



ISSN 2175-6295 Rio de Janeiro- Brasil, 12 e 13 de agosto de 2010

EFICIÊNCIA TÉCNICA NA AGRICULTURA BRASILEIRA: UMA ABORDAGEM VIA FRONTEIRA ESTOCÁSTICA

Geraldo da Silva e Souza

Eliane Gonçalves Gomes

Rosaura Gazzola

Embrapa Sede – SGE

Parque Estação Biológica, Av. W3 Norte final, 70770-901, Brasília, DF
{gerald.souza; eliane.gomes; rosaura.gazzola}@embrapa.br

Alcido Elenor Wander

Embrapa Arroz e Feijão

Caixa Postal 179, 75375-000 Santo Antônio de Goiás, GO
awander@cnpaf.embrapa.br.

Resumo

Neste estudo foi avaliada a eficiência técnica de produção agrícola de 27 estados brasileiros. Foram usados dados dos censos agropecuários de 1995/96 e de 2006. Utilizou-se um modelo de fronteira estocástica normal – meia normal, que inclui efeitos técnicos. O modelo ajustou-se bem aos dados, com coeficiente de correlação de Pearson de 97% entre valores preditos e observados. O estado de Santa Catarina tem a maior eficiência técnica em ambos os censos, e Tocantins a mais baixa. As elasticidades dos insumos foram de, aproximadamente, 48% para trabalho, 6% para área, 20% para capital e 16% para outros insumos. A elasticidade da área não é estatisticamente significativa. O efeito técnico de interesse principal foi o investimento em pesquisa agropecuária, medido pelo número de pesquisadores contratados por órgãos de pesquisa e extensão em cada estado. Os estados com as maiores elasticidades médias de investimento e onde os investimentos em pesquisa têm, *ceteris paribus*, maior efeito sobre a produção são Tocantins e Distrito Federal com 14%, Maranhão e Ceará com 11%, e Alagoas, Amapá, Amazonas, Roraima e Rondônia com 8%. Estes valores são apenas marginalmente significantes.

Palavras chaves: Eficiência técnica, Fronteira estocástica, Elasticidades, Agricultura.

Abstract

In this study we assess the technical efficiency of agricultural production for 27 Brazilian states using data from the agricultural censuses of 1995/96 and 2006. We modeled the production via a half-normal stochastic frontier model including technical effects. The model fits the data well, with a Pearson correlation coefficient of 97% between predicted and observed values. The state of Santa Catarina has the highest technical efficiency in both censuses, and Tocantins the lowest. Input elasticities are about 48% for labor, 6% for area, 20% for capital and 16% for other inputs. The area elasticity is not statistically significant. The technical effect of main interest is investment in agricultural research, measured by the number of researchers hired by extension and research stations in each state. The states with highest average elasticities and where investment in research are likely to affect more the

production, *ceteris paribus*, are Tocantins and Distrito Federal with 14%, Maranhão and Ceará with 11%, and Alagoas, Amapá, Amazonas, Roraima and Rondônia with 8%. These figures are only marginally statistically significant.

Keywords: Technical efficiency, Stochastic frontier production, Elasticity, Agriculture.

1. INTRODUÇÃO

Na economia brasileira, o agronegócio representou em 2008, 25% do PIB nacional, 36% das exportações e gerou 37% dos empregos.

Os estados das regiões Sul e Sudeste do Brasil e, mais recentemente, o Centro-oeste são mais intensivos em tecnologia agropecuária, especificamente quanto ao uso de variedades melhoradas, fertilizantes, irrigação, mecanização e insumos químicos. A agricultura brasileira difere regionalmente, devido à diversidade de condições ambientais em áreas geográficas específicas dentro do país. Por exemplo, atividades agrícolas típicas no Sul relacionam-se às culturas de soja e milho e às atividades de pecuária (aves e suínos). Na região Norte, no entanto, encontram-se atividades extrativista (borracha, madeira, castanha do Brasil).

