



The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library

This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.

Help ensure our sustainability.

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

aesearch@umn.edu

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

No endorsement of AgEcon Search or its fundraising activities by the author(s) of the following work or their employer(s) is intended or implied.



ECONOMIA DE ESCALA NA PRODUÇÃO DE SOJA NO BRASIL

LUCIANE CONTE; JOAQUIM BENTO DE SOUZA FERREIRA FILHO;

ESALQ/USP

PIRACICABA - SP - BRASIL

lconte@esalq.usp.br

APRESENTAÇÃO SEM PRESENÇA DE DEBATEDOR

ADMINISTRAÇÃO RURAL E GESTÃO DO AGRONEGÓCIO

Economia de escala na produção de soja no Brasil

Grupo de Pesquisa: Administração Rural e Gestão do Agronegócio

RESUMO

Com o intuito de atender uma demanda interna e externa crescente, a produção de soja tem se expandido. Nos estados do centro-oeste, observa-se que produtores possuem áreas de terra maiores e produzem em maior escala. A evolução dos dados dos censos agropecuários brasileiros mostra uma tendência de redução do número de pequenos estabelecimentos produtores de soja na região sul. Justifica-se assim o objetivo desse estudo de determinar o tamanho ótimo da atividade de produção de soja, a fim de inferir sobre a existência de economias de escala no setor. O referencial teórico é o da teoria da dualidade da função custo e de produção. Os dados foram obtidos através de uma pesquisa de campo, em uma amostra de duzentos e dezoito produtores de soja nos cinco principais estados produtores. As estimativas de economias de escala obtidas apontam uma escala ótima de produção de aproximadamente 9.000 toneladas de soja, que pode ser obtida em propriedades com aproximadamente 3.000 hectares de área de produção de soja. Os resultados sugerem que as economias de escala estejam determinando uma nova configuração para o setor de produção de soja no Brasil.

1. INTRODUÇÃO

A importância da agricultura para o crescimento econômico de um país sempre foi um tópico de grande relevância dentro da teoria econômica. Em um país em desenvolvimento como o Brasil, a importância do agronegócio é bastante significativa. Em 2004, o PIB do agronegócio brasileiro, que inclui desde a produção primária até a indústria de processamento, insumos e serviços, foi de R\$ 533,98 bilhões, representando 30,07% do PIB nacional, segundo dados da Confederação Nacional da Agricultura e Pecuária e do

Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada da Universidade de São Paulo (CNA/CEPEA-USP, 2005). O PIB do setor agrícola brasileiro foi de R\$ 379,89 bilhões, contribuindo com 21,39% na formação do PIB nacional. A cadeia produtiva da soja é responsável por uma parcela significativa do PIB do agronegócio brasileiro. A indústria da soja é importante tanto para a captação de moedas estrangeiras pelas exportações brasileiras de farelo, óleo e grãos, como para o suprimento do mercado interno de óleos comestíveis e concentrados protéicos. O Brasil ocupa a posição de segundo maior produtor mundial de soja, sendo responsável por aproximadamente 24% da oferta global de soja (FAO, 2005).

A soja é um dos principais produtos da pauta de exportações brasileiras. Em 2004, o país exportou aproximadamente 19,25 milhões de toneladas de soja em grão, 14,48 milhões de farelo de soja e 2,50 milhões de óleo bruto e refinado. As exportações de soja representaram em torno de 25,75% das exportações do agronegócio brasileiro, e em torno de 10,41% de nossas exportações totais, segundo estatísticas da Companhia Nacional do Abastecimento (CONAB, 2005). A soja brasileira é produzida de norte a sul do País, sendo as regiões centro-oeste e sul as maiores produtoras. Essas duas regiões se diferenciam principalmente no que se refere ao tamanho das propriedades produtoras de soja. Dados do censo agropecuário de 1995/1996 mostram que 29,5 % dos estabelecimentos produtores de soja na região Centro-Oeste possuíam menos de 100 hectares (ha). Já na região Sul esse percentual subiu para 92,7 %. Isso atesta a importância social e econômica que a sojicultura tem para a pequena propriedade naquela região em termos de geração de renda e de manutenção do homem no campo. Nesse sentido, a determinação da existência ou não de economias de escala na produção de soja, bem como a análise dos fatores que a determinam, são elementos importantes na análise de produção do setor. Para o atendimento a eventuais aumentos de demanda por soja além da capacidade hoje instalada no país é necessário que a produção tenha um crescimento extensivo (aumento da área produzida) ou intensivo (aumento na produtividade). Qualquer que seja o caso é importante se conhecer a escala ótima de produção, não só para produzir com maior eficiência econômica, mas também porque só a partir de determinado tamanho de produção se consegue investir em mais tecnologia e se obter ganhos de produtividade. O objetivo do presente trabalho é a verificação da existência de economias de escala na produção de soja no Brasil, através da determinação da função de custo de produção de soja, com base nos dados *cross-section* coletados em pesquisa de campo. Adicionalmente pretende-se caracterizar os sistemas de produção das duas principais regiões produtoras de soja do País, sul e centro-oeste, no que diz respeito aos seus aspectos sócio-econômicos.

2. METODOLOGIA

REFERENCIAL TEORICO

O referencial teórico deste estudo baseia-se na teoria da dualidade, segundo a qual é possível recuperar as informações economicamente relevantes referentes ao processo (tecnologia) de produção através da estimação de uma função de custo (Albuquerque, 1987). A Teoria da Dualidade tem seu fundamento analítico nos trabalhos matemáticos desenvolvidos por Minkowski, em 1911 (Lerda, 1979). A especificação de uma função de produção pode implicar em uma função custo particular, e vice-versa. A estrutura de produção pode ser estudada empiricamente usando tanto a função de produção como a função custo (Christensen & Greene, 1976). O uso da função custo para estimar os parâmetros de produção tem várias vantagens em relação à função de produção (Binswanger, 1974). A dualidade entre as funções de produção e de custo faz com que a

função custo possa ser usada para a obtenção das informações economicamente relevantes a respeito da tecnologia original: as demandas derivadas dos fatores; as elasticidades das demandas derivadas, as elasticidades de escala e as elasticidades de substituição (Chambers, 1988; Christensen & Greene, 1976). Do ponto de vista econométrico é indiferente estimar uma ou outra função, pois os parâmetros de uma equação podem ser deduzidos a partir dos parâmetros da outra (Barbosa, 1985). As aplicações da teoria da dualidade em problemas na área econômica têm gerado resultados úteis nos estudos das relações entre produção e custo. Nerlove (1963) foi o primeiro a verificar as vantagens da dualidade no seu estudo sobre economias de escala na geração de eletricidade. Utilizou uma função custo Cobb-Douglas e o sistema de demandas derivadas para modelar o comportamento das firmas nessa indústria.

A função custo depende dos objetivos da firma, e se a firma é maximizadora de lucro então ela deve produzir ao mínimo custo possível (Silberberg, 1990). As quantidades de todos os fatores de produção são variáveis caracterizando uma situação de longo prazo. A função de custo (C^*) para uma empresa é obtida a partir de um problema de minimização do custo total (C), condicionada a uma determinada quantidade de produto (Y_0), produzido a partir de fatores de produção (x_1, x_2, \dots, x_n), de acordo com a sua função de produção $Y = Y(x_1, x_2, \dots, x_n)$. A função de produção, por hipótese, possui derivadas contínuas

de primeira e de segunda ordem. Então, o objetivo da empresa é selecionar uma combinação de fatores com o intuito de obter o menor custo de produção possível:

$$\text{Minimizar } C = \sum_{i=1}^n P_i x_i \quad (1)$$

$$\text{Sujeito a } f(x_1, x_2, \dots, x_n) = Y_0 \quad (2)$$

onde C é o custo total, $x_1 \dots x_n$ são as quantidades dos fatores de produção e $P_1 \dots P_n$ os seus respectivos preços.

