

Por que os preços da cesta básica caíram?¹

Eliseu Alves²
Geraldo da Silva e Souza³
Antônio Salazar P. Brandão⁴

Resumo: O artigo teve por objetivo analisar a queda de preços na capital de São Paulo, as tendências e seus determinantes. No Brasil, o isolamento entre a produção agrícola e o consumo impacta a decisão de investimentos e o poder de definição de preços pelos produtores agrícolas. Os autores enfatizam os determinantes da queda de preços, explicam os efeitos de produção e renda e apresentam a série histórica da queda de preços da cesta básica. Conclui-se que os beneficiários da queda do preço da cesta básica são os consumidores de baixa renda, e o fundamento do aumento da produção, à taxa superior ao crescimento da demanda, foi o incremento da produtividade da agricultura, a qual depende do desenvolvimento tecnológico.

Palavras-chave: cesta básica, cidade de São Paulo, preços.

Why have the prices of the basic staples basket dropped?

Abstract: The article aimed to analyze the price fall in the capital of São Paulo, trends and their determinants. In Brazil, the isolation of agricultural impacts on consumption and investment decisions in the power of setting practices for agricultural producers. The authors emphasize the determinants of price collapse, explaining the effect of production and income and have the series of the fall in prices of basic foods. We conclude that the beneficiaries of the fall in the price of basic foods are low-income consumers and the foundation of production increases at a rate higher than the demand growth was the increase in agricultural productivity, which depends on technological development.

Keywords: Brazil, price of basic foods, São Paulo city.

Introdução

Há um fato muito importante sobre a organização da produção da agricultura, que é o isolamento que existe entre consumidores e produtores, quanto à decisão. Esse isolamento tem dimensão temporal e espacial: hortaliças que o consumidor consome hoje foram plantadas há mais de 2 meses; no caso de frutas, pelo menos na maioria delas, as árvores foram plan-

tadas há 3 anos ou mais; grãos, a 6 meses; leite, embora a produção seja diária, a decisão de investir ocorreu há alguns anos; carnes: frangos e suínos, de 1 a 2 anos, bovinos de 3 ou mais anos, e assim por diante.

A dimensão espacial traz complicações adicionais: a produção ocorre nos campos, mas a grande maioria dos consumidores está nas cidades, do Brasil e também do exterior. Assim,

¹ Original recebido em 7/4/2010 e aprovado em 12/4/2010.

² Assessor do diretor-presidente e pesquisador da Embrapa. E-mail: eliseu.alves@embrapa.br

³ Pesquisador da Embrapa. E-mail: geraldo.souza@embrapa.br

⁴ Professor da Universidade do Estado do Rio de Janeiro e membro do Conselho de Administração da Embrapa. E-mail: abrandao@firjam.org.br

consumidores e produtores distam entre si de alguns quilômetros a milhares deles.

Desse modo, verifica-se como é complicado coordenar produtores e consumidores, quanto ao tempo e à distância!

Os produtores são milhões. Somente no Brasil há 4,9 milhões de estabelecimentos, dispersos no nosso imenso território. Fora outros milhões, distribuídos em países das mais variadas matizes, e todos, aqui e alhures, organizados em mercados competitivos, portanto, incapazes de influenciar os preços que o mercado estabelece. Note-se que o mercado tem dimensão global. Produtores e consumidores do mundo todo influenciam a formação dos preços, mas a influência de cada um é desprezível. No caso de produtos consumidos basicamente no Brasil, enfrenta-se também a concorrência externa, porque há opção de ocupar a terra com os exportáveis. Assim, diretamente pela via dos exportáveis, e indiretamente pela via da competição pela área cultivável, o mercado internacional tem a ver com toda a nossa produção.

