

Pecuaristas reagem a preço? Estimando a elasticidade-preço da intensificação do uso da terra na pecuária*

*Lucas Squarize Chagas** Angelo Costa Gurgel*** André Luis Squarize Chagas***

Resumo: A expansão da área de cana-de-açúcar tem gerado críticas de que esse aumento de área provoca indiretamente um aumento do desmatamento ao deslocar as áreas de pastagens sobre as áreas florestais. Este trabalho visa explicar qual a resposta do pecuarista em intensificar a produção devido às mudanças no preço do boi. Para tanto, a análise é dividida em duas etapas: na primeira são estimadas as áreas de pastagens no Brasil por meio de um modelo de fronteiras estocásticas, utilizando trabalho e terra como insumos de produção; na segunda, a decisão de intensificação é estimada a partir de um modelo de dados em painel. Os resultados encontrados sugerem, em geral, uma atividade pecuária cuja intensificação responde pouco a variações nos preços da arroba do boi e, portanto, o aumento no preço leva a um potencial efeito de deslocamento de áreas de pastagens sobre áreas de vegetação natural quando da expansão da atividade agrícola. As conclusões apontam para a necessidade da análise da dinâmica do uso da terra, identificando seus diversos fatores determinantes e que possam explicar melhor o processo de intensificação da pecuária brasileira nos últimos anos, bem como investimentos em setores que possam interagir com o setor sucroalcooleiro como grandes auxiliares para o sucesso dessa atividade.

Palavras-chave: pecuária, produtividade, fronteira estocástica, elasticidade-preço, dados em painel

Abstract: The expansion of sugarcane areas has generated criticism since the increase in agricultural area may cause an indirect increase on deforestation by moving pasture areas on forest areas. This paper investigates the response of intensification in the land use of the Brazilian cattle breeders due to cattle price changes. With this objective, the analysis is divided into two stages: first we estimate Brazilian pasture areas through a stochastic frontier model using labor and land as inputs into a production function; in the second stage, producer intensification decision is estimated through a panel data model. The results suggest that the livestock intensification weakly responds to the cattle price, and thus the increase on price potentially leads to a displacement of forest areas to accommodate pasture areas. The conclusion appoint to the need for deeper analysis of the dynamics of land use for livestock and investment in sectors which could interact with the biofuels sector as major aids to the success of this activity.

Key-words: livestock, productivity, stochastic frontier, price elasticity, panel data

Área Anpec: Área 10 – Economia Agrícola e do Meio Ambiente

Classificação no JEL: Q11, R32, C33, C36

* Este trabalho foi financiado pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP), processo 2009/17154-5

** Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade - FEA-USP

*** Escola de Economia de São Paulo – EESP-FGV

1. Introdução

O aumento das áreas destinadas ao cultivo de cana-de-açúcar para produção de etanol no Brasil ainda é questionável devido a seus impactos sobre questões econômicas, sociais e ambientais [GURGEL (2008)], pois, ainda que o etanol possa ser uma grande fonte de renda, principalmente para países subdesenvolvidos, há risco de aumento do desmatamento, ocasionando maiores emissões de gases do efeito estufa via mudanças do uso da terra (as chamadas emissões indiretas).

No debate sobre a expansão do setor sucroalcooleiro no Brasil, uma das questões que ganham mais importância refere-se à relação entre novas áreas produtoras de cana-de-açúcar e áreas de pastagens e florestas. Embora a expansão da área produtora de cana-de-açúcar possa não ser a principal responsável pelo aumento do desmatamento da região da Amazônia, devido à distância com o centro produtor, ela pode contribuir de maneira indireta, como um dos vetores da retração da área de reservas florestais. O argumento é que a expansão da área para produção de cana-de-açúcar se dará sobre as de pastagens e estas, para sustentar um nível de produção ou compensar a área perdida, avançarão sobre as áreas ocupadas com florestas mais ao norte do país. A tabela 1 mostra as variações de área entre os Censos Agropecuários de 1995 e 2006.

Tabela 1 Mudanças no uso da terra no Brasil (%)

	Agricultura	Cana-de-açúcar	Pastagens	Florestas
Norte	37,03	47,7	13,85	-18,43
Nordeste	4,98	-13,52	9,61	6,9
Centro-Oeste	63,91	104,8	-5,47	-5,45
Sudeste	12,89	52,3	-24,55	-1,87
Sul	11,85	65,57	-22,19	13,33
Total	19,39	37,78	-6,1	-4,58

Fonte: Censos Agropecuários de 1995 e 2006 e Pesquisa Agrícola Municipal (PAM)

A área destinada ao cultivo agrícola, em especial de cana-de-açúcar, mostra um grande crescimento nos últimos anos (exceto no Nordeste), enquanto há um declínio das áreas de pastagens (Centro-Oeste) e florestais (Norte e Centro-Oeste). Portanto, a evidência corrobora a hipótese de que há um efeito de desmatamento indireto na região Norte devido à expansão da atividade agrícola sobre pastagens e outras culturas no Sudeste e Centro-Oeste.

