

# Análise dos determinantes da produção agropecuária do Rio Grande do Sul\*

Nilson Luiz Costa\*\*

*Economista, Mestre em Planejamento do Desenvolvimento e Doutor em Ciências Agrárias, Docente da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM), Pesquisador e Líder do Grupo de Pesquisas em Economia, Agricultura Familiar e Agronegócios (GPEA/UFSM) Engenheiro Agrônomo, Doutor em Economia Rural, Professor Associado da Universidade Federal Rural da Amazônia (UFRA) e do Núcleo de Altos Estudos Amazônicos (NAEA) da Universidade Federal do Pará (UFPA) Administrador, Mestre em Gestão e Desenvolvimento Regional e Doutor em Ciências Agrárias, Docente da Universidade Federal do Pará.*

Antônio Cordeiro de Santana\*\*\*

Carlos André Corrêa de Mattos\*\*\*\*

## Resumo

*A economia do Estado do Rio Grande do Sul tem no agronegócio uma importante matriz geradora de empregos e renda, na zona rural e urbana. O objetivo deste estudo é avaliar a relação existente entre os fatores de produção e o Valor Bruto da Produção dos estabelecimentos rurais. Essa análise pode se constituir como um dos pilares para o planejamento de políticas públicas voltadas à maximização do resultado econômico da produção agropecuária gaúcha. Para tanto, a partir dos dados do **Censo Agropecuário 2006**, estimou-se uma função de produção do tipo Cobb-Douglas. Entre os resultados encontrados, destaca-se que o capital existente no interior dos estabelecimentos rurais é a variável que explica a maior parte do Valor Bruto da Produção Agropecuária. Também foi possível observar que os*

---

\* Artigo recebido em mar. 2013 e aceito para publicação em nov. 2014.  
Revisor de Língua Portuguesa: Mateus da Rosa Pereira.

\*\* E-mail: ecnilson@msn.com

\*\*\* E-mail: acsantana@superig.com.br

\*\*\*\* E-mail: carlosacmattos@hotmail.com

retornos são decrescentes à escala e que a produtividade média dos fatores não é homogênea entre as microrregiões. Em função disso, o artigo aponta a necessidade de novas pesquisas e de políticas públicas capazes de contribuir com a modernização e o aumento da produtividade da agropecuária gaúcha.

## **Palavras-chave**

**Função de produção; agropecuária; econometria.**

## ***Abstract***

*The economy of the State of Rio Grande do Sul has in agribusiness an activity that drives the generation of jobs and income in rural and urban areas. The aim of this study is to evaluate the relationship between the factors of production and the Gross Production Value in rural establishments. This analysis may constitute one of the foundations for the planning of public policies aimed at maximizing the economic result of agricultural and livestock production in Rio Grande do Sul. In order to accomplish that, based on the 2006 Brazilian Census of Agriculture data, a Cobb-Douglas production function was estimated. Among the findings, it is noteworthy that the existing capital within the rural establishments is the variable that explains most of the Gross Value of Agriculture and Livestock Production. It was also possible to observe that the returns to scale are decreasing and that the average productivity of factors is not homogeneous among the microregions. As a result, the article points out the need for further research and public policies which contribute to the modernization and the increase in the productivity of agriculture and livestock in the State.*

## ***Keywords***

***Production function; agriculture; econometrics.***

**Classificação JEL: C13, C51, D24.**

# 1 Introdução

A economia do Estado do Rio Grande do Sul, quando comparada à atividade econômica dos demais estados brasileiros, destaca-se pela produção nos três setores: Primário, Secundário e Terciário. As atividades produtivas garantem grande parte do abastecimento do mercado interno e conferem ao Estado a posição de ser um dos maiores exportadores brasileiros.

O Produto Interno Bruto (PIB) de 2009, estimado em R\$ 215,86 bilhões, coloca o Estado na quarta posição do *ranking* dos maiores PIBs brasileiros. O PIB *per capita*, equivalente a R\$ 19.778,39, é superior ao PIB *per capita* médio do Brasil, de R\$ 16.917,66 (IBGE, 2011).

Nos 496 municípios gaúchos, há 441.467 estabelecimentos rurais, em que predominam pequenas e médias propriedades, produzindo alimentos e fibras em área equivalente a 18,9 milhões de hectares e garantindo ocupação para 1,07 milhão de trabalhadores rurais (IBGE, 2009).

A tecnologia utilizada nos processos produtivos dos estabelecimentos rurais, estimada a partir do gasto com custeio de insumos modernos, chegou a R\$ 1,93 bilhão com adubos, R\$ 1,26 bilhão com corretivos do solo, R\$ 268,27 milhões com sementes e mudas, R\$ 1,11 bilhão com agrotóxicos e R\$ 893,54 milhões com sal e rações, entre outros (IBGE, 2009).

A estrutura de produção e comercialização conta com a atuação de aproximadamente 166 cooperativas agropecuárias que agregaram, em 2010, 272.882 associados, atingindo um faturamento de R\$ 14,94 bilhões e gerando 30.275 empregos formais (OCERGS, 2012).

A agricultura, a silvicultura e a exploração florestal correspondem a 68,7% do Valor Adicionado Bruto da agropecuária, enquanto a pecuária e a pesca participam com 31,3%. A produção econômica do segmento agropecuário gaúcho representa 9,9% do total estadual, enquanto a atividade industrial contribui com 29,2% e os serviços com 60,9% (IBGE, 2011).

A importância da produção agropecuária para a socioeconomia do Estado do Rio Grande do Sul justifica a formulação de políticas públicas para estimular esse setor, mas o planejamento da política agrícola depende, necessariamente, do sólido conhecimento da estrutura e da conjuntura do setor produtivo. Nesse contexto, o estudo dos fatores que condicionam a produção pode ser mais uma ferramenta para o planejamento de políticas para o agronegócio gaúcho.