Tecnologia e dinâmica dos preços

A reação dos produtores à elevação dos preços segue-se por etapas, mas com velocidade crescente, em função do aprimoramento e da expansão dos meios de comunicação. Em primeiro lugar, adicionam mais insumos, como fertilizantes e rações. Depois, ajustam as tecnologias na direção daquelas conhecidas, mas com maiores respostas a preços. Se os preços persistem elevados, vão às gavetas dos pesquisadores e delas retiram o que há de mais moderno. E, finalmente, pressionam as instituições de pesquisas por inovações que respondam à alta dos preços.

Quando os preços caem, a redução da produção pode demandar anos, porque os ajustes necessários são complicados. Há contas a pagar e, por isso, a desmobilização da produção pode significar a ruína do negócio. Enquanto for possível pagar os custos que implicam desembolso – deixando-se de remunerar a terra, as benfeitorias, as máquinas e os equipamen-

tos –, a produção costuma crescer, obviamente comprometendo a lucratividade futura. Como os custos de comunicação são enormes, não há a possibilidade de organizar um cartel com o objetivo de controlar os preços da agricultura. Assim, demanda-se persistência de preços em queda, por algum período, para ocorrer a redução da produção.

Mas o que determina a queda persistente dos preços? Somente as inovações tecnológicas, com impacto na redução dos custos e no aumento da produção, têm o poder de realizar essa façanha, quando se exaure a fronteira agrícola. Observando os preços, nota-se que eles oscilam. Quando em alta, segue-se um período de euforia; quando em baixa, um período de pessimismo. Na ilustração seguinte (Figura 1), os preços oscilam em torno de uma linha de tendência, em queda. Na linha de tendência, o lucro, depois de pagos todos os fatores de produção, é zero. Por isso, quando os preços estão acima dela, o período é de euforia; se abaixo dela, o clima é de pessimismo.

A queda persistente dos preços representa um ganho importante para os consumidores, principalmente os de baixa renda, que gastam a maior parte dela com a compra de alimentos. A queda de preços significa que a oferta cresce a taxas mais elevadas que a demanda, via tecnologia, que é o efeito dominante, via expansão da área agricultável e via competência crescente dos produtores. O crescimento da renda per capita

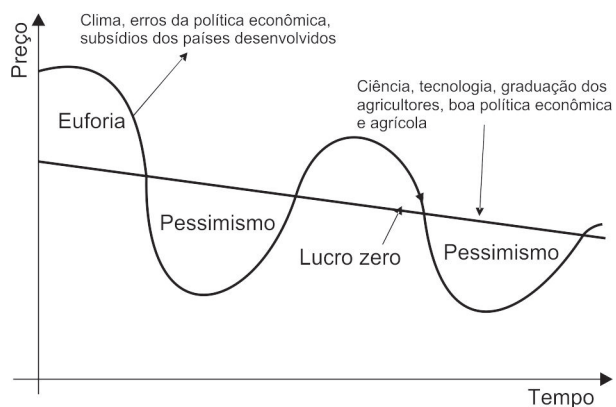


Figura 1. Tendência e flutuação a longo e a curto prazo.

disponível e o da população determinam a dinâmica da demanda. Mas o efeito da renda per capita converge para zero, com incremento da renda.

Nas camadas de renda elevada, a renda adicional é encaminhada para a compra de bens e serviços não agrícolas. Mas o efeito renda é forte nos países pobres e em desenvolvimento, como nos asiáticos. O efeito população diminui rapidamente, e aduz-se que ela cresce em países e nas camadas de população de baixo poder aquisitivo. Por isso, programas como o Fome Zero são poderosos para criar demanda adicional.

Deslocamentos da demanda e da oferta

Na Figura 2, admite-se, em primeiro lugar, que a renda per capita cresça. A curva da demanda desloca-se de D_0 para D_1 , e o preço de equilíbrio eleva-se de P_0 para P_1 . Trata-se do efeito renda. Este efeito estimula a entrada de novas áreas em produção, a adoção de tecnologia que responde a preço, a melhoria das técnicas de produção e o aperfeiçoamento dos produtores. A oferta desloca-se para baixo e para a direita. Este é o efeito produção. E o preço final P_f é menor que o preço inicial P_0 . No caso ilustrado, o efeito produção da tecnologia domina o efeito renda, que é o que ocorre presentemente.

