

Um modelo de produção para a agricultura brasileira e a importância da pesquisa da Embrapa¹

Eliseu Alves²
Geraldo da Silva e Souza³
Eliane Gonçalves Gomes⁴
Eduardo Magalhães⁵
Daniela de Paula Rocha⁶

Resumo – Neste trabalho ajusta-se um modelo de fronteira estocástica para a agricultura brasileira com base em uma amostra representativa dos dados primários do censo agropecuário de 2006. O modelo é especificado com a combinação de erros normal-meia normal para as componentes aleatória e de ineficiência. A função de produção do modelo está definida na família Cobb-Douglas e engloba os insumos terra, trabalho e insumos tecnológicos. Para o censo agropecuário de 2006, a elasticidade dos insumos tecnológicos é dominante. Postula-se a presença de efeitos técnicos nas componentes de erro. Esses efeitos incluem diversas classes de renda, regiões, assistência técnica e a percepção sobre a importância da pesquisa da Embrapa na melhoria da renda dos produtores rurais. A presença de assistência técnica e as variáveis não categóricas, como a importância da Embrapa e a probabilidade de renda líquida positiva, influenciam positivamente a componente de eficiência técnica. Esses resultados persistem com a inclusão de observações representativas do censo agropecuário de 1995–1996.

Palavras-chave: eficiência técnica, fronteiras estocásticas, função de produção, pobreza rural, produtividade.

A production model for the Brazilian agriculture and the importance of Embrapa's research

Abstract – This work adjusts a stochastic frontier model for the Brazilian agriculture based on a representative sample of the primary data from the Brazilian agricultural census of 2006. The study

¹ Original recebido em 7/8/2012 e aprovado em 14/8/2012.

² Engenheiro-agrônomo, Ph. D. em Agricultural Economics pela Indiana University-Purdue University Indianapolis (IUPUI), assessor do Presidente da Embrapa. E-mail: eliseu.alves@embrapa.br

³ Economista, Ph.D. em Estatística, pesquisador da Embrapa – SGE. E-mail: geraldo.souza@embrapa.br

⁴ Engenheira química, Doutora em Engenharia da Produção, pesquisadora da Embrapa – SGE. E-mail: eliane.gomes@embrapa.br

⁵ Consultor do IFPRI. Presidente da Datalyze Consulting Corporation, B.Sc. em Economia pela Universidade do Texas, Austin, MPhil in Economia pela Universidade de Glasgow, Escócia. E-mail: emagalhaes@gmail.com

⁶ Pesquisadora do IBRE/FGV, Bacharel em Economia pela Universidade Santa Úrsula, Mestre em Economia Aplicada pela Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz (Esalq/USP). E-mail: daniela.rocha@fgv.br

used the normal half-normal model of combination of errors for the random and inefficiency components. The production function of the model is defined in the Cobb-Douglas family and includes the inputs land, labor, and technological inputs. For the Brazilian agricultural census of 2006, the elasticity of technological inputs prevails. The presence of technical effects in the error components is postulated. These effects include several income classes, regions, technical assistance, and the perception about the importance of Embrapa's research in improving the income of rural producers. The presence of technical assistance and the non-categorical variables, such as the importance of Embrapa and the likelihood of positive net income, positively affect the technical efficiency component. These results remain the same with the inclusion of notes representing the Brazilian agricultural census of 1995–1996.

Keywords: technical efficiency, stochastic frontiers, production function, rural poverty, productivity.

Introdução

O objetivo deste artigo foi a construção de um modelo de produção para a agricultura brasileira utilizando os dados do censo agropecuário. Uma característica inovadora desse modelo foi a inclusão de uma covariável representando o esforço de pesquisa da Embrapa, entre outros fatores como assistência técnica e diferenças regionais.

A abordagem escolhida para a avaliação da produção e, em consequência, do efeito da pesquisa da Embrapa, entre outros, na renda foi a identificação do efeito das tecnologias geradas pela empresa em medidas de eficiência técnica definidas por meio de fronteiras estocásticas (COELLI et al., 2005). A fronteira de produção foi especificada globalmente e por tipos distintos de agricultura – lavoura, pecuária e mista –, sujeitas a efeitos de classes de renda distintas.

O efeito das tecnologias da Embrapa foi quantificado por meio da percepção das Unidades da Embrapa quanto à extensão geográfica da influência de cada tecnologia e de seus impactos na renda de produtores. A consideração de modelos de fronteira de produção estocásticos nesse contexto permitiu estimar modelos de produção para o censo agropecuário de 2006 e fazer comparações com o censo agropecuário de 1995–96. Desse modo, foi possível avaliar também a evolução temporal da importância da pesquisa. O uso de fronteiras estocásticas, no contexto da análise aqui levada a efeito, é original.

O ajuste de observações de produção a modelos de fronteiras de produção, na presença de variáveis contextuais que afetam a componente de ineficiência, demanda forte interação do investigador com o objeto da análise estatística, uma vez que técnicas de otimização, nem sempre convergentes, devem ser utilizadas. Desse modo, optou-se por uma análise tendo por base uma amostra aleatória estratificada (COCHRAN, 1977). As populações dos censos agropecuários de 1995–1996 e de 2006 foram estratificadas por regiões e classes de renda, definidas com base na renda anual dos estabelecimentos agropecuários (ALVES et al., 2001, 2006, 2012). Em cada região, três classes de renda anual foram consideradas com base em rendimentos mensais em unidades de salário mínimo: (0, 2], (2, 10] e (10, 200]. Um grupo adicional, definido pela população de estabelecimentos com renda superior a 200 salários mínimos de média mensal, foi também incluído na amostra.

Na seção seguinte, apresenta-se o modelo amostral utilizado. Na seção “Fronteiras de produção”, discutem-se a abordagem de fronteira estocástica e os modelos econométricos utilizados na análise. A seção “O efeito Embrapa” discute sobre a construção da variável percepção do efeito Embrapa. A seção “Resultados estatísticos”, que se inicia com uma motivação sobre a especificação utilizada para a fronteira de produção, apresenta os resultados estatísticos obtidos, e na seção “Considerações finais” apresentam-se resumo dos resultados obtidos e as conclusões finais.

Plano amostral

Tomou-se uma amostra aleatória estratificada da população de 4.614.030 estabelecimentos rurais no censo agropecuário de 2006 e de 4.722.101 estabelecimentos no censo agropecuário de 1995–1996. A amostra foi obtida admitindo-se alocação proporcional (COCHRAN, 1977) e compreendeu 258.684 estabelecimentos para o censo de 2006 e 284.923 estabelecimentos para o censo de 1995–1996. A escolha da alocação proporcional força representatividade de todas as classes de renda na amostra. O critério levou em conta um nível de precisão de R\$ 50,00 na estimativa da renda média bruta no censo de 1995–1996, e de R\$ 150,00 no censo de 2006, com probabilidade de 95%. O salário mínimo utilizado foi de R\$ 300,00 para 2006 e de R\$ 100,00 para 1995–1996.

As classes de renda consideradas em cada região (no = norte; ne = nordeste; se = sudeste; sul = sul; e ce = Centro-Oeste), com base na renda bruta anual em 2006, foram: A – renda bruta anual no intervalo (0, 7.200,00]; B – renda bruta anual no intervalo (7.200,00; 36.000,00]; C – (36.000,00; 720.000,00]. Um terceiro grupo foi considerado com renda bruta superior a R\$ 720.000,00 e observado populacionalmente (sem amostragem). As classes correspondentes para 1995–1996 são exatamente as que se obtêm dividindo-se os limites acima por três.

A Tabela 1 mostra a alocação das amostras para os censos de 2006 e 1995–1996.

O interesse principal deste estudo, associado ao programa amostral, está relacionado ao ajuste de fronteiras de produção estocásticas para os estabelecimentos rurais, levando em conta regiões e classes de renda. A consideração da classe de renda superior a 200 salários mínimos mensais eleva o total de estabelecimentos investigados nos censos. Essa população é de particular interesse para o censo de 2006, no qual se observam 27.434 estabelecimentos nessa categoria.

O ajuste de fronteiras de produção depende da existência de observações válidas de ren-

da bruta, efeitos técnicos e utilização de insumos (terra, mão de obra e outros). Estabelecimentos com informações inexistentes dos efeitos técnicos de interesse ou com valores nulos com gastos de insumos ou renda foram eliminados da análise.

A comparação entre os censos agropecuários de 1995–1996 e 2006 demanda, adicionalmente, compatibilidade entre as variáveis observadas em cada um dos censos. Nesse contexto, as amostras efetivamente utilizadas em nosso exercício estatístico foram reduzidas para 74.149 estabelecimentos para o ajuste econômico correspondente ao censo agropecuário de 2006 e para 89.626 na base comparativa dos dois censos.

Uma classificação adicional por tipo ou dominância de agricultura foi considerada e tratada como um domínio de estudo no programa amostral (COCHRAN, 1977). A dominância foi definida como de lavoura, pastagem ou mista com base na utilização da área do estabelecimento, como segue:

1. Área de lavoura/área total $> 0,5$ – lavoura.
2. Área de pastagem/área total $> 0,5$ – pastagem.
3. Ambas menores ou iguais a $0,5$ – mista.

Fronteiras de produção

Referências básicas para a discussão nesta seção são: Khumbhakar e Lovell (2000), Coelli et al. (2005), Greene (2011) e Stata (2011). Os modelos de fronteira de produção apareceram primeiramente na literatura no artigo de Aigner et al. (1977).

As ideias básicas envolvidas na análise econométrica de fronteiras de produção estocásticas passam inicialmente pela especificação de uma função de produção real $f(x, z, \theta)$ dependente do vetor de insumos x de dimensão k , do vetor de efeitos contextuais z de dimensão g ,

Tabela 1. Alocação da amostra – censos agropecuários de 2006 e de 1995–1996.