Mantendo coerência com esses princípios, o objetivo deste artigo é estimar a função de produção agropecuária do Rio Grande do Sul e quantificar a contribuição dos fatores de produção Terra, Trabalho e Capital para a geração de riquezas nessa unidade da Federação.

O artigo está organizado em quatro seções, considerando a **Introdução**. A segunda apresenta a fundamentação teórico-metodológica. Na terceira seção, estão os resultados e as discussões, envolvendo a análise das elasticidades, retornos à escala, produtividade média dos fatores e da taxa marginal de substituição, e, por fim, as **Considerações finais** são apresentadas na quarta seção.

## 2 Fundamentação teórico-metodológica

A partir do modelo proposto por Solow (1956), Barbosa (1985), Soares, Silva e Lima (2007), Silva (1996), Gujarati (2006) e Saens, Lobos e Rivera (2008), adaptou-se uma função de produção do tipo Cobb-Douglas (Equação 1), para representar a forma como os fatores de produção são combinados para gerar o valor da produção agropecuária dos estabelecimentos rurais do Estado do Rio Grande do Sul e, a partir de sua estimação, construir indicadores econômicos para subsidiar a tomada de decisões no campo da política econômica para o setor rural.

$$Y = \alpha_0 X_1^{\beta_1} X_2^{\beta_2} X_3^{\beta_3} \dots X_k^{\beta_k} \varepsilon \quad \text{Equação 1}$$

em que: Y = Valor Bruto da Produção agropecuária dos estabelecimentos rurais;  $X_1, X_2, \dots, X_k$  = fatores de produção;  $\alpha_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  = parâmetros a serem estimados; e  $\varepsilon$  = termo de erro aleatório.

Para Barbosa (1985), a função em análise deve apresentar relação crescente entre produção e quantidades de fatores, deve ser quase côncava e possuir derivadas contínuas de segunda ordem. Considerando esses pressupostos, a função de produção para a agropecuária gaúcha foi especificada a partir da Equação 2, linearizada na forma logarítmica e estimada a partir da Equação 3.

$$Q_i = \alpha T^{\beta_1} L^{\beta_2} K^{\beta_3} \varepsilon_i \quad \text{Equação 2}$$

$$\log Q_i = \alpha_0 + \beta_1 \log T_i + \beta_2 \log L_i + \beta_3 \log K_i + \varepsilon_i \quad \text{Equação 3}$$

em que:  $\log Q_i$  é o logaritmo do Valor Bruto da Produção (VBP), em R\$ 1.000,00, dos estabelecimentos rurais do Estado do Rio Grande do Sul, por microrregião;  $\log T_i$  é o logaritmo da área destinada à produção agropecuária (ha) nas microrregiões do Estado;  $\log L_i$  é o logaritmo do número de trabalhadores ocupados nos estabelecimentos rurais do RS;  $\log K_i$  é o logaritmo do valor das instalações, imóveis e benfeitorias localizadas no interior

dos estabelecimentos rurais do Estado do Rio Grande do Sul;  $\alpha$  é o valor do intercepto geral da equação;  $\beta_j$  são os parâmetros a serem estimados; e  $\varepsilon_i$  é o termo de erro estocástico da equação.

A estimação da Equação 3 permite analisar “[...] a relação técnica que associa a cada dotação de fatores de produção a máxima quantidade de produto obtida a partir da utilização desses fatores” (Barbosa, 1985, p. 219).

Também foram calculados os indicadores de produtividade média (*PFMe*), produtividade marginal (*PFMa*), elasticidades da produção ( $\varepsilon_{xi}$ ), retornos de escala e taxa marginal de substituição do trabalho em relação ao capital ( $TMS_{Trabalho,Capital}$ ), por entender que esses indicadores são importantes e devem ser considerados no momento do planejamento de políticas setoriais.

A *PFMe* é expressa pela relação existente entre o Valor Bruto da Produção e a quantidade dos fatores Terra, Trabalho e Capital. Foi mensurada a partir da Equação 4, dada pelo quociente do produto (*Y*) pelo fator (*X*), que representa Terra, Trabalho ou Capital.

$$PFMe_{xi} = \frac{Y}{X} = \frac{AX_1^{\beta_1} X_2^{\beta_2} \dots X_n^{\beta_n}}{X_i} = AX_1^{\beta_1} X_2^{\beta_2} \dots X_i^{\beta_k-1} \dots X_n^{\beta_n} > 0 \quad \text{Equação 4}$$

O produto físico marginal, também definido pela relação entre quantidade de produto (*Y*) e quantidade de fator (*X*) usado na produção, reflete a variação em *Q* (Valor Bruto da Produção), dada uma variação nos fatores *T* ou *L* ou *K*. Sendo assim, o *PFMa* equivale à derivada da função de produção em relação a cada um dos fatores de produção utilizados (Varian, 2006), podendo ser mensurada a partir da Equação 5.

$$PFMa_{xi} = \beta_i AX_1^{\beta_1} X_2^{\beta_2} \dots X_i^{\beta-1} \dots X_k^{\beta_k} = \beta_i \left(\frac{Y}{X_i}\right) > 0 \quad \text{Equação 5}$$

Já a elasticidade da produção reflete a alteração percentual do Valor Bruto da Produção, dada uma variação percentual nos fatores Terra ou Trabalho ou Capital, *ceteris paribus*. A partir desse quociente, expresso pela Equação 6, é possível quantificar o efeito que as alterações em cada fator, separadamente, provocam no VBP. Para Soares, Silva e Lima (2007) e Varian (2006), a elasticidade da produção é dada por:

$$\varepsilon_{xi} = \left[ \beta_i \left(\frac{Y}{X_i}\right) \right] * \left[ \frac{X_i}{Y} \right] = \beta_i \quad (i = 1, 2, \dots, k) \quad \text{Equação 6}$$