Assumindo que $f(x_1, \dots, x_n)$ é suficientemente bem comportada matematicamente, as condições de 1ª e 2ª ordem para um mínimo com restrição são válidas. A condição de segunda ordem (C.S.O.) para que a função possua um mínimo é que o determinante Hessiano Orlado - $|H|$ seja menor que zero. Pela solução das equações de 1ª ordem de Lagrange, obtêm-se as relações observáveis:

$$x_i = x_i^*(P_1, \dots, P_n, Y_0) \quad i=1, \dots, n \quad (3)$$

Essas curvas de demanda são função do nível de produto e dos preços dos fatores. Substituindo a expressão (3) na equação de custo total (1) obtém-se a função custo:

$$C^* = \sum_{i=1}^n P_i x_i^*(P_1, \dots, P_n, Y_0) = C^*(P_1, \dots, P_n, Y_0) \quad (4)$$

onde C^* é o custo mínimo associado ao nível de produto Y_0 , e P_1, \dots, P_n são os preços dos insumos necessários. A hipótese da quase concavidade da função de produção nos garante a existência de um ponto de mínimo custo.

Aplicando-se logaritmos naturais à expressão (4) e expandindo-a através de uma série de Taylor de segunda ordem em torno de um vetor unitário, obtém-se a função custo transcendental logarítmica (*translog*), representada pela expressão (5):

$$\ln C^* = \beta_0 + \beta_Y \ln Y + \sum_{i=1}^n \beta_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_i \ln P_j + \sum_{i=1}^n \gamma_{iY} \ln P_i \ln Y + \frac{1}{2} \beta_{YY} (\ln Y)^2 \quad (5)$$

em que os parâmetros estruturais da função de custo são representados pelos β s, e os índices i e j se referem aos fatores de produção utilizados na estimação da função custo. A igualdade das derivadas parciais cruzadas, segundo o Teorema de Young, implica em uma restrição de simetria aos parâmetros estruturais da função custo *translog*, resultando em $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ para todo i, j (para $i \neq j$), enquanto a condição de homogeneidade linear da função no vetor de preços requer que:

$$\sum_{i=1}^n \beta_i = 1 \quad \text{e} \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{iY} = \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad (6)$$

A função custo *translog* deve atender localmente, duas propriedades importantes da função custo: monotonicidade e concavidade. A monotonicidade da função será satisfeita se as parcelas de custo forem não-negativas, enquanto a concavidade será atendida se o hessiano da matriz resultante for semidefinido negativo. Binswanger (1974) demonstra que esta condição é satisfeita se a matriz de elasticidades parciais de substituição for semidefinida negativa, bastando para isto que todas as elasticidades-preço diretas da demanda de fatores de produção apresentem sinais negativos. Tomando-se a derivada parcial da expressão (5) em relação a todos os preços dos fatores de produção e fazendo-se uso do Lema de Shephard, obtém-se um sistema de n equações, as quais representam as demandas dos fatores de produção em função dos preços. Conforme apresentado na expressão (7), a demanda por fatores é expressa pelas parcelas de custo:

$$\frac{\partial \ln C^*}{\partial \ln P_i} = \beta_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \ln P_j + \gamma_{iY} \ln Y \quad (7)$$

A solução desse sistema de equações juntamente com a função custo fornecerá os parâmetros estruturais necessários ao cálculo das elasticidades, como proposto por Binswanger (1974).

Pode-se impor outras restrições importantes na função custo *translog*, como homoteticidade e homogeneidade da função de produção, que embora não sejam características essenciais das funções de custo regulares, são condições importantes que a fórmula *translog* nos permite verificar e que têm sido freqüentemente aceitas como hipóteses de trabalho em modelos econométricos tradicionais (Albuquerque, 1987). A seguinte restrição implica que a função de custo é homotética:

$$\gamma_{iY} = 0 \quad \text{com } i=1, \dots, n \quad (8)$$

Homogeneidade é um pressuposto mais forte, indicando retornos constantes de escala (homogeneidade linear) ou um grau constante de retorno de escala (Christensen & Greene, 1976; Garcia, 2004). A restrição é:

$$\gamma_{iY} = 0 \quad \text{com } i=1, \dots, n \quad \text{e} \quad \beta_{YY} = 0 \quad (9)$$

No longo prazo, quando todos os insumos são variáveis, a empresa precisa decidir sobre a melhor maneira de aumentar o produto. Uma forma de fazê-lo consiste em mudar a escala de operação aumentando todos os insumos na mesma proporção. Os rendimentos ou elasticidade de escala (EE) referem-se à proporção de aumento do produto quando os insumos aumentam proporcionalmente entre si e variam substancialmente entre as

empresas e entre os setores. Mantendo tudo o mais constante, quanto mais substanciais forem os rendimentos de escala, maiores tendem a ser as empresas de um determinado setor (Pindyck & Rubinfeld, 1994). Elasticidade de tamanho ou custo (EC^*) é definida como a razão do custo médio pelo custo marginal. Nos pontos de mínimo custo, uma firma exibe retornos crescentes de escala $EE > 1$ se e somente se simultaneamente exibir retornos crescentes de tamanho $EC^* > 1$. Da mesma forma exibe retornos decrescentes de escala se e somente se exibir retornos decrescentes de tamanho. Então os conceitos de retornos de escala e retornos de tamanho estão intimamente relacionados, mas não são conceitos idênticos, embora essas medidas coincidam nos pontos de mínimo custo. Considerando que nos pontos de mínimo custo, as elasticidades de escala e de custo são equivalentes, Pindyck & Rubinfeld (1994) mostram que uma forma de medir economias de escala é através da elasticidade do custo (EC^*) em relação à produção (Y), onde:

$$EC^* = \frac{\Delta C^* / C^*}{\Delta Y / Y} = \frac{\partial C^* / C^*}{\partial Y / Y} \quad (10)$$

A elasticidade de custo, representada pela equação (10), expressa a mudança percentual no custo total causada por cada ponto percentual de alteração no nível de produção. Se $EC^* > 1$ o custo unitário do produto aumenta, indicando que a produção ocorre no segmento ascendente da função de custo unitário (em forma de U). Nesse caso os custos aumentam em uma proporção maior do que o aumento na produção; e se $EC^* < 1$ a produção caracteriza-se por custos unitários decrescentes e, situa-se no segmento descendente da função de custo unitário devido à variação percentual nos custos ser menor do que a variação percentual ocorrida na produção. Se a $EC^* = 1$, os custos unitários são mínimos e invariantes em relação ao nível da produção, e os custos totais aumentam na mesma proporção que o aumento da produção; (Albuquerque, 1987; Chambers, 1988; Garcia, 2004).

Da equação (10) temos que:

$$EC^* = \frac{\partial C^* / C^*}{\partial Y / Y} = \frac{\partial C^*}{C^*} \cdot \frac{Y}{\partial Y} = \frac{\partial C^*}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{C^*} \quad (11)$$

onde $\frac{C^*}{Y} = Cme^*$ e $\frac{\partial C^*}{\partial Y} = Cmg^*$, assim:

$$EC^* = \frac{Cmg^*}{Cme^*} \quad (12)$$

A elasticidade de custo em relação à produção pode ser definida como a relação entre o custo marginal (Cmg^*) e custo médio (Cme^*) de longo prazo. O índice de economia de escala (IES) pode ser definido como (Pindyck & Rubinfeld, 1994; Garcia, 2004):

$$IES = 1 - EC^* \quad (13)$$

- quando $EC^* = 1$, temos $IES = 0$, o que indica a não existência de economias de escala;
- quando $EC^* > 1$, temos $IES < 0$, o que implica a existência de deseconomias de escala;
- quando $EC^* < 1$, temos $IES > 0$, o que indica a existência de economias de escala.