Estrato	2006			1995–1996		
	População	Peso	Alocação	População	Peso	Alocação
A/no	271.417	0,05882	15.217	190.205	0,04028	11.477
B/no	105.082	0,02277	5.891	213.051	0,04512	12.855
C/no	35.340	0,00766	1.981	35.553	0,00753	2.145
A/ne	1.905.803	0,41305	106.848	1.818.626	0,38513	109.733
B/ne	236.400	0,05124	13.254	387.212	0,08200	23.364
C/ne	81.424	0,01765	4.565	73.067	0,01547	4.409
A/se	426.899	0,09252	23.934	277.838	0,05884	16.764
B/se	230.379	0,04993	12.916	311.635	0,06599	18.803
C/se	131.985	0,02861	7.400	208.638	0,04418	12.589
A/sul	392.730	0,08512	22.018	249.812	0,05290	15.073
B/sul	362.070	0,07847	20.299	488.711	0,10349	29.488
C/sul	177.182	0,03840	9.934	240.002	0,05083	14.481
A/ce	128.956	0,02795	7.230	68.955	0,01460	4.161
B/ce	78.107	0,01693	4.379	96.206	0,02037	5.805
C/ce	50.256	0,01089	2.818	62.590	0,01325	3.777
Total	4.614.030	1,00000	258.684	4.722.101	1,00000	284.924

e de um vetor paramétrico de dimensão finita θ . Sem erros aleatórios e ineficiência, o máximo de produção y_j que pode ser obtido pelo estabelecimento j com o uso de x_j , na presença das covariáveis z_j , é dado por $y_j = f(x_j, z_j, \theta)$.

A possibilidade de ineficiência no processo de produção pressupõe a existência de uma componente estocástica $\eta_j \in (0,1)$ tal que a produção na realidade seja dada por $y_j = f(x_j, z_j, \theta) \eta_j$. Se η_j se aproxima de 1, isso significa que no estabelecimento sua produção é próxima do ótimo definido pela função de produção $f(x, z, \theta)$. Quando $\eta_j < 1$, o estabelecimento não está produzindo o máximo possível em face da tecnologia disponível para o conjunto de produtores e incorporada na função de produção $f(x, z, \theta)$.

Tipicamente as observações de produção também estão sujeitas a variações aleatórias re-

sultantes de efeitos de per si desprezáveis, mas que apresentam deslocamentos na produção. Desse modo, é comum postular também a presença de choques estocásticos na função de produção e presumir a existência de variáveis aleatórias reais v_j , tais que $y_j = f(x_j, z_j, \theta) \eta_j \exp(v_j)$.

A especificação acima é equivalente ao modelo estatístico $\ln y_j = \ln f(x_j, z_j, \theta) + v_j - u_j$, em que u_j é uma variável aleatória não negativa representando a componente de ineficiência do modelo, i.e., $u_j = -\ln(\eta_j)$.

Uma função de produção de uso corrente em Teoria de Produção é dada pela especificação Cobb-Douglas:

$$f(x, z, \theta) = C \prod_{v=1}^k x_v^{\beta_v} \exp(z'w)$$

Nessa representação, $\theta = (\beta, w)$, sendo $\beta_v > 0$ a elasticidade do insumo x_v . Portanto, tipicamente, tomando logs, obtém-se a representação

$$\ln(y_j) = \ln(C) + \sum_{v=1}^k \beta_v \ln(x_{vj}) + \sum_{l=1}^g w_l z_{lj} + v_j - u_j$$

Especificações estocásticas distintas para as componentes de erro levam a modelos de fronteira alternativos. Tipicamente assume-se que os v_j são distribuídos independentemente da componente de ineficiência u_j . Representam uma amostra aleatória da distribuição normal com média zero e variância σ^2 . Para u_j assumem-se observações independentes, provenientes da distribuição exponencial com variância σ_u^2 , da distribuição meia normal, do truncamento positivo da normal com média zero e variância σ_u^2 , ou da distribuição normal truncada resultante do truncamento positivo da distribuição normal com média μ e variância δ^2 . Ineficiências esperadas são dadas por σ_u^2 para a distribuição exponencial, $\sqrt{2/\pi} \sigma_u$ para a distribuição meia normal, e $\mu + \phi\lambda$ com $\lambda = \phi(\mu/\delta)/\Phi(\mu/\delta)$ para a distribuição normal truncada, em que $\phi(\cdot)$ e $\Phi(\cdot)$ são as funções densidade de probabilidades e de distribuição de probabilidades da normal padrão.

O vetor de parâmetros θ do modelo é estimado para n observações ou estabelecimentos pelo método de máxima verossimilhança. O processo de inferência estatística é válido assintoticamente. As seguintes funções são otimizadas na obtenção da estimativa $\hat{\theta}$ do vetor θ (STATA, 2011).

Modelo normal-exponencial:

$$L(\theta^*) = \sum_{j=1}^n \left\{ -\ln \sigma_u + \frac{\sigma_u^2}{2\sigma_u^2} + \ln \left(\frac{-\varepsilon_j - \frac{\sigma_u^2}{\sigma}}{\sigma} \right) + \frac{\varepsilon_j}{\sigma} \right\}$$

Modelo normal-meia-normal:

$$L(\theta^*) = \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \ln \left(\frac{2}{\pi} \right) - \ln(\sigma_s) + \ln \left(-\frac{\rho \varepsilon_j}{\sigma_s} \right) - \frac{\varepsilon_j^2}{2\sigma_s^2} \right\}$$

Modelo normal-normal truncada:

$$L(\theta^*) = \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \ln(2\pi) - \ln(\sigma_s) - \ln \Phi \left(\frac{\mu}{\sigma_s \sqrt{\gamma}} \right) + \ln \Phi \left(\frac{(1-\gamma)\mu - \gamma \varepsilon_j}{\sigma_s \sqrt{\gamma(1-\gamma)}} \right) \right\} - \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \left(\frac{\varepsilon_j + \mu}{\sigma_s} \right)^2 \right\} - \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{2} \left(\frac{\varepsilon_j + \mu}{\sigma_s} \right) \right\}$$

Nas expressões acima, $\varepsilon_j = v_j - u_j$ representa a diferença $\ln y_j - \ln f(x_j, z_j, \theta)$ entre a variável resposta e a parte determinística do modelo, $\sigma_s^2 = \sigma^2 + \sigma_u^2$, $\rho = \sigma_u/\sigma$ e $\gamma = \sigma_u^2/\sigma_s^2$. O parâmetro θ^* inclui θ e a parametrização adicional usada na componente de ineficiência.

Efeitos associados a variáveis contextuais que afetam a eficiência técnica são modelados por meio dos parâmetros envolvidos nas especificações das distribuições associadas à ineficiência. Nos casos exponencial e meia normal, postula-se que $\sigma_u^2 = \exp(m'b)$, em que m é um vetor de covariáveis, e b , o vetor de efeitos correspondentes. Para a distribuição normal truncada, postula-se $\mu = (m'b)$. O valor esperado da ineficiência, em qualquer caso, é uma função monótona do construto linear $m'b$. Heterocedasticidade na componente v é obtida impondo um tipo análogo de especificação para σ^2 . Tal opção é tipicamente utilizada nas especificações exponencial e meia normal e não está disponível em Stata (2011) para a normal truncada.

Nas aplicações deste estudo, o modelo de escolha (os demais não convergiram) foi o definido pela especificação normal-meia normal, com a consideração de variáveis contextuais nas duas componentes de erro e na função de produção. Nesse contexto, a medida de eficiência técnica te_j é estimada por (STATA, 2011):

$$te_j = \left(\frac{1 - \Phi(\sigma_s - \mu_{*j}/\sigma_s)}{1 - \Phi(-\mu_{*j}/\sigma_s)} \right) \exp \left(-\mu_{*j} + \frac{1}{2} \sigma_s^2 \right)$$

em que $\mu_{*j} = -\varepsilon_j \frac{\sigma_u^2}{\sigma_s^2}$, $\sigma_s = \frac{\sigma_u \sigma}{\sigma_s}$

O efeito Embrapa

O levantamento de dados relativo à influência da pesquisa da Embrapa na melhoria da renda dos produtores rurais teve caráter subjetivo e representa uma proxy da percepção dos centros de pesquisa da Embrapa sobre a área de influência das tecnologias geradas em cada Unidade. Solicitou-se de cada Unidade de pesquisa breve descrição das melhorias introduzidas nos sistemas de produção e que justificam impactos (melhorias) na renda dos produtores, segundo a percepção da Unidade, levando-se em conta, notadamente, a época do censo agropecuário.

Nesse contexto, foi proposta a cada centro sua colaboração focada nas regiões mais próximas e tendo como referência aqueles produtos associados com sua missão de pesquisa. A importância de cada tecnologia na melhoria da renda foi classificada como baixa, média ou alta, e foi transformada para a escala 1-3. Valores médios foram determinados para cada mesorregião brasileira, seguindo uma classificação do IBGE. As médias referem-se às respostas de 13 centros de pesquisa e 54 tecnologias, não necessariamente presentes em todas as mesorregiões. Os dados do escore de importância constantes das Tabelas 2 a 6 foram então associados aos de produção dos estabelecimentos de cada mesorregião e

Tabela 2. Percepção da intensidade de importância da pesquisa da Embrapa por mesorregião – região Norte.

Estado	Código do estado	Mesorregião	Código da mesorregião	Escore
Rondônia	11	Madeira-Guaporé	1101	1,143
Rondônia	11	Leste Rondoniense	1102	2,308
Acre	12	Vale do Juruá	1201	1,000
Acre	12	Vale do Acre	1202	1,000
Amazonas	13	Norte Amazonense	1301	2,000
Amazonas	13	Sudoeste Amazonense	1302	2,000
Amazonas	13	Centro Amazonense	1303	2,000
Amazonas	13	Sul Amazonense	1304	2,000
Roraima	14	Norte de Roraima	1401	1,000
Roraima	14	Sul de Roraima	1402	1,500
Pará	15	Baixo Amazonas	1501	1,500
Pará	15	Marajó	1502	1,000
Pará	15	Metropolitana de Belém	1503	1,000
Pará	15	Nordeste Paraense	1504	1,000
Pará	15	Sudoeste Paraense	1505	1,000
Pará	15	Sudeste Paraense	1506	1,500
Amapá	16	Norte do Amapá	1601	1,000
Amapá	16	Sul do Amapá	1602	1,000
Tocantins	17	Ocidental do Tocantins	1701	1,500
Tocantins	17	Oriental do Tocantins	1702	2,000

Tabela 3. Percepção da intensidade de importância da pesquisa da Embrapa por mesorregião – região Nordeste.

