

## **A influência do prêmio de exportação, da taxa de câmbio e dos preços externos sobre o preço da soja no Brasil**

Gilmar Ribeiro de Souza<sup>1</sup>  
Sandra Cristina de Oliveira<sup>2</sup>  
Giuliana Aparecida Santini<sup>3</sup>

### **Resumo**

O presente trabalho teve como objetivo principal confirmar a hipótese de que os preços recebidos pelos produtores de soja brasileiros são uma função de três variáveis importantes: os preços observados no mercado internacional, que tem como principal referência os contratos futuros negociados na bolsa de Chicago (CBOT), a taxa de câmbio Real/Dólar e o prêmio de exportação da soja - base Paranaguá, utilizando, para isso, a metodologia de análise de regressão múltipla. Secundariamente, pretendeu-se confirmar a caracterização do Brasil como tomador de preços no mercado internacional da soja. Constatou-se que o modelo se apresentou bastante apropriado, pois permitiu analisar satisfatoriamente a relação entre as variáveis e conclui-se que o preço recebido pelos produtores brasileiros de soja é realmente função destas variáveis, sendo os preços no mercado

---

Recebimento: 10/12/2012 - Aceite: 15/06/2013

<sup>1</sup> Especialização em Gestão em Agronegócios pela Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho(2010) Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho, Campus Experimental de Tupã. Avenida Domingos da Costa Lopes, 780. Jardim Unesp 17602-496 - Tupa, SP - Brasil. E-mail: gilmar.ribeiro@granol.com.br.

<sup>2</sup> Doutorado em Ciências da Computação e Matemática Computacional pela Universidade de São Paulo (2005) Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho, Campus Experimental de Tupã. Avenida Domingos da Costa Lopes, 780. Jardim Unesp 17602-496 - Tupa, SP - Brasil. E-mail: sandra@tupa.unesp.br.

<sup>3</sup> Doutorado em Engenharia de Produção pela Universidade Federal de São Carlos (2006). Universidade Estadual Paulista Júlio de Mesquita Filho, Campus Experimental de Tupã. Avenida Domingos da Costa Lopes, 780. Jardim Unesp 17602-496 - Tupa, SP - Brasil. E-mail: giusantini@tupa.unesp.br.

externo, base *CBOT*, e a taxa de câmbio, as variáveis de maior efeito sobre os preços internos.

**Palavras-chave:** Soja em grão; Comercialização; Formação de preço; Preços externos; Regressão linear múltipla

## **The influence of export premium, exchange rate and foreign prices on the soybeans price in Brazil**

### **Abstract**

This study aimed to confirm the hypothesis that prices received by Brazilian soybean producers are a function of three key variables: observed prices in the international market, which has as its main reference futures contracts traded on the Chicago Board of Trade (CBOT), the real/dollar exchange rate and soybeans export premium (Paranagua basis), using the statistical model of multiple linear regression. Secondly, it sought to confirm the characterization of Brazil as a price taker in the soybeans international market. It verified that the model performed shown quite appropriate as it allowed us to analyze satisfactorily the relationship between the variables and conclude that the price received by Brazilian soybean producers are really a function of these variables, with foreign markets prices, based on the CBOT, and the exchange rate, the variables with the greatest effect on domestic prices.

**Keywords:** Soybeans; Commercialization; Price formation; Foreign prices; Multiple linear regression

## Introdução

O caminho percorrido pela soja desde as primeiras utilizações, como fonte de alimento - feito pelos chineses, há mais de cinco mil anos e a partir de constantes aperfeiçoamentos de cultivares - até sua conversão em *commodity* agrícola mais negociada no mercado internacional, na virada do segundo milênio, deu-se em função de atributos associados ao produto, dentre as quais, se destacam: seu balanceado espectro de nutrientes, sua riqueza em proteínas, sua portabilidade e facilidade de preparo para o consumo, sua enorme variedade de subprodutos e sua longa durabilidade, se armazenada adequadamente (PASIN, 2007).

A cultura somente adquiriu *status* comercial no início do século XX, a partir de plantações que se iniciaram pelo sudoeste dos Estados Unidos e que se disseminaram por todo o continente americano, em consequência de sucessivas pesquisas que resultaram em variedades adaptadas aos diferentes climas e solos das Américas, continente esse onde se situam, atualmente, os maiores produtores e exportadores do produto: Brasil, Estados Unidos e Argentina.

Na atualidade, os países Brasil e Estados Unidos despontam nos índices de produção e exportação mundial da soja, segundo dados do United States Department of Agriculture (USDA, 2010). Em 2008/2009 ambos representaram, respectivamente, 38% e 27% na produção mundial, totalizando 65%; nas exportações, os índices foram de 45,4% e 38,9% (respectivamente), totalizando 84,3%. Vale destacar que apesar de os Estados Unidos liderarem, tanto em produção como em exportação mundiais, a evolução das taxas de crescimento brasileiras tem sido maior, pois analisando o período de 2001/2002 a 2008/2009, observa-se que a taxa de crescimento da produção e exportação mundial foram, respectivamente, de 13,9% e 43,4%. A contribuição dos Estados Unidos para a evolução desses índices foi de 2,64% (em produção) e 20,6% (em exportação); já o Brasil, contribuiu, em mesmo período, em 31,03% (em produção) e em 99,9% (em exportação) (USDA, 2010).

