

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1199

CONTRIBUIÇÃO DO MELHORAMENTO GENÉTICO PARA A REDUÇÃO DE PREÇO DOS ALIMENTOS

Cynthia Cabral da Costa

Rogério Edivaldo Freitas

Brasília, julho de 2006

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

TEXTO PARA DISCUSSÃO Nº 1199

CONTRIBUIÇÃO DO MELHORAMENTO GENÉTICO PARA A REDUÇÃO DE PREÇO DOS ALIMENTOS

Cynthia Cabral da Costa*

Rogério Edivaldo Freitas**

Brasília, julho de 2006

* Pesquisadora do Instituto de Estudos do Comércio e Negociações Internacionais (Ícone).

** Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos Setoriais (Diset) do Ipea.

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão

Ministro – Paulo Bernardo Silva

Secretário-Executivo – João Bernardo de Azevedo Bringel



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Luiz Henrique Proença Soares

Diretora de Estudos Sociais

Anna Maria T. Medeiros Peliano

Diretora de Administração e Finanças

Cinara Maria Fonseca de Lima

Diretor de Estudos Setoriais

João Alberto De Negri

Diretor de Cooperação e Desenvolvimento

Alexandre de Ávila Gomide

Diretor de Estudos Regionais e Urbanos

Marcelo Piancastelli de Siqueira

Diretor de Estudos Macroeconômicos

Paulo Mansur Levy

Chefe de Gabinete

Persio Marco Antonio Davison

Assessor-Chefe de Comunicação

Murilo Lôbo

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

ISSN 1415-4765

JEL Q11 Q16 Q18

TEXTO PARA DISCUSSÃO

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e de inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o do Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

A produção editorial desta publicação contou com o apoio financeiro do Banco Interamericano de Desenvolvimento (BID), via Programa Rede de Pesquisa e Desenvolvimento de Políticas Públicas – Rede-Ipea, o qual é operacionalizado pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (Pnud), por meio do Projeto BRA/04/052.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 OBJETIVO	9
3 METODOLOGIA	9
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	15
5 CONCLUSÃO	21
REFERÊNCIAS	23

SINOPSE

O objetivo deste trabalho foi identificar o efeito do aumento de produtividade de três das principais *commodities* agrícolas do mundo (milho, soja e trigo), associado ao melhoramento genético dessas culturas, sobre os seus preços ao produtor. Com base numa estrutura de oferta e demanda, foi identificado o efeito desse aumento de produtividade associado ao melhoramento sobre a formação do preço mundial das *commodities*. Econometricamente estimou-se um modelo de correlações contemporâneas (SUR), que leva em conta os efeitos de complementariedade e substituição atrelados à formação de preços das três *commodities*. A elasticidade de transmissão do efeito do melhoramento sobre os preços de milho foi de $-0,70$; sobre o preço da soja foi de $-1,23$; e para o trigo, a elasticidade foi estimada em $-1,81$. Este resultado pode indicar o efeito potencializado desse tipo de pesquisa sobre o barateamento do preço dos alimentos.

ABSTRACT

The objective of this paper was identify the effect of the increasing in the productivity in three of the main agricultural commodities in the world (corn; soybean and wheat) associated to the breeding this cultivation on their world prices. Based on supply and demand structure, this effect was identified. The SUR model was evaluated. It includes the effects of complementarities and substitution that are among the three analyzed products. The transmission elasticity of impact of breeding to prices was: -0.70 for corn; -1.23 for soybean and -1.81 for wheat. This result can highlight the powerful effect this kind of research has on the reduction in price of food goods.

1 INTRODUÇÃO

Segundo Vieira & Reis (1993), o melhoramento de plantas é o ramo das ciências agrônômicas que visa à modificação e ao melhoramento dos caracteres hereditários das espécies, a fim de torná-las cada vez mais úteis ao homem.

Nesse sentido, o melhoramento genético de produtos agrícolas, utilizados para consumo básico (direto ou indireto) da população, vem contribuindo não só para o aumento da produção como também para o barateamento desses produtos. Esse processo permite também maior acesso a alimentos básicos para a população mais carente.

Como exemplo, Yokota (2002), citado em Embrapa (2002), já enunciara o caso da China, que experimentara uma grande seca e problemas de abastecimento de grãos, mas que tem realizado grandes investimentos em pesquisa agropecuária para ampliar sua capacidade de abastecimento.

Com o objetivo de identificar o efeito do melhoramento sobre o preço dos alimentos no mundo, foram estudadas as seguintes *commodities*: o milho, a soja e o trigo. Segundo dados da FAO (2003), estes produtos foram responsáveis por cerca de 60% do cultivo mundial de cereais e oleaginosas.

Portanto, caracteriza-se nestas culturas um caso representativo para estudar o impacto do melhoramento. Segundo Bonelli (2001), ao contrário dos fenômenos urbanos, em que a visibilidade dos resultados econômicos e sociais do crescimento das atividades sobre as populações afetadas é mais nítida, o desenvolvimento agropecuário caracteriza-se por apresentar resultados que são ao mesmo tempo difusos no tempo e de visualização menos óbvia.

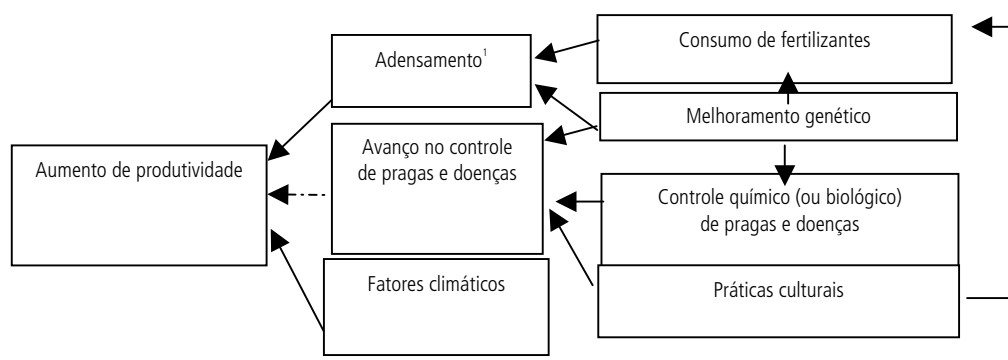
Conforme descrito por Ramalho (2000), os desafios a que se propõe o melhoramento visam a atender ao crescente aumento populacional, associado à pressão da sociedade para não se incorporarem novas áreas ao processo produtivo, à redução no uso de insumos, especialmente defensivos agrícolas, e à redução no preço dos alimentos.

Assim, entre os caracteres de maior significância que têm sido considerados pelos melhoristas, a produtividade mostrou-se um dos resultados finais mais desejados no melhoramento até recentemente (QUEIRÓZ, 2001), justificando o enfoque dado à produtividade neste trabalho.

No presente estudo, os impactos foram estudados em nível mundial, utilizando o período de 1967 a 2000 para captar o efeito do melhoramento na produtividade. O efeito desta variável e da área plantada sobre o processo de formação dos preços foi avaliado de 1982 a 2000. O aumento da produtividade vem no sentido de se alcançar uma produção de alimentos em volume suficiente para a população mundial, evitando a necessidade de se incorporarem novas áreas ao cultivo, e sob menores níveis de preço.

Vale ressaltar que outros fatores além do melhoramento genético e associados a este podem influenciar no ganho de produtividade das espécies cultivadas. A figura 1 descreve esta relação entre as variáveis passíveis de influência na produtividade.