Estado	Código do estado	Mesorregião	Código da mesorregião	Escore
Maranhão	21	Norte Maranhense	2101	2,286
Maranhão	21	Oeste Maranhense	2102	2,333
Maranhão	21	Centro Maranhense	2103	2,286
Maranhão	21	Leste Maranhense	2104	2,200
Maranhão	21	Sul Maranhense	2104	2,429
Piauí	22	Norte Piauiense	2201	3,000
Piauí	22	Centro-Norte Piauiense	2202	2,667
Piauí	22	Sudoeste Piauiense	2203	3,000
Piauí	22	Sudeste Piauiense	2204	2,857
Ceará	23	Noroeste Cearense	2301	2,667
Ceará	23	Norte Cearense	2302	3,000
Ceará	23	Metropolitana de Fortaleza	2303	3,000
Ceará	23	Sertões Cearenses	2304	3,000
Ceará	23	Jaguaribe	2305	2,833
Ceará	23	Centro-Sul Cearense	2306	2,571
Ceará	23	Sul Cearense	2307	2,714
Rio Grande do Norte	24	Oeste Potiguar	2401	2,667
Rio Grande do Norte	24	Central Potiguar	2402	3,000
Rio Grande do Norte	24	Agreste Potiguar	2403	3,000
Rio Grande do Norte	24	Leste Potiguar	2404	3,000
Paraíba	25	Sertão Paraibano	2501	2,833
Paraíba	25	Borborema	2502	3,000
Paraíba	25	Agreste Paraibano	2503	2,667
Paraíba	25	Mata Paraibana	2504	2,800
Pernambuco	26	Sertão Pernambucano	2601	3,000
Pernambuco	26	São Francisco Pernambucano	2602	3,000
Pernambuco	26	Agreste Pernambucano	2603	2,444
Pernambuco	26	Mata Pernambucana	2604	3,000
Pernambuco	26	Metropolitana de Recife	2605	3,000
Alagoas	27	Sertão Alagoano	2701	2,667
Alagoas	27	Agreste Alagoano	2702	2,667
Alagoas	27	Leste Alagoano	2703	3,000
Sergipe	28	Sertão Sergipano	2801	3,000
Sergipe	28	Agreste Sergipano	2802	2,833
Sergipe	28	Leste Sergipano	2803	3,000
Bahia	29	Extremo Oeste Baiano	2901	3,000
Bahia	29	Vale São-Franciscano da Bahia	2902	3,000
Bahia	29	Centro Norte Baiano	2903	2,417
Bahia	29	Nordeste Baiano	2904	3,000
Bahia	29	Metropolitana de Salvador	2905	3,000
Bahia	29	Centro Sul Baiano	2906	2,625
Bahia	29	Sul Baiano	2907	3,000

Tabela 4. Percepção da intensidade de importância da pesquisa da Embrapa por mesorregião – região Sudeste.

Estado	Código do estado	Mesorregião	Código da mesorregião	Escore
Minas Gerais	31	Noroeste de Minas	3101	3,000
Minas Gerais	31	Norte de Minas	3102	2,750
Minas Gerais	31	Jequitinhonha	3103	2,571
Minas Gerais	31	Vale do Mucuri	3104	2,333
Minas Gerais	31	Triângulo Mineiro/Alto Paranaíba	3105	1,833
Minas Gerais	31	Central Mineira	3106	1,500
Minas Gerais	31	Metropolitana de Belo Horizonte	3107	1,700
Minas Gerais	31	Vale do Rio Doce	3108	1,500
Minas Gerais	31	Oeste de Minas	3109	1,571
Espírito Santo	32	Noroeste Espírito-Santense	3201	0,000
Espírito Santo	32	Litoral Norte Espírito-Santense	3202	0,000
Espírito Santo	32	Central Espírito-Santense	3203	1,500
Espírito Santo	32	Sul Espírito-Santense	3204	1,333
Rio de Janeiro	33	Noroeste Fluminense	3301	0,000
Rio de Janeiro	33	Norte Fluminense	3302	0,000
Rio de Janeiro	33	Centro Fluminense	3303	0,000
Rio de Janeiro	33	Baixadas	3304	0,000
Rio de Janeiro	33	Sul Fluminense	3305	0,000
Rio de Janeiro	33	Metropolitana do Rio de Janeiro	3306	0,000
São Paulo	35	São José do Rio Preto	3501	1,833
São Paulo	35	Ribeirão Preto	3502	2,167
São Paulo	35	Araçatuba	3503	2,000
São Paulo	35	Bauru	3504	1,833
São Paulo	35	Araraquara	3505	2,000
São Paulo	35	Piracicaba	3506	2,000
São Paulo	35	Campinas	3507	1,714
São Paulo	35	Presidente Prudente	3508	2,000
São Paulo	35	Marília	3509	3,000
Minas Gerais	31	Sul/Sudoeste de Minas	31010	1,833
Minas Gerais	31	Campo das Vertentes	31011	1,500
Minas Gerais	31	Zona da Mata	31012	1,700
São Paulo	35	Assis	35010	3,000
São Paulo	35	Itapetininga	35011	2,143
São Paulo	35	Macro Metropolitana Paulista	35012	2,000
São Paulo	35	Vale do Paraíba Paulista	35013	3,000
São Paulo	35	Litoral Sul Paulista	35014	3,000
São Paulo	35	Metropolitana de São Paulo	35015	3,000

Tabela 5. Percepção da intensidade de importância da pesquisa da Embrapa por mesorregião – região Sul.

Estado	Código do estado	Mesorregião	Código da mesorregião	Escore
Paraná	41	Noroeste Paranaense	4101	2,000
Paraná	41	Centro Ocidental Paranaense	4102	2,000
Paraná	41	Norte Central Paranaense	4103	2,000
Paraná	41	Norte Pioneiro Paranaense	4104	2,143
Paraná	41	Centro Oriental Paranaense	4105	1,889
Paraná	41	Oeste Paranaense	4106	1,889
Paraná	41	Sudoeste Paranaense	4107	1,900
Paraná	41	Centro-Sul Paranaense	4108	1,875
Paraná	41	Sudeste Paranaense	4109	1,857
Paraná	41	Metropolitana de Curitiba	41010	1,667
Santa Catarina	42	Oeste Catarinense	4201	1,733
Santa Catarina	42	Norte Catarinense	4202	1,692
Santa Catarina	42	Serrana	4203	2,333
Santa Catarina	42	Vale do Itajaí	4204	1,500
Santa Catarina	42	Grande Florianópolis	4205	1,750
Santa Catarina	42	Sul Catarinense	4206	1,636
Rio Grande do Sul	43	Noroeste Rio-Grandense	4301	2,000
Rio Grande do Sul	43	Nordeste Rio-Grandense	4302	2,071
Rio Grande do Sul	43	Centro Ocidental Rio-Grandense	4303	1,800
Rio Grande do Sul	43	Centro Oriental Rio-Grandense	4304	2,000
Rio Grande do Sul	43	Metropolitana de Porto Alegre	4305	1,778
Rio Grande do Sul	43	Sudoeste Rio-Grandense	4306	2,200
Rio Grande do Sul	43	Sudeste Rio-Grandense	4307	2,000

tratados como variável contextual com valores contínuos no intervalo (1,3) nas análises de regressão.

Resultados estatísticos

Aspectos descritivos

Começa-se a discussão, nesta seção, com uma introdução motivadora sobre a abordagem deste estudo envolvendo o ajuste de fronteiras

estocásticas, tal como descrito na seção “Fronteiras de produção”.

Existe uma fronteira de produção que estabelece o produto máximo para cada cesta de insumo. Digamos que o máximo seja 100 para dada cesta. Produziu-se um produto de 60. Então, a eficiência técnica vale 0,6, e a ineficiência é 0,4. Note-se que o máximo de eficiência é um. É óbvio que existem muitas complicações para se estimar a fronteira de produção, dela deriva-

Tabela 6. Percepção da intensidade de importância da pesquisa da Embrapa por mesorregião – região Centro-Oeste.

Estado	Código do estado	Mesorregião	Código da mesorregião	Escore
Mato Grosso do Sul	50	Pantanal Sul Mato-Grossense	5001	1,500
Mato Grosso do Sul	50	Centro Norte de Mato Grosso do Sul	5002	2,100
Mato Grosso do Sul	50	Leste de Mato Grosso do Sul	5003	2,333
Mato Grosso do Sul	50	Sudoeste de Mato Grosso do Sul	5004	2,125
Mato Grosso	51	Norte Mato-Grossense	5101	2,214
Mato Grosso	51	Nordeste Mato-Grossense	5102	2,400
Mato Grosso	51	Sudoeste Mato-Grossense	5103	2,500
Mato Grosso	51	Centro-Sul Mato-Grossense	5104	2,800
Mato Grosso	51	Sudeste Mato-Grossense	5105	2,300
Goiás	52	Noroeste Goiano	5201	2,250
Goiás	52	Norte Goiano	5202	2,500
Goiás	52	Centro Goiano	5203	2,111
Goiás	52	Leste Goiano	5204	2,750
Goiás	52	Sul Goiano	5205	2,167
Distrito Federal	53	Distrito Federal	5301	1,857

rem-se as medidas de eficiência e relacioná-las com o desempenho da Embrapa e outros fatores. A ideia principal, contudo, é simples.

Na cesta de insumos tem-se terra, trabalho e um agregado de insumos que cristalizam a nova tecnologia, como fertilizantes, agrotóxicos, rações, calcário, sementes, medicamentos, etc. Não cristalizados nos insumos e produtos estão os novos conhecimentos, como espaçamento de plantas, conhecimentos de natureza econômica, de solos, de clima, restrições legais. Novos conhecimentos, insumos e produtos deslocam a fronteira de produção de modo que a mesma cesta de insumos produza mais. Num primeiro passo, a pesquisa cria a nova fronteira de produção. Sendo lucrativa, considerando-se a expectativa de preços, ela se difunde entre os agricultores. Ora, a difusão não é instantânea. Grupos de agricultores adiantam-se aos outros e, em consequência, pode ocorrer que quem era eficiente em

relação à fronteira antiga torne-se ineficiente em relação à nova. Assim, num ambiente dinâmico de inovação tecnológica, é natural haver muitos agricultores que não alcancem a eficiência técnica máxima. Desse modo, dados dois períodos, sendo o mais antigo de estagnação e o atual de muitas mudanças, a hipótese é de que a eficiência técnica média caia.