No Brasil, especificamente, a expansão da cultura se deu a partir da década de 1950, quando a mesma era usada como cultura de verão; indicada nos programas governamentais de incentivo à triticultura - como sucessora da cultura do trigo, cultivada no inverno - até sua consolidação como principal cultura do país, já na década de 1970, com a Região Sul concentrando cerca de 80% da produção nacional. Essa predominância da região Sul começou a se alterar a partir da década de 1980, quando as primeiras variedades adaptadas ao cerrado chegaram ao Mato Grosso do Sul e se expandiram no sentido norte, para consolidar a região Centro-Oeste

como maior pólo produtor e o estado do Mato Grosso como estado líder na exportação do grão, a partir de 2001 (PASIN, 2007).

Além das variedades adaptadas, colaboraram ainda para essa expansão da soja no sentido norte do país, os investimentos em infraestrutura logística propiciados pelas políticas públicas de concessões de ferrovias e arrendamentos portuários que estabeleceram rotas alternativas para o escoamento da produção, a disponibilidade de terras férteis e de topografia suave, que favoreceram a agricultura mecanizada, a oferta de mão-de-obra barata, além de incentivos fiscais à agricultura.

Dentre as importantes culturas produtoras de grãos, a soja destaca-se como a que mais cresceu em termos percentuais nos últimos 37 anos, seja no Brasil, seja em termos mundiais, registrando no período de 1970 a 2007, um crescimento global da ordem de 763%, saltando de 44 milhões para 236 milhões de toneladas, contra um crescimento da ordem da terça parte desse volume verificado num conjunto de culturas, que engloba trigo, milho, arroz, feijão, cevada e girassol, o que a levou a constituir-se na principal oleaginosa cultivada no mundo, com produção equivalente a 60% do total de grãos oleaginosos produzidos (385 milhões, considerados soja, girassol, canola, amendoim, algodão e mamona) (USDA, 2010).

A propósito da importância assumida pela comercialização da soja, e tendo em conta a necessidade de se mitigar o risco de preço a que ficam expostos seus principais agentes, entende-se como de extrema relevância o estudo das variáveis que determinam a formação dos preços no mercado interno, especialmente quando se trata de preço agropecuário, que por suas características, impõe aos participantes do mercado, riscos variados, e especialmente, o risco de preço.

Espera-se com este trabalho contribuir para a mitigação desse risco de mercado a que estão expostos, não só produtores, mas também, indústria de insumos, processadores, instituições financeiras e especuladores de maneira geral.

## **Objetivos**

O objetivo principal deste trabalho foi testar a hipótese de que o preço pago ao produtor brasileiro de soja é função: do preço estabelecido no mercado internacional, tendo os preços dos contratos futuros negociados na Chicago Board of Trade (CBOT) como próximos; da taxa de câmbio Real/Dólar; e do Prêmio de Exportação (base Paranaguá). Para tanto, foram utilizadas técnicas de análise de regressão linear múltipla.

O uso de modelos de regressão linear múltipla como ferramenta para análise de dados é igual ao de qualquer técnica de modelagem em

estatística, isto é, tem por finalidade ajustar o modelo mais parcimonioso aos dados experimentais e que seja também capaz de descrever a relação entre a variável resposta  $Y$  (preço pago ao produtor brasileiro) e um conjunto de variáveis independentes (informações do mercado nacional e internacional).

A existência de estudos anteriores abordando, conjunta ou isoladamente, a influência de cada uma dessas variáveis na formação do preço da soja no mercado interno, não reduz a importância e atualidade do tema, dada a distinção que se apresenta em relação a tais estudos no que respeito à metodologia e ao período de análise proposto no trabalho, de janeiro de 2002 a setembro de 2009.

A análise dos dados foi feita a partir de números índices, a fim de facilitar a comparação entre as diversas variáveis de interesse. De acordo com Bittencourt (2009), os números índices são indicadores aplicados no campo da produção, evolução de preços, custo de vida etc, que se prestam à mensuração das alterações entre grandezas de mesmo tipo ou variações entre grandezas diferentes, no tempo e no espaço, permitindo, dada sua capacidade de síntese, apresentar de maneira eficaz a natureza das alterações em uma ou mais variáveis, facilitando a identificação de flutuações referentes aos subperíodos que se repetem ao longo do tempo.

O deflacionamento dos preços justifica-se, de acordo com Marques e Mello (1999), em virtude da perda no poder de compra da moeda, ao longo do tempo, especialmente em países que passaram por um processo inflacionário prolongado, como o Brasil, o que torna imperativo o deflacionamento, pelo qual se transforma preço corrente em preço constante, para se proceder à análise de preços. Ainda, segundo os autores, como a alta de preços não afeta igualmente todos os setores da economia, é importante que se escolha um índice de preços que melhor reflita o setor de interesse.

Neste trabalho foi utilizado especificamente o Índice de Preços Pagos pelo Produtor de Soja-Brasil (IPP-BR) e o Índice de Preços Pagos pelo Produtor de Soja-USA (IPP-USA), dada a semelhança de seus componentes e a relação direta com os custos incorridos pelos produtores nos dois países (Brasil e Estados Unidos).

## **Metodologia**

### **Coleta de Dados**

Os dados utilizados na análise estatística foram coletados em fontes diversas. Assim, as séries mensais, como o Índice de Preços Pagos pelo Produtor de Soja-Brasil (IPP-BR), os Preços Recebidos pelos Produtores de

Soja-Brasil, em R\$/Kg (Pr.Receb.Soja-BR) e o Índice da Taxa de Câmbio Real/Dólar (ITC-BR) foram obtidos junto ao banco de dados da Fundação Getúlio Vargas (FGVDADOS, 2009). Como o índice IPP-BR tinha como base o mês de agosto de 1994, e o índice ITC-BR; o mês de janeiro de 1999, foram feitas as mudanças de base de ambos, para janeiro de 2002. Em seguida, procedeu-se ao deflacionamento dos preços nominais recebidos pelos produtores (Pr.Receb.Soja-BR), utilizando-se o IPP-BR como deflator, transformando-se os preços nominais em valores constantes, atribuindo-se a base 100 para o mês de janeiro de 2002, para obtenção do Índice de Preços Recebidos pelo Produtor de Soja-Brasil (IPR-BR).