A análise dos retornos de escala foi realizada a partir da soma dos parâmetros  $\beta_i$  estimados. Barbosa (1985) e Gujarati (2006) mostraram que para todo:

$$\sum_{i=1}^k \beta_i > 1 \quad \text{os retornos de escala são crescentes;}$$

$$\sum_{i=1}^k \beta_i = 1 \quad \text{os retornos de escala são constantes; e}$$

$$\sum_{i=1}^k \beta_i < 1 \quad \text{os retornos de escala são decrescentes.}$$

A partir da Equação 7, estimou-se a taxa marginal de substituição do trabalho em relação ao capital ( $TMS_{Trabalho,Capital}$ ), que expressa a quantidade de capital que se reduz pelo aumento na quantidade de trabalho, mantendo-se a quantidade produzida inalterada.

Matematicamente, a  $TMS_{Trabalho,Capital}$  é encontrada através da divisão entre o produto marginal do fator Trabalho pelo produto marginal do fator Capital (Equação 7).

$$TMS_{Trabalho,Capital} = \frac{PMg_{Trabalho}}{PMg_{Capital}} \quad \text{Equação 7}$$

## 2.1 Método de estimação

Por se tratar de uma função sem viés de simultaneidade, os parâmetros foram estimados através do Método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), posto que deste resultam os melhores estimadores lineares não tendenciosos (MELNT). Contudo a análise de fenômenos econômicos, bem como a orientação de políticas e tomada de decisões, a partir do modelo de regressão linear clássico (RLC), prescinde da aceitação das hipóteses clássicas (Hoffmann, 2006; Santana, 2003), entre as quais:

- a) a de que os parâmetros são lineares;
- b) a de que a média do termo de erro é nula,  $E(\varepsilon_i) = 0$ ;
- c) a de que a variância do termo de erro é constante,  $E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2$ , ou seja, os dados são homoscedásticos;
- d) a de que não existe autocorrelação entre os erros,  $cov(\varepsilon_i, \varepsilon_h) = 0, \forall (i \neq h)$ ;
- e) a de que as variáveis explicativas  $X_i$  possuem observações fixas e não correlacionadas com o termo de erro ( $\varepsilon_i$ );
- f) a de que os erros possuem distribuição normal,  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$ ; e
- g) a de que não existe exata combinação linear entre as variáveis explicativas, ou seja, não existe colinearidade entre as variáveis.

Nesse sentido, para se confirmar a não violação das hipóteses clássicas do modelo de RLC, procedeu-se à análise dos resíduos. Considerando que a autocorrelação é mais comum em séries temporais e que os dados utilizados foram obtidos a partir de corte transversal, a Estatística-*d* de Durbin Watson não foi analisada. Alternativamente, investigou-se a presença de multicolinearidade e heteroscedasticidade.

O grau de multicolinearidade foi mensurado pelo fator de variância inflacionária (FVI), definido por Hoffmann (2006) a partir da Equação 8, em que o  $R_i^2$  é o coeficiente de determinação da variável explicativa *i*, regressada contra todas as demais variáveis explicativas:

$$FVI_i = \frac{1}{1-R_i^2} \quad \text{Equação 8}$$

Segundo Santana (2003) e Hoffmann (2006),  $FVI = 1$  indica ausência de combinação linear entre as variáveis explicativas e  $FVI > 5$  denota a presença de multicolinearidade.

A heteroscedasticidade, situação em que a variância do termo de erro das variáveis explicativas não é constante e afeta os parâmetros  $\beta$  associados às variáveis  $X_i$ , foi analisada pelo teste proposto por White (1980). Desse modo, consideraram-se as relações cruzadas de todas as variáveis explicativas, conforme pode ser observado na Equação 9.

$$\begin{aligned} \varepsilon_i^2 = & \sigma_0 + \sigma_1 \log(T_i) + \sigma_2 \log(T_i)^2 + \sigma_3 \log(T_i) * \log(L_i) + \\ & + \sigma_4 \log(T_i) * \log(K_i) + \sigma_5 \log(L_i) + \sigma_6 \log(L_i)^2 + \\ & + \sigma_7 \log(L_i) * \log(K_i) + \sigma_8 \log(K_i) + \sigma_9 \log(K_i)^2 + \nu_i \end{aligned} \quad \text{Equação 9}$$

Em que:  $\varepsilon_i^2$  é o termo de erro estocástico da regressão da Equação 3 elevado ao quadrado;  $\sigma_i$  são os parâmetros da regressão ( $i = 1, 2, 3, \dots, 9$ );  $\nu_i$  é o termo de erro aleatório.