FIGURA 1

Síntese dos principais fatores explicativos para o aumento de produtividade agrícola

Fonte: elaboração dos autores.¹

A figura 1 descreve que o aumento de produtividade pode ser conseguido principalmente: *i*) pelo adensamento das plantas; *ii*) em função de fatores climáticos; e *iii*) como uma relação menos direta, pelo avanço na pesquisa de controle de pragas e doenças, seja pelo melhoramento genético, pelo uso de defensivos ou por meio de práticas culturais. O controle de pragas e doenças pode ser descrito como uma relação menos expressiva para o aumento da produtividade (por isto a seta vazada relacionando estas variáveis). Isto porque está mais associado a ajudar na expressão do melhoramento genético e ao fato de manter a produtividade diante do surgimento de novas pragas e doenças do que de aumentá-la.

Neste estudo, a grande extensão do período utilizado (1967-2000) procurou diluir os efeitos ambientais adversos ocorridos em alguns anos. Portanto, no caso de plantas produzidas em ambiente não modificado, o aumento na produtividade das culturas agrícolas foi obtido principalmente pela adubação, com consumo de fertilizantes artificiais na maioria dos casos, por meio do melhoramento genético, ou pelo uso de defensivos químicos ou biológicos² e alteração em práticas culturais, como a irrigação e limpeza da lavoura. Ao mesmo tempo, aquelas variáveis se inter-relacionam. Uma prática cultural adequada para reduzir pragas e doenças, por exemplo, pode ser uma adubação adequada. A expressão da produtividade pelo melhoramento genético pode depender também do uso de fertilizantes ou o melhoramento pode visar a um maior aproveitamento de algum defensivo químico.

Além disto, o melhoramento de plantas se encontra associado a vários outros objetivos, como a produção de plantas resistentes a pragas e, principalmente, a doenças, entre outros, visando à melhoria da qualidade do produto e/ou redução dos custos de produção. Neste enfoque, não raro o melhoramento visando ao aumento de resistência a doenças pode causar redução na produtividade da cultura.

Tem-se então uma interação não trivial entre as variáveis e isolar o impacto de algumas delas torna-se uma tarefa extremamente complexa. Entretanto, como um entendimento geral das relações descritas na figura 1, tem-se de um lado que as práticas culturais e o uso de defensivos no controle de pragas e doenças são fatores que contri-

1. Adensamento significa um maior número de plantas por área, ou seja, a redução de espaçamento entre as mesmas.

2. O uso de controle biológico de pragas e doenças é ainda recente e pouca influência pode ser associada a esta variável para o período estudado.

buem de maneira mais significativa para melhorar a expressão do melhoramento genético nas culturas. Por outro lado, o uso de fertilizantes químicos contribui de maneira significativa tanto para o aumento de produtividade independente do fator melhoramento genético quanto para a sua expressão.

Diante da dificuldade de mensuração da importância do uso de defensivos e práticas culturais, e dada a maior relevância do consumo de fertilizantes em relação àqueles fatores, este último foi utilizado como *proxy* para estimar o impacto do aumento de produtividade independente do melhoramento genético.

Assim, a mensuração do efeito do melhoramento genético consistiu no resíduo da produtividade que não foi explicado pela evolução no consumo de fertilizantes. O procedimento utilizado para esta finalidade foi descrito no item 3.

Isto posto, o que se procurou realizar neste trabalho foi uma mensuração do efeito do melhoramento.

2 OBJETIVO

O objetivo deste trabalho foi mensurar o impacto do melhoramento genético do milho, da soja e do trigo sobre a variação nos preços mundiais destes produtos. O melhoramento genético foi, por sua vez, descrito como parte do aumento de produtividade das culturas estudadas.

3 METODOLOGIA

Inicialmente foi descrito o modelo econômico utilizado para captar o efeito do melhoramento sobre o preço mundial de *commodities* agrícolas. A seguir, foi especificado o procedimento econométrico utilizado para estimação das equações elaboradas no modelo econômico e apresentadas as fontes de dados utilizadas.

3.1 MODELO ECONÔMICO

O primeiro passo neste trabalho foi procurar identificar a influência do melhoramento genético de cada uma das *commodities* sobre a sua produtividade (*produit*) no mundo. Conforme descrito anteriormente, para sumarizar a influência de outras variáveis sobre a produtividade, foi utilizado o consumo de fertilizantes totais (*fertil*). As variáveis foram logaritmizadas para melhor ajustamento do modelo, conforme descrito a seguir:

$$\ln \text{produit}_t = \alpha_1 + \beta_1 \ln \text{fertil}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Assim, o resíduo dessa equação (ε_t) representa o indicador do efeito do melhoramento genético da *commodity* sobre a sua produtividade, no período analisado.³ Entretanto, é preciso estar ciente de que esse resíduo da equação (1), acima, muito provavelmente incorporará outras variáveis como fatores políticos e climáticos, elementos que o modelo sugerido não pretende captar explicitamente.

3. O subscrito "t" indica o tempo em que a variável é descrita. Neste trabalho, os dados das variáveis são anuais.

A seguir, procurou-se identificar esse efeito do melhoramento (ε_t) sobre a estrutura de formação do preço internacional da *commodity*. Para isso, a teoria econômica define que, em livre mercado, os preços são formados com base numa estrutura de oferta e demanda do produto. Nesse contexto, as principais variáveis relacionadas à demanda de um produto são o preço (P) e a renda (R). Tem-se, então, que a quantidade demandada pode ser expressa na seguinte equação:

$$Q_t^D = f(P_t; R_t) = e^{\alpha_2} P_t^{\delta_1} R_t^{\delta_2} e^{\mu_t} \quad (2)$$

em que α_2 é um termo constante, δ_1 e δ_2 são, respectivamente, a influência do preço e da renda na demanda, e μ é o termo de erro neste modelo.

Por outro lado, a quantidade ofertada é função da área plantada (*area*) multiplicada pela produtividade. Assim:

$$Q_t^S = area_t^{\varphi_1} \times produt_t^{\varphi_2} \quad (3)$$

onde φ_1 e φ_2 são, respectivamente, a participação da área plantada e da produtividade na produção total mundial.

Aplicando logaritmo na equação (3) e substituindo (1) em (3), tem-se:

$$\ln Q_t^S = \varphi_1 \ln area_t + \varphi_2 \alpha_1 + \varphi_2 \beta_1 \ln fertil_t + \varphi_2 \varepsilon_t \quad (4)$$

Olhando agora para o lado da demanda, aplicando logaritmo em (2) tem-se:

$$\ln Q_t^D = \alpha_2 + \delta_1 \ln P_t + \delta_2 \ln R_t + \mu_t \quad (5)$$

Igualando oferta e demanda, ou seja, as equações (4) e (5):

$$\varphi_1 \ln area_t + \varphi_2 \alpha_1 + \varphi_2 \beta_1 \ln fertil_t + \varphi_2 \varepsilon_t = \alpha_2 + \delta_1 \ln P_t + \delta_2 \ln R_t + \mu_t \quad (6)$$

Isolando a variável preço, uma vez que o objetivo deste estudo é torná-la endógena no modelo:

$$\ln P_t = \frac{(\varphi_2 \alpha_1 - \alpha_2)}{\delta_1} + \frac{\varphi_1}{\delta_1} \ln area_t + \frac{\varphi_2 \beta_1}{\delta_1} \ln fertil_t - \frac{\delta_2}{\delta_1} \ln R_t + \frac{\varphi_2}{\delta_1} (\varepsilon_t) - \frac{1}{\delta_1} \mu_t \quad (7)$$

A equação (7) indica a formação do preço internacional da *commodity* em função do equilíbrio entre oferta e demanda no mercado mundial.