A escolha de janeiro de 2002 para a primeira observação das séries de interesse se deu em função da indisponibilidade de dados em períodos anteriores para uma das variáveis de estudo, o prêmio de exportação. Também importou nessa definição, a existência de um único regime de câmbio no período, tendo em conta este ser uma das variáveis de interesse. Ademais, o mês escolhido antecedeu a crise cambial ocorrida em 2002, que teve seu ápice entre abril e outubro de 2002, não importando, portanto, em distorções que poderiam se apresentar na elaboração dos índices - e mais especificamente, no índice da taxa de câmbio.

A utilização do IPP-BR como deflator aplicado aos preços recebidos pelos produtores se deve ao fato desse índice melhor refletir a variação nos custos incorridos pelo produtor com os principais insumos de produção, dada a sua composição: agrotóxicos, combustíveis, fertilizantes, mão-de-obra, sementes e serviços.

De acordo com Amorim e Morandi (2008), o índice de Preços Pagos pelo Produtor (IPP-BR) foi criado por solicitação da Companhia de Financiamento da Produção - CFP, estatal subordinada ao Ministério da Agricultura e responsável pela implementação da política agrícola no Governo Sarney, com a finalidade de corrigir os preços dos produtos pertencentes à Política de Garantia de Preços Mínimos - PGPM. Com a criação da Companhia Nacional de Abastecimento - CONAB, em sucessão à CFP, o IPP continuou a ser utilizado por essa empresa na identificação dos custos incorridos pelos produtores na fase de custeio da lavoura, além de sua utilização como indexador em outras pesquisas que objetivam identificar o comportamento dos preços dos insumos agrícolas.

Segundo os autores, a estrutura atual do IPP foi desenvolvida pela FGV em 1986, com o apoio da CFP, e é disponibilizado de duas maneiras, por grupo de insumos e agregado por país e estado, observando-se os coeficientes técnicos de produção das culturas atendidas pelo PGPM e definindo-se, a partir daí, suas ponderações. Os estados foram definidos segundo sua representatividade no valor da produção das culturas

selecionadas, ficando assim determinados: Rio Grande do Sul, Paraná, Santa Catarina, São Paulo, Mato Grosso do Sul, Mato Grosso, Goiás, Minas Gerais, Bahia, Pernambuco, Piauí, Maranhão, Paraíba e Rio Grande do Norte.

O Índice de Preços Pagos pelo Produtor de Soja-USA (IPP-USA) foi obtido junto ao banco de dados do USDA (USDA, 2009). Optou-se pela escolha do índice *non farm* (itens de produção de origem não agrícola), dada sua composição refletir, à semelhança com o IPP-BR, a variação nos custos dos insumos utilizados na produção: fertilizantes, defensivos agrícolas, combustíveis, materiais agrícolas e reparação, autos e caminhões, máquinas agrícolas, materiais de construção e exploração de serviços e rendas. A base do índice foi alterada de 1990-1992 para janeiro de 2002, para alinhamento, como os demais índices utilizados na pesquisa.

Os preços médios nominais mensais da soja no mercado externo foram obtidos de duas fontes diferentes. O período que vai de janeiro de 2002 a maio de 2009 foi obtido na base de dados da Fundação Getúlio Vargas (FGVDADOS, 2009), tendo como fonte o jornal Gazeta Mercantil - que descontinuou a série em maio de 2009, e se referem à média mensal dos preços futuros de primeira entrega para a soja grão *one yellow*, negociada na CBOT e cotada em centavos de dólar por *bushel* de 60 litros. Para o período de junho a setembro de 2009 foram utilizados os dados disponibilizados no *site* da Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE, 2009), referentes ao mesmo tipo de contrato, tendo sido convertidos de US\$/tonelada para centavos de dólar por *bushel* de 27,216 kg. Os preços nominais foram deflacionados pelo IPP-USA e em seguida, transformados em números índice (IPR-USA), tendo como base 100, o mês de janeiro de 2002.

As médias mensais e nominais do prêmio de exportação da soja Paranaguá, para primeira entrega e cotadas em US\$/tonelada, foram obtidas junto ao *site* da Associação Brasileira das Indústrias de Óleos Vegetais (ABIOVE, 2009). As observações não disponibilizadas pelo *site*, referentes aos meses de novembro e dezembro de 2002 e dezembro de 2003, foram obtidas junto ao Relatório Agromensal disponibilizado no *site* do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA, 2009) e convertidos de centavos de dólar/*bushel* para US\$/tonelada. Os preços nominais foram deflacionados pelo IPP-BR e, em seguida, transformados em números índice (IPE-BR), tendo como base 100, o mês de janeiro de 2002.

O cálculo do deflacionamento foi dado pela seguinte expressão:

$$Vd = (Vc / I_n) \times 100. \quad (1)$$

onde: 100 \_\_\_\_\_  $I_n$

$Vd$  \_\_\_\_\_  $Vc$

Assim, assumindo-se o valor 100 para o índice referente ao período base, e  $I_n$  para o deflator de um período  $n$  qualquer, dada uma série de preços correntes ( $Vc$ ), chega-se aos valores deflacionados ( $Vd$ ) em relação ao período base, dividindo-se os valores correntes pelo respectivo índice de preços e multiplicando-se por 100.