Visto que há variação regional relativa ao modo como a agropecuária está organizada no país, parece plausível esperar que os desempenhos (eficiência técnica) sejam diferentes de estado para estado. Medir a eficiência de produção, porém, é uma tarefa delicada. Como afirmado em Battese e Broca (1997) para o caso do trigo no Paquistão, os dados para avaliar a agricultura e a pecuária podem ou não estar disponíveis ou não serem satisfatórios. Alguns modelos de análise de eficiência podem exigir que as variáveis sejam medidas como fluxos econômicos e que apresentem uma estrutura de preços. Os dados de produção aqui usados são oriundos dos censos agropecuários de 1995/1996 e de 2006.

Na análise econométrica levada a efeito, utilizou-se um modelo de fronteira estocástica para calcular a eficiência técnica dos 27 estados brasileiros quanto à produção agropecuária.

A literatura sobre eficiência técnica é rica em estudos que usam modelos de fronteira estocástica para avaliar a eficiência de atividades agrícolas considerando níveis de agregação regionais. Relativamente a este assunto, podem-se citar os trabalhos de Hofler e Payne (1995), Bhattacharayya e Parker (1999), Kaneko et al. (2004), Chen e Song (2008) e Onishi et al. (2008), por exemplo. A contribuição deste artigo para a literatura é original com respeito ao uso de um modelo de fronteira estocástica heteroscedástico, para avaliar a produção agropecuária de cada estado brasileiro e investigar o efeito na produção do investimento em pesquisa agropecuária.

O artigo procede como segue. Na Seção 2 é descrito o modelo de produção e suas variáveis. Na Seção 3 encontram-se os resultados estatísticos. Finalmente, na Seção 4 estão as conclusões deste trabalho, seguidas das referências bibliográficas usadas.

2. MATERIAL E MÉTODO

2.1. Análise de Fronteira Estocástica

Na literatura estão disponíveis duas abordagens principais para análise de eficiência: a fronteira de eficiência estocástica e a fronteira determinística. No contexto de fronteiras de produção determinísticas, a Análise de Envoltória de Dados (DEA) é sem dúvida a técnica mais usada. A abordagem DEA é definida por problemas de programação linear e funciona bem quando os desvios em relação à produção ótima são somente devidos a ineficiências técnicas. Por outro lado, os modelos de fronteira estocástica permitem que, tanto erros aleatórios, quanto erros de eficiência, afetem a variável resposta (nível de produção ótimo).

Os modelos estatísticos típicos para os quais DEA é o modelo de eficiência a ser usado, não assumem a presença de erros aleatórios que afetem a fronteira. Os efeitos de variáveis contextuais, se existirem, serão estudados em uma regressão de segundo estágio, tendo essas variáveis como independentes e as eficiências computadas no primeiro estágio como variáveis dependentes. Esta é proposição de Simar e Wilson (2007), Souza e Staub (2007) e Banker e Natarajan (2008). No entanto, conforme afirmam Simar e Wilson (2007), as hipóteses estatísticas exigidas para validar este procedimento são restritivas. Aqui será seguida a abordagem de fronteira estocástica.

Tipicamente, com uma única variável de produção, especifica-se a função custo paramétrica em forma logarítmica, $C(\ln p, \ln y, \theta)$, dependente do *log* dos preços dos *inputs*, $\ln p$, e do *log* do nível do produto, $\ln y$, e postula-se o modelo (1). Nesta formulação, C_{it} são observações de custo para um painel de N firmas i e T períodos de tempo t .

$$\ln C_{it} = C(\ln p_{it}, \ln y_{it}, \theta) + v_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (1)$$

Para uma função de produção, especifica-se o modelo (2) para o *log* dos *inputs* $\ln x$.

$$\ln y_{it} = f(\ln x_{it}, \theta) + v_{it} - u_{it} \quad (2)$$

Nestas formulações, θ é um parâmetro desconhecido, $C(\cdot)$ e $f(\cdot)$ têm formas funcionais conhecidas, e os componentes estocásticos v_{it} e u_{it} representam erros aleatórios e de ineficiência custo ou técnica (conforme a formulação do problema), respectivamente.