Os dados utilizados são do censo agropecuário de 2006. Esses dados refletem agricultores que adotaram tecnologias desenvolvidas pela pesquisa, ou seja, referem-se a várias fronteiras tecnológicas. Tendo-se um escore que expresse como a pesquisa deu oportunidades aos agricultores de produzirem mais, para a mesma cesta de insumos, a hipótese é de que maiores escores signifiquem maiores índices de eficiência técnica. Espera-se que os produtores maiores enfrentem menores restrições para adotar uma nova tecnologia. Por isso, devem ter maiores ín-

dices de eficiência. Particularmente no contexto do efeito Embrapa, como descrito na seção “O efeito Embrapa”, a cada Unidade de pesquisa da Embrapa e para cada mesorregião, segundo o IBGE, foi perguntado se a tecnologia gerada teve impacto nela e em que intensidade, numa escala de 1 a 3. Como as Unidades desconheciam as classes de renda, a hipótese é de que não existe associação entre renda e o escore mencionado.

A fronteira estocástica relaciona a renda bruta com os insumos terra, trabalho, insumos tecnológicos e variáveis contextuais. Dada a cesta de insumos, o ponto correspondente da fronteira de produção representa o máximo que aquela cesta pode produzir. É claro que se admite existir uma fronteira de produção para os dados do censo agropecuário de 2006 que se enquadraram nos critérios da pesquisa. A fronteira foi estimada baseando-se numa amostra probabilística estratificada que abrangeu 74.296 estabelecimentos, sendo os estratos as regiões, e estando dentro delas as classes de renda bruta, como descrito na seção “Plano amostral”.

As regiões serão descritas com algum detalhe para fundamentar a escolha de variáveis contextuais representando sua variabilidade. A questão que se coloca é se é possível, por algum critério, agregar as cinco regiões em um único grupo de regiões. Considerando-se os critérios explicados abaixo, a resposta a essa questão é

negativa, ou seja, cada uma delas deve ser tratada individualmente.

O critério dominante escolhido é a renda líquida, que é um critério de eficiência, medido em termos da porcentagem dos estabelecimentos com renda líquida não negativa, ou vice-versa. Por esse critério de renda líquida, três regiões estão muito próximas em termos percentuais: Norte, com 51,43; Nordeste, com 51,59, e Sul, com 55,70. No entanto, o rendimento por hectare é muito maior no Sul, com 1.143,74, no Nordeste, com 445,91, e no Norte, com 194,14. Pelo critério de rendimento por hectare, essas três regiões se separam. É possível alegar que Norte e Nordeste têm rendimentos por hectare baixos e, assim, não se separam. Mas, pela área média, mediana e índice de Gini, elas são bem diferentes entre si, como também pelo patrimônio e dispêndio por hectare. Note-se que o índice de Gini mede a concentração da renda bruta. Centro-Oeste e Sudeste se separam entre si pelo critério da renda líquida e, pelo mesmo critério, das demais três regiões. Por esse critério, o pior desempenho é o do Centro-Oeste, seguido do Sudeste. Em relação ao total de estabelecimentos, essas duas regiões tiveram as duas maiores porcentagens de estabelecimentos com renda líquida negativa (Tabela 7.)

Em síntese, as cinco regiões são muito diferentes. Assim, em modelos de regressão, o

Tabela 7. Características das cinco regiões geográficas brasileiras.

Item	Região				
	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
Renda líquida \geq 0: % de estabelecimentos	48,57	48,41	25,70	36,51	44,30
Rendimento: renda bruta por hectare	194,14	445,91	309,59	1.096,49	1.143,74
Área média (hectares)	124,78	32,60	357,83	62,39	41,87
Área mediana (hectares)	37,38	5,63	126,01	20,86	17,31
Patrimônio: reais por hectare	1.653,34	1.847,29	2.940,24	6.917,53	8.015,47
Dispêndio: reais por hectare	180,88	324,34	386,10	1.020,23	946,71
Índice de Gini	0,84	0,91	0,91	0,90	0,81

Fonte: IBGE (2006).

efeito região não deve ser ignorado. A Tabela 7 ainda salienta os seguintes pontos: as três regiões de menores rendimentos por hectare são Norte, Centro-Oeste e Nordeste, nessa ordem. O menor rendimento é o da região Norte. Seguem-se Centro-Oeste e Nordeste. Como os rendimentos dependem dos dispêndios por hectare, é natural que os valores dos dispêndios por hectare sigam a mesma ordem, o que aconteceu. Na medida em que o rendimento por hectare reflete a modernização da agricultura, essas três regiões atrasaram-se muito em relação ao Sul e ao Sudeste.

Os dados do Centro-Oeste indicam baixo rendimento, dispêndio e patrimônio por hectare, principalmente na comparação com o Sudeste e o Sul. Não refletem, assim, a imagem que se tem da região no que tange à modernidade. Ressalte-se que essa imagem é construída em torno da produção de grãos em grandes áreas. Não se levam em consideração outras explorações e a produção em pequenas áreas.

Sul e Sudeste têm os maiores rendimentos por hectare. Por essa dimensão, são as regiões mais modernas. Substancia essa proposição o fato de elas terem tido os maiores dispêndios e patrimônio por hectare, distanciando-se da agricultura tradicional. No Sudeste, o número de agricultores, em relação ao total, que não foram capazes de remunerar todos os fatores de produção só foi suplantado pelo do Centro-Oeste. Nesse respeito, a região Sul está bem: seus estabelecimentos têm melhores condições de sobrevivência, porque foram muitos os que pagaram todos os custos.

Em relação ao critério renda líquida, os estabelecimentos foram classificados em dois grupos: os de renda líquida negativa e os de renda líquida não negativa. Os dois grupos comportam-se muito diferentemente em todas as regiões em relação a rendimento por hectare, produtividade total dos fatores (PTF), área média, área mediana, dispêndio e patrimônio por hectare. O grupo de renda líquida negativa tem maior área média, mediana, dispêndio e patrimônio por hectare. Ainda tem bem menor rendimento por hectare e PTF, obviamente. Administraram muito

mal o patrimônio e a tecnologia. Sendo assim, é importante considerar essas duas classes de renda líquida em um modelo de regressão. Usa-se uma transformação conveniente para transformar as duas classes de renda líquida em variável contínua. Essa variável mede a probabilidade de obter renda líquida positiva.

Os estabelecimentos foram agrupados em quatro classes de renda bruta: (0, 2], sendo a renda bruta medida em salário mínimo mensal; (2, 10]; (10, 200]; e >200. Em cada região, o rendimento por hectare cresce dos estabelecimentos de menores rendas brutas para os de maiores. O mesmo ocorre com PTF, área, patrimônio, dispêndio por hectare e a porcentagem dos estabelecimentos de renda líquida não negativa. Por isso, os modelos de regressão devem incluir efeitos específicos de classes de renda bruta para levar em conta a variabilidade distinta de cada grupo. Resumidamente, por região e por classes de renda bruta, relata-se a seguir a distribuição de variáveis como rendimento por hectare, PTF, área, patrimônio e dispêndio por hectare.

O rendimento por hectare representa o quanto cada hectare produziu de renda bruta no ano de 2006, conforme a Tabela 8. Mede a produtividade da terra. Três regiões destacaram-se com os menores rendimentos por hectare em cada uma das quatro classes de renda bruta e por classe de renda líquida: Norte, Nordeste e Centro-Oeste. Sudeste e Sul tiveram as maiores produtividades da terra. Nessa visão, a modernização da agricultura atrasou-se muito naquelas regiões vis-à-vis o Sul e o Sudeste.

O rendimento por hectare é bem menor para a classe de renda líquida negativa.

O rendimento por hectare da classe de renda líquida não negativa cresce firmemente da menor para a maior classe de renda bruta. O mesmo ocorre na classe de renda líquida negativa, mas mais lentamente. Isso significa que os menores produtores enfrentam maiores restrições de crédito, de assistência técnica e de habilidades para aprender a administrar a tecnologia.

Tabela 8. Distribuição dos rendimentos por hectare (R\$/ha) das cinco regiões, em salários mínimos mensais, por classes de renda bruta e por renda líquida.

Renda bruta	Renda líquida	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
(0, 2]	≥0	143,16	268,63	248,02	436,83	440,96
	<0	20,78	40,75	18,28	71,03	120,15
(2, 10]	≥0	318,56	508,23	482,40	917,02	1.254,82
	<0	67,98	80,62	73,59	212,26	378,10
(10, 200]	≥0	720,28	1.308,13	572,12	1.852,13	2.264,18
	<0	84,46	144,83	117,77	408,04	545,83
>200	≥0	1.014,91	3.563,32	1.167,23	4.431,53	3.483,05
	<0	144,27	642,76	287,71	1.175,05	974,20

Fonte: IBGE (2006).

Os que tiveram renda bruta maior que 200 também alcançaram os maiores rendimentos por hectare, em ambas as classes de renda líquida.

A produtividade total dos fatores (PTF) é o resultado da divisão da renda bruta pelo dispêndio total. Ou seja, representa o que um real de dispêndio produz de renda bruta. É, portanto, uma medida de desempenho. É fácil ver que $PTF = 1$ se e somente se a renda líquida for nula. A quantidade PTF-1 é uma taxa de retorno que indica quanto cada real de dispêndio traz de renda líquida. Ou seja, $PTF = 1,25$ significa que cada real de dispêndio gerou 0,25 de renda líquida. Observe-se que PTF-1 coincide com o quociente renda líquida/dispêndio. Portanto, se PTF for inferior a 1 a taxa de retorno é negativa.