## Procedimentos de Análise Estatística

Suponha que uma variável resposta  $Y$  esteja relacionada a um conjunto de  $k$  variáveis independentes  $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_k)$ , que podem ser numéricas ou não, e que uma função relacione tais variáveis,  $Y = F(\mathbf{X}) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k$ . Desta forma, tem-se um modelo de regressão linear múltipla dado por:

$$Y = E(\mathbf{X} | \mathbf{X} = \mathbf{x}) + \varepsilon \quad (2)$$

onde  $E(\mathbf{X} | \mathbf{X} = \mathbf{x}) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k$  e  $\varepsilon$  é uma variável aleatória com média zero e variância  $S^2$ . Os erros, por hipótese, são não correlacionados. Para fins de inferência, é feita a suposição adicional de normalidade.

Os valores dos coeficientes  $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  da equação de regressão devem ser estimados pelo método dos mínimos quadrados, que busca encontrar os coeficientes  $b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$  que minimizem a soma dos quadrados dos erros (diferenças entre os valores observados de  $Y$  e os obtidos a partir do modelo ajustado,  $\hat{Y}$ ). Assim, os estimadores de mínimos quadrados do vetor de coeficientes de regressão  $\mathbf{B} = [\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_k]'$  são dados por:  $\hat{\mathbf{B}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}$ , e o vetor dos valores ajustados é representado por:  $\hat{\mathbf{Y}} = \mathbf{X}\hat{\mathbf{B}} = \mathbf{X}(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}$ , onde  $\mathbf{Y}$ : vetor de observações de tamanho  $n$ ,  $\mathbf{X}$ : matriz dos preditores e  $\varepsilon$ : vetor de erros aleatórios (MARTINS, 2002).

Testa-se, então, a significância do modelo por meio do teste de hipótese para a existência de regressão linear múltipla. Sendo  $\alpha$  o nível de significância (ou limite do erro) do teste, então, conclui-se que *existe regressão linear múltipla*, ou seja, que o modelo pode explicar e prever a variável  $Y$  se  $F_{cal} > F_{tab}$ , sendo  $F_{tab}$  obtido de uma tabela da distribuição  $F$  de *Snedecor*, com  $(k, n - k - 1)$  graus de liberdade ( $k$ : número de variáveis independentes no modelo e  $n$ : número de informações amostrais); e  $F_{cal} =$

$$\frac{QME}{QMR} = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{k} \Bigg/ \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \hat{Y})^2}{n - k - 1}$$
 , obtido por meio das informações amostrais.

O processo de seleção de variáveis preditoras para o modelo de regressão ajustado deve ser realizado por meio de *Testes de hipóteses para a existência dos parâmetros*  $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ . Sendo  $\alpha$  o nível de significância (ou limite do erro) do teste, então, conclui-se que  $\beta_i$  é diferente de zero se  $|t_{cal}| > t_{tab}$ , sendo  $t_{tab}$  obtido de uma tabela da

$$t_{cal} = \frac{b_i}{S_{b_i}}$$

distribuição *t* de Student com  $n - k$  graus de liberdade; e

A sistematização e a análise estatística dos dados foram realizadas por meio das Ferramentas de *Análise de Dados* do Programa Microsoft Excel.

## Algumas variáveis relacionadas à formação do preço da soja no Brasil

### Os contratos futuros de soja negociados na CBOT

Segundo Hull (2005), a função principal da CBOT, quando de sua fundação, em 1848, era prover a padronização da quantidade e qualidade dos grãos negociados entre produtores e comerciantes que se encontravam naquela praça para fazerem negociações à vista, tendo surgido, poucos anos depois, o primeiro contrato futuro, que teve a denominação inicial de contrato *to-arrive* (mercadoria a entregar). Dado o interesse demonstrado, especialmente por especuladores, por esse produto alternativo às negociações envolvendo compradores e vendedores de produtos, os contratos futuros se expandiram até se consolidarem numa gama de opções de contratos futuros referenciados em diversos ativos, denominados ativos subjacentes, que incluem, atualmente, milho, aveia, soja, farelo de soja, óleo de soja, trigo, bônus e notas do Tesouro norte-americano.

De acordo com Marques, Mello e Martinez (2006), a CBOT reúne o maior volume de operações com soja no mundo, movimentando algo em torno de 14 vezes a produção mundial de soja. Os contratos são negociados com referência à soja número 2 amarela, com ponto de entrega em Chicago-USA, unidade de negociação de 5.000 *bushels* e cotação em centavos de dólar por libra peso. Os autores lembram que, como as cotações se referem

à soja colocada no porto de Chicago, a comparação com as cotações brasileiras gera uma base, em geral, negativa, para qualquer cidade brasileira. Os autores esclarecem ainda que, como o preço da soja brasileira apresenta correlação com o preço da soja em Chicago em torno de 0,67 até os meses de agosto-setembro, diminuindo a partir daí, a utilização desses contratos como proteção deve ocorrer com cuidado e na hora certa.

## O Prêmio de Exportação

De acordo com Moraes (2002), quando se estuda o processo de formação de preços da soja no Brasil, observa-se uma convergência dos trabalhos no sentido de afirmar que, por se tratar de *commoditie* negociada internacionalmente, seus preços são estabelecidos no mercado externo, tendo como principal referência os preços futuros da Bolsa de Chicago (CBOT), os quais refletem as forças de oferta e demanda, representadas por países produtores e consumidores. A esse preço internacional é acrescentado um ágio ou deságio, representado pelo prêmio, o que resulta no preço FOB (*Free on Board*) de exportação, que é o preço pago nos portos brasileiros. Deduzidos custos portuários, fretes, quebra de transporte (perdas), tem-se o preço pago aos processadores/armazenadores. Deduzidos custos operacionais e de armazenagem, dentre outros, chega-se ao preço pago ao produtor. Nesse contexto, o prêmio estabelece uma relação entre os preços internacionais e internos da soja.