Famílias *log* paramétricas típicas para o estudo de fronteiras estocásticas são providas pelas formas Translog e Cobb-Douglas (Coelli et al., 2005), CES (Galant, 1982) e Forma Flexível de Fourier (Galant, 1982). Esta última dota a análise de propriedades não paramétricas em relação à forma das funções $C(\cdot)$ e $f(\cdot)$, mas é mais difícil impor condições de regularidade, como curvatura.

Os erros aleatórios são não-correlacionados no tempo e no painel, e normalmente distribuídos com média zero e variância $\sigma_v^2 > 0$. Três famílias de distribuição de probabilidade são geralmente usadas para modelar a distribuição dos erros de ineficiência: meia normal, normal truncada e exponencial (Kumbhakar e Lovell, 2000; Coelli et al., 2005). Todas as três permitem estudar o efeito de variáveis contextuais que afetam a variância ou a média das distribuições envolvidas.

Para uma distribuição normal truncada pode-se postular $u_{it} = z_{it}\delta + w_{it}$, onde z_{it} é um vetor de variáveis específicas de ineficiência (covariáveis, efeitos técnicos), δ é um vetor de coeficientes desconhecidos das variáveis de ineficiência específicas das firmas, e w_{it} é o truncamento em $-z_{it}\delta$ da distribuição normal de média zero e variância σ_u^2 . A variância σ_v^2 pode igualmente depender de variáveis contextuais. Com σ_v^2 constante, se os erros de ineficiência são distribuídos como uma distribuição meia normal ou exponencial, efeitos técnicos podem ser introduzidos assumindo-se $\sigma_u^2 = \exp\{z_{it}\delta\}$.

Para quaisquer das três distribuições de ineficiência, a média e a variância das distribuições serão funções monótonas do constructo linear $z_{it}\delta$.

Aqui foi usada a abordagem de função de produção e a representação Cobb-Douglas (3), que conduz a (4), onde $\alpha_t = \ln \theta_0^t = \alpha_0 + \alpha_1 dtime_t$.

$$y_{it} = \theta_0^t x_{1it}^{\theta_1} x_{2it}^{\theta_2} x_{3it}^{\theta_3} x_{4it}^{\theta_4} \exp(v_{it}) \exp(-u_{it}) \quad (3)$$

$$\ln y_{it} = \alpha_t + \theta_1 \ln x_{1it} + \theta_2 \ln x_{2it} + \theta_3 \ln x_{3it} + \theta_4 \ln x_{4it} + v_{it} - u_{it} \quad (4)$$

A produção é medida como valor total da produção agrícola (y) e os insumos são trabalho (x_1), capital (x_2), terra (x_3) e outros insumos (x_4 , custos correntes como fertilizantes, sementes, agrotóxicos, sal mineral, vacinas, medicamentos etc.). Todos os *inputs* representam fluxos de valores, medidos como em Binswanger (1974) e Santos (1987). A variável *dtime* é uma variável binária, que reflete um efeito tecnológico temporal entre os censos. Todos os fluxos são medidos a preços constantes (Reais de 2006). A variável contextual considerada na análise é o número de pesquisadores (w) contratados por órgãos de extensão e de pesquisa agropecuária em cada estado, como uma *proxy* para investimentos feitos em pesquisa agropecuária.

O modelo proposto é normal – meia normal, onde u_{it} é o truncamento positivo de $N(0, \sigma_{it}^2)$, $\sigma_{it}^2 = \exp\{\delta_0 + \delta_1 dtime_{it} + \delta_2 \ln(w_{it} + 1)\} / (1 - 2/\pi)$. A média desta distribuição é $\sigma_{it} \sqrt{2/\pi}$ e a variância $\sigma_{it}^2 (1 - 2/\pi)$.

A elasticidade de produção do estado i no censo t com respeito a investimentos em pesquisa é então determinada por $elast_{it} = \delta_2 \exp\{(\delta_0 + \delta_1 dtime_{it} + \delta_2 \ln(w_{it} + 1)) / 2\} / \sqrt{2\pi - 4}$.