Uma diminuição da área de pastagens devido ao aumento da cana-de-açúcar leva a uma queda da produção pecuária com conseqüente aumento do preço do boi. Dessa forma, nota-se que o pecuarista enfrenta o *trade-off* de intensificar sua produção ou aumentar sua área produtiva sobre outras áreas. Mas quão propenso está o pecuarista em intensificar sua produção em resposta ao aumento do preço do seu produto?

Este trabalho se propõe a estimar uma elasticidade-preço da produtividade da pecuária brasileira, ou seja, qual propensão do pecuarista em intensificar a produção em resposta a mudanças no preço da arroba bovina. Um pecuarista mais propenso à intensificação implica menor utilização de área e, portanto, menor efeito indireto de desmatamento. Porém, dado a falta de dados anuais sobre a área de pastagens no Brasil,¹ a estimação da referida elasticidade será feita em duas etapas. Na primeira será estimada uma função de produção relacionando a produção pecuária com os insumos terra e trabalho, via modelo de fronteiras estocásticas, a partir da qual é possível estimar as áreas de pastagens no Brasil. Na segunda etapa será estimada a elasticidade propriamente dita, a qual será obtida por meio da relação da produtividade (produto por área) e preço, via modelo de dados em painel, a qual mostrará a propensão do pecuarista à intensificação da produção.

Esse trabalho está dividido em 4 seções, além desta introdução: na seção 2 será apresentada uma discussão sobre a produtividade da pecuária e o desmatamento; na seção 3 será apresentada a metodologia de fronteiras estocásticas bem como os resultados obtidos da primeira

¹ Os dados disponíveis sobre áreas de pastagens no Brasil se restringem aos anos relativos aos censos agropecuários mais recentes, 1995 e 2006, o que limita um estudo mais abrangente, como se objetiva aqui.

etapa; na seção 4 será abordada a modelagem da decisão de intensificação do pecuarista e os resultados da estimação em painel; por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais.

2. Produtividade, pecuária e desmatamento

Um argumento em favor da produção de cana-de-açúcar é a possibilidade de não haver desmatamento indireto se a perda de área de pastagens vier acompanhada de um aumento da produtividade das áreas remanescentes, de modo que seja possível produzir mais em uma dada área [MARTHA JR. (2008)]. Adicionalmente, também é possível que a expansão de cana-de-açúcar se dê sobre áreas de pastagens degradadas, ou seja, áreas que a pecuária já abandonou em busca de pastos mais férteis.²

Diversos trabalhos têm sido conduzidos no intuito de investigar a questão do desmatamento e avanço das atividades agropecuárias. Rivero *et al.* (2009) investigaram o desmatamento na região amazônica, via modelo de dados em painel, concluindo que a pecuária é o principal vetor de desmatamento na região, e esse impacto é ampliado pela expansão da atividade agrícola em larga escala. Esse último ponto também é explorado em Rodrigues (2004), o qual argumenta que não há um único causador do desmatamento na região amazônica, mas um conjunto de fatores. Dentre eles, o autor destaca o próprio governo, que promoveu o avanço da fronteira agropecuária desde a década de 1970 por meio de políticas públicas, a pressão da demanda por alimentos e o baixo grau tecnológico das atividades, que limita o uso de técnicas que preservam a produtividade e incentiva a expansão das áreas agropecuárias sobre áreas florestais.

Tal argumento é corroborado por Young (1998), que encontra uma relação positiva entre o aumento dos preços agrícolas e o desmatamento na região amazônica durante as décadas de 1970 e 1980. Porém, Margulis (2001) aponta outros fatores que podem incentivar o avanço da fronteira agropecuária sobre a região amazônica, como a atividade madeireira; os preços agrícolas; os preços da terra; os preços dos insumos.³ Ainda são citados efeitos causados por políticas públicas, como expansão do crédito e construção de estradas. No entanto, o mesmo autor em um trabalho posterior [MARGULIS (2003)] cita que o principal fator responsável pelo desmatamento tem características de viabilidade financeira, ou seja, a oportunidade de geração de lucro com a exploração do desmatamento, ainda que o avanço da malha rodoviária possa contribuir para essa viabilidade. A pecuária pode não ser o principal motor, mas ocuparia uma área que fora desmatada para a exploração de madeiras, e que ficara devoluta posteriormente. Mertens *et al.* (2002) sintetiza essas visões com um modelo de econometria espacial e dados do sul do Pará, uma das áreas consideradas de fronteira agropecuária, apontando que tanto a expansão da fronteira agropecuária sobre essas áreas florestais, como outras atividades humanas de colonização dessa região (incluindo construção de estradas e reservas indígenas) são grandes vetores de desmatamento.

