

CONTRIBUIÇÃO DO MELHORAMENTO GENÉTICO PARA A REDUÇÃO DE PREÇO DOS ALIMENTOS¹

Cynthia Cabral da Costa²

Rogério Edivaldo Freitas³

RESUMO: O objetivo deste trabalho é 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 em uma 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 preço 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. Esse resultado pode indicar o efeito potencializado desse tipo de pesquisa sobre o barateamento do preço dos alimentos.

Palavras-chave: milho, soja, trigo, melhoramento genético, preço, modelo SUR.

CONTRIBUTION OF GENETIC IMPROVEMENT PROGRAMS TO FOOD PRICE DECLINE

ABSTRACT: This paper aimed to identify the extent to which increased productivity brought about by genetic improvements affect the prices to consumers of three of the main agricultural commodities in the world (corn; soybean and wheat). Based on a supply and demand structure, this work verified how this increase influenced the formation of the world price of those commodities. For that purpose, SUR (Seemingly Unrelated Regression) estimation techniques was used. The transmission elasticity deriving from the impact of breeding programs on 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 reducing the price of food goods.

Key-words: corn, soy, wheat, genetic improvement, price, SUR model.

JEL Classification: Q11, Q16, Q18.

¹Registrado no CCTC, ASP-31/2006.

²Engenheira Agrônoma, Doutora, Pesquisadora do Instituto de Estudos do Comércio e Negociações Internacionais (ICONE) (e-mail: costa-cintia@uol.com.br).

³Economista, Doutor, Técnico de Planejamento e Pesquisa (DISET/IPEA) (e-mail: rogerio.freitas@ipea.gov.br).

1 - INTRODUÇÃO

Segundo Vieira e Reis (1993), o melhoramento de plantas é o ramo das ciências agrônômicas que visa a modificação e o 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), enunciou 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*: milho, soja e trigo. Segundo dados da FAO (2003), esses produtos foram responsáveis por cerca de 60% do cultivo mundial de cereais e oleaginosas.

Portanto, caracteriza-se nessas 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 (2001), os desafios a que se propõe o melhoramento visam 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 (QUEIROZ, 2001), justificando o enfoque dado à produtividade neste trabalho.

Neste 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 utilizarem novas áreas no 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 essa relação entre as variáveis passíveis de influência na produtividade.

A figura 1 descreve que o aumento de produtividade pode ser conseguido principalmente: a) pelo adensamento das plantas; b) em função de fatores climáticos ou como uma relação menos direta; e c) 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 isso a seta vazada relacionando essas variáveis). Isso 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 biológicos⁴ e alteração em práticas culturais,

⁴O uso de controle biológico no controle de pragas e doenças é ainda recente e pouca influência pode ser associada a essa variável para o período estudado.

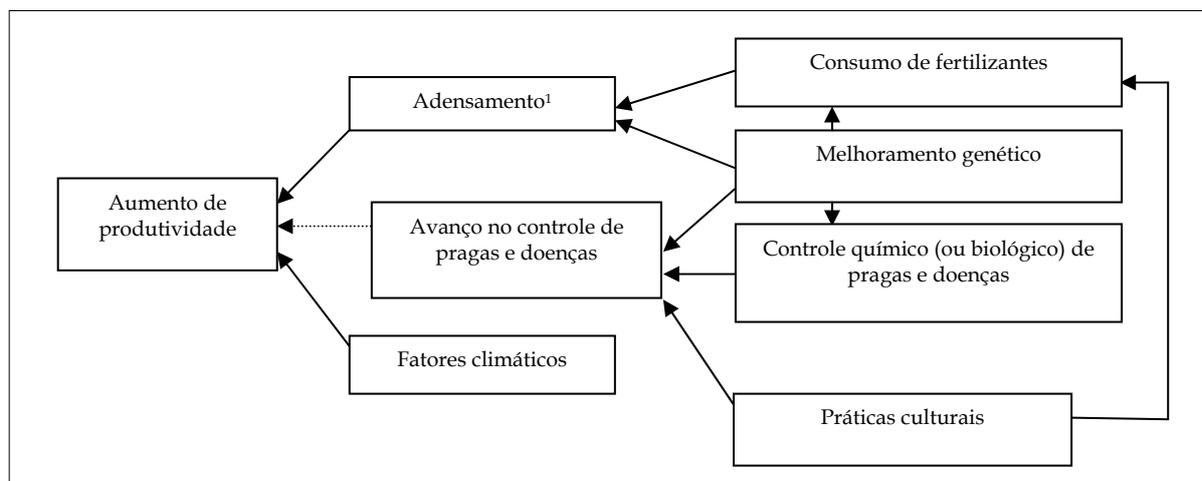


Figura 1 - Síntese dos Principais Fatores Explicativos para o Aumento de Produtividade Agrícola.