Poderíamos imaginar que descobertas científicas tivessem um forte efeito na produção, e que, num primeiro momento, a renda ficasse constante. Na Figura 2, a oferta se deslocaria para a direita, de S^0 para S^1 , e o preço sofreria brusca queda, de P_0 para P_2 . Aí se tem o efeito puro da tecnologia. A queda do preço aumenta o poder de compra dos consumidores e, portanto, cresce a renda real. Aproveitando a mesma ilustração, pelo efeito renda, a demanda desloca-se, como já referido, para cima; e o preço sobe de P_2 para P_f . Assim, o efeito renda da tecnologia é muito importante para atenuar o seu efeito na queda de preço.

A equação exposta na Figura 2 é válida para um produto e serve para quantificar o que ocorreu. O termo da direita $\Delta p/p$ indica a mudança de preço para mais ou para menos. No

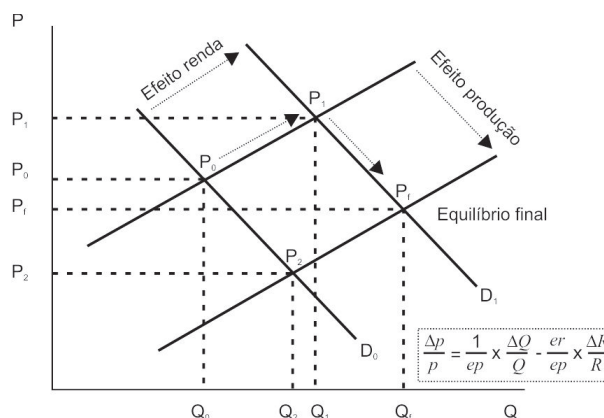


Figura 2. Efeito produção e efeito renda.

caso, observou-se queda. O termo $1/e_p \times \Delta q/q$, que é negativo, pois a elasticidade preço da demanda é negativa, $e_p < 0$, é o efeito preço, sendo constante a renda. Ou seja, é o deslocamento ao longo da demanda D_0 , de P_0 para P_2 , por causa da tecnologia. Sem o efeito renda, a queda de preço seria muito maior, como se viu. Já o termo $-e_r/e_p \times \Delta R/R$ mede o efeito renda, visto que a elasticidade renda é positiva, $e_r > 0$, e $e_p < 0$, segue-se que $-e_r/e_p \times \Delta R/R > 0$. Logo, somente pelo efeito renda, o preço sobe. Na Figura 2, este efeito é denominado efeito preço, por isto, no final, o preço caiu. Mas se o efeito renda fosse mais forte, o preço final seria mais elevado que o inicial. Apesar de um forte efeito renda, em função do desenvolvimento da Ásia, o efeito renda tem sido dominado pelo efeito preço, pois tem-se observado a queda de preços, em escala mundial, e a causa principal desta queda é a tecnologia.

Evidências

Apresentamos, inicialmente, os gráficos do preço da cesta básica e dos preços de alguns produtos como evidências da queda dos preços por um longo período. O preço da cesta básica será detalhadamente estudado.

Cesta básica

A série histórica diz respeito a preços coletados na capital de São Paulo, para a cesta básica

ca. Eles foram deflacionados pelo IGP-DI Geral e ainda têm base em reais de fevereiro de 2009. Os dados se estendem de 1º de janeiro de 1970 a 1º de fevereiro de 2009. Visualmente, a série pode ser dividida em três períodos: um período inicial de subida acentuada de preço; um período longo, de queda também acentuada, quase em linha reta; e, por fim, novamente um período de preço da cesta básica em elevação. O problema que o estudo enfrenta é modelar a série, dentro do princípio de deixá-la falar por si mesma, e estimar as taxas de evolução dos preços.