A hipótese nula para o teste de White para heteroscedasticidade é expressa pela Equação 10, em que:

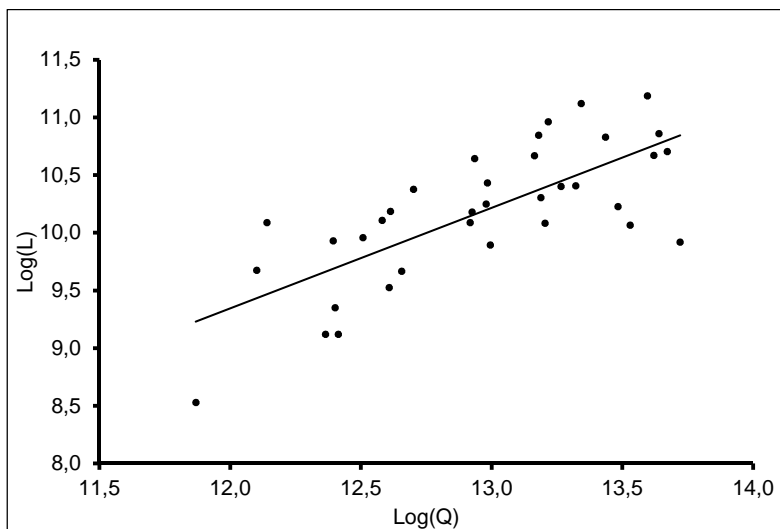
$$H_0: \sigma_1 = \sigma_2 = \sigma_3 = \sigma_4 = \sigma_5 = \dots \sigma_9 = 0 \quad \text{Equação 10}$$

Santana (2003) e Gujarati (2006) demonstram a possibilidade de utilização das estatísticas *F* e *LM*. Também conhecida como Teste de Heteroscedasticidade de Breusch-Pagan, a estatística *LM* é dada pela multiplicação entre número de observações e o coeficiente de determinação  $R^2$ , ou seja,  $LM = n * R^2 \xrightarrow{a} \chi_k^2$ . Nesse contexto, se essas estatísticas não forem estatisticamente diferentes de zero ao nível de 5%, aceita-se a hipótese nula, confirmando-se que os resíduos são homoscedásticos. Caso contrário, a análise dos dados deve ser cautelosa.



Figura 2

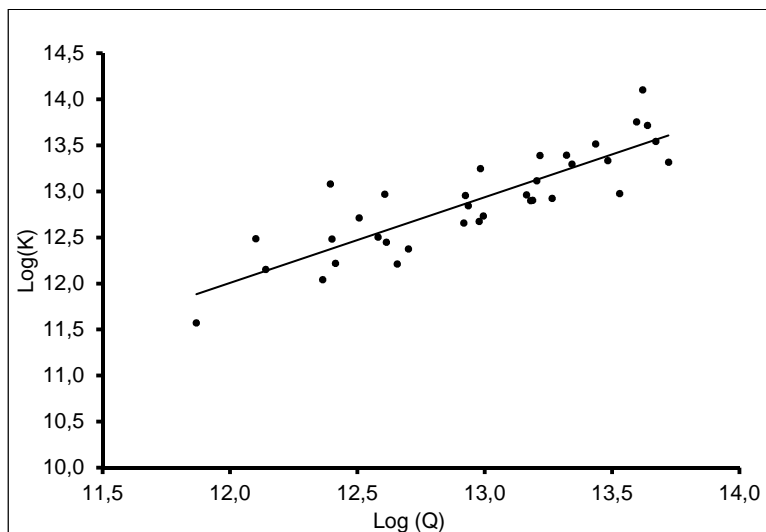
Relação entre a quantidade do fator Trabalho (L) e do produto (Q)  
na agropecuária do Rio Grande do Sul — 2006



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2009).

Figura 3

Relação entre a quantidade do fator Capital (K) e do produto (Q)  
na agropecuária do Rio Grande do Sul — 2006



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2009).

Com isso, observa-se que as propriedades que possuem maior área, que empregam mais trabalho e que possuem maior capital, a exemplo de silos, currais, pocilgas para criação de porcos, galpões de criação de aves e salas de ordenha, entre outros, geram maior volume de produto.

A importância de cada fator, para a produção, foi analisada a partir da estimação econométrica. Os resultados (Quadro 1) mostram que os parâmetros associados às variáveis *T*, *L* e *K* foram estatisticamente significativos ao nível 5%, 10% e 1%, respectivamente, e o sinal dos coeficientes associados às variáveis indica que ambas exercem influência positiva sobre a produção agropecuária. Em conjunto, 76% das variações do Valor Bruto da Produção Agropecuária (*Q*) foram explicados pelas variações em Terra (*T*), Trabalho (*L*), e Capital (*K*).

Quadro 1

Resultados do modelo econométrico (estimação da Equação 3) — 2006

VARIÁVEL DEPENDENTE: LOG (Q)				
Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística-t	Probabilidade
C	1,56939	1,167529	1,344195	0,1886
LOG(T) (terra)	0,11677	0,055310	2,111124	0,0429
LOG(L) (trabalho)	0,18978	0,109274	1,736773	0,0924
LOG(K) (capital)	0,61637	0,119998	5,136531	0,0000
R-quadrado	0,78334	Média da variável dependente		12,96156
R-quadrado ajustado	0,76237	Desvio-padrão variável dependente		0,499829
Desvio-padrão da regressão	0,24365	Critério Informação de Akaike		0,121070
Soma dos quadrados dos resíduos	1,84038	Critério de Schwarz		0,298824
Log-verossimilhança	1,88127	Critério de Hannan-Quinn		0,182431
Estatística-F	37,3597	Estatística-d, Durbin-Watson		1,347807
Probabilidade (Estatística-F)	0,00000			