A produção intensiva é colocada como alternativa à redução do desmatamento por Dumortier *et al.* (2010) por meio de um modelo de equilíbrio parcial (CARD⁴) inserindo um parâmetro (elasticidade) que capta o efeito da ampliação da quantidade de animais mantidos em uma dada área, para a União Européia. Alguns cenários simulados consideram que as mudanças na área agrícola não se relacionam com as áreas de pastagens - ou seja, a expansão de uma não se dá sobre a outra - sendo os impactos desses cenários os que mais reduzem o desmatamento, indicando o papel de agente ativo nas mudanças de uso da terra que a atividade pecuária exerce nessa dinâmica, principalmente em países cuja pecuária é predominantemente extensiva. Adicionalmente, a possibilidade de aumento da quantidade de gado mantido em uma dada área também melhorou os resultados obtidos.

² Apesar de, neste último caso, ser possível existir uma correlação entre expansão da cana-de-açúcar e desmatamento, não haverá uma relação de causalidade.

³ De acordo com o autor, estes têm um feito dual, pois um aumento destes reduz a atividade agropecuária, mas pode, também, incentivar a produção extensiva ao invés da intensiva, aumentando o desmatamento.

⁴ O modelo em questão é descrito em Searchinger (2008).

O debate coloca a questão da intensificação da atividade pecuária como uma das alternativas para a redução do desmatamento, uma vez que a criação de uma maior quantidade de animais em uma dada área reduziria a quantidade de terra necessária para a atividade pecuária. Dessa forma, a expansão da agricultura, especialmente da produção de cana-de-açúcar sobre pastagens no Brasil, não precisaria ser acompanhada por um aumento da área destinada à criação de bovinos. Segundo Martha Jr. (2008), o aumento da produtividade da agropecuária teria um efeito “poupador de terra”, uma vez que menores áreas florestais seriam requeridas para aumentar a produção agrícola e pecuária nacionais. Essa característica é corroborada por Martha Jr., Alves e Contini (2011) que mostram que, nas últimas décadas, os avanços da produtividade pecuária atingiram 79%, principalmente devido à modernização da atividade, enquanto a expansão da terra destinada às pastagens foi da ordem de 21%, possibilitando uma “poupança de terra” de 525 milhões de hectares, de onde os autores concluem que o esforço por ganhos de produtividade e modernização da atividade é muito superior que o esforço para a expansão de área.⁵

A resposta do agricultor em termos de intensificação por meio da elasticidade-preço da produtividade foi estimada por Huang e Khanna (2010) com um modelo de dados em painel relacionando a produtividade (produção por área) das lavouras de milho, soja e trigo dos Estados Unidos com preço e preços-cruzados dos produtos, variáveis climáticas, uma tendência temporal para medir progresso técnico e custos dos insumos de produção, como fertilizantes e combustíveis. Os autores também estimaram como se daria a decisão de aumento da área por parte dos produtores. Em sua conclusão, os rendimentos das culturas responderam positivamente em relação aos seus preços, mas os fatores climáticos explicavam bem mais os aumentos de produtividade (com exceção para o trigo). A decisão de aumentar a área seria influenciada positivamente pelos aumentos de preços dos produtos e negativamente em relação aos preços dos demais produtos. Esse trabalho serve de motivação para estimar a mesma elasticidade para a atividade pecuária no Brasil.

3. Estimação das áreas de pastagem no Brasil

3.1. O modelo de fronteiras estocásticas

O modelo utilizado para a estimação da função de produção da primeira etapa é o modelo de fronteiras estocásticas, onde, dado que o menor nível de agregação observável é o município, assume-se como pressuposto a existência de firmas representativas em cada unidade de observação.

A estimação do modelo de fronteiras estocásticas tem como característica principal o ajuste do termo de erro da regressão, substituindo o termo de erro de um modelo de regressão usual, obtido a partir da hipótese de média zero e distribuição normal. No modelo de fronteiras estocásticas, o termo de erro é modelado como um erro composto, com distribuição assimétrica e média diferente de zero, por hipótese [MEEUSEN e VAN DEN BOECK (1977); AIGNEL, LOVELL e SCHMIDT (1977)]. A formulação geral do modelo é dada da seguinte forma

$$y_i = f(x_i, \beta) \epsilon_i e^{v_i} \quad (1)$$

onde y_i é a produção, $f(x_i, \beta)$ é a fronteira determinística, x_i são os insumos, β é o vetor de parâmetros, ϵ_i é o termo indicativo de ineficiência, e é a constante de Euler, e v_i é o componente aleatório simétrico. O termo ϵ_i é definido no intervalo (0,1], sendo que, se $\epsilon_i < 1$ então a firma opera abaixo da fronteira eficiente e se $\epsilon_i = 1$, então a firma opera sobre a fronteira. Linearizando e definindo $u_i = -\ln \epsilon_i$, tem-se

$$\ln y_i = \ln f(x_i, \beta) + v_i - u_i \quad (2)$$

se o produtor é ineficiente, então temos $u_i > 0$; caso o produtor seja eficiente, então $u_i = 0$.