¹Significa um maior número de plantas por área, ou seja, a redução de espaçamento ente as plantas.

Fonte: Dados da pesquisa.

como 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 maior aproveitamento de algum defensivo químico.

Além disso, 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 a melhoria da qualidade do produto e/ou redução dos custos de produção. Neste enfoque, não raro o melhoramento visando 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 contribuem 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 indepen-

dente do fator melhoramento genético quanto para 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.

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

2 - OBJETIVO

O objetivo deste trabalho é mensurar o impacto do melhoramento genético do milho, da soja e do trigo sobre a variação nos preços mundiais desses 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 descritas no logaritmo 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 analisado⁵. É preciso estar ciente, entretanto, de que aquele resíduo (ε_t) muito provavelmente incorporará outras variáveis, como fatores políticos e climáticos, elementos que o modelo sugerido não pretende captar explicitamente.

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 em uma estrutura de oferta e demanda do produto. Nesse contexto, as principais variáveis relacionadas à demanda de um produto são preço (P) e renda (R). Tem-se, então,

que 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:

$$Q_t^S = \text{area}_t^{\varphi_1} \times \text{produit}_t^{\varphi_2} \quad (3)$$

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:

$$\ln Q_t^S = \varphi_1 \ln \text{area}_t + \varphi_2 \alpha_1 + \varphi_2 \beta_1 \ln \text{fertil}_t + \varphi_2 \varepsilon_t \quad (4)$$

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):

$$\varphi_1 \ln \text{area}_t + \varphi_2 \alpha_1 + \varphi_2 \beta_1 \ln \text{fertil}_t + \varphi_2 \varepsilon_t = \alpha_2 + \delta_1 \ln P_t + \delta_2 \ln R_t + \mu_t$$

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

$$\ln P_t = \frac{(\varphi_2 \alpha_1 - \alpha_2)}{\delta_1} + \frac{\varphi_1}{\delta_1} \ln \text{area}_t + \frac{\varphi_2 \beta_1}{\delta_1} \ln \text{fertil}_t - \frac{\delta_2}{\delta_1} \ln R_t + \frac{\varphi_2}{\delta_1} (\varepsilon_t) - \frac{1}{\delta_1} \mu_t \quad (6)$$

A equação (6) indica a formação do preço in-

⁵O subscrito t indica o tempo em que a variável é descrita. Neste trabalho, os dados das variáveis são anuais.

ternacional 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 (6) obtendo o seguinte modelo:

$$\ln P_t = \frac{(\varphi_2 \alpha_1 - \alpha_2)}{\delta_1} + \frac{\varphi_1}{\delta_1} \ln area_t + \frac{\varphi_2 \beta_1}{\delta_1} \ln fertil_t - \frac{\delta_2}{\delta_1} \ln R_t + \frac{\varphi_2}{\delta_1} (\varepsilon_t) + \theta_1 \ln P_{t-1} - \frac{1}{\delta_1} \mu_t \quad (7)$$

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. Dessa 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 ⁶. Isso ocorre uma vez que uma variação positiva nessas 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, isso se justifica, pois um aumento nessa 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 em uma série de tempo.

A fim de se 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 sub-

sídios nas produções agrícolas dos países desenvolvidos e barreiras tarifárias 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 agrícolas⁷.

3.2 - Procedimento Econométrico Utilizado para Estimativa 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 (7), o objetivo foi estimar o efeito do melhoramento identificado na equação (1) sobre o preço mundial das *commodities* estudadas. Nesse caso, o período analisado foi bem menor (1982 a 2000), não sendo possível uma análise de série de tempo. Como um procedimento econométrico adequado neste 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. Isso ocorre porque outros fatores não modelados podem afetar o mercado de vários produtos agrícolas

⁶O coeficiente estimado da variável ε_t representa um valor de elasticidade, apesar de explicitamente aquela variável não estar apresentada como logaritmo na equação. Isso 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.