Seja r o vetor dos *logs* dos *inputs*, q o *log* da produção, θ o vetor de parâmetros da função de produção, e $\varepsilon_{it} = q_{it} - r_{it} \theta$. Definem-se as quantidades $\mu_{*it} = (-\varepsilon_{it} \sigma_{u_{it}}^2) / \sigma_{S_{it}}^2$, $\sigma_{S_{it}}^2 = \sigma_{u_{it}}^2 + \sigma_v^2$, $\sigma_{*it} = \sigma_{u_{it}} \sigma_v / \sigma_{S_{it}}$. A medida de eficiência técnica produto-orientada (Coelli et al., 2005) para o estado i no período t é calculada usando-se a expressão (5), onde $\Phi(\cdot)$ é a função de distribuição da normal padrão.

$$E[\exp(-u_{it}) | \varepsilon_{it}] = \left\{ [1 - \Phi(\sigma_{*it} - \mu_{*it} / \sigma_{*it})] / \Phi(\mu_{*it} / \sigma_{*it}) \right\} \exp(-\mu_{*it} + 0.5 \sigma_{*it}^2) \quad (5)$$

Os parâmetros são estimados por máxima verossimilhança. A função *log* e verossimilhança de interesse é definida por (6).

$$\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \left\{ \frac{1}{2} \ln \left(\frac{2}{\pi} \right) - \ln(\sigma_{S_{it}}) + \ln \Phi \left(-\frac{\varepsilon_{it} \sigma_{u_{it}}}{\sigma_v \sigma_{S_{it}}} \right) - \frac{\varepsilon_{it}^2}{2\sigma_{S_{it}}^2} \right\} \quad (6)$$

2.2. Dados

A variável resposta do modelo de produção é o valor da produção agropecuária. As variáveis de *input* são terra, trabalho, capital e custos correntes (fertilizantes e outros insumos), de modo semelhante ao proposto nos modelos de Binswanger (1974) e Santos (1987).

Foram usados dados do valor da produção agrícola e da pecuária para os 27 estados brasileiros nos anos 1995/96 e 2006. Os dois anos correspondem aos dois últimos censos agropecuários no Brasil. A fonte é Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (2008). Os fluxos dos *inputs* são definidos como segue, e foram calculados como em Santos (1987). Terra é área plantada multiplicada pelo preço de aluguel da terra. Trabalho é o fluxo de salários pagos à mão-de-obra empregada no setor agropecuário. Capital é o fluxo anual dos serviços de maquinaria, calculado usando-se a fórmula de Yotopolous (1967), descrita detalhadamente em Santos (1987). Esta considera uma taxa de desconto, o valor de mercado das máquinas agrícolas e uma expectativa de vida útil de 10 anos. O gasto com outros insumos considera o fluxo anual de fertilizantes e de vários outros fatores. Inclui despesas com culturas permanentes, culturas anuais e com pecuária. Estas despesas incluem custos de

sementes, fertilizantes, agrotóxicos, manutenção de pastos, vacinas, sal mineral, medicamentos, edificações etc.

As Tabelas 1 e 2 mostram os dados de produção usados neste artigo. A Tabela 1 refere-se ao censo de 1995/1996. A Tabela 2 traz os dados do censo de 2006.

Tabela 1. Dados de produção - 1995/1996.