Podem-se estabelecer períodos, por exemplo, determinando-se o máximo e o mínimo como divisores de períodos. Mas esses pontos estão sujeitos a erros de amostragem e padecem de subjetivismo. O caminho, para rigorosamente estimar as taxas de evolução do preço da cesta básica, é pela modelagem econométrica da série, o que será feito.

Ressalte-se que Barros et al. (2002) analisaram o comportamento de um grupo importante de produtos – cesta básica por eles definida, no período julho de 1975 a junho de 2000 –, tendo encontrado taxa média mensal de queda de 5%. Na Figura 3, corresponde à parte do segundo período, a de queda de preços mais intensa.

Produtos

Os gráficos a seguir (Figuras 4, 5 e 6) apresentam produtos importantes, que contam histó-

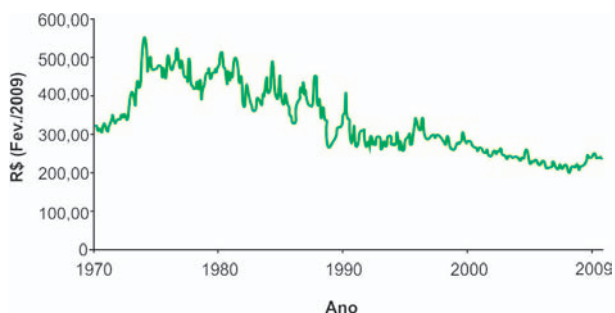


Figura 3. Preço da cesta básica no município de São Paulo (Reais de Fev./2009) – Jan./1970 a Fev./2009.

Fonte: dados do Dieese (IPEA, 2009).

rias semelhantes às da cesta básica: um período inicial de forte crescimento dos preços, seguido de um longo período de decréscimo, e, por fim, a retomada de crescimento nos últimos 3 anos. A cesta básica é um agregado no qual os produtos mencionados têm peso importante, de forma suavizada. Pela forma como ela é mensurada, não poderia deixar de ser imagem dos produtos que a compõem. Não se alonga na discussão dos preços dos produtos.

No caso dos produtos, a fonte é a FGV (2009). Corrigiram-se os valores pelo IGP-DI da FGV, em reais de fevereiro de 2009. Os preços são mensais e referem-se ao período de janeiro de 1970 a fevereiro de 2009. Os produtos são algodão, milho e soja, arroz, feijão, carne de frango, bovina e de suínos.

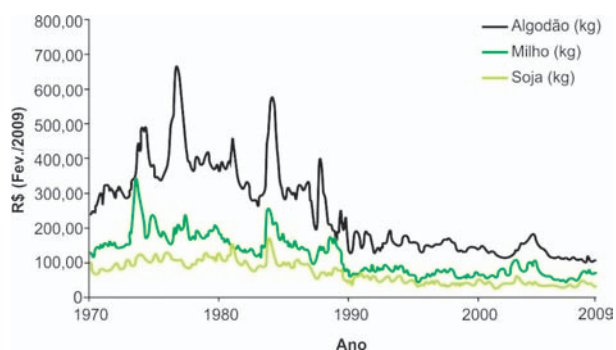


Figura 4. Preços recebidos pelos produtores rurais para algodão, milho e soja.

Fonte: FGV (2009).

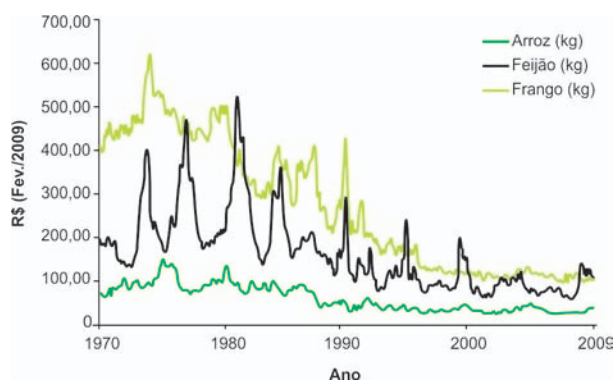


Figura 5. Preços recebidos pelos produtores rurais para arroz, feijão e carne de frango.