⁵ Porém, segundo dados do Projeto PRODES do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE), (<http://www.obt.inpe.br/prodes/index.html>) o desmatamento acumulado na região amazônica foi de quase 600 milhões de hectares entre os anos de 2000 e 2009, o que indica que, apesar dos ganhos de produtividade na produção agropecuária brasileira, a expansão da fronteira agrícola, via desmatamento, ainda é muito grande.

O caso particularmente interessante aqui é uma função de produção linear nos logaritmos dos insumos, como a Cobb-Douglas e a Translog, a qual também é linear nos logaritmos cruzados dos insumos, e as quais serão utilizadas para estimativa dos parâmetros deste trabalho.⁶

Nos modelos de fronteiras estocásticas, supõe-se que os componentes de erro u_i e v_i são homocedásticos, não-correlacionados e com média constante, sendo que para o primeiro esta é positiva e para o segundo a média é nula. O estimador de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) neste tipo de modelo produz estimativas não enviesadas e consistentes, exceto para o parâmetro de intercepto, o qual é enviesado e subestimado. No entanto, sendo conhecida a distribuição dos resíduos, as estimativas por Máxima Verossimilhança (MV) são mais eficientes. Para estimar o modelo de fronteiras estocásticas por MV é preciso assumir uma forma funcional para a distribuição de u_i , considerando que v_i segue distribuição normal.

A distribuição de u_i pode assumir diferentes formas e, dentre as mais usuais, encontram-se a distribuição *half-normal* e a distribuição exponencial. A primeira foi estudada por Battese e Corra (1977). A segunda foi proposta por Meeusen e van den Boeck (1977). Aignel, Lovell e Schmidt (1977) utilizaram as duas formas funcionais e concluíram, comparando os resultados, que a distribuição *half-normal* apresenta concentração dos resíduos ao redor da média zero, o que significa uma menor ineficiência das unidades produtoras.^{7 8}

Para testar se o modelo de fronteiras estocásticas é bem empregado, é utilizada a estatísticas LR (do inglês, *Likelihood Ratio*). A estatística LR apresentada nos resultados difere da estatística LR usual, sendo um teste generalizado mono-caudal realizado para uma distribuição composta pela mistura da χ_0^2 com a χ_1^2 .⁹ O teste é construído sob a hipótese nula de que $H_0: \sigma_u^2 = 0$ e hipótese alternativa de que $H_1: \sigma_u^2 > 0$. Sendo assim, a rejeição da hipótese nula implica a existência de ineficiência técnica o que, conseqüentemente, sugere que o modelo de fronteiras estocásticas, estimado pelo método de máxima verossimilhança, é bem especificado. A não-rejeição da hipótese nula reduziria o modelo a uma estimação por Mínimos Quadrados Ordinários, uma vez que o termo de erro composto teria uma distribuição simétrica centrada em zero.¹⁰ Os modelos estimados serão

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln T_i + \beta_2 \ln L_i + \varepsilon_i^C \quad (\text{Cobb-Douglas}) \quad (3)$$

$$\ln y_i = \alpha_0 + \alpha_1 \ln T_i + \alpha_2 \ln L_i + \alpha_3 \ln T_i \ln L_i + \varepsilon_i^T \quad (\text{Translog}) \quad (4)$$

onde y_i é a produção, β_k são os parâmetro da função Cobb-Douglas a serem estimados, α_k são os parâmetros da função Translog a serem estimados, T_i é a quantidade de terra e L_i é a quantidade de trabalho. Os termos ε_i^C e ε_i^T são os componentes aleatórios, tanto o simétrico como o assimétrico de cada modelo.

⁶ Essas são as funções mais utilizadas na literatura segundo Greene (2008).

⁷ Em geral, essas duas formulações são as mais aplicadas, sendo que o modelo com a *half-normal* é o mais comumente utilizado [GREENE (2008)].

⁸ Existem críticas quanto ao uso das distribuições referidas propondo a utilização de distribuições como a normal truncada e a distribuição gama as quais, apesar de importantes, não serão utilizadas aqui. De fato, os resultados não sofrem grandes mudanças devido à pressuposição de formas funcionais diferentes para os erros, por isso, serão utilizadas as formas mais difundidas na literatura. Uma revisão mais detalhada sobre a forma funcional do termo de ineficiência no modelo de fronteiras estocásticas é feito em Schettini (2010) e Greene (2008).