Estado	Região *	Terra **	Trabalho **	Outros insumos **	Capital **	Valor da produção **	Investimento em pesquisa ***
Acre	N	63,60	15,65	53,49	2,58	276,10	23
Alagoas	NE	388,33	254,14	568,68	10,75	1.686,14	42
Amapá	N	33,19	21,06	62,16	7,13	177,38	19
Amazonas	N	126,92	28,95	1.820,55	4,71	943,93	61
Bahia	NE	4.559,46	795,83	470,59	54,53	5.414,45	90
Ceará	NE	680,29	262,72	750,18	19,08	2.367,38	61
Distrito Federal	CO	32,09	39,82	181,67	7,11	348,59	0
Espírito Santo	SE	1.255,77	345,20	929,19	23,24	2.788,05	66
Goiás	CO	3.435,60	713,79	3.030,90	99,01	6.652,28	55
Maranhão	NE	839,31	141,07	407,53	14,98	1.798,16	49
Mato Grosso	CO	3.887,64	566,20	3.021,26	99,08	5.112,10	39
Mato Grosso do Sul	CO	3.630,81	572,05	2.659,47	86,29	5.619,41	43
Minas Gerais	SE	5.593,13	2.437,77	7.176,00	228,38	16.507,00	157
Pará	N	1.165,73	229,71	768,14	17,39	2.644,36	135
Paraíba	NE	465,31	157,91	314,40	4,96	1.206,26	69
Paraná	S	3.696,63	1.018,03	6.337,33	287,30	14.327,53	165
Pernambuco	NE	795,20	517,33	1.039,50	21,69	3.166,63	130
Piauí	NE	447,41	93,16	256,74	15,95	881,51	54
Rio de Janeiro	SE	855,65	225,01	621,87	11,31	1.623,74	74
Rio Grande do Norte	NE	467,80	158,65	5.651,12	7,47	916,72	48
Rio Grande do Sul	S	2.018,15	822,72	1.642,03	311,55	15.890,98	106
Rondônia	N	610,95	64,13	306,72	8,44	860,78	25
Roraima	N	211,30	16,68	59,02	2,92	159,90	22
Santa Catarina	S	1.151,20	419,74	4.406,69	128,09	8.423,30	172
São Paulo	SE	3.927,01	3.878,86	11.298,62	340,72	21.666,58	659
Sergipe	NE	523,10	89,67	209,37	5,16	704,48	41
Tocantins	N	1.088,05	124,75	415,38	14,90	917,84	0

* CO=Centro-oeste; N=Norte; NE=Nordeste; S=Sul; SE=Sudeste

** 10⁶ Real (BRL)

*** Número de pesquisadores (média)

Tabela 2. Dados de produção - 2006.

Estado	Região *	Terra **	Trabalho **	Outros insumos **	Capital **	Valor da produção **	Investimento em pesquisa ***
Acre	N	140,71	24,77	86,45	6,12	347,88	33
Alagoas	NE	429,69	399,69	940,61	21,58	3.273,16	14
Amapá	N	46,14	6,21	12,79	1,57	100,23	19
Amazonas	N	377,49	63,43	133,23	5,38	650,51	56
Bahia	NE	3.880,29	1.399,41	5.078,57	255,22	8.415,20	48
Ceará	NE	642,92	289,35	692,13	18,26	3.848,24	0
Distrito Federal	CO	36,70	69,60	193,26	10,40	432,83	0
Espírito Santo	SE	723,98	460,14	869,71	57,70	2.343,28	48
Goiás	CO	3.615,34	1.007,67	4.482,90	193,32	6.242,25	66
Maranhão	NE	1.364,82	373,94	838,82	51,20	3.121,51	0
Mato Grosso	CO	4.058,95	1.400,25	10.328,38	271,95	9.601,89	33
Mato Grosso do Sul	CO	3.769,70	1.012,60	3.945,34	227,29	3.563,16	64
Minas Gerais	SE	3.980,62	3.665,15	10.933,75	471,51	18.839,27	145
Pará	N	1.729,31	551,15	968,04	186,82	3.335,58	122
Paraíba	NE	387,39	117,04	454,10	11,20	1.422,05	80
Paraná	S	3.445,89	1.680,07	7.861,63	473,67	15.897,87	113
Pernambuco	NE	1.214,47	447,82	1.753,68	20,63	4.819,19	92
Piauí	NE	866,58	115,61	560,36	120,29	1.327,90	56
Rio de Janeiro	SE	501,23	265,17	414,88	19,02	1.247,88	63
Rio Grande do Norte	NE	409,92	178,11	382,97	13,01	1.121,00	55
Rio Grande do Sul	S	2.543,38	1.347,27	8.676,14	584,74	16.693,60	109
Rondônia	N	511,53	103,62	553,33	38,28	850,75	26
Roraima	N	111,23	12,40	45,63	3,14	98,92	26
Santa Catarina	S	1.028,09	598,09	3.133,60	320,92	8.873,64	139
São Paulo	SE	4.195,52	5.773,99	13.212,45	756,12	25.523,37	860
Sergipe	NE	328,65	272,29	800,63	10,43	1.065,22	63
Tocantins	N	744,00	216,64	936,51	56,09	764,96	0

* CO=Centro-oeste; N=Norte; NE=Nordeste; S=Sul; SE=Sudeste

** 106 Real (BRL)

*** Número de pesquisadores (média)

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

A Tabela 3 mostra os resultados estatísticos da estimativa de máxima verossimilhança do modelo de fronteira de estocástica. Foi usado o software Stata 10.1 (Stata, 2007).