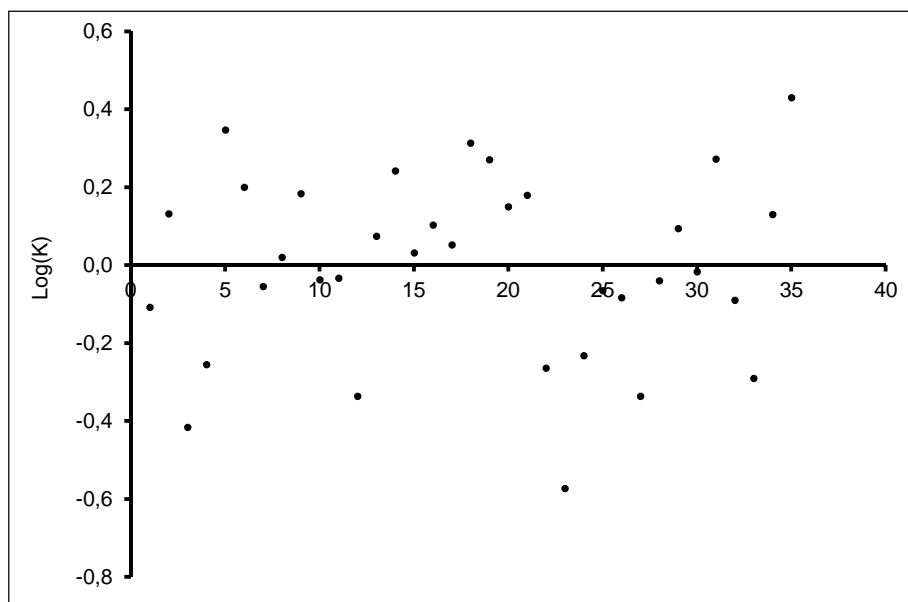
FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2009).

### 3.1 Análise dos resíduos

A análise dos resíduos permitiu constatar que o termo de erro estocástico possui distribuição normal, com média igual a zero,  $E(\varepsilon_i) = 0$ , e variância constante (Figura 4), o que afasta a possibilidade de heteroscedasticidade.

Figura 4

Resíduos da regressão estimada pela Equação 3



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2009).

A ausência de heteroscedasticidade foi confirmada pelo Teste de Heteroscedasticidade de White, no qual se observa que todos os parâmetros da equação foram estatisticamente iguais a zero ao nível de 5% de probabilidade (Quadro 2).

A probabilidade das estatísticas F e LM, aos níveis de 5,64% e 7,75%, permite aceitar a hipótese nula de que não existe heteroscedasticidade nos dados, confirmando-se que os resíduos são homoscedásticos.

Os problemas de autocorrelação estão ausentes, uma vez que essa violação ocorre, principalmente, em séries históricas. Também não foram identificadas combinações lineares exatas entre as variáveis, uma vez que todas as variáveis apresentaram Fator de Variância Inflacionária ( $FVI$ ) < 5. Por tudo isso, admite-se que os resultados da regressão estão livres de vieses e robustos o suficiente para subsidiar as análises econômicas que seguem.

Quadro 2

## Teste de heteroscedasticidade de White

Estatística-F	2,214710	Probabilidade F(9,25)		0,0564
Estatística LM: Obs*R <sup>2</sup>	15,52630	Probabilidade Qui-quadrado (9)		0,0775
Escala Explicada SS	10,30223	Probabilidade Qui-quadrado (9)		0,3266
VARIÁVEL	COEFICIENTE	ERRO-PADRÃO	ESTATÍSTICA-t	PROBABILIDADE
C	-2,840572	8,597001	-0,330414	0,7438
LOG(T)	-0,603345	0,525667	-1,147771	0,2619
(LOG(T))^2	-0,013534	0,020787	-0,651077	0,5209
(LOG(T))*(LOG(L))	0,064510	0,047273	1,364632	0,1845
(LOG(T))*(LOG(K))	0,022619	0,039662	0,570294	0,5736
LOG(L)	0,011781	0,852295	0,013823	0,9891
(LOG(L))^2	0,152452	0,097550	1,562814	0,1307
(LOG(L))*(LOG(K))	-0,316401	0,177031	-1,787258	0,0860
LOG(K)	1,032036	1,367819	0,754512	0,4576
(LOG(K))^2	0,078233	0,085160	0,918660	0,3671
R-quadrado	0,443609	Média da variável dependente		0,052582
R-quadrado ajustado	0,243308	Desvio-padrão variável dependente		0,069388
Desvio-padrão da regressão	0,060360	Critério Informação de Akaike		-2,542039
Soma dos quadrados dos resíduos	0,091082	Critério de Schwarz		-2,097654
Log-verossimilhança	54,48569	Critério de Hannan-Quinn		-2,388638
Estatística-F	2,214710	Estatística-d, Durbin-Watson		1,744515
Probabilidade (Estatística-F)	0,056373			

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2009).

## 3.2 Elasticidades

Esse indicador mostra a importância da infraestrutura existente nos estabelecimentos, sem a qual grande parte da produção agropecuária não seria gerada. Nesse contexto, para cada 10% de elevação no capital, espera-se um aumento de 6,16% no produto agropecuário, *ceteris paribus*. O contrário também é recíproco.

Considerando que o estoque de capital dos estabelecimentos rurais determina grande parte de sua produção, políticas de estímulo ao investimento através do crédito são essenciais para promover o avanço da produção agropecuária gaúcha.

A elasticidade da produção do fator Terra foi de 0,1167. Isso indica que para cada 10% de elevação na área destinada à agropecuária, espera-se acréscimo de 1,16% no Valor Bruto da Produção agropecuária. Esse resul-

tado mostra que, na atual estrutura agropecuária, a simples expansão da área, sem os investimentos em capital e tecnologia, tende a não gerar quantidade significativa de produto, sobretudo no Rio Grande do Sul, onde a produção é viabilizada a partir de um modelo intensivo em capital e com práticas de manejo orientadas para maximizar a produção por unidade de área.

A elasticidade do fator Trabalho de 0,1898 indica que a cada elevação de 10% de mão de obra, espera-se elevação de 1,89% no VBP agropecuário, *ceteris paribus*. Esse resultado mostra a necessidade de novos investimentos nas propriedades rurais, pois a simples incorporação de trabalho sem melhorias e a ampliação da infraestrutura existente nos estabelecimentos rurais tendem a não resultar em crescimento significativo da produção.