Economias de escala podem ser convenientemente medidas com o auxílio da estrutura translog (Albuquerque, 1987). A diferenciação da função custo translog resulta na seguinte expressão para a elasticidade custo da produção:

$$EC^* = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Y} = \beta_y + \beta_{yy} \ln Y + \sum_i \gamma_{iy} \ln P_i \quad (14)$$

DESCRIÇÃO DOS DADOS E DAS VARIÁVEIS

Os dados foram obtidos através de uma pesquisa de campo, realizada no período de agosto a dezembro de 2005, para o levantamento de dados do sistema de produção de soja em grãos no Brasil, referentes à safra 2004/2005. A Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo- FAPESP financiou o referido projeto de pesquisa. Foram aplicados questionários em uma amostra de produtores de soja dos principais estados produtores do País. A pesquisa foi realizada com produtores rurais em cooperativas, sindicatos rurais e revendas de produtos agrícolas. À medida que os produtores entravam nesses estabelecimentos, eles eram abordados e convidados a responder o questionário. O objetivo foi a obtenção das principais variáveis econômicas e sociais que caracterizassem os produtores de soja de cada região. Duas regiões brasileiras foram amostradas: sul e centro-oeste. Foram escolhidas as regiões consideradas pólos representativos da produção de soja dentro de cada estado. Na região sul, foram aplicados 79 questionários no Rio Grande do Sul e 43 questionários no Paraná; na região centro-oeste entrevistou-se 44 produtores no estado do Mato Grosso do Sul, 29 produtores no Mato Grosso e 23 produtores em Goiás. No estado do Mato Grosso a pesquisa foi realizada nas regiões de Lucas do Rio Verde, Sorriso, Campo Novo do Parecis e Rondonópolis; no Mato Grosso Sul foram amostradas propriedades nas regiões de Dourados, Maracaju, Sidrolândia e São Gabriel do Oeste; em Goiás as regiões escolhidas foram as de Rio Verde e Jataí. Na região sul, no estado do Paraná foram amostradas quatro regiões: Londrina, Maringá, Cascavel e Ponta Grossa; no estado do Rio Grande do Sul, as regiões foram as de Passo Fundo, Carazinho, Não-Me-Toque, Ijuí e Santa Rosa. Para a análise dos custos de produção foram considerados os custos desde o preparo do solo para o plantio até a colheita da soja. Não foram incluídos os custos de transporte após a colheita, de armazenagem e comercialização dos grãos de soja. Os custos considerados foram: químicos (Q), capital (K), mão-de-obra (L) e outros custos (O). Os preços dos fatores foram obtidos diretamente, através da pesquisa, ou pela razão entre a despesa com o fator e a quantidade utilizada do mesmo.

Para o cálculo da variável capital incidiram os seguintes custos: juros e depreciação. As estimativas de depreciação foram efetuadas pelo método linear (Buarque, 1991). A vida útil das instalações foi estimada em 30 anos, com valor residual de 30%. A vida útil e o valor residual das máquinas foram estimados em 12.000 horas e 20% do valor inicial para os tratores, em 10.000 horas e 20% do valor inicial para as colheitadeiras e 8.000 horas e 10% do valor inicial para os equipamentos (distribuidor de calcário, pulverizador e plantadeira), respectivamente. A remuneração do capital em instalações e equipamentos foi feita pela taxa de juros obtida pelos produtores nas linhas de financiamento para investimento em máquinas e equipamentos agrícolas. Segundo Hoffmann et al. (1987),

costuma-se calcular os juros sobre o valor médio do capital empregado na atividade. O valor médio do bem é a média aritmética entre o valor inicial e o valor residual do bem de capital. O preço do capital foi determinado através da relação entre os fluxos de serviço do capital e o estoque de capital fixo (Dias, 1982; Garcia, 2004). O fluxo de serviço do capital é calculado somando-se os custos de juros e depreciação. O estoque de capital fixo é obtido multiplicando o valor inicial (novo) de máquinas, equipamentos e instalações por sua porcentagem de uso.

Para a composição da variável químicos foi elaborado um índice considerando os preços e os gastos com herbicidas (dessecantes, pré e pós-emergentes), defensivos agrícolas (inseticidas, acaricidas, fungicidas e formicidas), adjuvantes, fertilizantes granulados e foliares. O índice foi composto pelo somatório do preço dos insumos multiplicado pela razão da parcela de custo do insumo em relação ao custo total.

A variável mão-de-obra foi composta pelos gastos com a mão-de-obra familiar e a contratada, incluindo os funcionários fixos nas propriedades e os temporários (diaristas). O preço da mão-de-obra (R\$/hora) foi o quociente entre as despesas com este recurso (em R\$), incluindo os encargos sociais (45,42%) sobre o salário, e o número total de horas trabalhadas. Os gastos totais com mão-de-obra foram obtidos diretamente da pesquisa de campo. Na variável outros gastos foram incluídos os custos com operações com máquinas (consumo de combustível e conservação), semente e tratamento de semente. As estimativas de conservação de máquinas e equipamentos foram efetuadas considerando uma taxa de manutenção de 50% sobre o valor inicial das máquinas (tratores e colheitadeiras), de 40% para distribuidores de calcário e pulverizadores e 80% para plantadeiras. O consumo de combustível foi calculado multiplicando a potência das máquinas pelo coeficiente 0,12. O valor obtido multiplicado pelo preço do combustível forneceu o preço do consumo do combustível, em R\$/hora. O preço de aquisição da semente (R\$/kg de semente) foi obtido diretamente da pesquisa de campo. Para os produtores de soja transgênica que utilizaram semente própria, não certificada pelos órgãos nacionais competentes, foi considerado o preço comercial do grão de soja, referente ao mês de outubro de 2004. Para os produtores de soja não transgênica e transgênica que efetuaram a compra de sementes foram considerados os preços de aquisição das sementes. Nos custos com tratamento de semente foram agregados os gastos com inoculantes, micronutrientes (cobalto e molibdênio), inseticidas e fungicidas. As informações sobre os gastos com este item foram obtidas diretamente com os produtores pesquisados. O preço pago pelo tratamento de semente (em R\$/kg de semente) foi obtido pela divisão do gasto total com esses insumos (em R\$) pelo total de semente tratada utilizada (em kg).

PROCEDIMENTO ECONOMETRICO

O procedimento utilizado fez a estimação dos parâmetros da função de custo translog juntamente com um sistema de “n” equações de parcelas de custo. Como os erros destas equações podem estar contemporaneamente correlacionados, o método utilizado na estimação deste sistema é o proposto por Zellner (1962) citado por Greene (2000), para equações aparentemente não relacionadas (*Seemingly Unrelated Regression – SUR*). Esta metodologia foi utilizada em trabalhos como os de Berndt & Wood (1975), Zagatto (1991), Reis & Teixeira (1995), Rochelle & Ferreira Filho (1999) e Garcia (2004). Para tornar o modelo operacional são necessários dois procedimentos: impor as restrições teóricas de simetria e de homogeneidade através da normalização das parcelas de custo, e resolver o problema de singularidade da matriz de variância e covariância das parcelas de custo. A normalização é obtida dividindo os $M - 1$ preços pelo M -ésimo, eliminando-se o último termo em cada linha e cada coluna da matriz de parâmetros (Greene, 2000). Segundo Hill,

Griffiths & Judge (2000), quando se dispõe de informações não amostrais, em problemas de estimação e inferência, deve-se introduzi-las como uma restrição ao modelo, gerando uma maior precisão nas estimativas dos parâmetros. Como a soma das parcelas de custos é igual a um (1), torna-se necessário suprimir uma das equações do sistema a fim de evitar a singularidade da matriz de variâncias e covariâncias. O problema da singularidade da matriz de variância e covariância dos erros das equações de parcela de custos é equacionado, deixando-se de fora à equação de parcela de custos de um dos fatores de produção. Estima-se, assim, o restante do sistema e obtêm-se os parâmetros excluídos por diferença. Em princípio, é irrelevante qual o fator é escolhido como aquele a ser excluído. Segundo Greene (2000), computam-se estimativas de máxima verossimilhança dos parâmetros para assegurar a invariância com respeito à escolha da equação de parcela de custos a ser deixada de fora do modelo. Os fatores de produção considerados foram capital (K), mão-de-obra (L), químicos (Q) e outros custos (O). O sistema de equações composto pelas funções de custos translog e de parcelas de custo é representado por:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{C^*}{P_o}\right) = & \beta_0 + \beta_Y \ln Y + \beta_Q \ln\left(\frac{P_Q}{P_o}\right) + \beta_K \ln\left(\frac{P_K}{P_o}\right) + \beta_L \ln\left(\frac{P_L}{P_o}\right) + \\ & + \frac{1}{2} \gamma_{QQ} \left(\ln\left(\frac{P_Q}{P_o}\right)\right)^2 + \gamma_{QK} \ln\left(\frac{P_Q}{P_o}\right) \ln\left(\frac{P_K}{P_o}\right) + \gamma_{QL} \ln\left(\frac{P_Q}{P_o}\right) \ln\left(\frac{P_L}{P_o}\right) + \\ & + \frac{1}{2} \gamma_{KK} \left(\ln\left(\frac{P_K}{P_o}\right)\right)^2 + \gamma_{KL} \ln\left(\frac{P_K}{P_o}\right) \ln\left(\frac{P_L}{P_o}\right) + \frac{1}{2} \gamma_{LL} \left(\ln\left(\frac{P_L}{P_o}\right)\right)^2 + \\ & + \gamma_{QY} \ln\left(\frac{P_Q}{P_o}\right) \ln Y + \gamma_{KY} \ln\left(\frac{P_K}{P_o}\right) \ln Y + \gamma_{LY} \ln\left(\frac{P_L}{P_o}\right) \ln Y + \frac{1}{2} \beta_{YY} (\ln Y)^2 \end{aligned} \quad (15)$$