Tabela 3. Estimativas de máxima verossimilhança.

	Coefficiente	Desvio padrão	z	P> z 	[95% Intervalo de confiança]	
y						
Trabalho	0,4824	0,1036	4,66	0,000	0,2794	0,6854
Terra	0,0586	0,0873	0,67	0,501	-0,1124	0,2297
Capital	0,2049	0,0679	3,02	0,003	0,0718	0,3380
Outros insumos	0,1552	0,0697	2,23	0,026	0,0185	0,2918
<i>dtime</i>	-0,1044	0,1799	-0,58	0,562	-0,4569	0,2482
Constante	3,8426	0,6932	5,54	0,000	2,4841	5,2012
Insig2v						
Constante	-2,601	0,4774	-5,45	0,000	-3,5362	-1,6649
Insig2u						
Pesquisa	-0,3483	0,2285	-1,52	0,128	-0,7962	0,0997
<i>dtime</i>	1,097	1,564	0,70	0,483	-1,9684	4,1623
Constante	-1,667	1,779	-0,94	0,349	-5,1533	1,8190
sigma_v	0,2725	0,0650	-	-	0,1707	0,4350

A correlação de Pearson entre valores observados e preditos é de aproximadamente 97%, o que indica um bom ajuste para o modelo de fronteira.

A produção é altamente responsiva a aumentos nas variáveis trabalho, capital e outros insumos, mas não para área. Não há nenhuma evidência de um efeito tecnológico significativo no período 1995/1996-2006.

O teste de chi-quadrado rejeita a hipótese de retornos constantes de escala, com um *p*-valor de 0,017. A tecnologia mostra retornos decrescentes à escala.

A elasticidade do investimento médio em pesquisa agropecuária para todos os estados e anos é de 0,0751, com desvio padrão de 0,0047. Na Tabela 3 verifica-se que a *proxy* para investimentos em pesquisa é marginalmente significativa. O estado menos beneficiado para cada real adicional gasto em pesquisa é São Paulo, com uma elasticidade média de 4,4%. O mais beneficiado é o estado de Tocantins, com elasticidade média de 13,7%. Em geral, estados altamente eficientes apresentam menores elasticidades para investimento em pesquisa. O efeito global da elasticidade diminuiu de 9,8% em 1995/1996 para 5,2% em 2006.

As Tabelas 4 e 5 mostram as estatísticas calculadas como função dos parâmetros do modelo. Estas são a eficiência técnica e as elasticidades para o investimento em pesquisa agropecuária.

Na Tabela 4, que mostra as eficiências técnicas médias para cada estado, nota-se que o estado mais eficiente é Santa Catarina (89%), seguido do Rio Grande do Sul (89%), e o menos eficiente é Tocantins (50%). A eficiência técnica global reduziu de aproximadamente 84% em 1995/1996 para 74% em 2006.

Tabela 4. Eficiência técnica.