⁷Um leque de referências sobre esse ponto são 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).

simultaneamente e, por conseguinte, o preço desses mercados. É o caso de fatores climáticos e/ou políticos, por exemplo.

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). Nesse 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 MQO quando: a) o sistema de equações não for correlacionado; b) se as equações apresentarem exatamente as mesmas variáveis explanatórias; e c) 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 (7). 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 nesse 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 MQO também pode ser

restritivo com dados de séries temporais, quando as 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 e 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_ν , 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 na figura 2. As estatísticas a serem utilizadas para testar a significância dos parâmetros foram descritas do lado esquerdo dessa figura.

Caso a série seja não estacionária segundo os procedimentos descritos na figura 2, aplica-se mais uma diferença na eq. c, descrita pela eq. d, e testa-se novamente a hipótese $H_0: \gamma = 0$. 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 como raiz unitária.

A diferenciação dos dados apenas não resolve o problema de especificação do modelo a ser estimado. Isso 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.

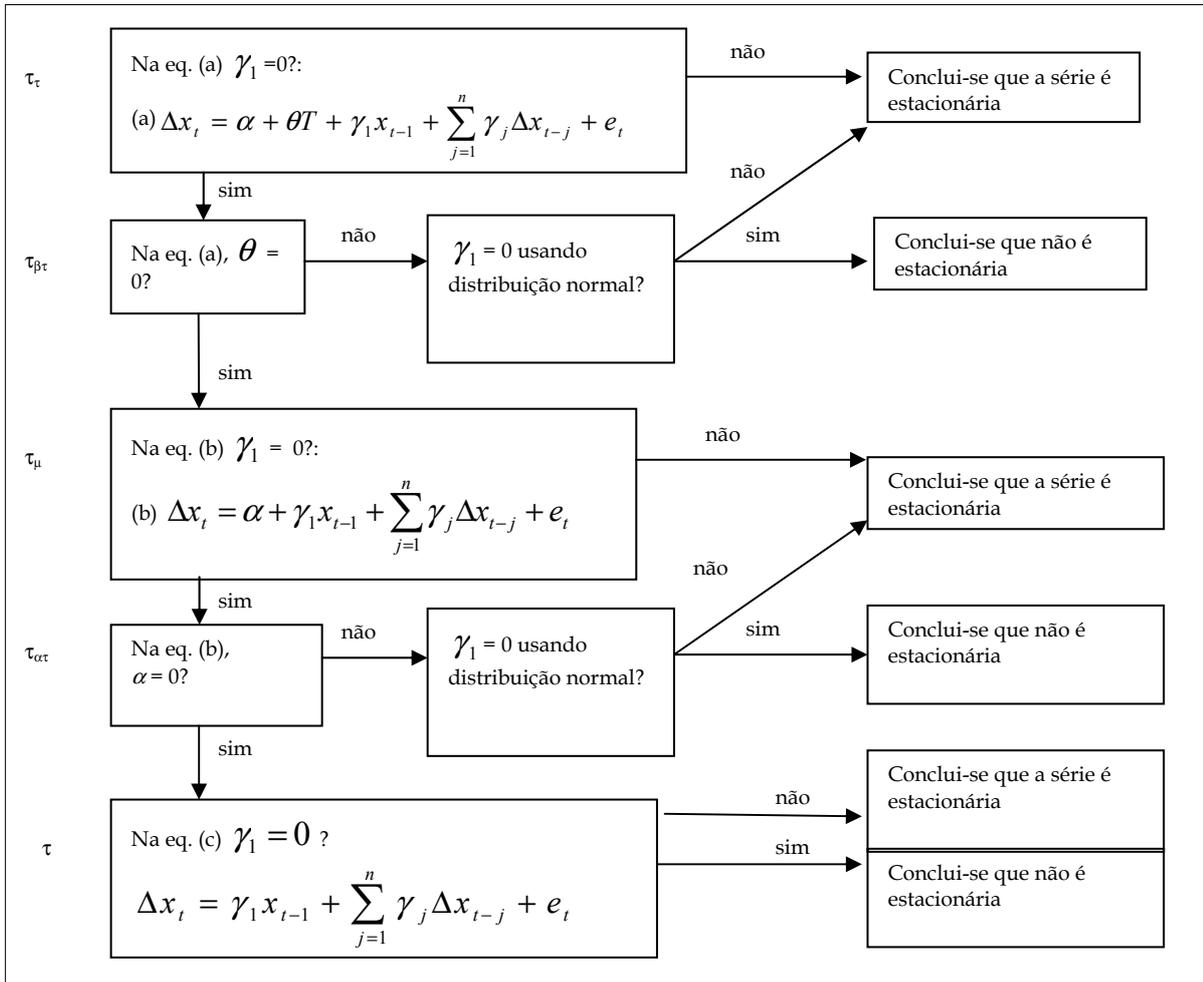


Figura 2 - Procedimento Sequencial para Testar a Estacionariedade de uma Série de Tempo.

Sendo: x = uma variável considerada no modelo proposto; $\gamma_1 = \sum_{j=1}^n \gamma_j - 1$; 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).
Fonte: Elaborada a partir de Enders (1995, p. 257).

3.2.2 - Regressões aparentemente não-relacionadas (modelo SUR)

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

$$Y_m = X_m \beta_m + \varepsilon_m \quad (8)$$

onde $m = 1, 2, \dots, M$, Y_m é um vetor ($T \times 1$) dos valores amostrais da variável dependente, X_m é uma ma-

triz ($T \times K_m$) 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:

$$E(\varepsilon_{mt}) = 0 \quad (t = 1, 2, \dots, T), \quad (9)$$

e que sua matriz de variância covariância seja dada por:

$$E(\varepsilon_m \varepsilon'_m) = \sigma_{mm} I_T \quad (10)$$

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 $T \rightarrow \infty$). Isso 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:

$$E(\varepsilon_m \varepsilon'_p) = \sigma_{mp} I_T \quad (11)$$