$$S_Q = \beta_Q + \gamma_{QQ} \ln\left(\frac{P_Q}{P_o}\right) + \gamma_{QK} \ln\left(\frac{P_K}{P_o}\right) + \gamma_{QL} \ln\left(\frac{P_L}{P_o}\right) + \gamma_{QY} \ln Y \quad (16)$$

$$S_K = \beta_K + \gamma_{KQ} \ln\left(\frac{P_Q}{P_o}\right) + \gamma_{KK} \ln\left(\frac{P_K}{P_o}\right) + \gamma_{KL} \ln\left(\frac{P_L}{P_o}\right) + \gamma_{KY} \ln Y \quad (17)$$

$$S_L = \beta_L + \gamma_{LQ} \ln\left(\frac{P_Q}{P_o}\right) + \gamma_{LK} \ln\left(\frac{P_K}{P_o}\right) + \gamma_{LL} \ln\left(\frac{P_L}{P_o}\right) + \gamma_{LY} \ln Y \quad (18)$$

Os parâmetros excluídos do sistema são calculados por diferença de acordo com as expressões (19) a (24):

$$\beta_O = 1 - \beta_Q - \beta_K - \beta_L \quad (19)$$

$$\gamma_{OY} = -\gamma_{QY} - \gamma_{KY} - \gamma_{LY} \quad (20)$$

$$\gamma_{QO} = -\gamma_{QQ} - \gamma_{QK} - \gamma_{QL} \quad (21)$$

$$\gamma_{KO} = -\gamma_{KQ} - \gamma_{KK} - \gamma_{KL} \quad (22)$$

$$\gamma_{LO} = -\gamma_{LQ} - \gamma_{LK} - \gamma_{LL} \quad (23)$$

$$\gamma_{OO} = -\gamma_{OQ} - \gamma_{OK} - \gamma_{OL} \quad (24)$$

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nas Tabelas 1 e 2 estão os resultados da pesquisa de campo em relação ao tamanho da área plantada com soja, por estratos, nas regiões Sul e Centro-Oeste. Foram consideradas as áreas próprias e arrendadas dos produtores de soja. Na Região Sul, 91% das propriedades possuem área plantada com soja inferior a 500 hectares. Nos estados do Rio Grande do Sul e Paraná, áreas inferiores a 100 hectares representam 33,6% e 46,5% do total, respectivamente. Nesses dois estados o maior percentual de propriedades produtoras de soja está na faixa de 101 a 500 hectares.

Na região Centro-Oeste, 79,2% dos entrevistados cultivam soja em áreas entre 101 e 2.000 hectares. No estado do Mato Grosso do Sul 54,5% dos entrevistados plantam entre 101 e 500 hectares de soja e 45,4 % produzem em áreas entre 501 e 3.000 hectares. Em Goiás, 21,7% dos produtores plantam em pequenas áreas, entre 11 e 100 ha. O maior percentual de produção está na faixa de 101 a 500 ha. No Mato Grosso as propriedades produtoras de soja têm maiores extensões sendo que 79,3% dos produtores plantam áreas superiores a 1.000 hectares (Tabela 2).

Tabela 1. Área plantada com soja, em hectares, nas propriedades pesquisadas por estratos: Região Sul.

Área das propriedades (ha)	Número de propriedades e % do total					
	RS	%	PR	%	Região	%
0-10	2	2.5	1	2.3	3	2.5
11 - 50	19	24.1	12	27.9	31	25.4
51 - 100	21	26.6	7	16.3	28	23.0
101 - 500	30	38.0	19	44.2	49	40.2
501 - 1000	7	8.9	3	7.0	10	8.2
1.001 - 2.000	0	0.0	1	2.3	1	0.8
2.001 - 3.000	0	0.0	0	0.0	0	0.0
3.001 - 4.000	0	0.0	0	0.0	0	0.0
4.001 - 6.000	0	0.0	0	0.0	0	0.0
6.001 - 10.000	0	0.0	0	0.0	0	0.0
> 10.000	0	0.0	0	0.0	0	0.0
Total	79	100.0	43	100.0	122	100.0

Fonte: dados da pesquisa

Tabela 2. Área plantada com soja, em hectares, nas propriedades pesquisadas por estratos: Região Centro-Oeste.

Área das propriedades (ha)	Número de propriedades e % do total							
	MS	%	MT	%	GO	%	Região	%
0-10	0	0.0	0	0.0	0	0.0	0	0.0
11.- 50	0	0.0	0	0.0	2	8.7	2	2.1
51 - 100	0	0.0	0	0.0	3	13.0	3	3.1
101 - 500	24	54.5	0	0.0	9	39.1	33	34.4
501 - 1000	10	22.7	6	20.7	6	26.1	22	22.9
1.001 - 2.000	9	20.5	6	20.7	1	4.3	16	16.7
2.001 - 3.000	1	2.3	2	6.9	1	4.3	4	4.2
3.001 - 4.000	0	0.0	2	6.9	0	0.0	2	2.1
4.001 - 6.000	0	0.0	3	10.3	1	4.3	4	4.2
6.001 - 10.000	0	0.0	5	17.2	0	0.0	5	5.2
> 10.000	0	0.0	5	17.2	0	0.0	5	5.2
Total	44	100.0	29	100.0	23	100.0	96	100.0

Fonte: dados da pesquisa

Na Tabela 3 está o percentual da produção de soja produzida em áreas próprias, arrendadas, próprias e arrendadas e em parceria, nos cinco maiores estados produtores brasileiros. No estado do Rio Grande do Sul, 46,8% dos produtores produzem soja em terras próprias, 10,1% apenas em terras arrendadas e 43% em terras próprias e arrendadas. No Paraná o percentual de produção em áreas próprias é superior (59,1%), e apenas 6,8% produzem apenas em área arrendadas. Mato Grosso é o estado que apresentou o maior percentual de produtores que produzem soja em terras próprias, 72,4%. Nos estados do Mato Grosso do Sul e Goiás a produção somente em terras arrendadas é superior ao dos estados do sul do País. Em nenhum estado analisado, os produtores produziram no sistema de parceria.

Tabela 3. Avaliação da produção de soja nas propriedades pesquisadas, em áreas próprias, arrendadas, próprias e arrendadas e em parceria, em %.

Estados	%			
	Própria	Arrendada	Própria e Arrendada	Parceria
Rio Grande do Sul	46,8	10,1	43,0	0,0
Paraná	59,1	6,8	34,1	0,0
Mato Grosso do Sul	47,7	20,5	31,8	0,0
Mato Grosso	72,4	0,0	27,6	0,0
Goiás	52,2	26,1	21,7	0,0

Fonte: dados da pesquisa

Na Tabela 4 verifica-se as outras atividades que ocorrem simultaneamente com a produção de soja nas propriedades amostradas. Não foram consideradas as atividades sem finalidade comercial. Na região sul do País há uma grande diversificação das atividades agropecuárias por parte dos produtores entrevistados. No Rio Grande do Sul, 59,5% dos sojicultores produzem milho na safra de verão, 29,1% se dedicam à bovinocultura de corte e 27,8% à bovinocultura de leite. No estado do Paraná as atividades de avicultura (18,2%), bovinocultura de corte (15,9%) e de leite (20,5%) e produção de milho (22,7%) se destacam. Outras atividades econômicas alternativas como piscicultura, apicultura e ovinocultura ocorrem em algumas propriedades na região como fonte adicional de renda para os pequenos produtores.