Fonte: FGV (2009).

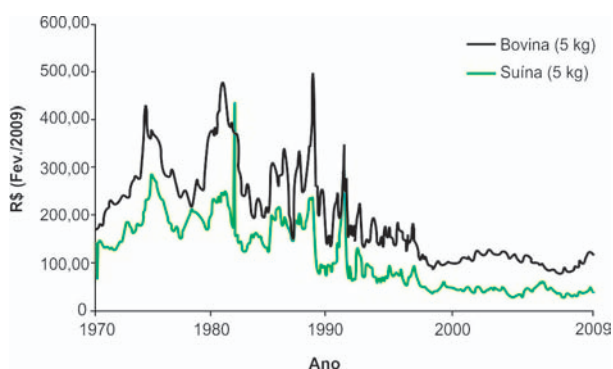


Figura 6. Preços recebidos pelos produtores para carnes bovina e suína.

Fonte: FGV (2009).

Modelo

Como vimos, há três períodos no gráfico da cesta básica. O problema econométrico reside em modelar os três períodos. Escolheu-se, entre as opções disponíveis, ajustar uma parábola para o primeiro período, seguida de linha reta para o segundo, e novamente uma parábola para o terceiro período. A técnica determina os pontos em que a parábola emenda com a reta e esta com a parábola, mas de forma suavizada, sem picos. Ajustam-se, portanto, polinômios diferenciáveis (*splines*) aos três períodos, com base em métodos não lineares (GALLANT, 1987; GALLANT; FULLER, 1973; SOUZA, 1998). É possível, com esta técnica, obter intervalo de confiança para o período em que a parábola encontra a reta, e esta, a parábola.

O modelo corresponde a $y(t) = e^{f(t)}$ em que $f(t)$ é não linear. A taxa de crescimento mensal $r(t)$, entre T e t , é dada por $r(t) = (f(t) - f(T)) / (t - T)$. Seguem os detalhes da especificação do modelo.

O processo de estimação seguiu três etapas. Na primeira etapa, estimou-se o modelo pelo procedimento não linear, usando o programa SAS. Aí é necessário fornecer valores iniciais dos parâmetros t^s , e estes foram $t_4 = 47$; $t_5 = 440$; e os demais $t^s = 1$. O valor 47 corresponde ao mês em que o maior preço ocorreu, e o valor 440 ao número do mês em que o menor valor ocorreu. Estudou-se o resíduo da regressão com técnicas de série temporal. Encontrou-se um processo autorregressivo de ordem 4 para ele.

Na segunda etapa, recorreu-se ao procedimento model do SAS, com base nas seguintes informações: valores iniciais dos t^s são estimativas da etapa um, e a ordem do processo autorregressivo é 4.

Na terceira etapa, verificou-se ser o resíduo da etapa dois um ruído branco, novamente por técnicas de série temporal.

Especificação do modelo:

$$\ln(y_t) = t_1 + t_2 \times t + t_3 (t_4 - t) \times (t_4 - t) - t_6 \times (t_5 - t) \times (t_5 - t) + u_t$$

$$t_4 - t > 0, t - t_5 > 0$$

$$u_t = \alpha_1 \times u_{t-1} + \alpha_2 \times u_{t-2} + \alpha_3 \times u_{t-3} + \alpha_4 \times u_{t-4} + \alpha_5 \times u_{t-5} + \varepsilon_t$$

ε_t é um ruído branco.

t_i para $i = 1$ a 6; e α_j para $j = 1$ a 5 são parâmetros;

y_t é preço deflacionado da cesta básica.

O modelo ajustou-se muito bem aos dados. Isso pode ser visto na Tabela 1, ainda pelo fato de que $R^2 = 0,98$, de ε_t ter se mostrado um ruído branco e pelo gráfico que mostra grande aderência da curva estimada ao preço da cesta básica.

A Figura 7 apresenta duas curvas justapostas. Aquela em vermelho representa os preços obtidos do modelo. Aquela em preto são os dados da cesta básica. Verifica-se uma grande concordância entre o que o modelo mostra e a série histórica que serviu à estimação do modelo.