Por outro lado, de maneira a reduzir o problema de correlação temporal presente nas séries de tempo, adiciona-se o preço defasado ($t-1$) da *commodity* na equação (7) obtendo o seguinte modelo:

$$\ln P_t = \frac{(\varphi_2 \alpha_1 - \alpha_2)}{\delta_1} + \frac{\varphi_1}{\delta_1} \ln area_t + \frac{\varphi_2 \beta_1}{\delta_1} \ln fertil_t - \frac{\delta_2}{\delta_1} \ln R_t + \frac{\varphi_2}{\delta_1} (\varepsilon_t) + \theta_1 \ln P_{t-1} - \frac{1}{\delta_1} \mu_t \quad (8)$$

em que o primeiro termo à direita é a constante. Dado que a quantidade demandada é inversamente relacionada com o preço, tem-se que δ_1 apresenta sinal negativo e os demais coeficientes sinais positivos. Desta maneira são esperados valores negativos das elasticidades de transmissão sobre o preço mundial da *commodity* em relação às variáveis:

$area_t$, $fertil_t$ e ε_t .⁴ Isto ocorre uma vez que, uma variação positiva nestas variáveis aumenta a oferta desses alimentos, o que provoca reduções nos preços. Sinais positivos são esperados para as variáveis R_t e P_{t-1} . No caso da renda isto se justifica, pois um aumento nesta variável (tudo o mais constante) aumenta a demanda, influenciando positivamente o preço. O sinal positivo esperado no caso da variável P_{t-1} geralmente se verifica em função da correlação temporal existente numa série de tempo.

A fim de constatar a efetividade dos pressupostos a serem alcançados na pesquisa de melhoramento de plantas, espera-se um coeficiente negativo e significativo para a variável ε_t , e um coeficiente não significativo para $area_t$.

Antes da descrição do procedimento econométrico, é preciso esclarecer que a existência de subsídios e barreiras tarifárias nas produções agrícolas dos países desenvolvidos afetam de alguma forma o nível de preços finais das *commodities* analisadas. Todavia, infelizmente, não há bases de dados prontamente disponíveis com séries de tempo extensas acerca dos subsídios praticados nas produções agrícolas.

Assim, os preços aqui empregados não são preços de livre funcionamento de mercado, mas sim os preços observados em decorrência da realidade, o que inclui as políticas comerciais dos países que produzem, consomem e vendem produtos agrícolas.⁵

3.2 PROCEDIMENTO ECONOMÉTRICO UTILIZADO PARA ESTIMAÇÃO DAS EQUAÇÕES

Na equação (1) desejou-se obter as relações de longo prazo entre a produtividade das culturas e o consumo de fertilizantes. O período analisado foi de 1967 a 2000 e análises de séries de tempo são comumente empreendidas em séries desta natureza.

Na equação (8) o objetivo foi estimar o efeito do melhoramento identificado na equação (1) sobre o preço mundial das *commodities* estudadas. Neste caso, o período analisado foi bem menor (1982 a 2000), não sendo possível uma análise de série de tempo. Como um procedimento econométrico adequado nesse tipo de análise, tem-se que para as três *commodities* analisadas é razoável supor uma correlação contemporânea entre os mercados, o que torna os modelos de correlações contemporâneas (como o SUR) candidatos naturais de modelagem.

As equações que descrevem a formação dos preços das *commodities* agrícolas consideradas podem estar correlacionadas contemporaneamente. Isto ocorre porque outros fatores não modelados podem afetar o mercado de vários produtos agrícolas simultaneamente e, por conseguinte, o preço desses mercados. É o caso de fatores climáticos e/ou políticos, por exemplo.

4. O coeficiente estimado da variável ε_t representa um valor de elasticidade, apesar de explicitamente aquela variável não estar apresentada como logaritmo na equação. Isto ocorre porque ε_t é o valor da diferença entre o logaritmo da produtividade e o valor estimado do logaritmo da produtividade ($\alpha_1 + \beta_1 \ln fertil_t$ em que β_1 é estimado). Portanto, ε_t já está na forma de logaritmo e sua elasticidade pode ser obtida diretamente do parâmetro.

5. O leitor interessado nesse ponto encontrará maiores detalhes em: Australian Bureau of Agricultural and Resource Economics (ABARE) (2000), Borrell & Hubbard (2000), Bureau (2002), Bureau, Fulponi & Salvatici (2000), Food And Agricultural Policy Research Institute (FAPRI) (2002), Marsch & Tarditi (2003), Rijswijk & Silvis (2000), Stout, Leetmaa & Normile (2002), e UKFG (2002).

Logo, pode-se admitir que haja correlação entre as estimativas das equações descritas no modelo econômico para as diferentes *commodities*. Esse fenômeno requer a utilização de um processo econométrico que considere a estimação de um conjunto de equações que podem estar correlacionadas entre si (KMENTA, 1978). Neste caso, estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) podem ser não viesadas, mas ineficientes (KMENTA, 1978; GREENE, 1993).

O procedimento de estimação econométrico descrito como SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*) considera as correlações entre esse conjunto de equações nas suas estimativas. Segundo Greene (1993), a estimação de um conjunto de equações utilizando o procedimento SUR equivale à estimação dessas mesmas equações por Mínimos Quadrados Ordinários quando: *i*) o sistema de equações não for correlacionado; *ii*) se as equações apresentarem exatamente as mesmas variáveis explanatórias; e *iii*) se os regressores de um bloco de equações são um subconjunto de um outro.

Isto posto, o modelo SUR foi utilizado para estimar a equação (8). Num raciocínio intuitivo, é razoável que exista uma transmissão de efeitos na formação de preço das três *commodities*, uma vez que soja e milho representam produtos complementares no uso para ração animal, enquanto trigo e milho são, em certa medida, substitutos em termos de consumo humano.

Já a equação (1), que apresentou a mesma variável explicativa (consumo de fertilizante por hectare) em todas as *commodities* analisadas, foi estimada separadamente para cada *commodity*, visto que neste caso a estimativa pelo método SUR não é requerida. Entretanto, como descrito anteriormente, uma análise de série de tempo prévia foi requerida em função da extensa série utilizada.

3.2.1 Análise de Série de Tempo

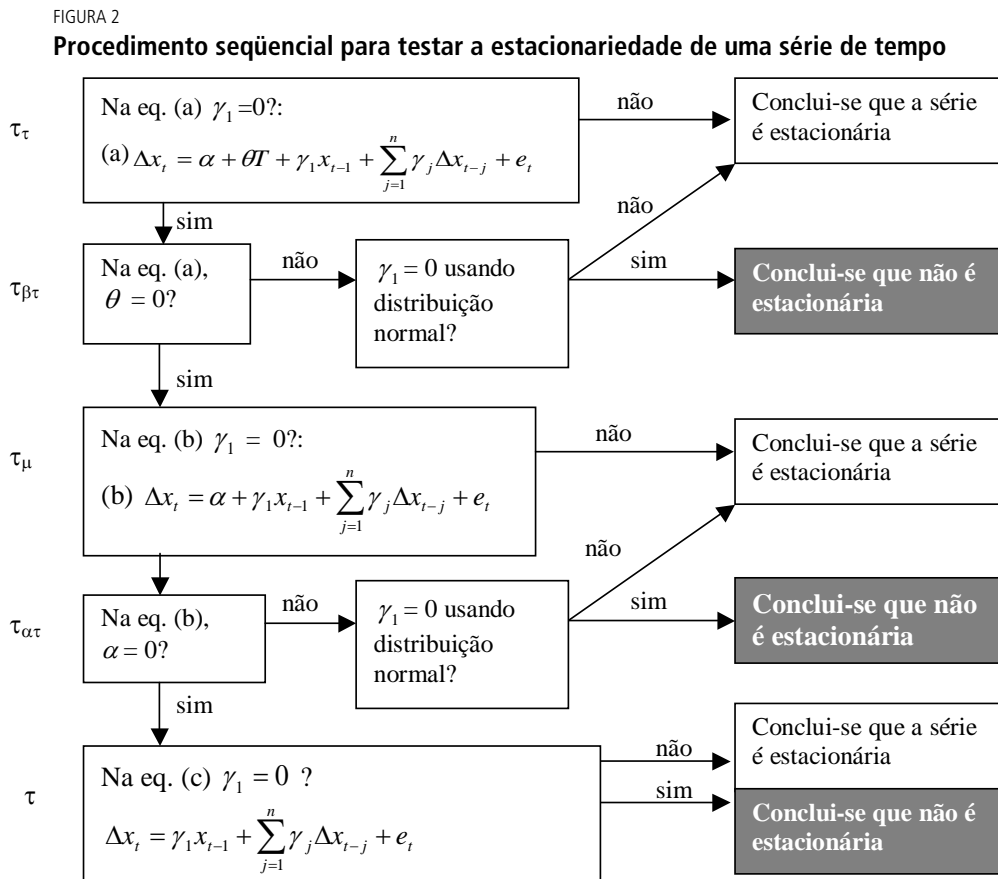
O uso do método de Mínimos Quadrados Ordinários também pode ser restritivo com dados de séries temporais, quando estas variáveis não são estacionárias. A seguir são descritos os modelos para aplicação dos testes nas séries de tempo: teste de raiz unitária e de co-integração. O teste de raiz unitária consiste em averiguar a estacionariedade das séries temporais, e o teste de co-integração verifica a existência de relação estável de longo prazo entre as variáveis integradas de mesma ordem.