Portanto, se a simples incorporação de áreas e a expansão do trabalho não são suficientes para resultar em crescimento significativo da produção, resta ao Estado a opção de planejar políticas capazes de estimular o investimento em infraestrutura dentro das propriedades rurais, seja pela desoneração no segmento de bens de capital, seja pelo acesso ao crédito barato, como, em boa medida, já vem sendo trabalhado. Nessa perspectiva, o crescimento da produção agropecuária gaúcha está condicionado à adoção de práticas intensivas em capital e tecnologia, na pecuária de corte e de leite, na produção de grãos ou na criação de outros animais para corte.

### 3.3 Retornos à escala

Os retornos de escala são obtidos pela soma dos parâmetros  $\beta$ , quando a função for do tipo Cobb-Douglas (Barbosa, 1985; Gujarati, 2006). Nesse contexto, a soma dos parâmetros  $\beta$ , correspondentes às elasticidades das variáveis  $T$ ,  $L$  e  $K$ , indicou que os retornos são decrescentes (Tabela 1).

Tabela 1

Parâmetros estimados pela regressão múltipla logarítmica  
na agropecuária do Rio Grande do Sul — 2006

VARIÁVEL	COEFICIENTE ( $\beta$ )
LOG (T) (terra) .....	0,11677
LOG (L) (trabalho) .....	0,18978
LOG (K) (capital) .....	0,61637
<b>Total</b> .....	<b>0,92292</b>

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2009).

Esse resultado mostra que os custos médios de produção tendem a aumentar na medida em que os produtores intensifiquem o uso dos fatores.

Nessa perspectiva, os resultados mostram que os novos investimentos que resultarão em intensificação no uso dos fatores devem ser planejados a partir de um detalhado estudo de viabilidade econômica.

Cabe ressaltar a necessidade de estudos microeconômicos específicos que considerem as peculiaridades de cada sistema de produção, seja ele desenvolvido em propriedades de micro, pequeno, médio ou grande porte, pecuário ou agrícola.

Também se tornam imperativos o desenvolvimento e a difusão de práticas de manejo e tecnologias que possibilitem maior produtividade média. Caso contrário, a tendência é de endividamento dos produtores e inviabilidade econômica das atividades.

Portanto, se essa trajetória não for alterada e se os novos investimentos não forem orientados a partir de critérios técnicos, a vantagem competitiva da agropecuária gaúcha tenderá a se reduzir.

### 3.4 Produtividade média dos fatores

Os resultados do cálculo da produtividade média mostram um Valor Bruto da Produção de R\$ 1.047,46 para cada hectare ocupado com atividades agropecuárias. Analogamente, a produção média por trabalhador foi de R\$ 16.108,95, e cada unidade de capital produziu o equivalente a R\$ 1,06 no ano (Tabela 2).

Tabela 2

Produtividade média dos fatores (PFMe), em relação ao Valor Bruto da Produção no Rio Grande do Sul — 2006

			(R\$)
FATOR DE PRODUÇÃO	PFME (1)	PRODUTIVIDADE MÍNIMA	PRODUTIVIDADE MÁXIMA
T (terra) .....	1.047,46	214,84	6.444,65
L (trabalho) .....	16.108,95	7.772,00	44.806,86
K (capital) .....	1,0627	0,5028	1,7382

FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2009).

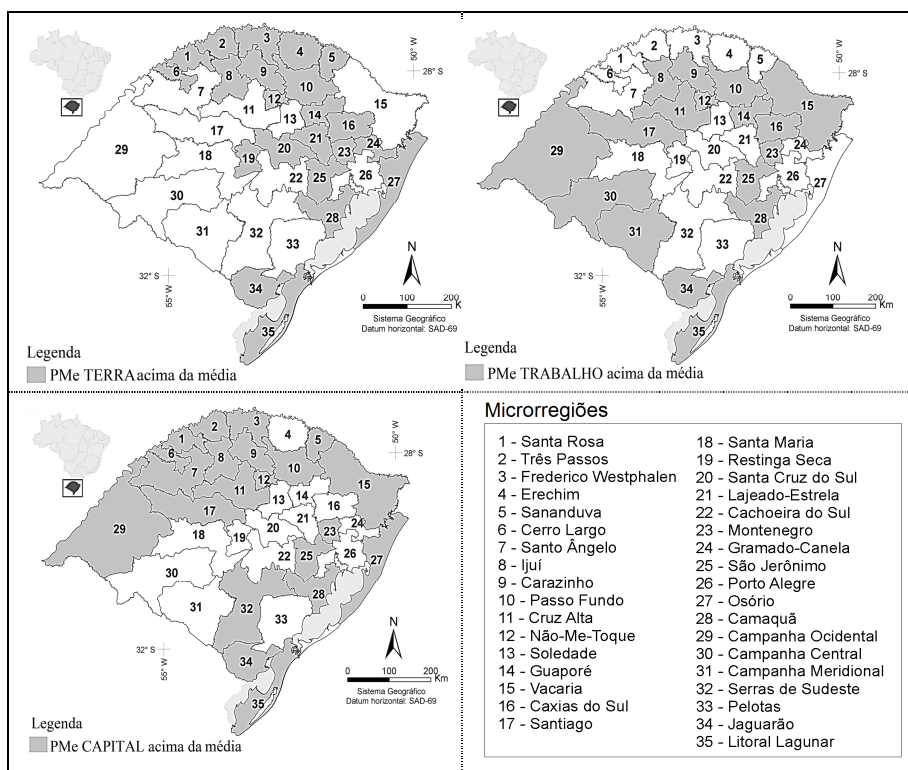
(1) Média geométrica.