Não faz sentido analisar os casos em que $PTF < 1$, porque a renda líquida é negativa. Concentrar-se-á nos estabelecimentos de renda líquida não negativa, conforme dados da Tabela 9. A PTF cresce em todas as regiões da classe (0, 2] até a classe >200, quando atinge os maiores valores, o que é clara indicação de que os estabelecimentos de menor produção enfrentam mais restrições. Espera-se comportamento similar para eficiência técnica, embora não se tenha dados separados para as duas classes de renda líquida. A associação forte esperada é entre eficiência

preço e eficiência técnica. Mas não estimou-se a eficiência preço. Admite-se que, em todas as regiões, os recursos que os estabelecimentos comandam estejam positivamente associados com o rendimento por hectare e com a PTF. Quando isso não ocorre para dada região, a explicação é que a região pratica uma agricultura mais moderna e que consome menos recursos.

A área mediana dos estabelecimentos cresce da classe de menor produção para a de maior produção, o que ocorre nas duas categorias de renda líquida, conforme pode ser visto na Tabela 10. A categoria de renda líquida negativa, em todas as regiões e em todas as classes de renda bruta, está associada a estabelecimentos de maior porte em termos da área mediana. Como a PTF e o rendimento por hectare daqueles estabelecimentos de renda líquida negativa são muito menores do que os de renda líquida não negativa, isso significa que aqueles são mal administrados, tanto quanto à tecnologia quanto em relação à área que comandam. Assim, na explicação da variabilidade da eficiência técnica, a probabilidade de se obter renda líquida positiva necessita ser incluída como variável.

O Sudeste e o Sul exemplificam duas regiões que têm áreas medianas menores que as demais, e rendimentos por hectare e PTFs ele-

Tabela 9. Distribuição da produtividade total dos fatores das cinco regiões, em salários mínimos mensais, por classes de renda bruta e por renda líquida.

Renda bruta	Renda líquida	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
(0, 2]	≥0	2,58	2,08	1,49	1,62	1,50
	<0	0,17	0,27	0,07	0,15	0,22
(2, 10]	≥0	2,62	2,96	1,62	1,78	1,65
	<0	0,32	0,35	0,29	0,34	0,48
(10, 200]	≥0	4,43	5,07	1,80	2,16	2,26
	<0	0,36	0,36	0,39	0,38	0,47
>200	≥0	5,44	5,68	2,44	4,06	3,73
	<0	0,34	0,23	0,36	0,27	0,44

Tabela 10. Distribuição da área mediana (hectares) dos estabelecimentos das cinco regiões, em salários mínimos mensais, por classes de renda bruta e por renda líquida.

Renda bruta	Renda líquida	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
(0, 2]	≥0	4,84	2,00	8,00	3,00	3,66
	<0	36,30	4,50	25,41	8,48	7,50
(2, 10]	≥0	25,00	10,00	24,20	9,69	11,90
	<0	96,80	72,00	75,00	33,88	20,00
(10, 200]	≥0	50,00	17,70	116,16	30,26	24,20
	<0	522,72	300,00	500,00	120,00	72,60
>200	≥0	1.486,42	76,00	1.370,00	272,00	315,50
	<0	5.808,00	2.174,00	2.993,56	869,60	968,00

Fonte: IBGE (2006).

vados. Dessa forma, infere-se que os proprietários rurais localizados nessas regiões souberam administrar mais competentemente seu recurso terra e a tecnologia escolhida.

É conveniente analisar o patrimônio em conjunção com a terra. Numa agricultura mais moderna, o valor da terra perde expressão em relação ao capital. Ou seja, o patrimônio vale mais não obstante ser menor a área do estabelecimento. As regiões Sul e Sudeste têm medianas menores para área, e maiores valores para o patrimônio. Com o avanço da tecnologia isso ocorre normalmente. Como se viu, também têm os

maiores rendimentos por hectare. Ficaram para trás as outras três regiões. A Tabela 11 traz os valores de patrimônio por hectare, por região, segundo as classes de renda bruta e líquida.

O dispêndio por hectare, em relação à modernidade, é uma medida mais adequada para análises do que o patrimônio. É possível ter parte ou mesmo todo o patrimônio alugado. Desse modo, pode aparecer um valor pequeno para o patrimônio e grande para o dispêndio. Não ocorreu esse fato. Patrimônio e dispêndios por hectare seguiram a mesma direção (Tabelas 11 e 12).

Tabela 11. Distribuição do patrimônio por hectare dos estabelecimentos das cinco regiões, em salários mínimos mensais, por classes de renda bruta e por renda líquida.

Renda bruta	Renda líquida	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
(0, 2]	≥0	650,13	1.183,92	2.032,91	3.139,51	3.467,18
	<0	1.394,51	1.499,86	2.415,34	5.547,05	7.072,94
(2, 10]	≥0	1.199,58	1.419,05	3.020,53	5.220,47	7.425,93
	<0	1.815,89	1.772,48	2.933,58	6.292,26	8.223,13
(10, 200]	≥0	1.344,33	1.837,48	2.731,18	7.027,10	8.226,96
	<0	2.230,09	2.742,22	2.995,58	7.831,16	8.749,23
>200	≥0	1.362,96	2.804,05	2.942,47	7.549,21	6.386,51
	<0	2.500,11	3.979,69	3.472,65	9.647,76	12.452,06

Fonte: IBGE (2006).

Tabela 12 . Distribuição do dispêndio por hectare dos estabelecimentos das cinco regiões, em salários mínimos mensais, por classes de renda bruta e por renda líquida.

Renda bruta	Renda líquida	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
(0, 2]	≥0	55,17	128,93	165,98	270,34	294,11
	<0	122,42	150,52	254,02	467,18	547,30
(2, 10]	≥0	121,58	171,69	296,95	516,32	761,08
	<0	211,71	232,99	249,60	621,36	789,44
(10, 200]	≥0	162,45	257,89	316,99	856,32	1.001,72
	<0	233,94	403,60	299,34	1.068,32	1.161,78
>200	≥0	186,72	627,61	479,02	1.090,54	932,61
	<0	420,91	2.769,19	797,06	4.337,91	2.190,18

Fonte: IBGE (2006).

Menores dispêndios por hectare explicam menores valores da produção e o atraso em relação à modernização. Numa economia competitiva, não se devem esperar tão grandes diferenças de dispêndios por hectare entre as quatro classes de renda bruta. Essas grandes diferenças, desfavoráveis à pequena produção, significam que ela está sendo discriminada pelo mercado. Os agricultores com renda líquida negativa, em todas as regiões e classes de renda bruta, gastaram mais e tiveram menores rendimentos por hectare e PTF. Isso significa que são carentes de tecnologia de administração rural, porque fracassaram, relati-

vamente ao outro grupo, na administração dos recursos e da tecnologia que comandam.

Fronteiras de produção

Passa-se agora à análise da fronteira de produção estocástica ajustada aos dados da agricultura brasileira. Consideram-se aqui cinco modelos: um para a agricultura global do censo agropecuário de 2006; três outros para agriculturas do tipo lavoura, pecuária e mista, individualmente; e, finalmente, um modelo incluindo as observações do censo agropecuário

de 1995–1996. Além de explicar as tecnologias envolvidas nas diversas instâncias e sua evolução no período entre censos, buscou-se nesse exercício caracterizar propriamente os grupos mais beneficiados no contexto da percepção de importância da pesquisa da Embrapa.

Inicia-se com o modelo global para o censo agropecuário de 2006. A função de produção é definida seguindo a especificação da seção “Fronteiras de produção” e tem a forma

$$\ln(y_j) = \beta_0 + \beta_1 \ln(xtrab_j) + \beta_2 \ln(xterra_j) + \beta_3 \ln(xtec_j) + \beta_4 D_{1j} + \beta_5 D_{2j} + \beta_6 D_{3j} + \beta_7 D_{4j} + v_j - u_j$$

Nessa expressão, \ln representa o log neperiano, y representa renda bruta, $xtrab$ são gastos com mão de obra, $xterra$ são gastos com terra, e $xtec$ são gastos com insumos tecnológicos. As variáveis D são indicadoras regionais, com eliminação de uma das regiões (Centro-Oeste) para evitar singularidade. As componentes v_j e u_j são as componentes de erro aleatório e de ineficiência do modelo. A representação normal-meia normal foi escolhida entre as demais por ser a única convergente.

O erro aleatório representado pela componente v_j tem distribuição normal, com média zero e com variância dependente das classes de renda. A dependência na classe de renda leva em conta a heterocedasticidade herdada do plano amostral. Desse modo, controla-se a variabilidade regional na função de produção e a das classes de renda na variância do erro.

O erro u_j é a componente de ineficiência técnica com distribuição meia normal, com variância dependente dos efeitos técnicos contextuais – probabilidade de renda líquida negativa (p), ação da pesquisa agropecuária (*escore*), assistência técnica (*assitec*) e *dummies* de regiões. A probabilidade de renda líquida negativa (positiva) foi estimada externamente por meio de uma regressão com variável dependente binária, na qual se supõe que $p = \Phi(I/c)$, em que c é um vetor de parâmetros, e I é definido com o uso de um conjunto grande de variáveis instrumentais, não mostradas aqui. A função $\Phi(\cdot)$, como na seção “Fronteiras de produ-

ção”, é a função de distribuição de probabilidades da normal padrão. A análise é condicional aos valores da probabilidade de renda líquida negativa.

A parte sistemática do modelo representa, portanto, uma função de produção na família Cobb-Douglas. O modelo foi ajustado a uma amostra aleatória de 74.296 produtores rurais com observações válidas (não nulas das variáveis envolvidas nos cálculos dos logaritmos) pelo método de máxima verossimilhança. Como representatividade do ajuste econométrico, considerou-se a correlação entre valores observados e preditos. O valor obtido para essa medida foi 93,5%. O modelo aderiu bem aos dados. Todos os efeitos técnicos de interesse da medida de ineficiência são significantes e apresentam sinais negativos indicando variação inversa com a componente de ineficiência técnica. Estimou-se, simultaneamente com a função de produção, a eficiência técnica como função do *escore* que mede o efeito Embrapa e da assistência técnica.