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 supõe-se constantes ao longo de todas as observações.

No caso deste estudo, trabalha-se com uma equação para cada *commodity*, ou seja, utilizam-se três equações. Essa covariância representa o único vínculo entre a m -ésima e a p -ésima equação. Como esse 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 autorregressivo de primeira ordem. Nesse caso, os pressupostos não mais consideram a matriz identidade na estimação, sendo substituída por:

$$E(\varepsilon_m \varepsilon'_m) = \sigma_{mm} \begin{bmatrix} 1 & \rho_m & \dots & \rho_m^{T-1} \\ \rho_m & 1 & \dots & \rho_m^{T-2} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \rho_m^{T-1} & \rho_m^{T-2} & \dots & 1 \end{bmatrix} \quad (12)$$

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

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

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

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

$$\Omega = E(\varepsilon \varepsilon') \quad (14)$$

A informação sobre a correlação das perturbações através 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:

$$\tilde{\beta} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} (X' \Omega^{-1} Y) \quad (15)$$

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 na mesma base de dados, entretanto, o consumo não está discriminado por área. Para obter o consumo de fertilizantes totais 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* (AGRIANUAL, 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 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, foram estimadas, conjuntamente, pelo método SUR, a equação (7), 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 estacio-

nariedade nas quatro séries analisadas, ao nível de significância de 1%, uma vez que os valores dos teste "t" calculados foram maiores do que os valores críticos de Dickey e Fuller (1981). Portanto, a equação (1), descrita no item 3.1, para as três *commodities* foram estimadas pelo método de MQO. Tais regressões procuraram obter, através 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.

Os resultados das regressões por MQO obtidos 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 coeficiente 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 transformada em logaritmo de maneira a ser comparável com a série do resíduo, que foi obtida de uma regressão log-log.

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.

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.

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 soja, e Durbin-watson = 0,436 para trigo).