⁹ Esse procedimento é descrito em Gutierrez, Carter, and Drukker (2001). Os autores fazem uma revisão da discussão acerca do teste e seus pressupostos e descrevem como esse teste se insere no *software* Stata, o qual foi utilizado neste trabalho.

¹⁰ Os trabalhos empíricos têm como objetivo principal a mensuração da ineficiência técnica das firmas, por esse motivo o foco desses trabalhos recai, principalmente, sobre a análise dos resíduos da regressão, em especial o termo de distribuição assimétrica u_i . Apesar de importantes, os resultados relativos à ineficiência não são os principais pontos analisados no presente trabalho, tendo em vista que a aplicação do modelo de fronteiras estocásticas deve-se apenas ao fato de que é a melhor forma de estimar a função de produção quando há presença de ineficiências. Porém, os resíduos assimétricos serão considerados na estimação das áreas de pastagens.

3.2. Base de dados

Os dados utilizados nesta etapa são provenientes do Censo Agropecuário de 2006,¹¹ sendo que y_i é o número de cabeças de bovinos nos estabelecimentos agropecuários e T_i é área de pastagens (em hectares). Cada observação i é uma Área Mínima Comparável (AMC),¹² uma vez que o objetivo foi tratar os dados de maneira homogênea, de modo a utilizar a mesma regionalização em ambos os estágios.

A variável L_i representa o número de trabalhadores empregados na atividade de pecuária bovina. Apesar de existir essa variável no Censo Agropecuário de 2006 (inclusive para o de 1995-1996), foi utilizado o número de trabalhadores na pecuária bovina pelos dados da Relação Anual de Informações Sociais (RAIS), uma vez que, no segundo estágio, esse será o dado utilizado para a obtenção das estimativas de elasticidade. Evita-se, com isso o problema de mudança das definições das variáveis entre os estágios.

O problema do uso dos dados da RAIS como insumo trabalho no modelo é que tal pesquisa considera apenas postos de trabalho formais. Comparando os dados da RAIS e do Censo Agropecuário de 2006 para emprego na atividade pecuária para cada AMC, vemos que a taxa de formalidade média no Brasil é de 11,3%, sendo maior na região Sudeste (17,7%) e menor na região Sul (3,9%), o que mostra que a pecuária no Brasil é uma atividade onde predomina o trabalho informal. Nesse sentido, o uso da RAIS pode gerar estimativas inconsistentes dos parâmetros. Essa característica pode não ser um problema se as taxas de informalidade relativas entre as AMC's utilizadas no trabalho se mantiverem constantes ao longo do tempo na segunda etapa de estimação (seção 4).¹³

Os modelos estimados serão, inicialmente, os casos Cobb-Douglas e Translog como mostrados nas equações (3) e (4), assumindo tanto a distribuição *half-normal* quanto a distribuição exponencial para os resíduos em cada modelo. Adicionalmente, serão incluídas *dummies* estaduais de intercepto e *dummies* estaduais de inclinação relacionadas ao fator trabalho, como será explicado na próxima seção.

¹¹ Inicialmente também foram utilizados os dados do censo agropecuário de 1995-1996, mas os resultados obtidos apontavam não existir assimetria dos resíduos, ou seja, não existia termo de ineficiência, o que torna a metodologia de fronteiras estocásticas desnecessária. Em que pese esses resultados, parece pouco provável que todos os municípios estivessem, em 1996, sobre a fronteira de possibilidade de produção. O resultado para esse ano sugere algum ruído não modelado nos dados, o que pode ser oportunidade para futuros estudos.

¹² AMC é a forma de agregação de unidades territoriais (municípios) de modo a manter constante uma dada área ao longo de um período de tempo. Essa forma evita, por exemplo, que a criação de um novo município na área de um antigo interfira nas estatísticas de área para cada um. Nesse caso, o segundo perderia área pelo simples fato de o primeiro ter surgido. A solução das AMC's é considerar ambos como uma única unidade territorial. Como trabalharemos com painel, é aconselhável a utilização de AMC's.

¹³ Dado o alto grau de informalidade da pecuária, espera-se que o parâmetro relativo ao fator trabalho tenha uma participação na produção menor quando utilizados dados da RAIS do que quando utilizados dados do Censo. Um modelo utilizando os dados de trabalho do censo agropecuário foi estimado e realmente sugere esse ponto. Esses resultados, porém, não serão apresentados aqui, uma vez que não serão utilizados nas próximas etapas do presente estudo.