Tabela 4. Atividades existentes nas propriedades pesquisadas, que ocorrem simultaneamente com a produção de soja, por estados e regiões.

Estados	%			
	Suinocultura	Avicultura	Bovinocultura de Corte	Bovinocultura de Leite
Rio Grande do Sul	7,6	5,1	29,1	27,8
Paraná	4,5	18,2	15,9	20,5
Região Sul	6,5	9,8	24,4	25,2
Mato Grosso do Sul	4,5	2,3	29,5	2,3
Mato Grosso	13,8	0	17,2	0
Goiás	8,7	13,0	26,1	21,7
Região Centro Oeste	8,3	4,2	25,0	6,3

Estados	%			
	Fruticultura	Cana de Açúcar	Milho	Outros
Rio Grande do Sul	0,0	2,5	59,5	11,4
Paraná	0,0	0,0	22,7	13,6
Região Sul	0,0	1,6	46,3	12,2
Mato Grosso do Sul	0,0	0,0	4,5	6,8
Mato Grosso	0,0	3,4	27,6	20,7
Goiás	0,0	0,0	13,0	8,7
Região Centro Oeste	0,0	1,0	13,5	11,5

Fonte: dados da pesquisa

Na região Centro-Oeste do País a diversificação das atividades agropecuárias por parte dos produtores entrevistados é menor, concentrando-se na bovinocultura de corte e produção de milho (Tabela 4). No estado do Mato Grosso, 13,8% dos produtores de soja entrevistados também se dedicam à suinocultura, além da bovinocultura de corte (17,2%) e da produção de milho (27,6%). No sudoeste goiano 13% dos produtores se dedicam à avicultura, 26,1% à bovinocultura de corte, 21,7% à bovinocultura de leite e 13% à produção de milho. O Mato Grosso do Sul foi o estado que apresentou a menor diversificação, onde o destaque se deu para a atividade da bovinocultura de corte.

Em relação à mão-de-obra utilizada nas propriedades produtoras de soja, na região sul do país 31,6% e 37,2% da mão-de-obra é essencialmente familiar, nos estados do Rio Grande do Sul e Paraná, respectivamente (Tabela 5). Em todos os estados amostrados o predomínio é da utilização conjunta da mão-de-obra familiar e contratada. O Mato Grosso é o estado que apresenta o maior percentual de mão-de-obra exclusivamente contratada, 34,5%.

Tabela 5. Tipo de mão-de-obra utilizada na produção de soja nas propriedades pesquisadas: número de produtores pesquisados por estados e porcentagem do total

Tipo de Mão de obra	RS		PR		MS		MT		GO	
	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%
Familiar	25	31,6	16	37,2	1	2,3	0	0	6	26,1
Contratada	0	0,0	1	2,3	0	0,0	10	34,5	0	0,0
Familiar e Contratada	54	68,4	26	60,5	43	97,7	19	65,5	17	73,9
Total	79	100,0	43	100,0	44	100,0	29	100,0	23	100,0

Fonte: dados da pesquisa

Nos estados da região Sul do País e no Mato Grosso do Sul a maior parte dos produtores de soja não possui outras atividades geradoras de renda fora da propriedade (Tabela 6). Já nos

estados do Mato Grosso e Goiás, 51,7% e 52,2%, dos entrevistados possuem outras atividades geradoras de renda fora da propriedade. Nos cinco estados avaliados, a cultura da soja foi considerada a principal fonte de renda da propriedade (Tabela 7).

Tabela 6. Atividade profissional do proprietário ou tomador de decisão fora da propriedade nas propriedades pesquisadas: número de produtores pesquisados por estados e porcentagem do total.

Atv. fora da prop.	RS		PR		MS		MT		GO	
	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%
Sim	23	29,1	13	29,5	14	31,8	15	51,7	12	52,2
Não	56	70,9	31	70,5	30	68,2	14	48,3	11	47,8
Total	79	100,0	44	100,0	44	100,0	29	100,0	23	100,0

Fonte: dados da pesquisa

Tabela 7. Cultura da soja como principal fonte de renda na propriedade, nas propriedades pesquisadas: número de produtores pesquisados por estados e porcentagem do total.

Soja: princ. fonte renda	RS		PR		MS		MT		GO	
	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%
Sim	71	89,9	35	79,5	43	97,7	27	93,1	21	91,3
Não	8	10,1	9	20,5	1	2,3	2	6,9	2	8,7
Total	79	100,0	44	100,0	44	100,0	29	100,0	23	100,0

Fonte: dados da pesquisa

Grande parte dos produtores de soja conta com acompanhamento técnico contratado durante a produção. Essa assistência técnica é fornecida pelas cooperativas, revendas de produtos agropecuários, escritórios de consultoria e planejamento agrícola, entre outros. Algumas cooperativas, além da assistência técnica, realizam o acompanhamento dos custos de produção dos cooperados, com o intuito de orientá-los em seus processos de tomada de decisão. Nos estados do Mato Grosso e Goiás, 10,3% e 8,7% dos entrevistados, respectivamente, não possuem assistência técnica contratada, no entanto muitos deles são engenheiros agrônomos que monitoram as suas próprias propriedades (Tabela 8).

Tabela 8. Acompanhamento técnico contratado nas propriedades produtoras de soja nas propriedades pesquisadas: número de produtores pesquisados por estados e porcentagem do total.

Acomp. Técnico	RS		PR		MS		MT		GO	
	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%
Sim	78	98,7	43	97,7	43	97,7	26	89,7	21	91,3
Não	1	1,3	1	2,3	1	2,3	3	10,3	2	8,7
Total	79	100,0	44	100,0	44	100,0	29	100,0	23	100,0

Fonte: dados da pesquisa

Nos estados do Mato Grosso do Sul e Mato Grosso mais de 90% dos produtores financiaram o custeio de suas produções de soja (Tabela 9). Já nos estados da região Sul do País, esse percentual ficou em torno de 80%. No Mato Grosso as agroindústrias e banco públicos foram as principais fontes financiadoras do custeio agrícola da produção de soja

junto aos empresários rurais (Tabela 10). No Mato Grosso do Sul a maior parte do financiamento de custeio ocorreu através dos bancos públicos. Nos estados da região Sul do País e em Goiás, as cooperativas (item Outros) fizeram esse papel de órgãos financiadores do custeio da produção de soja. É o chamado “Plano Safra”. Os produtores adquirem antecipadamente a maior parte dos insumos junto às cooperativas e o pagamento destes é efetuado após a colheita do produto.

Tabela 9. Financiamento do custeio agrícola da produção de soja nas propriedades pesquisadas: número de produtores pesquisados por estados e porcentagem do total

Financiamento	RS		PR		MS		MT		GO	
	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%
Sim	62	78,5	34	79,1	43	95,6	27	93,1	19	82,6
Não	17	21,5	9	20,9	2	4,4	2	6,9	4	17,4
Total	79	100,0	43	100,0	45	100,0	29	100,0	23	100,0

Fonte: dados da pesquisa

Em muitos casos, parte da comercialização da produção já está vinculada a algum tipo de estabelecimento comercial devido às fontes de financiamento de custeio obtidas. Em relação à comercialização da produção de soja, as cooperativas têm uma forte atuação na região Sul do país e no estado de Goiás. Segundo dados da pesquisa realizada, 93,7% dos entrevistados no estado do Rio Grande do Sul, 79,5% no Paraná e 78,3% em Goiás comercializaram sua produção com cooperativas da região (Tabela 11). No Mato Grosso do Sul 72,7% dos entrevistados comercializaram sua produção com agroindústrias, 56,8% com cooperativas e 34,1% com armazéns gerais. Já no Mato Grosso a comercialização com cooperativas foi pouco expressiva, 6,9%. Nesse estado 96,6% dos produtores comercializaram sua produção com agroindústrias, 51,7% com armazéns gerais e 24,1% com corretores.