Os procedimentos para identificação de raiz unitária na série foram desenvolvidos por Dickey & Fuller (1981) e são conhecidos como testes de raiz unitária de Dickey-Fuller. Tal procedimento consiste em se adotar a seguinte rotina descrita na figura 2: na eq. (a) a hipótese nula conjunta testada é dada por $H_0: \alpha = \theta = \gamma = 0$, enquanto para a eq. (b) a hipótese nula conjunta testada é dada por $H_0: \alpha = \gamma = 0$ e na eq. (c) testa-se a hipótese $H_0: \gamma = 0$. As estatísticas τ_τ , τ_μ e τ , foram utilizadas, respectivamente, para testar o coeficiente $\gamma = 0$ nas eq. (a), (b) e (c). Os coeficientes dos termos constante (α) e tendência (θ), nos modelos descritos nas eq. (a) e (b), foram também testados como definido pelo fluxograma da figura 2. As estatísticas a serem utilizadas para testar a significância dos parâmetros foram descritas do lado esquerdo desta figura.

Caso a série seja não estacionária segundo os procedimentos descritos no fluxograma da figura 2, aplica-se mais uma diferença na eq. (c) e testa-se novamente a hipó-

tese $H_0: \gamma = 0$. Sendo a série estacionária na primeira diferença, ela é representada como sendo $I(1)$, ou seja, integrada de ordem 1. Este fato caracteriza a série com raiz unitária.

A diferenciação dos dados apenas não resolve o problema de especificação do modelo a ser estimado. Isto ocorre porque informações de longo prazo são perdidas no processo de diferenciação. O conceito de co-integração pode ser empregado para solucionar esse problema. Uma vez que duas ou mais variáveis são co-integradas, o termo de correção de erro estimado neste teste recupera as informações de longo prazo entre as variáveis.



Fonte: Enders (1995, p.257)

Nota: Sendo x = uma variável considerada no modelo proposto; T = tendência determinística do modelo; o valor de n deve ser tal que torne a série dos resíduos (e_t) uma série ruído branco (série estacionária). Um procedimento que tem sido muito utilizado para determinação do valor de n é o critério de Akaike (AIC) e Schwarz (SC).

3.2.2 Regressões Aparentemente Não-Relacionadas (modelo SUR)

Um conjunto de equações de regressão pode ser descrito, matricialmente, da seguinte maneira:

$$Y_m = X_m \beta_m + \varepsilon_m \tag{9}$$

onde $m = 1, 2, \dots, M$, Y_m é um vetor ($T \times 1$) dos valores amostrais da variável dependente, X_m é uma matriz ($T \times K_m$) dos valores amostrais das variáveis independentes, β_m é um vetor ($K_m \times 1$) dos coeficientes de regressão e ε_m é um vetor ($T \times$

1) dos valores amostrais das perturbações. Presume-se que ε_m tenha distribuição normal com média

$$E(\varepsilon_{mt}) = 0 \quad (t = 1, 2, \dots, T), \quad (10)$$

e que sua matriz de variância covariância seja dada por

$$E(\varepsilon_m \varepsilon'_m) = \sigma_{mm} I_T \quad (11)$$

onde I_T é uma matriz identidade de ordem T . As variáveis independentes são consideradas como sendo não-estocásticas e tais que $(X'_m X_m)/T$ é não singular e seu limite existe (para $T \rightarrow \infty$). Isto significa que se espera que cada uma das equações satisfaça os pressupostos do modelo de regressão linear clássico.

Supõe-se agora que não se pode excluir a possibilidade de que as perturbações de regressão de diferentes equações sejam mutuamente correlacionadas. Neste caso tem-se

$$E(\varepsilon_m \varepsilon'_p) = \sigma_{mp} I_T \quad (12)$$

em que p é outra equação, que varia de 1 a M . Assim, σ_{mp} é a covariância das perturbações da m -ésima e da p -ésima equação, que supõem-se constantes ao longo de todas as observações.

No caso deste estudo, trabalhou-se com uma equação para cada *commodity*, ou seja, utilizaram-se três equações. Esta covariância representa o único vínculo entre a m -ésima e a p -ésima equação. Como este vínculo é muito sutil, o sistema de M equações denomina-se sistema de equações de regressão aparentemente não-correlacionadas.

As perturbações consideradas para estimação de cada equação podem ainda não ser independentes no tempo, seguindo um esquema auto-regressivo de primeira ordem. Neste caso, os pressupostos não mais consideram a matriz identidade na estimação, sendo substituída por:

$$E(\varepsilon_m \varepsilon'_m) = \sigma_{mm} \begin{bmatrix} 1 & \rho_m & \dots & \rho_m^{T-1} \\ \rho_m & 1 & \dots & \rho_m^{T-2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_m^{T-1} & \rho_m^{T-2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (13)$$

$$E(\varepsilon_m \varepsilon'_p) = \sigma_{mp} \begin{bmatrix} 1 & \rho_p & \dots & \rho_p^{T-1} \\ \rho_m & 1 & \dots & \rho_p^{T-2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_m^{T-1} & \rho_m^{T-2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (14)$$

$m, p = 1, 2, \dots, M,$

onde ρ_m é o coeficiente de autocorrelação da m -ésima equação.

Ao considerar os pressupostos anteriores, a matriz de variância covariância de ε é:

$$\Omega = E(\varepsilon \varepsilon') \quad (15)$$

A informação sobre a correlação das perturbações por meio das equações está, portanto, contida na descrição da matriz Ω , e deve ser levada em conta. Assim, a equação (8), juntamente com os pressupostos sobre X e ε , foi considerada como modelo de regressão linear generalizado. Assim, considerando as estruturas de correlação dentro de uma *commodity* no tempo e entre as *commodities* no tempo, o melhor estimador linear não-tendencioso de β para este modelo é dado pela fórmula dos mínimos quadrados generalizados de Aitken, ou seja:

$$\tilde{\beta} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} (X' \Omega^{-1} Y) \quad (16)$$

As estimativas considerando a presença de correlação entre equações foram obtidas utilizando o procedimento *Syslim SUR* do *software SAS*.

3.3 DADOS UTILIZADOS

Os valores de produção e área plantada de milho, soja e trigo, no período de 1967 a 2000, foram obtidos na FAO (2003). Produtividade é produção dividida pela área.