A Tabela 13 apresenta os resultados obtidos na estimação com a utilização do *software* Stata 11. Os estratos de renda são representados por est1-est15 (consecutivamente A/no, B/no, C/no, A/ne, B/ne, C/ne, A/se, B/se, C/se, A/sul, B/sul, C/sul, A/ce, B/ce, C/ce) e tomam por base a classe de estabelecimentos com renda bruta média mensal superior a 200 salários mínimos. As variáveis indicadoras regionais são representadas por reg_1-reg_4 e representam as regiões Norte, Nordeste, Sul e Sudeste, respectivamente. Os coeficientes representam, portanto, diferenças de intercepto relativamente à região Centro-Oeste. Variáveis logaritimizadas são representadas com um ‘l’ como inicial.

Vê-se que, de modo geral, a influência da terra no aumento da renda bruta é pequena, e avulta-se a dos insumos tecnológicos, e deles decorre o efeito dos rendimentos. Esse resultado tem forte implicação para a difusão de tecnologia, qual seja, quem não tiver condições de usar os insumos tecnológicos ficará condenado às pequenas produções. Claro está: usar seguindo as regras apropriadas (Tabela 14).

Tabela 13. Resultados da estimação do modelo geral – censo agropecuário de 2006.

	Coefficiente	Desvio padrão	z	P> z 	[Intervalo de confiança a 95%]	
ly						
lextrab	0,2101736	0,0029902	70,29	0,000	0,2043129	0,2160342
lxterra	0,0900793	0,0021386	42,12	0,000	0,0858878	0,0942708
lxtec	0,6399367	0,0035038	182,64	0,000	0,6330693	0,646804
reg_1	0,0958635	0,0292983	3,27	0,001	0,0384399	0,1532871
reg_2	-0,1063913	0,0230666	-4,61	0,000	-0,151601	-0,0611817
reg_3	0,0334667	0,0220642	1,52	0,129	-0,0097783	0,0767116
reg_4	-0,0581097	0,0207371	-2,80	0,005	-0,0987537	-0,0174658
_cons	20,249738	0,0345432	65,13	0,000	2,0182034	2,0317441
Insig2v						
est1	-1,0140726	0,0581575	-19,61	0,000	-1,0254712	-1,00260739
est2	-1,0620287	0,0435122	-37,24	0,000	-1,0705569	-1,05350004
est3	-0,7374148	0,0528319	-13,96	0,000	-0,8409634	-0,63386620
est4	-0,8818618	0,0177799	-49,60	0,000	-0,9167098	-0,84701390
est5	-1,0377323	0,0229791	-59,94	0,000	-1,0422361	-1,03320284
est6	0,0951125	0,0311404	3,05	0,002	0,0340785	0,15614650
est7	-1,0238299	0,0652115	-18,99	0,000	-1,0366111	-1,01100487
est8	-2,0483695	0,0438376	-56,66	0,000	-2,0569615	-2,03970775
est9	-1,0626789	0,0306396	-53,09	0,000	-1,0686841	-1,05660736
est10	-1,0955574	0,0751655	-26,02	0,000	-2,0102896	-1,08080253
est11	-2,0807572	0,0329233	-85,28	0,000	-2,0872100	-2,07430043
est12	-1,0731906	0,026218	-66,06	0,000	-1,0783292	-1,06800519
est13	-1,0624397	0,2624252	-6,19	0,000	-2,0138741	-1,01100053
est14	-2,0491668	0,0977874	-25,48	0,000	-2,0683328	-2,03000008
est15	-1,0966792	0,0550696	-35,71	0,000	-2,0074726	-1,08580858
_cons	1,0063889	0,0111711	95,24	0,000	1,0041994	1,00857840
Insig2u						
p	7,0524358	0,0733391	102,60	0,000	7,0380616	7,0668100
escore	-0,0594332	0,0223698	-2,66	0,008	-0,1032772	-0,0155891
assitec	-0,1164718	0,0266358	-4,37	0,000	-0,168677	-0,0642665
reg_1	0,2133495	0,0606021	3,52	0,000	0,0945715	0,3321275
reg_2	0,1155704	0,0491867	2,35	0,019	0,0191663	0,2119745
reg_3	-0,0317031	0,0502839	-0,63	0,528	-0,1302578	0,0668516
reg_4	0,036403	0,0507546	0,72	0,473	-0,0630741	0,1358802
_cons	-5,0201734	0,0948005	-54,87	0,000	-5,038754	-5,00150929

Tabela 14. Elasticidades dos insumos.

Insumo	Elasticidade	Intervalo de confiança a 95%	Proporção ⁽¹⁾
Trabalho	0,210	(0,204; 0,216)	22,34
Terra	0,090	(0,086; 0,094)	09,57
Tecnológicos	0,640	(0,633; 0,647)	68,09
Soma dos coeficientes	0,940	(0,923; 0,957)	100,00

⁽¹⁾ Em relação à soma das elasticidades.

Vê-se, portanto, na Tabela 13 a significância dos efeitos de assistência técnica, probabilidade de renda líquida negativa e importância da Embrapa. O modelo ajustado na Tabela 13 produz a classificação gerada pela Tabela 15 com base nas estimativas de $1 - p_j$ das eficiências te_j e dos efeitos pesquisa $escore_j$. Via modelos de análise de variância é possível levar a efeito uma análise adi-

cional dos construtos envolvidos. Nesse contexto, as respostas são médias por estabelecimento.

Os valores médios do escore obtidos para as classes de renda são 2,066 – (0, 2]; 2,058 – (2, 10]; 2,069 – (10, 200]; 2,137 – > 200. Observa-se dominância suave para as classes de renda superiores. Para as regiões existem diferenças significantes. Os valores médios obtidos são: 1,568

Tabela 15. Valores médios do escore Embrapa (escore), eficiência técnica (te) e probabilidade de renda líquida positiva (p), por região e classe de renda.

Região	Renda	te	escore	p
Norte	(0, 2]	0,326	1,51	0,192
	(2, 10]	0,571	1,586	0,441
	(10, 200]	0,671	1,608	0,534
Nordeste	(0, 2]	0,519	2,770	0,340
	(2, 10]	0,734	2,776	0,608
	(10, 200]	0,846	2,768	0,780
Sudeste	(0, 2]	0,236	1,877	0,084
	(2, 10]	0,438	1,747	0,259
	(10, 200]	0,699	1,821	0,526
Sul	(0, 2]	0,282	1,931	0,108
	(2, 10]	0,617	1,923	0,464
	(10, 200]	0,770	1,926	0,620
Centro-Oeste	(0, 2]	0,157	2,244	0,037
	(2, 10]	0,377	2,258	0,204
	(10, 200]	0,593	2,220	0,378
-	>200	0,864	2,137	0,786

– Norte; 2,771 – Nordeste; 1,815 – Sudeste; 1,927 – Sul; 2,241 – Centro-Oeste. Há dominância clara das regiões Nordeste e Centro-Oeste.

A distribuição de médias da medida de eficiência técnica é dada por 0,304 – (0, 2]; 0,547 – (2, 10]; 0,716 – (10, 200]; 0,864 – > 200. A dominância das classes de renda superior é notória. Quanto à distribuição regional, obtém-se 0,523 – Norte; 0,700 – Nordeste; 0,458 – Sudeste; 0,556 – Sul; 0,376 – Centro-Oeste, corroborando a impressão quando da análise descritiva das regiões. O desempenho da região Centro-Oeste é o mais tímido. O mesmo gradiente é observado para as probabilidades de renda líquida positiva.

A correlação de posições entre as medidas de eficiência técnica e o *score* de percepção Embrapa, embora positiva, não é substancial: 17%.

A presença significativa do efeito Embrapa leva à conjectura da importância da variável quanto à distribuição de renda dentro das regiões e por tipo de agricultura. O modelo de produção não converge por estrato, mas é possível ajustar modelos por tipos de agricultura. As Tabelas 16, 17 e 18 mostram os resultados obtidos com esse exercício. O mesmo modelo geral foi ajustado para os tipos lavoura, pastagem e misto.

Vê-se nas Tabelas 16, 17 e 18 que para todos os tipos de agricultura (lavoura, pecuária e mista) há um efeito positivo da variável percepção da Embrapa na redução da ineficiência. Os resultados são marginais para pecuária e agricultura mista e significantes para a lavoura. A componente de assistência técnica deixa de ser significativa para o grupo pecuária. A estimativa de elasticidades segue o gradiente observado no modelo geral com dominância dos insumos tecnológicos.

A inclusão dos dados do censo agropecuário de 1995–1996 na análise conduz aos resultados apresentados na Tabela 19. A consideração conjunta dos dois censos demandou a correção dos valores monetários e a correção própria dos estratos de classe de renda. Utilizou-se o fator três nessa correção. Ao modelo original adicionaram-se efeitos de tempo e interações na es-

timativa das elasticidades. A variável *score* foi tomada como constante no período. As novas variáveis introduzidas foram a variável indicadora y_{2006} , com valor unitário em 2006, e as interações $a = y_{2006} * l_{xtrab}$, $b = y_{2006} * l_{xterra}$, $c = y_{2006} * l_{xtec}$, $score_{int} = y_{2006} * score$. O ajuste apresenta resultados interessantes. O intercepto da função de produção é negativo, indicando amenização da componente técnica no período. O valor relativo da elasticidade dos insumos tecnológicos é significativamente maior em 2006, o que indica maior importância do uso dos insumos tecnológicos para o aumento da produção. As variáveis *score* (Embrapa), assistência técnica (*assitec*) e probabilidade de renda líquida positiva (*p*) são estatisticamente significantes e favorecem a redução da ineficiência técnica. A interação positiva da variável *score* com y_{2006} , contudo, indica aumento da ineficiência técnica no período entre censos.

Comparação entre os censos de 1995–1996 e 2006

A Tabela 19 permite a construção da Tabela 20, que facilita a comparação dos dois censos analisados. Note-se que a coluna identificada por “%” indica o impacto relativo de cada insumo na variação total da renda bruta resultante de aumentos relativos unitários em cada insumo.

Valem as seguintes observações: na explicação do aumento da produção, trabalho fica menos importante, porque houve queda significativa na sua elasticidade, dada pelo coeficiente de A na Tabela 19. Isso significa que a agricultura ficou mais mecanizada em 2006; da mesma forma, terra, que era pouco importante já em 1995–1996, perde ainda mais a capacidade para explicar o incremento da produção. No caso, é o coeficiente B (Tabela 19). O coeficiente C evidencia expressiva importância dos insumos tecnológicos. Os coeficientes A, B e C foram adicionados, respectivamente, a l_{xtrab} , l_{xterra} e l_{xtec} na Tabela 19 para construir a Tabela 20.