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

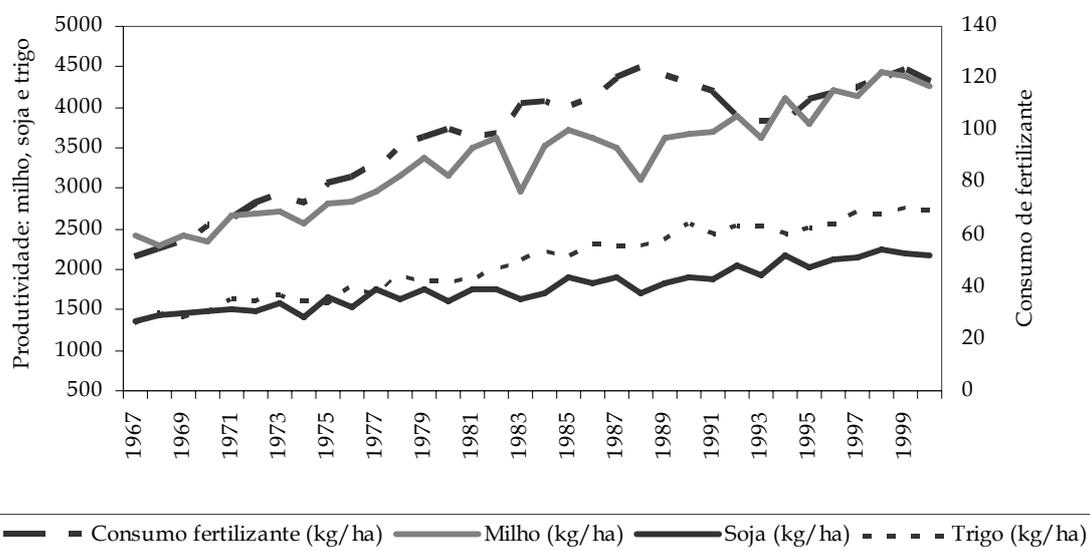


Figura 3 - Série Temporal do Consumo de Fertilizante e da Produtividade Mundial de Milho, Soja e Trigo, 1967 a 2000.
Fonte: FAO (2003).

Tabela 1 - Valores de Defasagens Utilizadas no Teste de Estacionaridade e Valores Calculados do Teste "t" para as Hipóteses de Nulidade Descrita em Cada Coluna

Variáveis	Defasagens (n)	Modelo (a) $H_0: \gamma = 0$	Modelo (b) $H_0: \gamma = 0$	Modelo (c) $H_0: \gamma = 0$
<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: Dados de pesquisa.

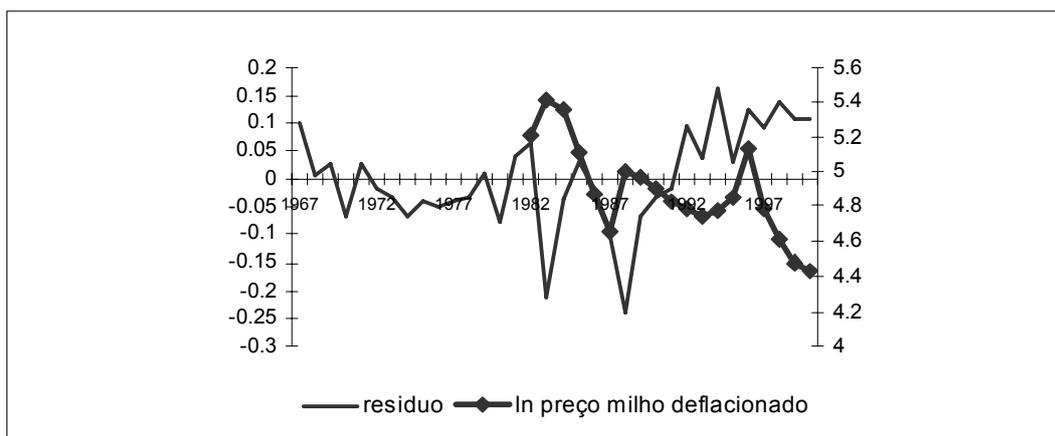


Figura 4 - Proxy do Efeito do Melhoramento na Produtividade do Milho (resíduo) e Preço Mundial do Milho Recebido em Nível do Produtor.

Fonte: Dados de pesquisa.