Estado	Região *	1995/1996	2006	Média	Rank **
Acre	N	0,8786	0,8196	0,8491	9
Alagoas	NE	0,8437	0,8562	0,8500	8
Amapá	N	0,7168	0,8294	0,7731	18
Amazonas	N	0,9080	0,8401	0,8740	5
Bahia	NE	0,8781	0,7239	0,8010	14
Ceará	NE	0,8682	0,9024	0,8853	3
Distrito Federal	CO	0,6938	0,6260	0,6599	26
Espírito Santo	SE	0,8592	0,7012	0,7802	16
Goiás	CO	0,8532	0,7109	0,7821	15
Maranhão	NE	0,8844	0,7850	0,8347	11
Mato Grosso	CO	0,8205	0,7180	0,7692	19
Mato Grosso do Sul	CO	0,8465	0,5073	0,6769	24
Minas Gerais	SE	0,8687	0,7763	0,8225	12
Pará	N	0,8951	0,7121	0,8036	13
Paraíba	NE	0,8706	0,8678	0,8692	6
Paraná	S	0,8974	0,8344	0,8659	7
Pernambuco	NE	0,8647	0,8911	0,8779	4
Piauí	NE	0,8270	0,7071	0,7671	20
Rio de Janeiro	SE	0,8466	0,7078	0,7772	17
Rio Grande do Norte	NE	0,7047	0,7650	0,7348	23
Rio Grande do Sul	S	0,9247	0,8551	0,8899	2
Rondônia	N	0,8533	0,6413	0,7473	21
Roraima	N	0,7457	0,5871	0,6664	25
Santa Catarina	S	0,9122	0,8716	0,8919	1
São Paulo	SE	0,8855	0,8072	0,8463	10
Sergipe	NE	0,8293	0,6638	0,7465	22
Tocantins	N	0,6673	0,3318	0,4996	27

* CO=Centro-oeste; N=Norte; NE=Nordeste; S=Sul; SE=Sudeste

** Ranking com base na coluna “Média”

Tabela 5. Elasticidades - Investimento em pesquisa agropecuária.

Estado	Região *	1995/1996	2006	Média	Rank **
Acre	N	0,0578	0,0937	0,0757	9
Alagoas	NE	0,0520	0,1082	0,0801	6
Amapá	N	0,0594	0,1029	0,0812	5
Amazonas	N	0,0489	0,0858	0,0673	16
Bahia	NE	0,0456	0,0879	0,0668	17
Ceará	NE	0,0489	0,1733	0,1111	4
Distrito Federal	CO	0,1002	0,1733	0,1367	1
Espírito Santo	SE	0,0481	0,0881	0,0681	13
Goiás	CO	0,0497	0,0834	0,0665	18
Maranhão	NE	0,0506	0,1733	0,1120	3
Mato Grosso	CO	0,0526	0,0938	0,0732	10
Mato Grosso do Sul	CO	0,0519	0,0838	0,0679	14
Minas Gerais	SE	0,0415	0,0728	0,0571	25
Pará	N	0,0426	0,0750	0,0588	23
Paraíba	NE	0,0478	0,0806	0,0642	20
Paraná	S	0,0411	0,0759	0,0585	24
Pernambuco	NE	0,0429	0,0787	0,0608	21
Piauí	NE	0,0498	0,0857	0,0677	15
Rio de Janeiro	SE	0,0472	0,0841	0,0656	19
Rio Grande do Norte	NE	0,0508	0,0861	0,0685	11
Rio Grande do Sul	S	0,0444	0,0764	0,0604	22
Rondônia	N	0,0568	0,0978	0,0773	8
Roraima	N	0,0582	0,0979	0,0780	7
Santa Catarina	S	0,0408	0,0733	0,0571	25
São Paulo	SE	0,0323	0,0534	0,0429	27
Sergipe	NE	0,0523	0,0841	0,0682	12
Tocantins	N	0,1002	0,1733	0,1367	1

* CO=Centro-oeste; N=Norte; NE=Nordeste; S=Sul; SE=Sudeste

** Ranking com base na coluna “Média”

A Tabela 6 traz resultados agregados por região. Aparentemente há um decréscimo significativo em eficiência em todas as regiões de 1995/1996 para 2006.

Tabela 6. Eficiência técnica média e elasticidade da pesquisa por região.

Região	Eficiência		Elasticidade	
	1995/96	2006	1995/96	2006
Centro-oeste	0,8035	0,6405	0,1086	0,0636
Norte	0,8093	0,6802	0,1038	0,0605
Nordeste	0,8412	0,7958	0,1064	0,0490
Sul	0,9114	0,8537	0,0752	0,0421
Sudeste	0,8650	0,7481	0,0746	0,0423

4. RESUMO E CONCLUSÕES

Neste artigo ajustou-se um modelo de fronteira estocástica normal – meia normal com efeitos técnicos, para dados estaduais de produção agropecuária no Brasil. Foram considerados na análise os dois últimos censos agropecuários: 1995/96 e 2006. O ajuste foi razoável, medido por uma correlação de cerca de 97% entre valores observados e preditos.

