso em: mar. 2009.

DELGADO, G. C. **Uma metodologia para determinação de preços mínimos**. Brasília: CFP, 1978. 92p. (Coleção Análise e Pesquisa, 3).

ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation.

**Econometrica**, v. 50, n. 4, p. 987-1007, 1982.

FUNDAÇÃO INSTITUTO DE PESQUISAS ECONÔMICAS - FIPE. **Pesquisa de Orçamentos Familiares - POF 1998/99**. São Paulo: FIPE, 1999.

GLOSTEN, L.R.; JAGANNATHAN, R.; RUNKLE, D. E. On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. **Journal of Finance**, v. 48, n. 5, p. 1779-1801, December, 1993.

HALL, B. **Understanding food security data and methodology**. Waltham, M A.: Center on Hunger and Poverty, 2004. Disponível em: <http://www.centeronhunger.org/pdf/understanding.pdf>. Acesso em: 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.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA - IEA. **Banco de dados**. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/out/banco/menu.php>. Acesso em: abr. 2009.

JOHNSON, D. G. **Forward prices for agriculture**. Chicago, University of Chicago, 1947. 259p.

LINHARES, M. Y. L.; SILVA, F. C. T. **História política do abastecimento (1918-1974)**. Brasília: BINAGRI, 1979. 242p.

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

\_\_\_\_\_; MENEZES, F.; VALENTE, F. L. Contribuição ao tema da segurança alimentar no Brasil. **Cadernos de debate**, Campinas, v. 4, 1996. Disponível em: [http://www.unicamp.br/nepa/arquivo\\_san/Contribuicao\\_ao\\_Tema\\_da\\_Seguranca\\_Alimentar\\_no\\_Brasil.pdf](http://www.unicamp.br/nepa/arquivo_san/Contribuicao_ao_Tema_da_Seguranca_Alimentar_no_Brasil.pdf). Acesso em: 30 mar. 2009

MINISTÉRIO DA SAÚDE - MS. Brasil reduz a fome, diminui taxa de mortalidade na infância e reverte avanço de doenças endêmicas. **Notícias**, Brasília, 24 mar. 2010. Disponível em: [http://portal.saude.gov.br/portal/aplicacoes/noticias/default.cfm?pg=dspDetalheNoticia&id\\_area=124&CO\\_NOTICIA=11166](http://portal.saude.gov.br/portal/aplicacoes/noticias/default.cfm?pg=dspDetalheNoticia&id_area=124&CO_NOTICIA=11166). Acesso em: 7 abr. 2010.

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**, v. 59, p. 347-370, 1991.

NORD, M.; ANDREWS, M.; CARLSON, S. **Household food security in the United States, 2007**. USDA, November, 2008. 65 p. (Economic Research Report, 66). Disponível em: <http://www.ers.usda.gov/Publications/ERR66/ERR66.pdf>. Acesso em: 10 jul. 2009.

PEREIRA, R. A.; SANTOS, L. M. P. A dimensão da insegurança alimentar. **Revista de Nutrição**, Campinas, v. 21, p. 7-10, jul./ago. 2008 (Suplemento).

ROBLES, M.; TORETO, M.; BRAUN, J. **Quando la especulación si importa**. Washington, DC: IFPRI, February, 2009 (Resumen Temático 57). Disponível em: <http://www.ifpri.org/node/6518>. Acesso em: 8 abr. 2010.

ROSEGRANT, M. W. **Biofuels and grain prices: impacts and policy responses**. Washington: IFPRI, May, 2008

RUNGE, C. F.; SENAUER, B. How biofuels could starve the poor. **Foreign Affairs**, May/June, 2007. Disponível em: <http://www.globalresearch.ca/index.php?context=va&aid=5293>. Acesso em: 12 maio 2010.

TROSTLE, R. **Global agricultural supply and demand**: factors contributing to the recent increase in food commodity prices. Washington, DC: USDA, July, 2008 (Economic Research Service Report). Disponível em: <<http://ftp.cme.com/trading/commodities/files/WRS0801.pdf>>. Acesso em: 11 maio 2010.

UNITED NATIONS, Food and Agriculture Organization – FAO. **Rome declaration on world food security**. Rome: FAO, November, 1996. Disponível em: <[http://www.fao.org/WFS/INDEX\\_EN.HTM](http://www.fao.org/WFS/INDEX_EN.HTM)>. Acesso em: 5 maio 2010.

\_\_\_\_\_. **The State of food insecurity in the world: economic crises – impacts and lessons learned**. Rome: FAO, 2009. Disponível em: <<http://www.fao.org/docrep/012/i0876e/i0876e00.htm>>. Acesso em: 1 abr. 2010.

\_\_\_\_\_. **FAO hunger**. Disponível em: <<http://www.fao.org/hunger/en/>>. Acesso em: 6 abr. 2010a.

\_\_\_\_\_. **World food situation**. Rome: FAO, 2010b. Disponível em: <<http://www.fao.org/worldfoodsituation/FoodPricesIndex/en/>>. Acesso em: 7 abr. 2010.