Tabela 10. Fontes de financiamento do custeio agrícola da produção de soja nas propriedades pesquisadas, por estado.

Fonte de recursos	%				
	RS	PR	MS	MT	GO
Banco Público	43,0	47,6	84,4	58,6	47,8
Banco Privado	0,0	14,3	4,4	20,7	17,4
Cooperativa de Crédito	13,9	19,0	0,0	24,1	13,0
Agroindústria	0,0	0,0	4,4	55,2	8,7
Outros	40,5	42,9	4,4	27,6	52,2

Fonte: dados da pesquisa

Tabela 11. Comercialização da produção de soja em grão nas propriedades pesquisadas, por estado, em porcentagem.

Comercialização	%				
	RS	PR	MS	MT	GO
Agroindústria	3,8	25,0	72,7	96,6	47,8
Cooperativa	93,7	79,5	56,8	6,9	78,3
Corretores	1,3	0,0	9,1	24,1	4,3
Armazéns Gerais	27,8	6,8	34,1	51,7	21,7

Fonte: dados da pesquisa

Em termos de tecnologia de produção de soja, no Rio Grande do Sul 98,7% dos entrevistados utilizaram apenas soja transgênica (Tabela 12). No Mato Grosso do Sul, 40,9% dos produtores plantaram a soja transgênica e a não transgênica em suas propriedades. Nos demais estados amostrados do Centro-Oeste e no Paraná houve o predomínio do uso de soja não transgênica.

Tabela 12. Tecnologia de produção de soja nas propriedades pesquisadas: número de produtores pesquisados por estados e porcentagem do total

Tecnologia	RS		PR		MS		MT		GO	
	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%	Nº	%
Soja Não Transgênica	0	0,0	41	95,3	24	54,5	26	89,7	21	91,3
Soja Transgênica	78	98,7	0	0,0	2	4,5	0	0,0	0	0,0
Ambas	1	1,3	2	4,7	18	40,9	3	10,3	2	8,7
Total	79	100,0	43	100,0	44	100,0	29	100,0	23	100,0

Fonte: dados da pesquisa

Em relação à função custo considerou-se neste estudo além do modelo de custos translog (modelo A) mais quatro modelos: O modelo B impõe homoteticidade a função de produção associada; o modelo C homogeneidade; o modelo D impõe elasticidade de substituição unitária e o modelo E homogeneidade e elasticidade de substituição unitária (o que resulta na função de custo Cobb-Douglas). As fórmulas para os índices de economias de escala (IES), para cada modelo são apresentadas na Tabela 13.

Tabela 13. Índices de economias de escala (IES) para os modelos de A a E

IES (A)	$1 - (\beta_Y + \beta_{YY} \ln Y + \gamma_{QY} \ln P_Q + \gamma_{KY} \ln P_K + \gamma_{LY} \ln P_L + \gamma_{OY} \ln P_O)$
IES (B)	$1 - (\beta_Y + \beta_{YY} \ln Y)$
IES (C)	$1 - \beta_Y$
IEC (D)	$1 - (\beta_Y + \beta_{YY} \ln Y + \gamma_{QY} \ln P_Q + \gamma_{KY} \ln P_K + \gamma_{LY} \ln P_L + \gamma_{OY} \ln P_O)$
IEC (E)	$1 - \beta_Y$

Fonte: Elaborado pelo autor, com base em Christensen & Greene (1976).

Na Tabela 14 apresentam-se os parâmetros obtidos, por máxima verossimilhança, para os cinco modelos considerados. Através da imposição das restrições de simetria e

homogeneidade, foram calculados os 06 parâmetros restantes do modelo A. No Modelo B foram impostas três restrições: $\gamma_{QY} = 0, \gamma_{KY} = 0$ e $\gamma_{LY} = 0$; no modelo C as quatro restrições impostas foram $\gamma_{QY} = 0, \gamma_{KY} = 0, \gamma_{LY} = 0$ e $\gamma_{YY} = 0$; no modelo D foram impostas seis restrições: $\gamma_{QQ} = 0, \gamma_{QK} = 0, \gamma_{QL} = 0, \gamma_{KK} = 0, \gamma_{KL} = 0$ e $\gamma_{LL} = 0$ e no modelo E dez restrições: $\gamma_{QQ} = 0, \gamma_{QK} = 0, \gamma_{QL} = 0, \gamma_{KK} = 0, \gamma_{KL} = 0, \gamma_{LL} = 0, \gamma_{QY} = 0, \gamma_{KY} = 0, \gamma_{LY} = 0$ e $\gamma_{YY} = 0$. As estatísticas t para os parâmetros de não homoteticidade (γ_{iY}) e elasticidade de substituição unitária (γ_{ij}) para o modelo A (translog) sugerem que, nem a hipótese de homoteticidade nem a de elasticidade de substituição unitária são consistentes com o conjunto de dados. Esta suposição é confirmada pelo teste de “razão de probabilidade” (likelihood ratio test), que tem seus resultados apresentados na Tabela 15.

Tabela 14. Coeficientes da função de custos para os modelos de A a E.

Parâmetros	Origem	Modelo				
		A	B	C	D	E
β_Q	regressão	-2.471 (-6.75)*	-2.577 (-7.28)*	-1.912 (-5.08)*	0.753 (4.23)*	0.109 (2.09)**
β_K	regressão	1.696 (2.2)**	3.326 (4.86)*	2.864 (3.79)*	-0.308 (-1.28)	0.345 (5.18)*
β_L	regressão	1.051 (4.09)*	0.795 (3.28)*	0.626 (2.33)**	0.272 (2.28)**	0.198 (5.34)*
β_Y	regressão	-0.518 (-2.1)**	0.184 (2.63)*	0.729 (45.09)*	0.776 (3.4)*	0.708 (34.68)*
γ_{QQ}	regressão	0.452 (13.37)*	0.422 (12.65)*	0.418 (11.34)*
γ_{QK}	regressão	-0.282 (-1.41)	-0.821 (-5.32)*	-0.491 (-3.02)*
γ_{QL}	regressão	-0.307 (-4.45)*	-0.193 (-3.11)*	-0.268 (-3.9)*
γ_{KK}	regressão	0.267 (1.77)***	0.495 (3.81)*	0.487 (3.37)*
γ_{KL}	regressão	0.138 (1.27)	0.174 (1.74)***	0.062 (0.57)
γ_{LL}	regressão	0.065 (1.45)***	0.064 (1.52)***	0.090 (1.92)***
γ_{QY}	regressão	0.139 (3.8)*	-0.115 (-4.22)*	. . .
γ_{KY}	regressão	0.000 (-0.01)	0.090 (2.38)**	. . .
γ_{LY}	regressão	-0.032 (-1.76)***	-0.010 (-0.52)	. . .
γ_{YY}	regressão	0.129 (8.22)*	0.077 (7.87)*	. . .	0.071 (4.19)*	. . .
β_0	regressão	15.327 (8.03)*	16.535 (9.11)*	12.809 (6.65)*	3.669 (2.7)*	5.804 (15.28)*
β_O	$1 - \beta_Q - \beta_K - \beta_L$	0.724 (4.22)*	-0.545 (5.79)*	-0.577 (5.83)*	0.284 (4.76)*	0.348 (4.68)*
γ_{QO}	$-\gamma_{QQ} - \gamma_{QK} - \gamma_{QL}$	0.138 (4.98)*	0.592 (4.89)*	0.341 (4.94)*
γ_{KO}	$-\gamma_{QK} - \gamma_{KK} - \gamma_{LK}$	-0.123 (0.05) ^{ns}	0.152 (0.28) ^{ns}	-0.058 (0.11) ^{ns}
γ_{LO}	$-\gamma_{QL} - \gamma_{KL} - \gamma_{LL}$	0.104 (0.73) ^{ns}	-0.045 (0.77) ^{ns}	0.116 (0.72) ^{ns}
γ_{OO}	$-\gamma_{QO} - \gamma_{KO} - \gamma_{LO}$	-0.119 (1.61)***	-0.699 (1.73)***	-0.399 (1.67)***
γ_{OY}	$-\gamma_{QY} - \gamma_{KY} - \gamma_{LY}$	-0.106 (1.13)****	0.035 (1.11)****	. . .
Restrições		Nenhuma	(3)	(4)	(6)	(10)

Fonte: dados da pesquisa

Nota: o valor da estatística *t* (de *student*) encontra-se entre parênteses: * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; **** significativo a 20%.