A negociação do prêmio tem como principais atores, segundo o autor, de cooperativas e de exportadores de grãos; indústrias; *tradings*; corretores de prêmio e empresas importadoras finais, com *tradings* como Cargill, Bunge, ADM e Dreyfus respondendo por grande parte do volume exportado, assim como pela venda e/ou processamento nos países de destino. Quando a negociação se dá diretamente entre exportadores e importadores finais é dispensada a figura dos corretores de prêmio, circunstância em que esses prêmios são estabelecidos diretamente entre as partes.

A coincidência de maior oferta e exportação do grão no período de safra resulta em prêmios menores ou até negativos, circunstância em que o exportador recebe preços inferiores aos cotados na CBOT, o que empresta ao prêmio um caráter de sazonalidade. O autor destaca duas categorias de variáveis significativas na explicação do prêmio de exportação: umas relacionadas à disponibilidade do produto e outras às alternativas de comercialização.

No que diz respeito à disponibilidade, uma variável de influência significativa sobre os preços dos prêmios pagos ao exportador é

representada pelos estoques nos principais países exportadores, Estados Unidos, Brasil e Argentina, à medida que a elevação nos estoques desses países resultará numa depreciação no prêmio pago pela soja em Paranaguá, porto utilizado como referência na determinação desse valor. Já em relação às alternativas de comercialização, os prêmios pagos aos principais derivados da soja, óleo e farelo, apresentam, segundo o autor, relação significativa e positiva no sentido de que uma apreciação destes, implica na elevação no preço do prêmio pago para a exportação do grão.

Ainda em relação à alternativa de comercialização, a concentração dos embarques para exportação no período de safra, que no Brasil se dá entre Fevereiro e Junho, faz com que haja uma menor disponibilidade no mercado interno no período de entressafra, o que irá, segundo o autor, resultar em prêmios maiores para exportação nesse período, em que os processadores nacionais poderão ter maior dificuldade em adquirir o grão.

O autor destaca ainda que, não obstante essa relação de longo prazo entre fatores, como disponibilidade e alternativas de comercialização para explicarem o valor do prêmio pago em Paranaguá, outros fatores podem influenciar a determinação do prêmio, de acordo com a origem e o destino da soja exportada.

Nesse sentido, variáveis como distância entre os principais mercados produtores (Brasil, Argentina e Estados Unidos) e os mercados consumidores (União Européia e Ásia), e o impacto nos fretes marítimos decorrente dessa maior ou menor distância; eficiência operacional e custos portuários na origem, capacidade de carga no porto de embarque - que faz com que navios de maior calado tenham de completar no Brasil carregamento iniciado na Argentina, onde essa restrição se impõe -, acabam por determinar o aviltamento ou a apreciação do prêmio.

Além disso, é reconhecido pelo mercado que a soja produzida na Argentina e no Rio Grande do Sul apresentam valor protéico inferior ao da soja de outras regiões e, dada a não coincidência entre a época da colheita nesse estado e nas demais regiões produtoras no Brasil, o prêmio pago ao exportador tenderá a ser menor em relação a outros pontos de origem, conforme a origem, seja o porto de Buenos Aires ou Paranaguá, na época em que ocorre a colheita e exportação da safra do Rio Grande do Sul ou da Argentina. Isso resulta, segundo o autor, no cálculo de balanceamento protéico, fundamental na formulação de rações, com resultados deletérios sobre os prêmios pagos para exportação da soja e do farelo nesses locais e períodos, em relação a outros pontos de origem, como forma de compensar esse déficit protéico.

## A Taxa de Câmbio

De acordo com Krugman e Obstfeld (2001), a taxa de câmbio corresponde ao preço da moeda de um país em termos da moeda de troca; é também o preço de um ativo, pois os princípios que governam o comportamento dos preços dos outros ativos (lei de oferta e demanda) também governam o comportamento das taxas de câmbio. Segundo Margarido (2001), sua importância para a economia deriva do fato de ser a variável econômica responsável pela intermediação de todas as transações envolvendo residentes e não residentes no país. Assim, exportações, importações, entradas de capitais estrangeiros, rentabilidade de aplicações no exterior, volume de reservas, dentre outros, são influenciados pela taxa de câmbio. Vale destacar que para o estudo em questão, a taxa de câmbio é definida em real por dólar americano (R\$/US\$).

Toneto Jr. (2006) argumenta que, tanto importações quanto exportações dependem de duas variáveis básicas: nível de renda e taxa de câmbio. Segundo o autor, o aumento no nível de renda interna tende a pressionar a demanda por bens e serviços que, quando não disponíveis na quantidade e qualidade exigidos pelo consumidor - na medida em que o nível de oferta tende a ser fixo no curto prazo - irão determinar um aumento nas importações. A mesma relação demanda/nível de renda se dá em relação às exportações, quando o nível de atividade nas economias com as quais o país transaciona determina um crescimento no fluxo de exportações para atender o aumento da demanda nesses países.

Segundo o autor, em ambos os casos a taxa de câmbio irá exercer um papel fundamental, ora estimulando as importações, conforme a taxa de câmbio se encontre valorizada, circunstância em que o produto importado resultará mais barato frente ao nacional, ora trazendo maior competitividade ao produto nacional no mercado externo, conforme ocorra a desvalorização da moeda nacional, o que estimulará as exportações, de tal modo que, o saldo em conta corrente é dado pelo nível de renda interno e externo, e dependem basicamente da taxa de câmbio real.