O consumo de fertilizantes foi obtido nesta mesma base de dados, entretanto, este consumo não está discriminado por área. Para obter o consumo de fertilizantes total por hectare, foram somadas as áreas totais cultivadas, também obtidas pela FAO, para cada ano desse mesmo período com: cereais totais, soja, grãos brutos totais, frutas totais, exceto melões, e vegetais totais, incluindo melões. Dados de consumo de fertilizantes por produto não estavam disponíveis.

Desse modo, empregou-se um valor geral de consumo de fertilizantes por hectare no período analisado.

Os valores de preços internacionais desses produtos foram obtidos a partir dos preços dados pela *Chicago Board of Trade* descritos no *Agriannual* (FNP, 1996, 1999 e 2002). O período de preços utilizado foi de 1982 a 2000, sendo utilizada média anual em dólares, deflacionados segundo Índice de Preços no Varejo (CPI-U). Esses preços foram utilizados porque representam preços internacionalizados das *commodities* sob análise, além do que o objetivo do trabalho tem como pano de fundo os mercados mundiais de soja, trigo e milho.

Como o modelo foi identificado para o mundo, utilizou-se a variação anual do PIB mundial como *proxy* para a renda. Tal índice foi obtido junto ao Fundo Monetário Internacional, *International Financial Statistics* (FMI/IFS - Internacional).

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os resultados foram apresentados em duas etapas. Inicialmente foram estimados e discutidos os resultados obtidos da equação (1), onde se procurou obter o efeito do melhoramento genético sobre a produtividade das *commodities* agrícolas estudadas. A seguir foi estimada, conjuntamente pelo método SUR a equação (8), para as três *commodities*: milho, soja e trigo.

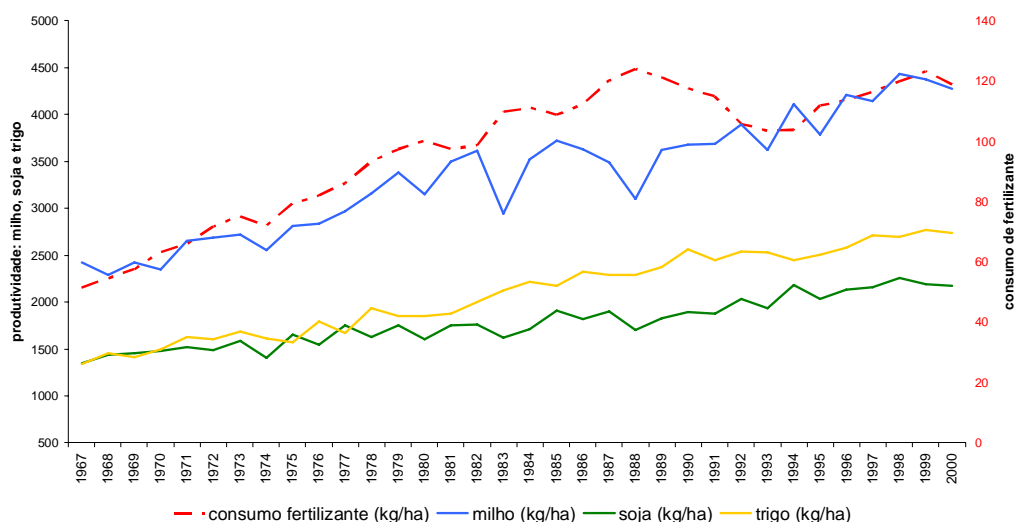
4.1 ESTIMANDO O EFEITO DO MELHORAMENTO GENÉTICO

Inicialmente, as séries de produtividade de milho, soja e trigo e a série de consumo de fertilizante foram analisadas para verificar se as mesmas são estacionárias, de maneira que as estimativas não sejam viesadas. Caso elas não sejam estacionárias, um modelo de correção de erro faz-se necessário para estimação da equação (1). A figura 3 ilustra as séries analisadas.

Na tabela 1 são apresentados os resultados referentes à análise de estacionariedade das variáveis descritas na figura 3. Os resultados indicam estacionariedade nas quatro séries analisadas, no nível de significância de 1%, uma vez que os valores dos teste “t” calculados foram maiores do que os valores críticos de Dickey & Fuller (1981). Portanto, a equação (1), descrita no item 3.1, para as três *commodities* foram estimadas pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Tais regressões procuraram obter, por meio do resíduo da regressão, a parcela da produtividade que é explicada pelo efeito do melhoramento genético. Assim, aqueles resíduos são plotados nas figuras 4 a 6, juntamente com o logaritmo do preço do produto considerado.

FIGURA 3

Série temporal de 1967 a 2000 do consumo de fertilizante e da produtividade mundial de milho, soja e trigo



Fonte: FAO (2003).

TABELA 1

Valores de defasagens utilizadas no teste de estacionariedade e valores calculados do teste “t” para as hipóteses de nulidade descritas em cada coluna

Variáveis	Defasagens (n)	Modelo (a)	Modelo (b)	Modelo (c)
		$H_0: \gamma = 0$	$H_0: \gamma = 0$	$H_0: \gamma = 0$
<i>lnmilho</i>	2	-2,83	-1,26	-2,62*
<i>lnsoja</i>	2	-2,63	-1,62	3,17*
<i>lntrigo</i>	3	-1,97	-1,97	3,57*
<i>lnfertil</i>	3	-2,09	-3,81*	1,24

Fonte: resultados de pesquisa.

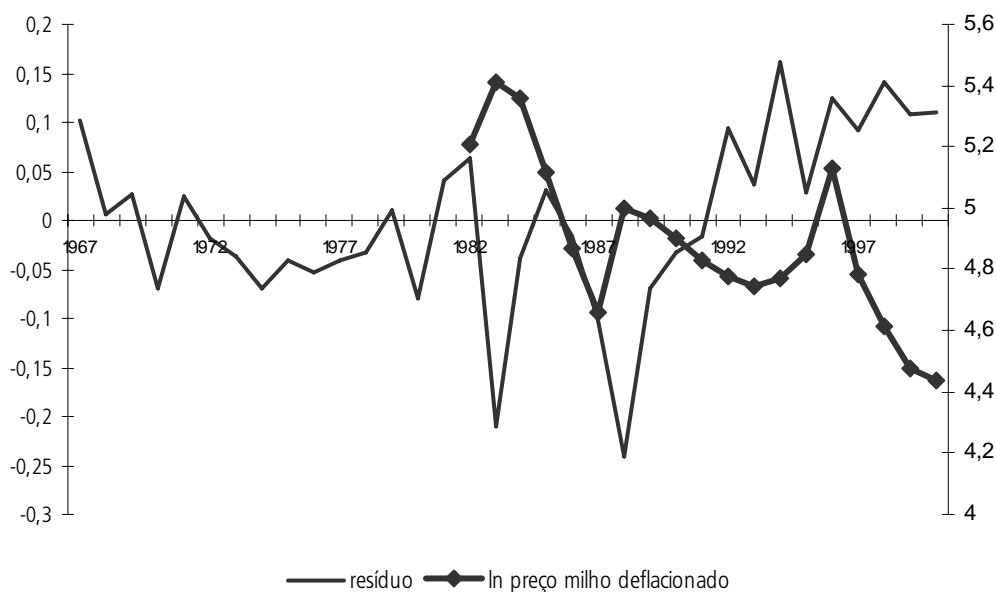
Nota: *lnmilho* = logaritmo da produtividade mundial do milho; *lnsoja* = logaritmo da produtividade mundial da soja; *lntrigo* = logaritmo da produtividade mundial do trigo e *lnfertil* = logaritmo do consumo mundial de fertilizante.

* Significativo no nível de significância de 1%. Valores críticos segundo Dickey & Fuller (1981): -4.04 no modelo (a); -3.51 no modelo (b) e -2.60 no modelo (c), segundo as estatísticas τ_τ , τ_μ e τ , respectivamente.