Tabela 15. Teste estatístico para a imposição de homoteticidade, homogeneidade e elasticidade de substituição unitária a função de produção associada à função custo.

	Restrições impostas ao modelo A			
	Homoteticidade	Homogeneidade	Elasticidade de substituição unitária	Homogeneidade e elasticidade de substituição unitária
Restrições impostas	$\gamma_{iY} = 0$	$\gamma_{iY} = 0$ $\gamma_{YY} = 0$	$\gamma_{ij} = 0$	$\gamma_{iY} = 0$ $\gamma_{YY} = 0$ e $\gamma_{ij} = 0$
Nº de restrições	3	4	6	10
Valor crítico do χ^2	15,01*	62,51*	113,54*	218,27*

Fonte: dados da pesquisa

* significativo a 1%

Considerando o modelo A como o mais indicado para os propósitos do estudo, verificam-se as condições que esta função de custos tem que satisfazer para corresponder à estruturas de produção bem comportadas de monotonicidade e convexidade nos preços dos fatores. A monotonicidade é comprovada pelo comportamento das parcelas de custo, que se apresentam todas positivas. Estas parcelas foram calculadas pela média aritmética da amostra, sendo que os valores encontrados são:

Parcela de custos com químicos: SQ = 0,36

Parcela de custos com capital: SK = 0,42

Parcela de custos com mão-de-obra: SL = 0,06

Parcela de custos com outros custos: SO = 0,17

Os sinais das elasticidades-preço diretas da demanda por fatores, bem como os das elasticidades de substituição parcial de Allen diretas, foram todos negativos (Tabela 16), o que significa que a concavidade da função custo também foi atendida. Pode-se concluir que a função custo translogarítmica calculada representa uma estrutura de produção bem comportada.

Tabela 16. Estimativa das elasticidades-preço diretas (η_{ii}) e de substituição parcial de Allen, diretas entre os fatores de produção (σ_{ii}), para o modelo de custos translog (A).

	Químico	Capital	Mão-de-Obra	Outros
η_{ii}	-0.654 (0.018)	-0.577 (0.038)	-0.200 (0.163)	-1.074 (0.055)
σ_{ii}	-1.831 (0.139)	-1.375 (0.213)	-3.519 (50.3)	-6.433 (1.987)

Fonte: dados da pesquisa

Nota: o valor do desvio padrão encontra-se entre parênteses.

Para o cálculo das estimativas de economias de escala adotou-se o procedimento descrito em Christensen & Greene (1976) e dividiu-se a amostra dos produtores em grupos de acordo com o nível de produção. Optou-se em dividir a amostra em oito grupos: 1) 216,31 toneladas de soja em grão; 2) 945,88 toneladas; 3) 2.436 toneladas; 4) 4.974 toneladas de soja em grão; 5) 8.745 toneladas; 6) 12.180 toneladas; 7) 15.006 toneladas e 8) 34.235 toneladas. Na Tabela 17 apresentam-se os resultados dos IES para a média dos grupos e os tamanhos das áreas produtoras de soja correspondentes. IES positivos indicam a ocorrência de economias de escala e negativos indicam deseconomias de escala. Os produtores com produção média de 216,31 toneladas apresentam IES de 0,49 que sinaliza uma forte presença de economias de escala. Observa-se que as economias de escala diminuem com o aumento da produção. Os produtores com nível de produção de 12.180 toneladas de soja já apresentam deseconomias de escala, que se agravam quando a produção aumenta para 34.235 toneladas. Considerando uma produtividade média de 2.925 kg/hectare tem-se para os estratos considerados o equivalente a 74 hectares de área de produção de soja para o primeiro estrato, 323 hectares para o segundo, 833 hectares para o terceiro, 1.701 hectares para o quarto estrato, 2.990 hectares para o quinto estrato, 4.164 hectares para o sexto, 5.130 hectares para o sétimo e 11.704 para o oitavo e último estrato. Assim, conforme sugerem os resultados do modelo estimado, verifica-se que propriedades com 4.164 hectares ou tamanho superior apresentam deseconomias de escala, dentro da amplitude da amostra.

Tabela 17. Índice de economias de escala (IES) para diferentes níveis de produção de soja no Brasil

	Nível de produção (em toneladas de soja em grão)							
	216.31	945.88	2436	4975	8745	12180	15006	34235
IES	0.49	0.30	0.17	0.08	0.01	-0.03	-0.06	-0.17
Área (ha)	74	323	833	1701	2990	4164	5130	11704

Fonte: dados da pesquisa

Utilizando os parâmetros do modelo estimado construiu-se a curva de custo médio da amostra (Figura 1). A curva de custo médio foi obtida avaliando-se sua função para uma gama de produções, mantendo-se os preços dos fatores fixos na média da amostra. Observa-se que a curva de custo médio correspondente ao modelo translog apresenta a forma clássica de U, com os custos decrescendo com o nível de produção até um ponto de mínimo custo, quando então os custos médios passam a ser crescentes.

A escala ótima de produção ocorre quando se obtém retornos constantes à escala, ou seja, quando o produtor está operando no ponto de custo mínimo da curva de custo médio. Além desse ponto tem-se deseconomias de escala e o produtor passa a operar no ramo crescente da curva de custo médio (Christensen & Greene, 1976; Garcia, 2004). Observa-se que o ponto de mínimo custo corresponde a uma produção de aproximadamente 9.037 toneladas de soja em grão. Considerando uma produtividade média de 2.925 kg/hectare tem-se a escala ótima de produção em propriedades que possuem 3.090 hectares de produção de soja.

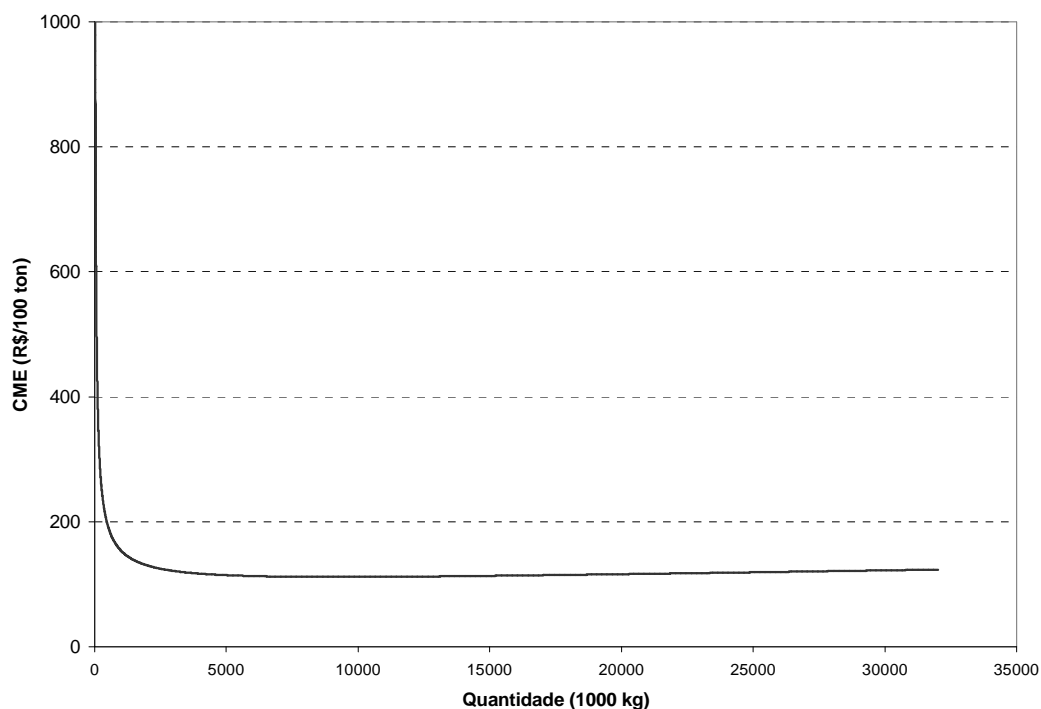


Figura 1. Curva de custo médio para a produção de soja no Brasil construída pelo modelo Translog.