A taxa de crescimento foi obtida para cada um dos períodos. No primeiro período, considerou-se a função $h(t) = t_1 + t_2 \times t + t_3(t_4 - t) \times (t_4 - t)$. No segundo período, o coeficiente de t_2 dá diretamente a taxa do mês. No terceiro período, empregou-se a função:

$h(t) = t_1 + t_2 \times t + t_5(t - t_5) \times (t - t_5)$. A Tabela 2 contém as taxas de crescimento dos preços da cesta básica para os períodos considerados.

Como o valor t_6 não se mostrou estatisticamente diferente de zero, resolveu-se testar a

Tabela 1. Estimativas dos parâmetros do modelo e testes estatísticos.

Parâmetro	Estimativa	Erro padrão (aprox.)	Valor teste t	Pr > t (aprox.)
t_1	6,340838	0,0502	126,39	< 0,0001
t_2	-0,00224	0,000182	-12,30	< 0,0001
t_3	-0,00007	0,000025	-2,66	0,0081
t_4	95,04463	18,5232	5,13	< 0,0001
t_5	422,2723	30,8754	13,68	< 0,0001
t_6	0,000094	0,000133	0,71	0,4804

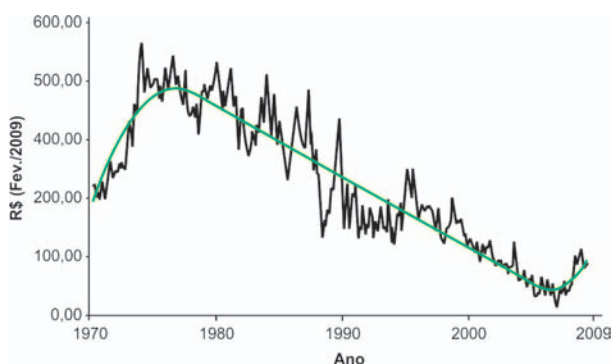


Figura 7. Preço obtido do modelo e preço obtido da cesta básica.

influência do termo a que pertence na regressão. Neste contexto, rejeitou-se a hipótese $t_6 = 0$, pelos testes da razão de verossimilhança (L. R.) e dos multiplicadores de Lagrange, mas não pelo teste de Wald. Dado o conservadorismo do teste de Wald e suas propriedades estatísticas mais pobres, preferiram-se os resultados dos outros dois testes.

Tabela 2. Taxas mensal, anual e do período de janeiro de 1970 a janeiro de 2007.

Período (em meses)	Taxa mensal (%)	Taxa anual (%)	Taxa do período (%)
1 a 95	0,430	5,16	40,84
96 a 422	-0,224	-2,69	-73,25
423 a 469	0,222	2,66	10,44
1 a 469 (ponderação) ⁽¹⁾	-0,047	-0,56	-21,96
96 a 469 (ponderação) ⁽¹⁾	-0,168	-2,02	-62,79

⁽¹⁾ A ponderação é dada pelo número de meses de cada período.

Resultados: taxas de crescimento dos períodos

Pela estimativa do modelo, no primeiro período – de 95 meses, faltando um mês para 8 anos –, o preço da cesta básica cresceu à taxa anual de 5,16% (no período de 40,84%), taxa elevada o suficiente para levar o governo a apoiar a agricultura e a mudar a política agrícola. Antes, ela era fundamentada na expansão da fronteira agrícola, com tecnologia intensiva em trabalho e pouco intensiva em capital. E foi mudada para outra, baseada no incremento da produtividade da terra e de todos os fatores de produção e também na expansão da fronteira agrícola, mas com agricultura moderna. Os instrumentos principais foram a criação e o desenvolvimento da Embrapa, o crédito rural e a extensão rural, como também o estímulo às exportações de produtos da agricultura e da indústria, visando ampliar as exportações e diversificar a pauta de exportações. Também se investiu em rodovias e portos.