3.3. Resultados

Os resultados para a função Cobb-Douglas são resumidos na tabela 2, e para a função Translog na tabela 3.¹⁴

Tabela 2 Resultados dos modelos de fronteiras estocásticas para a função Cobb-Douglas

Especificação	Cobb-Douglas					
	Sem <i>dummies</i>		<i>Dummies</i> estaduais de intercepto		<i>Dummies</i> estaduais de Inclinação	
	<i>Half-normal</i>	Exponencial	<i>Half-normal</i>	Exponencial	<i>Half-normal</i>	Exponencial
Modelo	1	2	3	4	5	6
ln_pastagens	0,7656 *** (0,0061)	0,7648 *** (0,006)	0,7715 *** (0,0064)	0,7670 *** (0,0062)	0,7515 *** (0,0065)	0,7463 *** (0,0064)
ln_emprego	0,1250 *** (0,0055)	0,1209 *** (0,0054)	0,1149 *** (0,0054)	0,1124 *** (0,0052)	0,1233 *** (0,006)	0,1195 *** (0,0058)
Constante	2,3013 *** (0,0606)	2,2662 *** (0,0531)	2,3093 *** (0,0578)	2,2863 *** (0,0531)	2,4501 *** (0,0642)	2,4527 *** (0,0579)
σ_v	0,3913 (0,011)	0,3814 (0,0074)	0,3043 (0,0087)	0,2991 (0,0065)	0,3419 (0,0093)	0,3305 (0,0066)
σ_u	0,3410 (0,0328)	0,2148 (0,0131)	0,3744 (0,0199)	0,2230 (0,0105)	0,3449 (0,0246)	0,2153 (0,0111)
σ^2	0,2694 (0,016)	0,1916 (0,0051)	0,2328 (0,0114)	0,1392 (0,004)	0,2359 (0,0125)	0,1556 (0,0043)
λ	0,8715 (0,0424)	0,5633 (0,0185)	1,2301 (0,0272)	0,7456 (0,0152)	1,0085 (0,0325)	0,6515 (0,0158)
LR	13,87	80,20	54,48	190,00	27,33	130,00

Os erros padrão estão entre parênteses. Níveis de significância: *** 1%; ** 5%; * 10%.
Fonte: Cálculos próprios.

Tabela 3 Resultados dos modelos de fronteiras estocásticas para a função Translog

Especificação	Translog					
	Sem <i>dummies</i>		<i>Dummies</i> estaduais de intercepto		<i>Dummies</i> estaduais de Inclinação	
	<i>Half-normal</i>	Exponencial	<i>Half-normal</i>	Exponencial	<i>Half-normal</i>	Exponencial
Modelo	7	8	9	10	11	12
ln_pastagens	0,6670 *** (0,0111)	0,6600 *** (0,011)	0,7232 *** (0,0102)	0,7148 *** (0,0101)	0,6864 *** (0,0104)	0,6778 *** (0,0104)
ln_emprego	-0,1420 *** (0,0256)	-0,1593 *** (0,0253)	-0,0237 (0,0236)	-0,0362 (0,0232)	-0,0770 *** (0,0259)	-0,0897 *** (0,0255)
ln_past_emp	0,0271 *** (0,0025)	0,0284 *** (0,0025)	0,0141 *** (0,0024)	0,0151 *** (0,0023)	0,0209 *** (0,0026)	0,0218 *** (0,0026)
Constante	3,2502 *** (0,1069)	3,2657 *** (0,1035)	2,7742 *** (0,0965)	2,7905 *** (0,0938)	3,0658 *** (0,1005)	3,1014 *** (0,0968)
σ_v	0,3770 (0,0103)	0,3689 (0,0072)	0,3010 (0,0085)	0,2962 (0,0064)	0,3366 (0,0091)	0,3252 (0,0065)
σ_u	0,3592 (0,0285)	0,2204 (0,0124)	0,3764 (0,0194)	0,2230 (0,0104)	0,3474 (0,0236)	0,2158 (0,0108)
σ^2	0,2711 (0,0149)	0,1847 (0,005)	0,2322 (0,0112)	0,1375 (0,0039)	0,2340 (0,0122)	0,1524 (0,0042)
λ	0,9529 (0,0372)	0,5974 (0,0176)	1,2504 (0,0265)	0,7530 (0,015)	1,0319 (0,0312)	0,6636 (0,0155)
LR	21,97	100,00	59,22	200,00	30,94	150,00

Os erros padrão estão entre parênteses. Níveis de significância: *** 1%; ** 5%; * 10%.
Fonte: Cálculos próprios.

Primeiramente, nota-se que em todos os casos, a estatística LR permite a rejeição da hipótese nula ao nível de 1%, o que significa que os modelos estimados são compatíveis com o método de fronteiras estocásticas.

¹⁴ Devido à escassez de espaço, os valores estimados para as *dummies* não serão reportados nas tabelas 2 e 3. No entanto, no decorrer do trabalho, os valores obtidos são utilizados adequadamente.