Os resultados das regressões por MQO apresentaram, para o milho, valor de $\alpha = 7,365 (0,000)$ e $\beta = 0,667381 (0,000)$, em que os valores entre parênteses são os níveis de significância dos testes “t” correspondentes aos coeficientes estimados; e valor de $R^2 = 78\%$. Assim, obteve-se o resíduo ε_t , plotado na figura 4, juntamente com a série dos preços internacionais do milho logaritimizada, a partir de 1982. A série de preço foi logaritimizada de maneira a ser comparável com a série do resíduo, que foi obtida de uma regressão log-log.

FIGURA 4

Proxydo efeito do melhoramento na produtividade do milho (resíduo) e preço mundial do milho recebido em nível do produtor

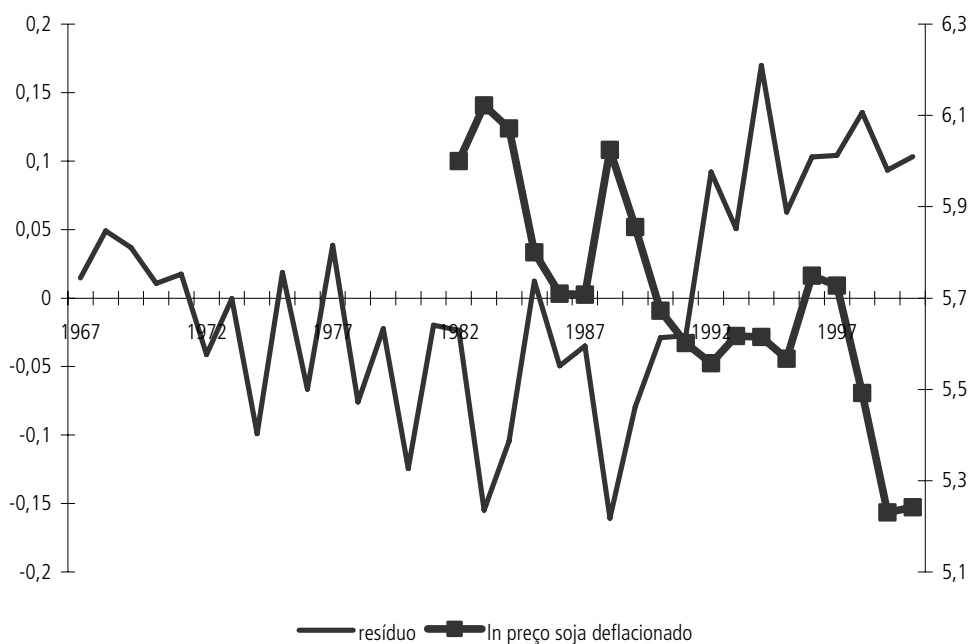


Fonte: resultados de pesquisa.

Para a soja, encontrou-se valor de $\alpha = 7,6611 (0,000)$ e $\beta = 0,46532 (0,000)$; e $R^2 = 68\%$. Da mesma maneira, tem-se o resíduo ε_t plotado na figura 5, juntamente com a série dos preços internacionais da soja, ao produtor, em logaritmo, a partir de 1982.

FIGURA 5

Proxy do efeito do melhoramento na produtividade da soja (resíduo) e preço mundial da soja em nível do produtor

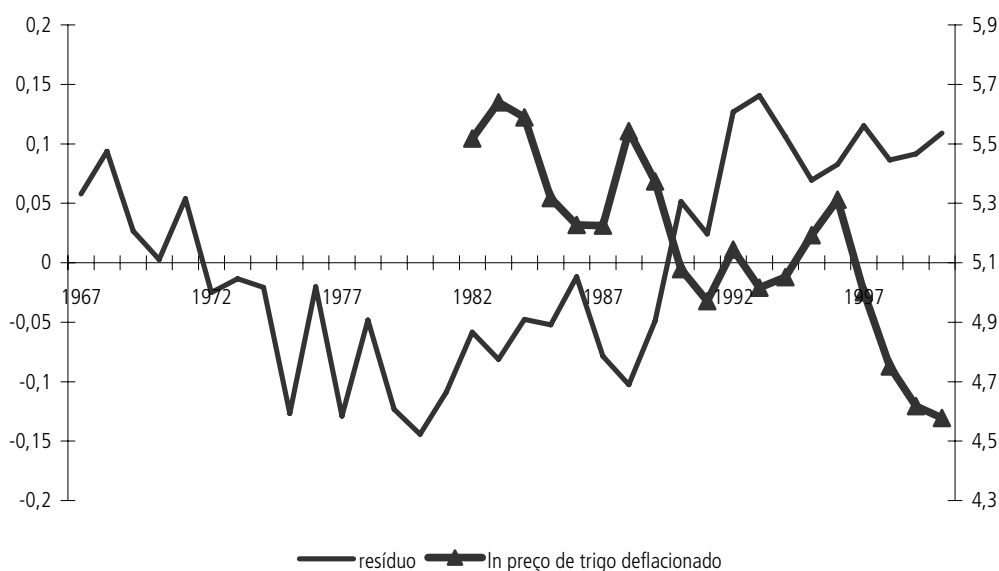


Fonte: resultados de pesquisa.

Para o trigo, tem-se o valor de $\alpha = 6,31505 (0,000)$ e $\beta = 0,79389 (0,000)$; e valor de $R^2 = 85\%$. O resíduo ε_t foi plotado na figura 6, junto com a série dos preços internacionais do trigo, ao produtor, em logaritmo, a partir de 1982.

FIGURA 6

Proxy do efeito do melhoramento na produtividade do trigo (resíduo) e preço mundial do trigo em nível do produtor



Fonte: resultados de pesquisa.

Nas estimativas das três equações descritas anteriormente, observou-se problema de autocorrelação nos resíduos (teste de durbin-watson = 1,076 para o milho, durbin-watson = 0,8862 para a soja e durbin-watson = 0,436 para o trigo).

Entretanto, como os resíduos obtidos nestas equações indicam a *proxy* do efeito do melhoramento sobre a produtividade, é de se esperar esta autocorrelação, uma vez que a produtividade, via melhoramento genético, vem a ser um efeito acumulativo no tempo. Ou seja, econometricamente, acredita-se que esta variável *proxy* seja uma série auto-regressiva.

Nas figuras de 4 a 6 observa-se que as três *commodities* consideradas no estudo tiveram comportamento semelhante, e o grau de correlação entre os resíduos e os preços, para cada *commodity* plotada nas figuras, no período 1982-2000, foi de - 47,5% para o milho e de - 75% para a soja e o trigo.

Tal nível de correlação estimado alinha-se com a hipótese de que o melhoramento genético, via aumento da produtividade, é uma das principais variáveis explicativas da redução dos preços internacionais ao produtor para esses produtos agrícolas.

4.2 EFEITO DO MELHORAMENTO, VIA PRODUTIVIDADE, NOS PREÇOS MUNDIAIS AO PRODUTOR

Como descrito no item 3.1, os coeficientes da equação (8) fornecem os resultados desejados neste trabalho. Para estimar de maneira eficiente os parâmetros daquela equação foi especificado, no item 3.2, um modelo que considera possíveis presenças de correlações entre as equações estimadas para as três *commodities* estudadas.

Com o propósito de verificar a eficiência do modelo SUR na estimação dos parâmetros foi realizado o teste do multiplicador de Lagrange.⁶ Este teste tem como objetivo verificar a significância da correlação entre as equações estimadas. Obteve-se o valor do multiplicador de Lagrange igual a 30, considerando as equações que procuram explicar a formação do preço mundial das *commodities*: milho e soja, milho e trigo e soja e trigo. Tais valores são maiores do que o valor crítico no nível de 2,5% de significância do teste de χ^2 . Conclui-se então que é estatisticamente significativa a presença de correlação entre as equações. Os resultados das estimativas dos coeficientes da equação (8) pelo método SUR para as três *commodities* são descritos na tabela 2.