Destacam-se, com melhores índices de produtividade da Terra, as microrregiões Montenegro, Caxias do Sul, Lajeado-Estrela e Guaporé, todas com produção igual ou equivalente a R\$ 2.500,00/ha. Por outro lado, as microrregiões Campanha Ocidental, Jaguarão, Serras de Sudeste, Campanha Meridional e Campanha Central figuram entre as com menor produtividade, com indicadores inferiores a R\$ 390,00/ha.

A mensuração da produtividade do trabalho apresentou alto desvio-padrão. As microrregiões com maior produtividade média do trabalho foram Campanha Ocidental, Vacaria, Jaguarão e Litoral Lagunar, todas com desempenho superior a R\$ 26.900,00/trabalhador. Diferentemente, nas microrregiões Santa Rosa, Pelotas, Frederico Westphalen e Soledade, o produto médio do trabalho foi inferior a R\$ 10.000,00 no ano analisado (Figura 5).

Figura 5

Maiores produtividades médias dos fatores de produção empregados nos estabelecimentos rurais, por microrregiões do Rio Grande do Sul — 2006



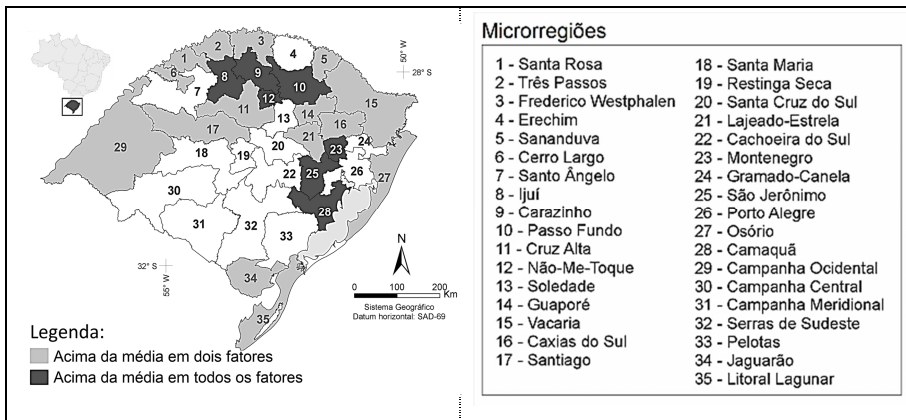
FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2009).

O fator de produção Capital também apresentou alto desvio-padrão. Os estabelecimentos rurais das microrregiões Vacaria, São Jerônimo, Campanha Ocidental e Ijuí apresentaram os melhores indicadores, com produtividade média superior a R\$ 1,40. Por outro lado, nas microrregiões Campanha Central, Gramado-Canela, Caxias do Sul e Porto Alegre, a produtividade média do capital foi inferior a R\$ 0,70.

Entre as microrregiões mais produtivas, com produção acima da média em relação aos três fatores, destacam-se Carazinho, Camaquã, Ijuí, Montenegro, Não-Me-Toque, Passo Fundo e São Jerônimo. Na segunda posição, com rendimento acima da média em dois fatores, encontram-se as microrregiões Campanha Ocidental, Caxias do Sul, Cerro Largo, Cruz Alta, Guaporé, Jaguarão, Lajeado-Estrela, Litoral Lagunar, Osório, Sananduva, Santa Rosa, Santiago, Três Passos e Vacaria. Por outro lado, as microrregiões Cachoeira do Sul, Pelotas, Porto Alegre, Santa Maria e Soledade apresentaram produtividade abaixo da média nos três fatores analisados (Figura 6).

Figura 6

Microrregiões com produtividade dos fatores acima da média no Rio Grande do Sul — 2006



FONTE DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2009).

### 3.5 Produtividade marginal e uso dos recursos

Os resultados da análise do produto marginal dos fatores  $T$ ,  $L$  e  $K$  empregados nas atividades produtivas dos estabelecimentos rurais mostram que para cada trabalhador adicional: (a) espera-se um incremento de R\$ 3.057,16 de VBP/ano; (b) para cada hectare de área adicional, espera-se valor equivalente a R\$ 102,36 de VBP e; (c) a produtividade marginal do capital confirma a elevação em R\$ 0,66 em  $Q$  para cada R\$ 1,00 investido na infraestrutura dos estabelecimentos rurais (Tabela 3).

Tabela 3

Produtividade Marginal dos fatores (PFMg) em relação ao Valor Bruto da Produção no Rio Grande do Sul — 2006

(R\$)	
FATOR DE PRODUÇÃO	PFMG (1)
T (terra) .....	122,31
L (trabalho) .....	3.057,16
K (capital) .....	0,6550

FONTES DOS DADOS BRUTOS: IBGE (2009).

(1) É a derivada do produto em relação ao fator, equivalente a:  $PMg = PMe * \beta_i$ .

### 3.6 Taxa marginal de substituição (TMS)

Considerando que a TMS do trabalho em relação ao capital equivale à divisão da PMg do trabalho pela PMg do capital, tem-se que a substituição de uma unidade de mão de obra requer o investimento de R\$ 4.667,49, (Equação 11).

$$TMS_{Trabalho,Capital} = \frac{PMg_{Trabalho}}{PMg_{Capital}} = \frac{3.057,16}{0,6550} = 4.667,49 \quad \text{Equação 11}$$

Diante dos resultados encontrados, conclui-se que políticas de crédito e desonerações que favoreçam o investimento nas propriedades rurais são uma alternativa para ampliar a produção no médio e longo prazo. Porém os retornos decrescentes de escala apontam a necessidade de políticas capazes de elevar a competitividade da produção agropecuária gaúcha. Nessa perspectiva, investimentos em infraestrutura para irrigação, armazenamento de grãos no interior das propriedades ou nas cooperativas agropecuárias, estábulos, salas de ordenha, resfriadores de leite, construção de aviários e pocilgas para criação de porcos, entre outros, tendem a contribuir para a diversificação da produção e a maior geração de renda pelas propriedades rurais do Rio Grande do Sul.