A primeira característica a ser notada é que o trabalho tem participação no produto bem menor do que a terra, em ambas as formas funcionais, o que se deve, provavelmente, às características de produção extensiva da pecuária brasileira, evidenciando que o setor tem baixa intensidade de uso do fator trabalho na produção. Nota-se, também, que o parâmetro associado ao logaritmo do trabalho para a função de produção Translog é negativo. Porém, isso não significa que a forma funcional seja inválida, desde que se obedeça à condição de produto marginal positivo. No entanto, o resultado sugere que o fator trabalho tem algum tipo de ineficiência no processo produtivo, já que o parâmetro negativo atua de modo a diminuir o produto marginal do trabalho.

Nos casos da função de produção Cobb-Douglas, a soma dos parâmetros é menor que 1 (o parâmetro associado à terra entre 0,74 e 0,77 e para trabalho entre 0,11 e 0,13), o que indica a presença de retornos decrescentes à escala. Dessa forma, espera-se que, por exemplo, caso os produtores de gado desejem dobrar sua produção (no caso, a quantidade de cabeças nos estabelecimentos pecuários), tudo mais constante, então será preciso mais do que dobrar a quantidade de insumos de produção, ou seja, expandir a área de pastagens e contratar mais mão-de-obra.

Para a especificação Translog, o parâmetro associado ao fator trabalho não se mostrou significativo ao nível de 1% nos modelos 9 e 10, quando são adicionadas *dummies* estaduais de inclinação. No entanto, em termos qualitativos, os resultados mostram, ainda, a similaridade com aqueles provenientes da especificação Cobb-Douglas, com uma participação do fator terra muito superior na produção do que o fator trabalho. Adicionalmente, nota-se que o fator de produção trabalho é, em geral, pouco significativo na produção pecuária quando avaliado separadamente, de modo que a sua interação com o fator terra o torna relevante. Essa constatação, ainda que plausível para a atividade pecuária, também indica uma característica altamente extensiva da atividade pecuária brasileira.

São acrescentadas *dummies* estaduais de intercepto para os modelos 3, 4, 9 e 10, e *dummies* de inclinação associadas à variável emprego para os modelos 5, 6, 11 e 12, já que esta variável se mostrou mais instável nas diferentes especificações. Os resultados continuam similares aos modelos sem *dummies*, novamente apontando uma função de produção com retornos decrescentes à escala e participação relativamente maior do fator terra no processo produtivo da pecuária.

O estado de São Paulo foi utilizado como base para as *dummies*. Logo, espera-se que sejam significantes os parâmetros dos estados cujas AMC's possuam características sejam essencialmente diferentes das AMC's no estado de São Paulo. De maneira geral, a maior parte das *dummies* é significativa aos níveis usuais, o que mostra a heterogeneidade das regiões em relação à região base, tanto no caso de uma diferenciação aplicada no termo constante, quanto à aplicação no termo associado ao trabalho.¹⁵ Na Tabela 4 são apresentados os resultados para a forma funcional Translog.

Assumindo que as funções de produção estimadas são válidas e constantes ao longo do tempo, as áreas de pastagens para cada AMC serão estimadas utilizando os modelos 3 a 6 e 9 a 12 (incluindo os valores das *dummies*), segundo as equações (5) e (6), utilizando dados da PPM (Pesquisa Pecuária Municipal) e da RAIS. Para tanto, os parâmetros levados em consideração serão apenas aqueles que se mostraram estatisticamente diferentes de zero pelo menos ao nível de significância de 10%.

$$T_{it}^C = \exp\left(\frac{\ln y_{it} - \widehat{\beta}_0 - \widehat{\beta}_2 \ln L_{it} + u_i^C}{\widehat{\beta}_1}\right) \quad (\text{Cobb-Douglas}) \quad (5)$$

$$T_{it}^T = \exp\left(\frac{\ln y_{it} - \widehat{\alpha}_0 - \widehat{\alpha}_2 \ln L_{it} + u_i^T}{\widehat{\alpha}_1 + \widehat{\alpha}_3 \ln L_{it}}\right) \quad (\text{Translog}) \quad (6)$$

onde y_i é a produção, $\widehat{\beta}_k$ são os parâmetro estimados da função Cobb-Douglas, $\widehat{\alpha}_k$ são os parâmetros estimados da função Translog, T é a quantidade de terra e L é a quantidade de trabalho,

¹⁵ Em geral, Roraima e Espírito Santo foram os únicos estados cujas *dummies* se mostraram estatisticamente iguais a zero em todos os modelos o que pode ser explicado pela pequena quantidade de observações em cada um desses estados. Somam-se a esses os estados do Maranhão, Rio de Janeiro, Mato Grosso e Distrito Federal, cujas *dummies* mostraram-se significantes apenas no modelo 7.

u^C e u^T são os componentes assimétricos de resíduos para cada caso. As *dummies* de intercepto são incluídas nos cálculos relativos aos modelos 3, 4, 9 e 10 e as *dummies* de inclinação são incluídas nos modelos 5, 6, 11 e 12. As estatísticas descritivas das áreas de pastagens estimadas serão apresentadas na seção 4.2, quando serão discutidos os dados utilizados no modelo de dados em painel.