A tecnologia agropecuária brasileira mostrou retornos decrescentes à escala e, aparentemente, há uma diminuição em eficiência neste intervalo de dez anos, de 12% em média. Esta perda em eficiência é notada para todas as regiões.

A região Sul domina, com níveis de eficiência mais elevados para ambos os censos. A inclusão de um efeito técnico para explicar o efeito de investimento em pesquisa agropecuária na produção atual é apenas marginalmente significativa. No geral, o efeito da elasticidade média de investimento em pesquisa na produção reduziu 50% aproximadamente, seguindo a queda da eficiência técnica. A elasticidade média do investimento em pesquisa agropecuária é de 0,0751, com desvio padrão de 0,0047.

Santa Catarina, Rio Grande do Sul e Ceará são os estados mais eficientes, com eficiência técnica orientada a produção, acima de 89%, bem superior aos demais estados. Mato Grosso do Sul, Roraima, Distrito Federal e Tocantins são os estados menos eficientes.

Os resultados empíricos sugerem que a produção agropecuária no Brasil reduziu sua eficiência de produção de 1995/96 para 2006.

REFERÊNCIAS

- BANKER, R.D.; NATARAJAN, R. Evaluating contextual variables affecting productivity using data envelopment analysis. *Operations Research*, v. 56, p. 48-58, 2008.
- BATTESE, G.E.; BROCA, S.S. Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: a comparative study for wheat farmers in Pakistan. *Journal of Productivity Analysis*, v. 8, p. 395-414, 1997.
- BHATTACHARAYYA, A.; PARKER, E. Labor productivity and migration in Chinese agricultures: a stochastic frontier approach. *China Economic Review*, v. 10, p. 59-74, 1999.
- 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, n. 2, p. 377-386, 1974.
- CHEN, Z.; SONG, S. Efficiency and technology gap in China's agriculture: A regional meta-frontier analysis. *China Economic Review*, v. 19, p. 287-296, 2008.
- COELLI, T.J., PRASADA RAO, D.S., O'DONNELL, C.J.; BATTESE, G.E. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Springer, New York, 2005.
- GALLANT, A.R. Unbiased determination of production technologies. *Journal of Econometrics*, v. 20, p. 285-323, 1982.
- HOFER, R.A.; PAYNE, J.E. Regional efficiency differences and development policy of agriculture in the Yugoslav republics: estimates from panel data. *Review of Regional Studies*, v. 25, p.287-300, 1995.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEA). Ipeadata. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 02 Outubro 2008.
- KANEKO, S., TANAKA, K., TOYOTA, T.; MANAGI, S. Water efficiency of agricultural production in China: regional comparison from 1999 to 2002. *International Journal of Agricultural Resources, Governance and Ecology*, v. 3, p. 231-251, 2004.
- KUMBHAKAR, S.; LOVELL, C.A.K. *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press, New York, 2000.
- ONISHI, A., MORISUGI, M., IMURA, H., SHI, F., WATANABE, T.; FUKUSHIMA, Y. Study on the efficiency of agricultural water use in the Yellow River Basin. *Journal of Global Environment Engineering*, v. 13, p.51-67, 2008.
- SANTOS, R.F. dos. *Presença de Vieses de Mudança Técnica na Agricultura Brasileira*, IPE/USP, São Paulo, 1987.
- SIMAR, L.; WILSON, P.W. Estimation and inference in two-stage: semi-parametric models of production processes. *Journal of Econometrics*, v. 136, p. 31-64, 2007.

SOUZA, G.S.; STAUB, R.B. Two-stage inference using data envelopment analysis efficiency measurements in univariate production models. *International Transactions in Operational Research*, v. 14, p. 245-258, 2007.

STATA. STATA v. 10.1, StataCorp LP, College Station, TX, USA, 2007.

YOTOPOULOS, P.A. From stock to flow capital inputs for agricultural production functions, a micro-analytic approach. *Journal of Farm Economics*, v. 49, n. 2, p. 476-491, 1967.