A constante não foi considerada para estimação dos modelos finais descritos na tabela 2, uma vez que, em testes anteriores: *i*) ela foi não significativa para as três *commodities*; e *ii*) reduziu a significância do modelo.

6. Teste do multiplicador de Lagrange: se λ calculado for maior do que o valor crítico da tabela de χ^2 com $[M * (M - 1)] / 2$ graus de liberdade, onde M é o número de equações estimadas, rejeita-se H_0 , que considera ausência de correlação entre as equações. Ou seja, aceita-se a hipótese de correlação entre as equações. O valor de λ é calculado por: $\lambda = T * \sum_i \sum_j r_{ij}^2$, em que T é o número de observações e $r_{ij}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{ij}}{[\hat{\sigma}_{ii} * \hat{\sigma}_{jj}]^{1/2}}$, sendo $\hat{\sigma}$ é o valor da variância do erro estimada (GREENE, 1993, p. 492).

TABELA 2

Mensuração das elasticidades das variáveis descritas na equação (8) sobre a formação dos preços mundiais de milho, soja e trigo, pelo método das equações aparentemente não-correlacionadas (SUR)

	Milho	Soja	Trigo
$\ln fertil_t (\varphi_2 \beta_1 / \delta_1)$	-0,73	-0,97	-1,42**
$\ln area_t (\varphi_1 / \delta_1)$	0,25	0,37*	0,51*
$\ln \varepsilon_t (\varphi_2 / \delta_1)$	-0,70**	-1,23*	-1,81*
$\ln R_t (\delta_2 / \delta_1)$	0,08	0,12	0,10
$\ln P_{t-1} (\theta_1)$	0,69*	0,61*	0,36*
Durbin-Watson (dw)	1,86	1,43	1,46

Fonte: resultados de pesquisa.

*Significativo no nível de 5%; **Significativo em 7%. A ausência de * ou de ** representa coeficientes estimados não significantes estatisticamente nos níveis de significância considerados.

A análise estatística dos dados, realizada pelo sistema computacional SAS, descreve os resultados de autocorrelação dos resíduos das equações estimadas pelo método de Durbin-Watson, os quais foram descritos na tabela 2. Entretanto, quando a equação estimada possui a variável dependente defasada como uma de suas variáveis explicativas, o método de Durbin-Watson não é um procedimento correto para análise de autocorrelação de resíduos. Neste caso, o procedimento adequado para identificar a autocorrelação é um método derivado do Durbin-Watson, conhecido como Durbin-h.⁷

Como as equações estimadas na tabela 2 apresentam o preço da *commodity* defasada como variável explicativa, foi calculado, para cada equação SUR, os valores do teste de Durbin-h. Utilizando esta estatística, obteve-se ausência de autocorrelação nas estimativas das equações do preço do milho ($h_m = 0,38$), do preço da soja ($h_s = 1,55$), e do preço do trigo ($h_t = 1,65$), no nível de 5% de significância.

Conforme os resultados descritos na tabela 2, obteve-se, como esperado, sinal negativo para $\ln fertil_t$ e ε_t . O sinal positivo para $\ln P_{t-1}$ indicou o quanto o preço foi influenciado pelo preço do ano anterior, em função da presença de autocorrelação na série. Como estabelecido nas hipóteses do trabalho, a estimativa do aumento da demanda, via aumento de renda ($\ln R_t$), foi responsável por variações positivas nos preços das três *commodities*, porém, não significativas estatisticamente.

A variável $\ln area_t$ obteve sinal positivo, e significativo nos casos de soja e trigo. Uma vez que a decisão de aumentar a área plantada ocorre no período seguinte a um aumento de preço, e dado que a variável área é contemporânea à variável preço no modelo, espera-se que seja o preço que responda ao tamanho da área plantada com a *commodity* naquele ano e não o inverso. Uma outra possível interpretação é que as áreas plantadas com as *commodities* foram definidas com base em uma expectativa sobre o preço, que parece ter se confirmado. Ou seja, esperando um preço mais alto, os

7. O teste de Durbin-h é calculado da seguinte maneira: $h = \hat{\varphi} * \sqrt{\frac{n}{1 - n * \text{var}(b_1)}}$, onde: $\hat{\varphi} = 1 - d/2$, em que d é o va-

lor do estimador de Durbin-Watson; b_1 é o coeficiente da variável dependente defasada estimado no modelo, e n é o número de observações. Valores críticos para teste de Durbin-h no nível de 5% de significância: se $h > 1,65$, aceita-se autocorrelação positiva entre resíduos; se $h < -1,65$, aceita-se autocorrelação negativa entre os resíduos.

produtores aumentaram a área plantada, o que justifica a relação positiva encontrada entre estas duas variáveis. Portanto, verifica-se que o aumento de oferta pela área plantada com o produto não foi uma variável responsável pela queda dos preços agrícolas.

Os resultados indicaram que as variações nos preços analisados não experimentaram influência significativa, do lado da oferta, considerando o uso de fertilizante (principalmente para milho e soja); e, do lado da demanda, o aumento da renda também não apresentou resultado significativo claro na formação dos preços descritos para qualquer das três *commodities*.

As variáveis que foram claramente significativas na formação dos preços nos três produtos analisados foram o resíduo da produtividade, que representou o indicador do efeito do melhoramento das *commodities*, e o preço do ano anterior.

Considerando o indicador do efeito do melhoramento (ε_i) sobre o preço, o milho apresentou elasticidade de -0,70, ou seja, dado um aumento de produtividade de 1% (em t./1000 ha), causada pelo melhoramento genético, o preço reduziu em torno de 0,70% (em US\$/t.), no período considerado. Para a soja, tem-se que um aumento de 1% de produtividade alcançada pelo melhoramento genético reduziu em 1,23% o preço mundial do produto. O trigo foi a *commodity* mais sensível a essa redução do preço, observando-se uma redução de 1,81% no preço a cada 1% de aumento na produtividade causado pelo indicador do efeito do melhoramento genético. Como descrito anteriormente, todos os valores das elasticidades relacionadas ao efeito do melhoramento sobre o preço foram significativos, até o nível de 7% de significância.

Apesar do efeito analisado basear-se no preço mundial pago ao produtor, por meio do mecanismo de concorrência dos mercados, caem também os preços na ponta final, ou seja, os alimentos tornam-se mais baratos para os consumidores. Como citado por Barros, Rizzieri & Pichetti (2001), este mecanismo clássico de transferência dos ganhos de produtividade para o consumidor é bastante conhecido na economia agrícola. Esse ponto também é apoiado por outros trabalhos (FARINA e NUNES, 2003; MB Associados, 2004; HOMEM de MELO, 2005).

Nesse sentido, os resultados estimados das elasticidades acima são, portanto, uma indicação de quão importante foi, nas últimas décadas, o aumento de produtividade pelo melhoramento genético para a segurança alimentar da população mundial e para o barateamento de itens alimentares-chave no consumo direto (trigo e milho) ou na composição de proteína animal (soja e milho).

Não obstante, é importante ressaltar que melhores ou mais robustos resultados poderiam ser obtidos com séries de dados de maior extensão temporal, bem como em estudos específicos para países que possuam dados disponíveis para um horizonte de tempo mais amplo.

5 CONCLUSÃO

Pode-se concluir que o resíduo que contém o melhoramento genético conseguiu, no período analisado, exprimir o fenômeno de barateamento do preço dos alimentos. Estimou-se que o aumento da produtividade via melhoramento provocou, de maneira

mais do que proporcional (elasticidade > 1), a redução nos preços de soja e trigo. Para o milho, este efeito foi significativo, mas menor do que 1.