Destaque-se, por sua importância, a distinção conceitual apresentada na literatura entre taxa de câmbio nominal e real. Segundo Toneto Jr. (2006) a taxa de câmbio nominal representa o preço de uma moeda em relação à outra, enquanto a taxa de câmbio real reflete a relação entre os preços do produto nacional e estrangeiro, de acordo com a taxa nominal de câmbio entre os países, e que é dada pela seguinte expressão:

$$i_r = \frac{i_n P^*}{P} \quad (3)$$

onde:  $i_r$ : taxa de câmbio real;  
 $i_m$ : taxa de câmbio nominal (R\$/\\$);  
 $P^*$ : preço do produto estrangeiro em \$;  
 $P$ : preço do produto nacional R\$.

Muito embora reconheça os efeitos importantes das exportações sobre o aumento na demanda agregada por bens e serviços, na medida em que, segundo o autor, ao produzir bens destinados à exportação o país gera produção, emprego e rendas internamente, representando uma poderosa ferramenta na expansão e desenvolvimento do mercado interno, esse aumento nas exportações pode vir acompanhado de um grande impacto monetário, na medida em que a entrada de divisas, que precisam ser convertidas em Real, pode levar à expansão da moeda, com possíveis repercussões sobre os níveis de inflação, decorrentes da necessidade de aumento da dívida pública resultante da emissão de moeda nacional, usada na conversão da moeda estrangeira que entra no país, prejudicando o controle dos juros.

Por outro lado, a diminuição na taxa de câmbio poderá ter efeito sobre a oferta agregada interna de bens e serviços, na medida em que torna as importações mais caras, podendo resultar em aumentos de preços. Para fazer frente a esse risco inflacionário, o governo terá de elevar a taxa de juros, visando a redução na demanda agregada, com efeitos deletérios sobre produção, emprego e renda.

A busca do equilíbrio entre essas diversas forças faz com que os governos lancem mão de políticas cambiais que basicamente se dividem em duas categorias: o regime de câmbio fixo e o de câmbio flutuante.

No primeiro, segundo Mendes (2004), as taxas são previamente determinadas pela autoridade monetária, com possibilidade de pequenos ajustes, enquanto no câmbio flutuante, as taxas são formadas nos mercados e totalmente livres, regendo-se pela oferta e demanda. Ressalta-se que no câmbio fixo, o Banco Central se compromete a comprar e vender moeda de acordo com uma taxa estipulada; Toneto Jr. (2006) esclarece que esse regime requer disponibilidade de moeda estrangeira, de parte do Banco Central, para poder fazer frente ao eventual excesso de demanda por esta, assim como capacidade de adquirir qualquer quantidade excessiva de moeda estrangeira que possa comprometer a taxa de câmbio estipulada.

Na prática, segundo o autor, no regime de câmbio flutuante o que se dá é a chamada flutuação suja, com intervenções do Banco Central, quando é observada excessiva volatilidade na taxa de câmbio, o que poderia resultar na desestabilização dos fluxos comerciais ou na redução dos

investimentos, em decorrência do aumento da incerteza em relação aos retornos.

## Resultados e discussões

Nesta seção são mostrados e discutidos os resultados gerados com o emprego dos procedimentos de análise estatística descritos na Seção 3.2. A fim de testar a hipótese de que o preço da soja, pago ao produtor brasileiro, é função do preço estabelecido no mercado internacional, da taxa de câmbio Real/Dólar Americano e do prêmio de exportação, pago no Porto de Paranaguá-PR, foi feita a análise de regressão linear múltipla considerando como variável resposta o Índice de Preços Recebidos pelo Produtor de Soja-Brasil (IPR-BR). Como mencionado anteriormente, as variáveis independentes observadas no estudo foram: o Índice de Preços Recebidos pelo Produtor de Soja-USA (IPR-USA), o Índice da Taxa de Câmbio Real/Dólar Americano (ITC-BR) e o Índice do Prêmio de Exportação da Soja Paranaguá (IPE-BR).

Primeiramente, para assegurar-se da inexistência de multicolinearidade entre as variáveis independentes, foram calculados coeficientes de correlação linear de Pearson entre as variáveis (duas a duas). Os resultados apontaram a existência de correlação negativa, indicando que as variáveis se movem em sentido contrário. Como essa correlação se apresentou pouco ou moderadamente significativa (vide Tabela 1), ficou afastada a hipótese de multicolinearidade e confirmada a capacidade preditiva do modelo de regressão por meio de tais variáveis.

**Tabela 1:** Coeficiente de Correlação entre as variáveis independentes (duas a duas)

	<i>IPR-USA</i>	<i>ITC-BR</i>	<i>IPE-BR</i>
<i>IPR-USA</i>	1		
<i>ITC-BR</i>	-0,354184	1	
<i>IPE-BR</i>	-0,43306	-0,141456	1

Fonte: Dados da Pesquisa.

Assim, foi feita uma análise de regressão linear múltipla, cujo modelo ajustado aos dados foi:

$$Y = -73,596 + 0,562 X_1 + 1,034 X_2 + 0,033 X_3 \quad (4)$$

Onde:  $Y = \text{IPR-BR}$ ,  $X_1 = \text{IPR-USA}$ ,  $X_2 = \text{ITC-BR}$  e  $X_3 = \text{IPE-BR}$ . O Quadro 1, a seguir, mostra detalhadamente os resultados obtidos por meio da referida análise.