## 4 Considerações finais

A importância socioeconômica da produção agropecuária gaúcha motivou esta investigação. Além de garantirem emprego e renda para muitos municípios, essas atividades compõem o retrato cultural do interior do Estado, mas em função de condições adversas, derivadas de questões de mercado e sucessivos estresses hídricos, devem ser observadas e estimuladas com cuidado. Por isso, o planejamento de políticas públicas deve ser pauta-

do por análises conjunturais e estruturais, capazes de identificar os principais desafios e gargalos para cada segmento da agropecuária gaúcha.

Entre os principais resultados, destaca-se que as relações entre o produto ( $Q$ ) e os fatores ( $T$ ,  $L$ ,  $K$ ) são positivas, mas os rendimentos são decrescentes à escala, o que indica tendência de elevação no custo médio de produção na medida em que a utilização dos fatores é intensificada. Esse indicador aponta a necessidade de: (a) planejar políticas de financiamento do investimento adequadas às necessidades da classe de produtores rurais e pautadas por uma criteriosa avaliação de viabilidade econômica, pois na medida em que o agropecuarista investir, financiado pelo crédito, terá seus custos médios elevados e, por consequência, resultados econômicos proporcionalmente inferiores; (b) fomentar a pesquisa e inovação tecnológica com vistas a elevar a produtividade da Terra, do Trabalho e do Capital. Ações como essa também tendem a favorecer aumento dos retornos de escala e melhorar os índices de competitividade da agropecuária gaúcha.

Assim, a realização de novos estudos microeconômicos deve considerar as peculiaridades de cada sistema de produção, e a utilização da modelagem econométrica para estimação da função do tipo Cobb-Douglas é uma das alternativas metodológicas para análise.

A validade dos resultados deste estudo também pode ser creditada aos dados censitários que, além de representarem um retrato fiel da produção, revelaram um bom ajuste em relação ao modelo, pois todos os parâmetros apresentaram sinais de acordo com a teoria econômica e foram estatisticamente diferentes de zero.

Por fim, se for desejável maximizar a produção, manter ou elevar a competitividade da produção agropecuária estadual, o poder público pode adotar políticas de estímulo ao investimento consciente (pautado por análises de viabilidade econômica), de desoneração na indústria de bens de capital, incentivo à profissionalização dos agropecuaristas através da extensão rural e políticas específicas para solucionar os gargalos de cada atividade.

## Referências

ANGELO, H.; SILVA, G. F. da; SILVA, V. S. M. e. Análise econômica da indústria de madeiras tropicais: o caso do polo de Sinop, MT. **Ciência Florestal**, Santa Maria, v. 14, n. 2, p. 91-101, 2004.

BARBOSA, F. de H. **Microeconomia**: teoria, modelos econométricos e aplicações à economia brasileira. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1985.

GUJARATI, D. **Econometria básica**. 3. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

HOFFMANN, R. **Análise de regressão**: uma introdução à econometria. São Paulo: Hucitec, 2006.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Censo Agropecuário 2006**: Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação. Rio de Janeiro: IBGE, 2009. Disponível em: <[http://downloads.ibge.gov.br/downloads\\_estatisticas.htm](http://downloads.ibge.gov.br/downloads_estatisticas.htm) >. Acesso em: 16 set. 2012.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Contas regionais do Brasil**: 2005-2009. Rio de Janeiro: IBGE, 2011. (Contas Nacionais, n. 35).

JONES, C. I. **Introdução à teoria do crescimento econômico**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2000.

ORGANIZAÇÃO DAS COOPERATIVAS DO ESTADO DO RIO GRANDE DO SUL (OCERGS). **Expressão do cooperativismo gaúcho**: 2012, Ano Internacional das Cooperativas. Porto Alegre: Ocergs, 2012. Disponível em: <<http://intranet.sescooprs.coop.br/arquivos/arqs/20120719102955.pdf>>. Acesso em: 25 out. 2012.

PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. **Microeconomia**. São Paulo: Pearson Prentice Hall, 2005.

SAENS, R.; LOBOS, G.; RIVERA, E. Agricultural labor demand in Chile: a cointegration approach. **Chilean Journal of Agricultural Research**, Chillán, v. 68, n. 4, p. 391-400, Oct/Dec 2008.

SANTANA, A. C. de. **Métodos quantitativos em economia**: elementos e aplicações. Belém: UFRA, 2003.

SILVA, L. A. C. da. **A função de produção da agropecuária brasileira**: diferenças regionais e evolução no período 1975-1985. 1996. 157f. Tese (Doutorado em Ciências) — Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1996.

SOARES, N. S.; SILVA, M. L. da; LIMA, J. E. de. A função de produção da indústria brasileira de celulose, em 2004. **Revista Árvore**, Viçosa, MG, v. 31, n. 3, p. 495-502, 2007.

SOLOW, R. M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. **The quarterly journal of economics**, Cambridge, MA, v. 70, n. 1, p. 65-94, 1956.

VARIAN, H. R. **Microeconomia**: princípios básicos. Rio de Janeiro: Elsevier Brasil, 2006.

WHITE, H.A heteroskedasticity-consistent covariance matrix and a direct test for heteroscedasticity. **Econometrica**, New York, v. 48, n. 4, p. 817-838, 1980.