Tabela 16. Resultados da estimação do modelo de produção para lavoura – censo agropecuário de 2006.

	Coefficiente	Desvio padrão	z	P> z 	[Intervalo de confiança a 95%]	
ly						
<i>lxtrab</i>	0,2345211	0,0047819	49,04	0,000	0,2251487	0,2438935
<i>lxterra</i>	0,1379535	0,0037792	36,50	0,000	0,1305464	0,1453606
<i>lxtec</i>	0,5856356	0,0054292	107,87	0,000	0,5749945	0,5962766
reg_1	0,5585149	0,0791278	7,06	0,000	0,4034274	0,7136025
reg_2	0,0576508	0,0447653	1,29	0,198	-0,0300876	0,1453891
reg_3	0,1304140	0,0419527	3,11	0,002	0,0481882	0,2126397
reg_4	-0,2526911	0,038067	-6,64	0,000	-0,3273011	-0,1780812
_cons	2,4984640	0,0578608	43,18	0,000	2,385059	2,611869
Insig2v						
est1	-0,8359044	0,1240913	-6,74	0,000	-1,079119	-0,5926898
est2	-1,0482720	0,1123762	-9,33	0,000	-1,268525	-0,8280186
est3	0,1085118	0,1661970	0,65	0,514	-0,2172283	0,434252
est4	-0,7737709	0,0298263	-25,94	0,000	-0,8322294	-0,7153123
est5	-0,8925623	0,0384562	-23,21	0,000	-0,967935	-0,8171896
est6	0,6007200	0,0512335	11,73	0,000	0,5003042	0,7011359
est7	-0,6557453	0,120065	-5,46	0,000	-0,8910683	-0,4204223
est8	-2,1077850	0,1045952	-20,15	0,000	-2,312788	-1,902782
est9	-1,380641	0,0548623	-25,17	0,000	-1,488169	-1,273113
est10	-1,644586	0,1121813	-14,66	0,000	-1,864457	-1,424714
est11	-2,663115	0,0488716	-54,49	0,000	-2,758902	-2,567329
est12	-1,600336	0,0363067	-44,08	0,000	-1,671496	-1,529176
est13	-0,587937	0,5639939	-1,04	0,297	-1,693345	0,5174709
est14	-1,308835	0,2241391	-5,84	0,000	-1,748139	-0,8695301
est15	-1,540217	0,1164873	-13,22	0,000	-1,768528	-1,311906
_cons	0,8779016	0,0150500	58,33	0,000	0,8484041	0,9073991
Insig2u						
P	5,807152	0,1211787	47,92	0,000	5,569646	6,044658
<i>escore</i>	-0,1218357	0,0477139	-2,55	0,011	-0,2153532	-0,0283182
<i>assitec</i>	-0,2427431	0,0437474	-5,55	0,000	-0,3284864	-0,1569998
reg_1	1,3244250	0,2056620	6,44	0,000	0,9213347	1,7275150
reg_2	1,337740	0,1490495	8,98	0,000	1,0456090	1,6298720
reg_3	0,7387964	0,1488905	4,96	0,000	0,4469763	1,0306170
reg_4	0,3509839	0,1438138	2,44	0,015	0,0691141	0,6328538
_cons	-3,831420	0,1918151	-19,97	0,000	-4,2073710	-3,455469

Tabela 17. Resultados da estimação do modelo de produção para pecuária – censo agropecuário de 2006.

	Coefficiente	Desvio padrão	z	P> z 	[Intervalo de confiança a 95%]	
ly						
<i>lxtrab</i>	0,1331749	0,0047139	28,25	0,000	0,1239359	0,1424139
<i>lxterra</i>	0,0641547	0,0030481	21,05	0,000	0,0581806	0,0701289
<i>lxtec</i>	0,7126432	0,0060869	117,08	0,000	0,7007131	0,7245733
reg_1	-0,094204	0,0311844	-3,02	0,003	-0,1553244	-0,0330836
reg_2	-0,1144621	0,026617	-4,30	0,000	-0,1666305	-0,0622937
reg_3	0,0113711	0,0245941	0,46	0,644	-0,0368324	0,0595746
reg_4	-0,0440258	0,0268282	-1,64	0,101	-0,096608	0,0085564
_cons	2,054059	0,0526206	39,04	0,000	1,950924	2,157193
Insig2v						
est1	-1,192218	0,1070533	-11,14	0,000	-1,402039	-0,9823979
est2	-2,210792	0,0630627	-35,06	0,000	-2,334393	-2,087192
est3	-1,451913	0,0717912	-20,22	0,000	-1,592621	-1,311205
est4	-0,9927785	0,0349705	-28,39	0,000	-1,061319	-0,9242376
est5	-1,839492	0,0395156	-46,55	0,000	-1,916942	-1,762043
est6	-0,3851028	0,0512528	-7,51	0,000	-0,4855564	-0,2846491
est7	-1,581233	0,1087979	-14,53	0,000	-1,794473	-1,367993
est8	-2,777035	0,0559109	-49,67	0,000	-2,886619	-2,667452
est9	-1,794801	0,0437278	-41,04	0,000	-1,880506	-1,709096
est10	-2,709878	0,2118471	-12,79	0,000	-3,12509	-2,294665
est11	-2,676587	0,0676716	-39,55	0,000	-2,809221	-2,543953
est12	-1,783883	0,0554956	-32,14	0,000	-1,892652	-1,675113
est13	-1,73992	0,2654407	-6,55	0,000	-2,260175	-1,219666
est14	-3,089022	0,124606	-24,79	0,000	-3,333245	-2,844799
est15	-1,939055	0,0645392	-30,04	0,000	-2,065549	-1,81256
_cons	1,039507	0,0224888	46,22	0,000	0,9954297	1,083584
Insig2u						
<i>P</i>	10,98389	0,1987805	55,26	0,000	10,59428	11,37349
<i>escore</i>	-0,0440523	0,0318262	-1,38	0,166	-0,1064305	0,018326
<i>assitec</i>	0,0070475	0,0435512	0,16	0,871	-0,0783112	0,0924062
reg_1	-0,0033683	0,0799603	-0,04	0,966	-0,1600876	0,153351
reg_2	-0,0732304	0,065315	-1,12	0,262	-0,2012455	0,0547846
reg_3	-0,1362259	0,0644883	-2,11	0,035	-0,2626206	-0,0098311
reg_4	-0,0621696	0,072203	-0,86	0,389	-0,2036849	0,0793457
_cons	-8,806909	0,2121524	-41,51	0,000	-9,22272	-8,391098

Tabela 18 Resultados da estimação do modelo de produção para agricultura mista – censo agropecuário de 2006.

	Coefficiente	Desvio padrão	z	P> z 	[Intervalo de confiança a 95%]	
ly						
<i>lxtrab</i>	0,2034542	0,0058049	35,05	0,000	0,1920768	0,2148315
<i>lxterra</i>	0,0741757	0,0040504	18,31	0,000	0,0662371	0,0821142
<i>lxtec</i>	0,6727018	0,0069279	97,10	0,000	0,6591234	0,6862802
reg_1	0,2965908	0,0625383	4,74	0,000	0,1740179	0,4191636
reg_2	-0,1461399	0,0538251	-2,72	0,007	-0,2516351	-0,0406446
reg_3	0,0974003	0,0570336	1,71	0,088	-0,0143835	0,2091841
reg_4	0,0766202	0,051110	1,50	0,134	-0,0235536	0,176794
_cons	2,0403750	0,0771897	26,43	0,000	1,8890860	2,191664
Insig2v						
est1	-1,658426	0,1019016	-16,27	0,000	-1,85815	-1,458702
est2	-1,821715	0,0769607	-23,67	0,000	-1,972555	-1,670875
est3	-0,6512171	0,096573	-6,74	0,000	-0,8404966	-0,4619376
est4	-1,298884	0,0368505	-35,25	0,000	-1,37111	-1,226,658
est5	-1,744736	0,0460373	-37,90	0,000	-1,834968	-1,654505
est6	-0,2399819	0,0638643	-3,76	0,000	-,3651537	-0,1148102
est7	-1,829965	0,1322446	-13,84	0,000	-2,089160	-1,57077
est8	-2,407285	0,0887542	-27,12	0,000	-2,581240	-2,23333
est9	-1,580956	0,0793698	-19,92	0,000	-1,736518	-1,425394
est10	-3,240255	0,2388013	-13,57	0,000	-3,708297	-2,772213
est11	-3,132744	0,0638164	-49,09	0,000	-3,257822	-3,007666
est12	-1,857096	0,0529882	-35,05	0,000	-1,960951	-1,753241
est13	-3,44884	0,98687	-3,49	0,000	-5,383069	-1,51461
est14	-3,078961	0,297937	-10,33	0,000	-3,662907	-2,495015
est15	-2,347091	0,1528976	-15,35	0,000	-2,646765	-2,047417
_cons	1,350890	0,0246612	54,78	0,000	1,302555	1,399225
Insig2u						
<i>P</i>	7,246999	0,1386535	52,27	0,000	6,9752430	7,518755
<i>escore</i>	-0,0700092	0,0441473	-1,59	0,113	-0,1565363	0,0165179
<i>assitec</i>	-0,1339115	0,0525628	-2,55	0,011	-0,2369327	-0,0308904
reg_1	0,2032254	0,116752	1,74	0,082	-0,0256042	0,4320551
reg_2	-0,3268201	0,0997452	-3,28	0,001	-0,5223172	-0,1313231
reg_3	-0,1644176	0,1058674	-1,55	0,120	-0,3719139	0,0430788
reg_4	-0,0779473	0,1016955	-0,77	0,443	-0,2772669	0,1213722
_cons	-4,629410	0,1886099	-24,54	0,000	-4,999078	-4,259741

Tabela 19. Resultados da estimação do modelo de produção combinado – censos agropecuários de 2006 e de 1995–1996.