**Quadro 1:** Resumo dos resultados da análise de regressão linear múltipla

Estatística de regressão	
R múltiplo	0,965180231
R-Quadrado	0,931572879
R-quadrado ajustado	0,929266346
Erro padrão	5,651316373
Observações	93

  

ANOVA					
	gl	SQ	MQ	F	F de significação
Regressão	3	38697,04604	12899,01535	403,8846224	1,07866E-51
Resíduo	89	2842,42653	31,93737674		
Total	92	41539,47257			

  

	Coefficientes	Erro padrão	Stat t	valor-P	95% inferiores	95% superiores	Inferior 95,0%	Superior 95,0%
Interseção	-73,59591316	5,215585987	-14,11076595	2,00174E-24	-83,95916581	-63,23266052	-83,95916581	-63,23266052
Variável X 1	0,561605259	0,023602019	23,79479699	2,37916E-40	0,514708575	0,608501944	0,514708575	0,608501944
Variável X 2	1,034104704	0,032892328	31,43908488	5,63781E-50	0,968748384	1,099461025	0,968748384	1,099461025
Variável X 3	0,033013577	0,005418383	6,09288336	2,77517E-08	0,022247371	0,043779784	0,022247371	0,043779784

Fonte: Dados da Pesquisa.

Testou-se a significância do modelo de regressão e a existência dos parâmetros  $\beta_0, \beta_1, \beta_2$  e  $\beta_3$  por meio dos procedimentos de testes de hipóteses descritos na Seção 3.2. Em ambos os testes foi considerado um nível de significância (ou limite de erro) de 5%. Os valores tabelados das

estatísticas de teste são:  $F_{tab} = F_{k;n-k-1} = F_{3;89} = 2,72$  e  $t_{tab} = t_{n-k} = t_{90} = 1,98$ , onde  $n = 93$  (número de observações amostrais) e  $k = 3$  (número de variáveis independentes).

Quanto à significância do modelo de regressão, como  $F_{cal} = 403,88 > F_{tab} = 2,72$  (vide ANOVA no Quadro 1), pode-se afirmar que há evidências de que o modelo pode explicar e prever a variável  $Y$ .

No que se refere à existência dos parâmetros  $\beta_0, \beta_1, \beta_2$  e  $\beta_3$ , como  $|t_{cal}|_{\beta_0} = 14,11 > t_{tab} = 1,98$ ,  $|t_{cal}|_{\beta_1} = 23,79 > t_{tab} = 1,98$ ,  $|t_{cal}|_{\beta_2} = 31,44 > t_{tab} = 1,98$  e  $|t_{cal}|_{\beta_3} = 6,09 > t_{tab} = 1,98$  (vide Stat t do Quadro 1), pode-se afirmar que as variáveis independentes  $X_1, X_2$  e  $X_3$  influenciam na variável resposta, ou seja, que são significativas para o modelo.

A primeira inferência que se pode fazer dos resultados apresentados é que, sendo os coeficientes das variáveis independentes  $X_1, X_2$  e  $X_3$

positivos, um aumento ou diminuição em qualquer uma das três variáveis irá determinar um aumento ou diminuição na variável resposta  $Y$ , no mesmo sentido.

O valor apresentado para o coeficiente de determinação múltipla (vide R-Quadrado do Quadro 1), de aproximadamente 0,9316, corrobora a inferência acima, na medida em que estabelece a porcentagem da variação da variável dependente  $Y$ , que pode ser explicada pelas variáveis independentes, por meio do modelo de regressão linear múltipla. Assim, aproximadamente 93,16% da variação no preço pago aos produtores de soja brasileiros pode ser explicada pelas variáveis independentes: preço da soja na *CBOT*, taxa de câmbio e prêmio de exportação. De acordo com Downing e Clark (2006), o valor de R-Quadrado situa-se sempre entre zero e um (ou, equivalentemente, entre 0% e 100%) e, quanto maior for seu valor, melhor será o ajuste do modelo aos dados.

Ao se considerar a taxa de câmbio (variável  $X_2$ /ITC-BR), mantendo-se constantes as demais variáveis, constata-se que ela se constitui na variável que exerce mais efeitos sobre os preços recebidos pelos agricultores brasileiros. Assim, variações de 1% na taxa de câmbio produzem variações, no mesmo sentido, de cerca de 1,03% nos preços pagos aos produtores de soja brasileiros (IPR-BR).

De magnitude relevante, ainda que inferior à taxa de câmbio, a variável preço da soja na *CBOT* (variável  $X_1$ /IPR-USA) apresenta coeficiente em torno de 0,56, significando que, mantendo-se constantes as demais variáveis, variações de 1% no preço da *CBOT* irão provocar variações, no mesmo sentido, de 0,56% no preço pago ao produtor de soja brasileiro.

Já a variável  $X_3$  (IPE-BR) correspondente ao prêmio de exportação da soja Paranaguá apresentou o coeficiente menos expressivo dos três, de 0,03, significando que, mantidas constantes as outras variáveis, para cada 1% de variação no prêmio de exportação ter-se-á 0,03% de variação, no mesmo sentido, no preço pago ao produtor de soja brasileiro.

## Considerações Finais

Podem ser extraídas algumas considerações importantes, a partir dos resultados e análises efetuados ao longo do presente trabalho, acerca das variáveis que interferem nos preços recebidos pelos produtores brasileiros de soja.

No que respeita ao modelo de regressão linear múltipla, concluiu-se que o modelo se apresentou bastante apropriado, pois permitiu analisar, satisfatoriamente, a relação entre as variáveis independentes, Índice de Preços Recebidos pelo Agricultor de Soja Americano (IPR-USA), Índice da

Taxa de Câmbio Real/Dólar (ITC-BR) e Índice do Prêmio de Exportação Paranaguá (IPE-BR), e a variável dependente, Índice de Preços Recebidos pelo Agricultor de Soja Brasileiro (IPR-BR), no período de janeiro de 2002 a setembro de 2009.