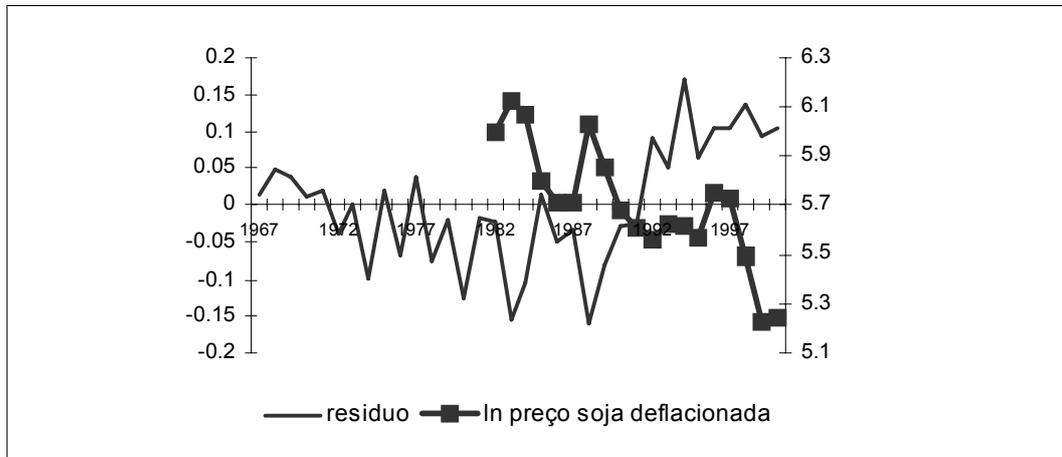


Figura 5 - Proxy do Efeito do Melhoramento na Produtividade da Soja (resíduo) e Preço Mundial da Soja Recebido em Nível do Produtor.

Fonte: Dados de pesquisa.

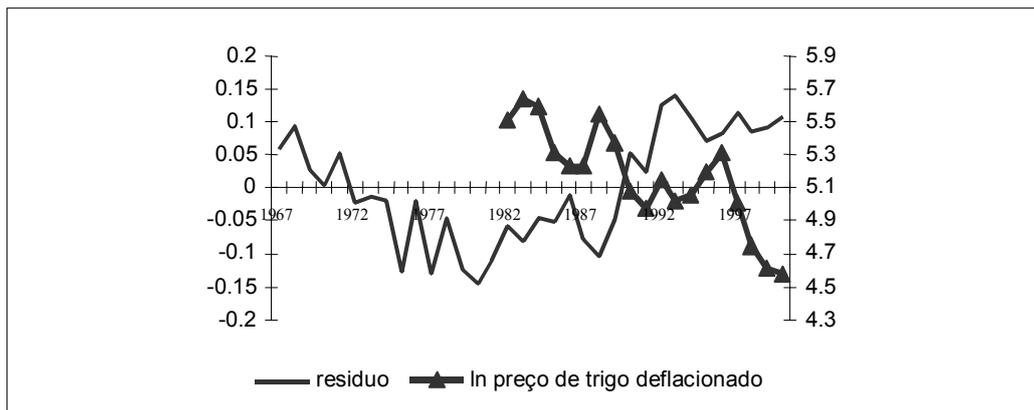


Figura 6 - Proxy do Efeito do Melhoramento na Produtividade do Trigo (resíduo) e Preço Mundial do Trigo Recebido em Nível do Produtor.

Fonte: Dados de pesquisa.

que essa 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 va-

riáveis explicativas da redução dos preços internacionais para os produtos agrícolas.

4.2 - Efeito do Melhoramento, Via Produtividade, nos Preços Mundiais ao Produtor

Como descrito no item 3.1, os coeficientes da equação (7) 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 Lagrange⁸. Esse 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 (7) 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: a) ela foi não significativa para as três *commodities* e; b) reduziu a significância do modelo.

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, que 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. Nesse caso, o procedimento adequado para identificar a

⁸Teste 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).

autocorrelação é um método derivado do Durbin-Watson, conhecido como Durbin-h⁹.

Como as equações estimadas na tabela 2 apresentam o preço da *commodity* defasada como variável explicativa, foram calculados, para cada equação SUR, os valores do teste de Durbin-h. Utilizando essa 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 ($h_t = 1,65$), ao 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 deste 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 significativo. 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 produtores aumentaram a área plantada, o que justifica a relação positiva encontrada entre essas duas variáveis. Portanto, verifica-se que o aumento de oferta pela área plantada com o produto não foi uma variável

⁹O teste de Durbin-h é calculado da seguinte maneira:

$$h = \hat{\phi} * \sqrt{\frac{n}{1 - n * \text{var}(b_1)}}, \text{ onde: } \hat{\phi} = 1 - d/2, \text{ em}$$

que d é o valor 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 ao 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.