No segundo período – de 327 meses, ou seja, 27 anos e 3 meses –, assistiu-se, como resultado dos investimentos do governo, à queda firme dos preços, via forte expansão da produção, agora muito correlacionada com o incremento da produtividade da terra e pouco dependente da expansão da área cultivada. No período, o preço da cesta básica decresceu à taxa anual de 2,69%, sendo a queda total de preço no período de 73,25%. A causa principal dessa queda é a tecnologia, não só no Brasil como no mundo todo. Em tecnologia, inclui-se o aumento de competência dos agricultores

como das instituições públicas e privadas. Há ainda o efeito do incremento da área, mas esse é de pequena monta. No período 1975–2007, a produção cresceu à taxa anual de 3,68%; a área, à taxa anual de 1,25%; e a produtividade, à taxa anual de 2,43%. Assim, o crescimento da produtividade explicou 66% do crescimento da produção, e a área, 34%⁵.

Em período recente – de 47 meses, ou seja, praticamente 4 anos –, os preços da cesta básica voltaram a crescer à taxa mensal de 2,66%, acumulando 10,44% nos 47 meses. Apesar disso, em termos reais, eles ainda são muito mais baixos do que aqueles vigentes na década de 1970, e, mais recentemente, dão sinais de estabilizar e até mesmo de voltar a decrescer.

No período em que as políticas de modernização da agricultura são atuantes como também são atuantes as políticas de abertura comercial – período 96 a 469, 31 anos e 1 mês –, a queda anual do preço da cesta básica foi de -2,02, sendo o total do período de -62,79%.

Apesar do forte incremento dos preços da cesta básica no período inicial e no terceiro período, a forte queda observada no segundo período mais do que compensou os aumentos de preços, e assim, nos 469 meses – 39 anos e 1 mês –, a queda total foi de 21,96%.

Conclusões

Os grandes beneficiários da queda do preço da cesta básica são os consumidores, principalmente os de baixa renda. Como se mostrou, o fundamento do aumento da produção à taxa superior ao crescimento da demanda foi

o aumento da produtividade da agricultura, o qual depende do desenvolvimento tecnológico. E é também evidente que o Brasil realizou essa façanha ampliando substancialmente as exportações, e os ganhos de produtividade estão também na base dessa conquista.

A lição que fica para a política econômica é que investir na agricultura é fundamental para reduzir a um só tempo a pobreza rural e a urbana e gerar superavit de divisas, elementos indispensáveis à nossa credibilidade externa e às políticas de desenvolvimento econômico.

Referências

BARROS, J. R. M.; RIZZIERI, J. A. B.; PICCHETTI, P. Effects of Agricultural Research on the Consumer. BARBOSA, M. M. T. L. (Ed.). **Impacts of the Agricultural Sector Technological Change on Brazilian Economy**. Brasília, DF: Embrapa Informação Tecnológica, 2002. p. 117-176.

FGV. **Conjuntura Econômica**: preço médio recebido pelo produtor. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=2099120393&Tick=1277323801006&VAR_FUNCAO=Ser_Fontes%28383%29&Mod=M>. Acesso em: 25 mar. 2009.

GALLANT, A. R. **Nonlinear Statistical Models**. New York: J. Wiley, 1987.

GALLANT, A. R.; FULLER, W. A. Fitting segmented polynomial regression model whose join points have to be estimated, **Journal of the American Statistical Association**, Washington, v. 68, n. 341. 144-147, 1973.

IPEA. **Cesta básica no município de São Paulo**. Disponível: <http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?SessionID=2099120393&Tick=1277323801006&VAR_FUNCAO=Ser_Fontes%28383%29&Mod=M>. Acesso em: 25 mar. 2009.

SOUZA, G. S. **Introdução aos modelos de regressão linear e não-linear**. Brasília, DF: Embrapa-SEA: Embrapa-SPI, 1998.

⁵ Informação gentilmente fornecida por Renner Marra, da Embrapa SGE.