Fonte: dados da pesquisa

Analisando os dados da Tabela 1 verifica-se que 91,0 % das propriedades pesquisadas na região Sul possuem até 500 hectares, com possibilidades, portanto, de aproveitamento das economias de escala disponíveis. A amostra poderia sugerir que há na região boa possibilidade de ampliação das áreas produtoras de soja, visando um melhor aproveitamento destas economias. Na região Centro-Oeste 39,6% das propriedades produtoras de soja pesquisadas tem de 11 a 500 hectares, 22,9% de 501 a 1.000 hectares e 20,8% de 1.001 a 3.000 hectares destinados a produção de soja (Tabela 2). No total da amostra da região 83,3% dos produtores pesquisados tem até 3.000 hectares de área de produção de soja. Isso significa que 16,7% dos produtores pesquisados da região trabalham na faixa de deseconomias de escala. Analisando o estado do Mato Grosso do Sul, 77,3% das propriedades produtoras pesquisadas possuem áreas de soja entre 100 hectares e 1.000 hectares. Em Goiás, 87% das propriedades amostradas no sudoeste goiano possuem áreas de soja entre 10 hectares e 1.000 hectares. Isso indica que tanto o estado do Mato Grosso do Sul como o estado de Goiás apresentam possibilidades de aproveitamento das economias de escala disponíveis. No Mato Grosso, 41,4% das propriedades pesquisadas possuem áreas produtoras de soja entre 500 hectares e 2.000 hectares, indicando também a possibilidade de aproveitamento de economias de escala e 6,9% dos produtores tem áreas entre 2.001 e 3.000 hectares, faixa de esgotamento das economias de escalas. Destaca-se nesse estado que 51,7 % das propriedades pesquisadas possuem áreas produtoras de soja com mais de 3.000 hectares, trabalhando, portanto, na faixa de deseconomias de escala.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Neste estudo pode-se constatar várias diferenças entre as duas principais regiões produtoras de soja do País no que diz respeito aos seus aspectos sócio-econômicos. Na região Sul, comparativamente a região centro-oeste, há uma maior diversificação das atividades agropecuárias por parte dos produtores entrevistados, a presença da mão-de-obra familiar é mais marcante e há um menor número de produtores rurais que exercem atividades geradoras de renda fora da propriedade. Adicionalmente as cooperativas são os principais órgãos financiadores do custeio da produção de soja e agentes de comercialização do produto nos estados do sul do País. Em relação ao sistema de produção, no Rio Grande do Sul a maior parte dos produtores planta apenas soja transgênica em suas propriedades. Nos demais estados houve o predomínio do uso da soja não transgênica. Este estudo também estimou a função custo de produção da soja considerando os cinco maiores estados produtores de soja no Brasil, utilizando-se o modelo translog. Os resultados mostraram que a escala ótima de produção ocorre em propriedades que possuem 3.090 hectares de produção de soja. A amostra sugere que a ampliação da produção na maioria das propriedades da região sul do País poderia levar a um melhor aproveitamento das economias de escala. Conclui-se, porém, com base na amostra, que há na região dificuldades na ampliação da produção dado o fator limitante de área. Como a rentabilidade da produção de soja por unidade de área é pequena, uma alternativa encontrada pelos produtores foi a diversificação das atividades na propriedade embora a sojicultura ainda seja a principal fonte de renda da maior parte das áreas amostradas. No Mato Grosso do Sul e no sudoeste goiano as propriedades também apresentaram tamanhos de áreas dentro da faixa de aproveitamento de economias de escala. Nestes estados o valor do arrendamento é menor e área não é considerado um fator limitante. Na região centro-oeste, no estado do Mato Grosso, há uma parcela significativa de produtores trabalhando na faixa de deseconomias de escala, ou seja, na parte ascendente da curva de custo médio unitário. Para estas propriedades o desmembramento da área em módulos ou talhões menores é uma solução para aumentar-se a eficiência operacional e econômica da atividade. Conclui-se que maiores produções até o limite de economias de escala permitem o uso mais adequado da terra, da mão-de-obra especializada, das máquinas e equipamentos e benfeitorias de maior porte. A produção em escala também permite a aquisição de insumos e a venda de produtos em condições mais vantajosas.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRAFICAS

- BAIRAM, E. I. & KALYA, E. Production versus Cost Functions: Unreliability of the Duality Theorem in Accounting and Economics. In: BAIRAM, E. I. (editor). **Production and cost functions: specification, measurement and applications**. Vermont/USA, 1998. Ed. Ashgate publishing ltd. P. 42-53.
- BERNDT, E. R. & WOOD D. O. Thechnology, prices and the derived demand for energy. **The Review of Economics and Statistics**. V LVII, N 3. August, 1975. p. 259-268
- BINSWANGER, H. P. A cost function approach to the measurement of elasticities of factor demand and elasticities of substitution. **American Journal of agricultural Economics**, v. 56, p. 377 – 386, may, 1974.
- BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Alice Web. <http://aliceweb.desenvolvimento.gov.br/alice.asp>. (jul. 2005)

- CHAMBERS, R. G. **Applied production analysis: A dual approach**. New York, Cambridge University Press, 1994. 331p.
- CHRISTENSEN, L. R. & GREENE, W. H. Economies of Scale in U.S. Electric Power Generation. **Journal of Political Economy**. V. 84, n. 4, 1976. P. 655-676.
- FAO: FOOD AND AGRICULTURAL ORGANIZATION OF THE UNITED NATIONS. **Statistical Databases** (<http://www.fao.org/>). Extraído da Web em ago/2004.
- GREENE, W.H. **Econometric Analysis**. 4th ed. Prentice-Hall, Inc. Upper Saddle River. New Jersey, 2000. 1004p.
- HOFFMANN, R. et. al. **Administração da empresa agrícola**. 2 ed. Revisada. São Paulo: Pioneira, 1987. 325p.
- INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Pesquisa pecuária municipal**. <http://www.sidra.ibge.gov.br/> (25 set 2005b)
- LERDA, J, C. Resultados básicos na teoria da dualidade: vantagens e alguns usos em microeconomia. **Estudos Econômicos**, São Paulo, V. 9, n.1, p: 101 – 133. Jan./abr. 1979.
- PAUL, C. J. M. & SIEGEL, D. S. Scale economies and industry agglomeration externalities: A dynamic cost function approach. **American Economic Review**. V. 89 Iss: 1. Mar/1999. P: 272-290.
- PINDYCK, R. S. & RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. São Paulo: Makron Books, 1994. 968p.
- RAY, S. C. A translog cost function analysis of U.S agriculture, 1939-77. **American Journal of Agricultural Economics**. V. 56. 1982, p: 490 - 498
- REIS, R. P. & TEIXEIRA, E. C. Estrutura de demanda e substituição de fatores produtivos na pecuária leiteira: o modelo de custo translog. Rio de Janeiro. **Revista Brasileira de Economia**, v. 49 n. 3, jul/set, 1995. P: 545-554.
- RIZZI, A. T. Mudanças tecnológicas e reestruturação da indústria agroalimentar: O caso da Indústria de frangos no Brasil. Campinas, 1993. 194 p. Tese (Doutorado). Instituto de Economia, Universidade Estadual de Campinas.
- ROCHELLE, T. C. P. & FERREIRA FILHO, J. B. de S. Função de custo translog e o mercado de fatores para o algodão no estado de São Paulo: O caso da DIRA de Campinas. Brasília. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 37, n. 2, abr/jun, 1999. P: 77-95.
- SILBERBERG, E. **The structure of economics: A mathematical analysis**. 2ª ed. New York: Mc Graw - Hill Inc. 1990. 686p.
- ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregatton bias. **Journal of the American Statistical Association**. N. 57, junho, 1962. p: 348 – 368.