VALENTE, F. et al. **Curso de formação em direito humano à alimentação adequada**: no contexto da segurança alimentar e nutricional. Brasília: ABRANDH, 2007. Disponível em: <<http://www.direitohumanoalimentacao.org.br/app/conteudo/bin/Topico/libro/oas/126/modulo1/modulo1.pdf>>. Acesso em: 10 maio 2010.

ZAKOIAN, J. M. Threshold heteroskedastic models. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 18, n. 5, p. 931-55, September, 1994. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/B6V85-45KNJXW-K/2/ca2223c6557ed023cf79d582297122f1>>. Acesso em: fev. 2009.

## **VOLATILIDADE DOS PREÇOS DOS ALIMENTOS E INSEGURANÇA ALIMENTAR DAS FAMÍLIAS DE BAIXA RENDA NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO**

**RESUMO:** *A instabilidade dos preços dos alimentos pode ser uma fonte importante de insegurança alimentar, principalmente para as famílias de baixa renda. Para testar esta 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). 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, modelos GARCH.*

## **VOLATILE FOOD PRICES AND FOOD INSECURITY IN SAO PAULO STATE'S LOW INCOME FAMILIES**

**ABSTRACT:** *Food price volatility could be an important source of food insecurity, mainly for low-income families. To test this hypothesis, three food price indexes were developed for Sao Paulo's households with earnings up to two minimum wages: a) for non-processed food goods (ICA\_N); b) for processed food goods (ICA\_P); and c) an aggregate index (ICA) including ICA\_N and ICA\_P. The volatility process concerning those indexes was examined using three models of the GARCH class. Results suggest strong signs of persistence and asymmetry in the volatility of the indexes. Moreover, we find evidence of the need for a public policy that ensures price stability for essentials goods.*

**Key-words:** *food insecurity, price volatility, food costs, GARCH models.*

---

Recebido em 04/02/2010. Liberado para publicação em 08/06/2010.

**VOLATILIDADE DOS PREÇOS DOS ALIMENTOS E INSEGURANÇA ALIMENTAR  
DAS FAMÍLIAS DE BAIXA RENDA NO MUNICÍPIO DE SÃO PAULO**

**ANEXO 1**

TABELA A.1.1 - Participação nas Despesas com Alimentação no Domicílio e Fator de Ponderação dos Índices, Município de São Paulo, Dezembro de 1994 a Março de 2009

Ordem	Produto	POF <sup>1</sup> (%)	Fator de ponderação		
			ICA	ICA_N	ICA_P
1	Carne bovina <sup>2</sup>	13,12	0,165	0,284	0,000
2	Pão <sup>3</sup>	9,93	0,125	0,000	0,296
3	Leite C	7,71	0,097	0,167	0,000
4	Carne de aves <sup>4</sup>	5,23	0,066	0,113	0,000
5	Arroz	3,81	0,048	0,000	0,114
6	Leite B	3,50	0,044	0,076	0,000
7	Café em pó	2,41	0,030	0,000	0,072
8	Bolacha <sup>5</sup>	2,02	0,025	0,000	0,060
9	Açúcar	1,90	0,024	0,000	0,057
10	Ovos	1,87	0,023	0,040	0,000
11	Óleo de soja	1,83	0,023	0,000	0,054
12	Leite em pó	1,78	0,022	0,000	0,053
13	Feijão	1,77	0,022	0,038	0,000
14	Linguiça de porco	1,64	0,021	0,000	0,049
15	Laranja	1,44	0,018	0,031	0,000
16	Margarina	1,24	0,016	0,000	0,037
17	Macarrão	1,21	0,015	0,000	0,036
18	Batata	1,11	0,014	0,024	0,000
19	Banana-nanica	1,03	0,013	0,022	0,000
20	Massa de tomate	0,91	0,011	0,000	0,027
21	Queijo <sup>6</sup>	0,89	0,011	0,000	0,026
22	Tomate de mesa	0,87	0,011	0,019	0,000
23	Alface	0,86	0,011	0,019	0,000
24	Salsicha	0,79	0,010	0,000	0,024
25	Alho	0,63	0,008	0,014	0,000
26	Cebola	0,56	0,007	0,012	0,000
27	Mamão	0,49	0,006	0,011	0,000
28	Carne suína	0,47	0,006	0,010	0,000
29	Mortadela	0,47	0,006	0,000	0,014
30	Leite condensado	0,46	0,006	0,000	0,014
	Outros <sup>7</sup>	7,82	0,098	0,121	0,066
	Soma	79,76	1,000	1,000	1,000

<sup>1</sup>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.

<sup>2</sup>Engloba todos os tipos de cortes.

<sup>3</sup>Engloba todos os tipos, sendo que pão francês corresponde a 87% da despesa com pão na amostra.

<sup>4</sup>Engloba todos os tipos, sendo que frango representa cerca de 90% da despesa com carne de aves.

<sup>5</sup>Engloba todos os tipos de biscoito.

<sup>6</sup>Engloba todos os tipos de queijo, exceto curado, fresco e ricota.

<sup>7</sup>Demais 50 produtos do total de 80 incluídos nos índices de preço.

Fonte: Elaborada a partir de FIPE (1999) e IEA (2009).