	Coefficiente	Desvio padrão	z	P> z 	[Intervalo de confiança a 95%]	
ly						
<i>lxtrab</i>	0,2627443	0,0060728	43,27	0,000	0,2508418	0,2746469
<i>lxterra</i>	0,154983	0,0056721	27,32	0,000	0,1438659	0,1661002
<i>lxtec</i>	0,4228871	0,0054242	77,96	0,000	0,4122559	0,4335184
A	-0,0446646	0,0066375	-6,73	0,000	-0,0576738	-0,0316554
B	-0,0624464	0,006004	-10,40	0,000	-0,074214	-0,0506788
C	0,2163822	0,0061568	35,15	0,000	0,2043151	0,2284494
reg_1	0,118062	0,0271728	4,34	0,000	0,0648044	0,1713197
reg_2	-0,0735393	0,0199053	-3,69	0,000	-0,112553	-0,0345255
reg_3	0,0189029	0,0188997	1,00	0,317	-0,0181399	0,0559456
reg_4	-0,0603655	0,0175005	-3,45	0,001	-0,0946658	-0,0260652
y2006	-1,449398	0,0312646	-46,36	0,000	-1,510675	-1,388121
_cons	3,681674	0,0342937	107,36	0,000	3,614460	3,748889
Insig2v						
est1	-0,9847103	0,0596628	-16,50	0,000	-1,101647	-0,8677733
est2	-1,427466	0,0428506	-33,31	0,000	-1,511451	-1,343480
est3	-0,5939629	0,0516525	-11,50	0,000	-0,6951999	-0,4927259
est4	-0,8869989	0,0164528	-53,91	0,000	-0,9192458	-0,8547519
est5	-1,2048	0,0211607	-56,94	0,000	-1,246274	-1,163325
est6	0,1790314	0,0293148	6,11	0,000	0,1215754	0,2364874
est7	-1,159777	0,0652486	-17,77	0,000	-1,287662	-1,031892
est8	-2,272441	0,0414835	-54,78	0,000	-2,353747	-2,191135
est9	-1,518292	0,0275912	-55,03	0,000	-1,572370	-1,464214
est10	-1,814012	0,0673065	-26,95	0,000	-1,945930	-1,682094
est11	-2,535865	0,0296246	-85,60	0,000	-2,593928	-2,477802
est12	-1,735983	0,0227188	-76,41	0,000	-1,780511	-1,691455
est13	-1,422837	0,2180653	-6,52	0,000	-1,850237	-0,9954369
est14	-2,312775	0,0895381	-25,83	0,000	-2,488267	-2,137284
est15	-1,839738	0,0474704	-38,76	0,000	-1,932778	-1,746698
_cons	0,8731669	0,0100303	87,05	0,000	0,8535078	0,8928259
Insig2u						
P	7,052352	0,0662184	106,50	0,000	6,922566	7,182137
<i>escore</i>	-0,2733019	0,0721271	-3,79	0,000	-0,4146684	-0,1319353
<i>escoreint</i>	0,2252259	0,0725119	3,11	0,002	0,0831051	0,3673467
<i>assitec</i>	-0,1616768	0,0243449	-6,64	0,000	-0,2093919	-0,1139616
reg_1	0,2516861	0,0574537	4,38	0,000	0,1390790	0,3642932
reg_2	0,2310962	0,0455902	5,07	0,000	0,1417411	0,3204513
reg_3	-0,0178715	0,0465145	-0,38	0,701	-0,1090383	0,0732953
reg_4	0,073924	0,0470051	1,57	0,116	-0,0182043	0,1660522
y2006	-2,439015	0,167003	-14,60	0,000	-2,766335	-2,111695
_cons	-2,315361	0,1700406	-13,62	0,000	-2,648635	-1,982088

Tabela 20. Determinantes do crescimento da produção.

Variável	1995–1996		2006	
	Coefficiente	%	Coefficiente	%
Trabalho	0,26	31,3	0,22	23,1
Terra	0,15	18,1	0,09	9,5
Tecnologia	0,42	50,6	0,64	67,4
Total	0,83	100,0	0,95	100,0

Considerações finais

Resumo da análise estatística

Os modelos de fronteira de produção estocástica ajustados apresentaram boa concordância entre valores preditos e observados, e estimam as elasticidades das funções de produção com o sinal correto. A correlação observada para o modelo geral ajustado para o censo agropecuário de 2006 é de 93,5%. A inclusão de observações do censo agropecuário de 1995–1996 na análise produz o valor 94,3% para a mesma quantidade.

O tamanho relativo das elasticidades estimadas indica a dominância dos insumos tecnológicos na melhora da produção. Esse fato é acentuado no ajuste conjunto dos dois censos.

Detectou-se efeito positivo da componente de assistência técnica na redução da ineficiência. O mesmo se observa em relação à variável percepção da importância da pesquisa da Embrapa segundo suas Unidades de pesquisa. O efeito persiste na presença dos dados conjuntos de ambos os censos.

A probabilidade de renda líquida positiva é uma componente que causa eficiência e é de suma importância na caracterização da eficiência técnica da produção agrícola para qualquer tipo de agricultura. Estabelecimentos com renda líquida positiva são mais eficientes.

A presença da assistência técnica só não é importante para o grupo pecuária. Já a importância da Embrapa é dominante no tipo lavoura,

e marginal na pecuária e na agricultura mista. Houve aumento da ineficiência técnica no período, o que é consistente com a hipótese de haver entre os dois censos um período de grande intensidade de mudanças tecnológicas, e a Tabela 20 suporta essa pressuposição. A análise de variância do escore de importância Embrapa indica valores semelhantes para os três principais grupos de classe de renda. Mas se observa pequena dominância nas médias para a classe com renda bruta média mensal superior a 200 salários mínimos. Nesse atributo, observou-se dominância das regiões Nordeste e Centro-Oeste.

Quanto à eficiência técnica, observa-se gradiente de crescimento significativo da classe com renda menor para a maior. Quanto às regiões, nota-se desempenho sofrível da região Centro-Oeste.

Implicações para a Embrapa

1. Os censos 1995–1996 e 2006 mostram que terra e trabalho perdem poder para explicar o crescimento da agricultura e que avulta a influência da tecnologia. Há grande concentração da produção, pois poucos estabelecimentos, em 2006, produziram 51% de toda a renda bruta daquele ano. Como a agricultura tem crescido muito, e por influência da produtividade – tecnologia –, conclui-se que esta, em vista de falhas nos mecanismos de difusão, deixou à margem da modernização milhões de estabelecimentos, o que é um grande desafio para a empresa.

2. Tecnologia é conhecimento criado pela pesquisa e desenvolvido pelos produtores em sistema de produção. Poucos estabelecimentos foram capazes de fazer essa organização, seja porque contaram com assistência técnica especializada, seja porque seus administradores eram competentes nessa especialização. Ora, não ocorreu o mesmo com milhões de estabelecimentos. À pesquisa, no caso da agricultura familiar, em conjunto com a assistência técnica e extensão rural, cabe organizar os sistemas de produção, tendo como critério de organização a compreensão dos agricultores e a lucratividade.

3. Os dados indicam que todas as classes de renda bruta apresentaram número expressivo de produtores que pagaram todas as contas e tiveram produtividades elevadas. Esses dados são consistentes com o resultado que não mostrou associação entre o escore da Embrapa e eficiência técnica para as três primeiras classes de renda bruta, e um pequeno incremento para as de renda bruta maior do que 200 salários mínimos mensais⁷. Sobre esse aspecto, os resultados de pesquisa foram neutros em relação às classes de renda. Por isso, a marginalização de milhões de produtores não é consequência dos resultados de pesquisa, mas está relacionada aos obstáculos a sua difusão.

4. Houve incremento da ineficiência técnica nos dois períodos. Ora, em 2006, a tecnologia teve maior capacidade de explicar o crescimento do que em 1995–1996. Assim, o período de 1995–1996 a 2006 assistiu a uma intensa modernização da agricultura. Nessas condições, os agricultores não têm a capacidade de efetuar os ajustes necessários, e é esperado que aumente a ineficiência técnica. Por isso, a pesquisa e a extensão rural precisam ficar muito mais atentas às classes que enfrentam maiores restrições de mercado à adoção de tecnologia em períodos de rápidas transformações.

5. A extensão rural teve influência positiva no índice de eficiência técnica. A probabilidade de obter renda líquida negativa é fortemente associada à ineficiência técnica. Como essa probabilidade dependeu dos conhecimentos dos agricultores, o efeito positivo da extensão rural

foi contrabalanceado pela falta de conhecimentos dos agricultores para bem administrarem seus negócios. Assim, a tecnologia é ensinada nos seus aspectos físicos pela extensão rural, mas esta falhou em ensinar administração rural, que é o que conta quando se trata de ganhar dinheiro.

Referências

- AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 6, p. 21-37, 1977.
- ALVES, E.; SOUZA, G. S.; BRANDÃO, A. S. P. A situação do produtor com menos de 100 hectares. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, DF, v. 10, n. 1, p. 27-36, 2001.
- ALVES, E.; SOUZA, G. S.; OLIVEIRA, C. A. V. Desempenho dos estabelecimentos do Pronaf. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, DF, v. 15, n. 4, p. 5-23, 2006.
- ALVES, E.; SOUZA, G. S.; ROCHA, D. P. Lucratividade na agricultura. *Revista de Política Agrícola*, Brasília, DF, v. 21, n. 2, p. 45-63, 2012.
- COCHRAN, W. G. *Sampling techniques*. 3. ed. New York: John Wiley, 1977. 428 p.
- COELLI, T. J.; RAO, D. S. P.; O'DONNELL, C. J. *An Introduction to efficiency and productivity analysis*. 2. ed. New York: Springer, 2005. 367 p.
- GREENE, W. H. *Econometric analysis*. 7. ed. New York: Prentice Hall, 2011. 1232 p.
- IBGE. *Censo Agropecuário 2006*. Rio de Janeiro, 2006.
- KHUMBHAKAR, S. C.; LOVELL, C. A. K. *Stochastic frontier analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000. 344 p.
- STATA: base reference manual: release 12. College Station: StataCorp, 2011. v. 1, p. 562-575.

⁷ Note-se que a pergunta feita às Unidades de pesquisa não fazia qualquer referência às classes de renda bruta.