Destarte, concluiu-se que a hipótese assumida como problema de pesquisa, de que o preço recebido pelos produtores brasileiros de soja é função da taxa de câmbio, dos preços praticados na CBOT e do prêmio de exportação, é verdadeira para o período analisado, com destaque para a taxa de câmbio e os preços no mercado externo, base *CBOT* (em ordem de maior influência), como variáveis de maior efeito sobre os preços internos, enquanto que, a variável prêmio de exportação apresentou relação apenas marginal.

Os resultados obtidos permitem afirmar que apreciações do Real frente ao Dólar, como se tem verificado nos últimos anos, impõem efeitos deletérios sobre a renda dos produtores nacionais, podendo comprometer significativamente a rentabilidade da atividade. E mais, que variações no mercado mundial da soja, que tem na *CBOT* sua principal referência, têm reflexos altamente significativos sobre os preços internos, validando a teoria econômica que coloca o Brasil como tomador de preços no mercado mundial, não obstante sua importância para a oferta mundial dessa *commoditie*, dada sua colocação como segundo maior produtor mundial do grão.

Sugere-se, contudo, para trabalhos futuros, uma análise complementar de possíveis relações de co-integração de longo prazo entre as variáveis de interesse - conforme já registrado em pesquisas referentes a períodos anteriores, por Margarido et al. (2002) e Costa et al. (2006).

## Referências

AMORIM, F. R; MORANDI, L. **Proposta de Mudanças na Estrutura do Índice de Preços Pagos pelos Produtores**. Texto para Discussão 246. Universidade Federal Fluminense. Faculdade de Economia. Niterói. 2008. Disponível em: <<http://www.uff.br/econ>>. Acesso em: 10/11/09.

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRÍAS DE ÓLEOS VEGETAIS - ABIOVE. **Complexo Soja - Evolução das Cotações Médias**. Disponível em: <<http://www.abiove.com.br/>>. Acesso em: 19/11/09.

BITTENCOURT, M. V. L. **Notas de Aula: disciplina de estatística econômica e introdução a econometria**. Universidade Federal do Paraná. Setor de Ciências Sociais Aplicadas. Departamento de Economia. 2009. Disponível em:

<[http://www.economia.ufpr.br/departamento/docente/material\\_mbitencourt/notas%20de%20aula.pdf](http://www.economia.ufpr.br/departamento/docente/material_mbitencourt/notas%20de%20aula.pdf)>. Acesso em: 18/12/09.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. **Agromensal**. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/agromensal/>>. Acesso em: 19/11/09.

COSTA, L. S.; FONTANINI, C. A. C.; DUCLOZ, L. C.; CORSO, J. M. Análise Econométrica do Processo de Transmissão entre os Preços da Soja nos Mercados Físico Brasileiro e Norte-americano. In: **SEMEAD**, 2006, São Paulo. Anais Semead, 2006. Disponível em: <[www.ead.fea.usp.br/Semead/9semead/resultado\\_semead/trabalhoPDF/362.pdf](http://www.ead.fea.usp.br/Semead/9semead/resultado_semead/trabalhoPDF/362.pdf/)>. Acesso em: 03/03/08.

DOWNING, D.; CLARK, J. **Estatística Aplicada**. 2ª ed. São Paulo: Saraiva, 2006.

FUNDAÇÃO GETÚLIO VARGAS - FGV/DADOS. **Indicadores de Preços Agropecuários**. Disponível em <<http://fgydados.fgv.br/>>. Acesso em: 18/11/09.

HULL, J. C. **Fundamentos dos Mercados Futuros e de Opções**. São Paulo: BMF - Bolsa de Mercadorias & Futuros, 2005.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e prática**. 5ª ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2001.

MARGARIDO, M. A. A Questão Cambial e a Balança Comercial no Brasil Pós-Plano Real. **Informações Econômicas**. São Paulo, v. 31, n.11, nov. 2001

MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M. ; TUROLLA, F. A. Análise da Formação de Preços no Mercado Internacional de Soja: o caso do Brasil. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 49, n.2, p.71-85, 2002

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C. **Mercados Futuros de Commodities Agropecuárias**. São Paulo: BMF - Bolsa de Mercadorias & Futuros, 1999.

MARQUES, P. V.; MELLO, P. C.; MARTINES F. J. G. **Mercados Futuros e de Opções Agropecuárias**. Piracicaba-SP: Departamento de Economia, Administração e Sociologia da Esalq/USP, 2006, Série Didática n. D-129.

MARTINS, G. A. **Estatística Geral e Aplicada**. 2ª edição. São Paulo: Atlas, 2002.

MENDES, J. T. G. **Economia: fundamentos e aplicações**. São Paulo: Prentice Hall, 2004.

---

MORAES, M. **Prêmio de Exportação da Soja Brasileira**. Piracicaba, 2002. 90 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada ) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, 2002.

PASIN, J. A. B., A Logística de Exportação da Soja em Grãos de Mato Grosso. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, V, 14, n. 27, P. 195-212, Jun 2007.

TONETO Jr., R. **Economia Aberta: regimes cambiais, determinação da renda e impactos da política econômica**. IN: PINHO, D. B., VASCONCELLOS, M. A. S. (Org.). Manual de Economia. 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2006. p. 446-458.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. **National Agricultural Statistics Service**. Disponível em: <<http://www.nass.usda.gov/>>. Acesso em 18/11/2009.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. **Trade reports archives** (2001/2002; 2005/2006; 2008/2009). Disponível em: <<http://www.fas.usda.gov/archive.asp>>. Acesso em 08/11/2010.