Não houve pressões significativas na formação dos preços do lado da demanda ou via consumo de fertilizantes. De maneira geral, foram significativas, na análise, as variáveis que representaram o indicador do efeito do melhoramento e o preço defasado da *commodity*.

Nesses termos, o melhoramento genético respondeu aos seus propósitos inicialmente estabelecidos de redução no preço dos alimentos, atendendo ao crescimento populacional e mitigando a necessidade de se incorporar novas áreas ao processo produtivo, uma vez que a variável área não apresentou relação negativa com os preços das *commodities*.

Entretanto, estes resultados devem ser adotados com moderação e levando em conta que no resíduo ε_i cujo valor da elasticidade vem a ser o principal resultado deste trabalho, pode haver a influência de muitos outros fatores como os descritos na figura 1. Não obstante, a dificuldade em encontrar o impacto do melhoramento na produtividade de produtos agrícolas não deve ser uma barreira intransponível para se procurar responder questões como a levantada neste estudo.

Uma limitação desta análise refere-se ao fato de que países desenvolvidos frequentemente adotam medidas protecionistas sobre o mercado de *commodities* agrícolas, alterando o funcionamento dos mecanismos de oferta e demanda de mercado e a livre movimentação dos preços mundiais. Este fato pode ter influenciado os resultados obtidos neste trabalho, porque limita a livre operação das forças de oferta e demanda na formação do preço do produto.

REFERÊNCIAS

AUSTRALIAN BUREAU OF AGRICULTURAL AND RESOURCE ECONOMICS (ABARE). **US and EU Agricultural support: who does it benefit?** Canberra, 2000. 6p.

BARROS, J. R. M.; RIZZIERI, J. A. B.; PICCHETTI, P. Os efeitos da pesquisa agrícola para o consumidor. *In: SEMINÁRIO IMPACTOS DA MUDANÇA TECNOLÓGICA DO SETOR AGROPECUÁRIO NA ECONOMIA BRASILEIRA*. Embrapa. São Paulo, SP: ago. de 2001. Disponível em: <<http://www.embrapa.br.Eventos>>. Acesso em: 08 set. 2003.

BONELLI, R. Impactos econômicos e sociais de longo prazo da expansão agropecuária no Brasil: Revolução invisível e inclusão social. *In: SEMINÁRIO IMPACTOS DA MUDANÇA TECNOLÓGICA DO SETOR AGROPECUÁRIO NA ECONOMIA BRASILEIRA*. Embrapa. São Paulo, SP: agosto de 2001. Disponível em: <<http://www.embrapa.br.Eventos>> Acesso em: 08 set. 2003.

BORRELL, B.; HUBBARD, L. **Global economic effects of the EU common agricultural policy**. Oxford: Institute of Economic Affairs / Blackwell Publishers, 2000. 9p. (Institute of Economic Affairs, Reforming the CAP Series).

BUREAU, J. C. **Enlargement and reform of the EU agricultural policy: impacts on the western hemisphere countries**. Washington, 2002. 42p. (Final report).

BUREAU, J. C.; FULPONI, L.; SALVATICI, S. Comparing EU and US trade liberalisation on the Uruguay round agreement. **European Review of Agricultural Economics**, v. 27, n. 3, p. 259-280, 2000.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, n.4, p.1057-72, Jul. 1981.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433p.

FOOD AND AGRICULTURE ORGANIZATION (FAO). Statistical Databases. Faostat. All Databases. Disponível em: <<http://www.fao.org>>. Acesso em: dez. 2003.

FARINA, E. M. M. Q.; NUNES, R. **A evolução do sistema agroalimentar no Brasil e a redução de preços para o consumidor: os efeitos da atuação dos grandes compradores**. Brasília: Ipea, 2003. 71 p. (Texto para discussão, n. 970).

FNP Consultoria: **Agrianual**. São Paulo, 1996, 1999 e 2002.

FOOD AND AGRICULTURAL POLICY RESEARCH INSTITUTE (FAPRI). **The Doha round of the World Trade Organization: appraising further liberalization of agricultural markets**. Iowa: Iowa State University, Food and Agricultural Policy Research Institute, 2002. 130 p. (Working Paper, 2. Oct. 2002).

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 2. ed., New Jersey: Prentice-Hall, 1993.

HOMEM DE MELO, F. **A abertura comercial e o papel dos aumentos de produtividade na agricultura brasileira.** Mimeografado. (s.d.). Disponível em: <http://www.ifb.com.br/documentos/hdemelo.pdf>. Acesso em: 07 jul. 2005.

KMENTA, J. **Elementos de econometria.** São Paulo: Atlas, 1978.

MARSCH, J. S.; TARDITI, S. **Cultivating a crisis: the global impact of the Common Agricultural Policy.** Weybridge: Consumers International and European Research into Consumer Affairs, 2003. 95p.

MB – MENDONÇA DE BARROS – ASSOCIADOS. **O sucesso da agroindústria: o que se pode aprender?** São Paulo, FIESP: 2004. 38p.

QUEIRÓZ, M. A. Melhoramento genético no Brasil. Realizações e perspectivas. *In*: NASS, L. L.; *et al.* (Eds.) **Recursos genéticos e melhoramento-plantas.** Fundação MT: Rondonópolis, MT, 2001. p. 1-28.

RAMALHO, M. A. P. Melhoramento genético de plantas no Brasil: Situação atual e perspectivas. *In*: 1o. CONGRESSO BRASILEIRO DE MELHORAMENTO DE PLANTAS, 2001. Goiânia. **Anais.** CD-ROM.

RIJSWICK, C. W. J. V.; SILVIS, H. J. **Alternative instruments for agricultural support: a survey of measures applied by competitors of the EU.** The Hague: Agricultural Economics Research Institute, 2000. 114p.

STOUT, J.; LEETMAA, S.; NORMILE, M. A. **Evaluating EU agricultural policy reform using the EU WTO model.** Washington: United States Department of Agriculture (USDA), Economic Research Service, 2002. 15p.

UK FOOD GROUP (UKFG). **The common agricultural policy: options for reform and their potential impact.** London: 2002. 24 p.

VIEIRA, C.; REIS, M. S. Texto didático - melhoramento de plantas. Apostila. Universidade Federal de Viçosa, MG, 1993. 43 p.

YOKOTA, P. Painel III: Impactos da mudança tecnológica do setor agropecuário brasileiro sobre o abastecimento. *In*: **ANAIS DO SEMINÁRIO SOBRE IMPACTOS DA MUDANÇA TECNOLÓGICA DO SETOR AGROPECUÁRIO NA ECONOMIA BRASILEIRA.** Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária (EMBRAPA). Brasília, DF, 2002.

EDITORIAL

Coordenação

Ronald do Amaral Menezes

Supervisão

Iranilde Rego

Revisão

Luis André Barreto Gomes da Silva

Silvia Maria Alves

Camila de Paula Santos (estagiária)

Karen Varella Maia Corrêa (estagiária)

Olavo Mesquita de Carvalho (estagiário)

Sheila Santos de Lima (estagiária)

Editoração

Aeromilson Mesquita

Elidiane Bezerra Borges

Lucas Moll Mascarenhas

Brasília

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES, 9º andar

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5090

Fax: (61) 3315-5314

Correio eletrônico: editbsb@ipea.gov.br

Rio de Janeiro

Av. Nilo Peçanha, 50, 6º andar – Grupo 609

20044-900 – Rio de Janeiro – RJ

Fone: (21) 2215-1044 R. 234

Fax: (21) 2215-1043 R. 235

Correio eletrônico: editrj@ipea.gov.br

COMITÊ EDITORIAL

Secretário-Executivo

Marco Aurélio Dias Pires

SBS – Quadra 1 – Bloco J – Ed. BNDES,
9º andar, sala 908

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 3315-5406

Correio eletrônico: madp@ipea.gov.br

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)