Tabela 2 - Mensuração das Elasticidades das Variáveis Descritas na Equação (7) Sobre a Formação dos Preços Mundiais de Milho, Soja e Trigo, pelo Método de Equações Aparentemente Não-Correlacionadas (SUR)

	Milho	Soja	Trigo
$\ln fertil_t (\varphi_2 \beta_1 / \delta_1)$	-0,73	-0,97	-1,42 ¹
$\ln area_t (\varphi_1 / \delta_1)$	0,25	0,37 ²	0,51 ²
$\ln \varepsilon_t (\varphi_2 / \delta_1)$	-0,70 ¹	-1,23 ²	-1,81 ²
$\ln R_t (\delta_2 / \delta_1)$	0,08	0,12	0,10
$\ln P_{t-1} (\theta_1)$	0,69 ²	0,61 ¹	0,36 ²
Durbin-Watson (dw)	1,86	1,43	1,46

¹Significativo ao nível de 7%.

²Significativo no nível de 5%. A ausência de ¹ ou de ² representa coeficientes estimados não significantes estatisticamente nos níveis de significância considerados.

Fonte: Dados de pesquisa.

vel 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 efeito do melhoramento (ε_t) sobre o preço, o milho apresentou elasticidade de -0,70, ou seja, dado um aumento de produtividade de 1% (em t./1.000ha), causado pelo melhoramento genético, o preço reduziria 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, através 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), esse 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 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 anali-

sado, 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, esse efeito foi significativo, mas menor do que 1.

Não houve pressões significativas na formação dos preços do lado da demanda ou 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 do preço dos alimentos, atendendo ao crescimento populacional e mitigando a necessidade de se incorporar novas áreas ao processo produtivo, uma vez que aquela variável 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_1 , 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.

LITERATURA CITADA

- ANUÁRIO DA AGRICULTURA BRASILEIRA - AGRIANUAL. São Paulo: FNP Consultoria, 1996, 1999 e 2002.
- AUSTRALIAN BUREAU OF AGRICULTURAL AND RESOURCE ECONOMICS - ABARE. **Us and EU Agricultural support: who does it benefit?**. Canberra, 2000. 6 p.
- 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. São Paulo, SP: Embrapa, ago. 2001. Disponível em: <www.embrapa.br>. Acesso em: 8 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. São Paulo, SP: Embrapa, ago. 2001. Disponível em: <www.embrapa.br>. Acesso em: 8 set. 2003.
- BORRELL, B.; HUBBARD, L. **Global economic effects of the EU common agricultural policy**. Oxford: Institute of Economic Affairs/Blackwell Publishers, 2000. 9 p. (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. 42 p. (Final report).
- _____; 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, July 1981.
- ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 1995. 433 p.
- FAO. **Statistical Databases: Faostat**. All Databases dez. 2003. Disponível em: <www.fao.org>.
- 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, 970).
- 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, 02-October).
- 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**. Mimeo. Disponível em: <http://www.ifb.com.br/documentos/hdemelo.pdf>. Acesso em: 7 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. 95 p.
- MB - MENDONÇA DE BARROS - ASSOCIADOS. **O sucesso da agroindústria: o que se pode aprender?**. São Paulo: Fiesp, 2004. 38 p.

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

RAMALHO, M. A. P. Melhoramento genético de plantas no Brasil: Situação atual e perspectivas. In: Congresso Brasileiro De Melhoramento De Plantas, 1., 2001, Goiânia. Anais... Goiânia, 2001. Palestras. Cd-Room.

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. 114 p.

STOUT, J.; LEETMAA, S.; NORMILE, M. A. **Evaluating EU agri-**

cultural policy reform using the EU WTO model. Washington: USDA/Economic Research Service, 2002. 15 p.

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. 43 p. 1993.

YOKOTA, P. (2002). 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. Brasília, DF: Embrapa, 2002.

Recebido em 22/11/05. Liberado para publicação em 01/11/06.