4. Estimação da elasticidade-preço da produtividade

4.1. Modelo de variáveis instrumentais

As equações a serem estimadas fazem parte de um sistema de oferta e demanda que advém do mercado de gado. Pelo lado da demanda, a quantidade de gado demandada será feita levando em conta o preço de mercado do gado e outras variáveis que influenciam a demanda, como o PIB, tamanho da população, condições de crédito e preço de outros bens.

Pelo lado da oferta, os produtores tomam sua decisão de quanto gado manter em sua propriedade levando em conta o preço de mercado do gado e o custo para manter dada quantidade de gado. Para tanto, ele deve decidir a quantidade de insumos de produção empregados, os quais são assumidos aqui serem terra e trabalho o que, por sua vez, leva o produtor a considerar no processo de decisão o custo de ambos os fatores, salário e preço da terra. Sendo assim o que se propõe é a estimação de uma curva de oferta dentro de um modelo de equações simultâneas segundo as seguintes equações

$$\frac{y_{it}}{T_{it}} = f(\text{preço}_{it}, \text{salário}_{it}, \text{preço da terra}_{it}) \quad (7)$$

$$\text{preço}_{it} = g(\text{população}_{it}, \text{cred}_t, \text{ipca}_t, \text{pib set}_{it}, \text{pib}_{it}, \text{tendência}) \quad (8)$$

onde y_{it} é a quantidade de cabeças de gado, T_{it} é a área destinadas a pastagens em cada unidade produtiva, obtida anteriormente a partir dos resultados de fronteiras estocásticas e, assim, $\frac{y_{it}}{T_{it}}$ é a taxa de lotação da pecuária, ou seja, a quantidade de animais por hectare. preço_{it} é o preço da arroba do boi, salário_{it} é o salário dos empregados na pecuária bovina, e $\text{preço da terra}_{it}$ é o preço da terra.

A equação (8) é composta pelas variáveis instrumentais população_{it} ; pib_{it} (PIB municipal); cred_t , é o volume total de crédito como proporção do PIB; ipca_t é o índice de preços ao consumidor;¹⁶ pib set_{it} representa um conjunto de variáveis que contém o PIB dos setores industrial e agropecuário, e tem por função captar efeitos de demanda intermediária;¹⁷ tend , que representa a tendência temporal dada pelo ano de cada observação. Todas as variáveis são utilizadas em logaritmo natural, exceto cred_t , ipca_t e tend .

4.2. Base de dados

Devido à indisponibilidade de dados, além da própria concentração da análise nas áreas de maior interesse nesse tipo de estudo, quais sejam, as áreas de fronteira agropecuária e áreas que concentram grande atividade agropecuária (como os estados de São Paulo e Minas Gerais), não serão utilizados nessa parte do estudo as regiões Nordeste e Sul, bem como os estados do Rio de Janeiro e Espírito Santo.

Para a estimação das áreas de pastagem, foi utilizado um procedimento para compatibilização da PPM com o Censo Agropecuário de 2006. O número de cabeças de gado para cada AMC obtido na primeira pesquisa mostrou-se superior àquele declarado na segunda.¹⁸ Logo, caso fossem utilizados os dados da PPM, haveria uma superestimação das áreas de pastagem, uma vez que estas são diretamente proporcionais à quantidade de cabeças segundo as equações (5) e (6),

¹⁶ Os dois últimos são incluídos como controle de demanda no tempo, sendo o primeiro como renda disponível e o segundo como controle de preços relativos.

¹⁷ A opção na estimação foi não utilizar deflatores de preços, com o intuito de preservar a variação das séries, além do fato de já ser utilizado um índice de preços para captar os efeitos de preços relativos na decisão de demanda.

¹⁸ Em média, a razão entre a quantidade de cabeças declarada no Censo Agropecuário de 2006 e a declarada na PPM do mesmo ano foi de 0,66.

o que implicaria que muitas AMC's apresentariam área de pastagem superior à área total. Sendo assim, estimou-se uma regressão, para o ano de 2006, da quantidade de cabeças declarada no censo contra a quantidade de cabeças declarada na PPM (em *dummies* estaduais de inclinação e sem o intercepto), e os parâmetros estimados foram aplicados nas quantidades de cabeças declaradas na PPM ao longo do tempo.¹⁹ Os resultados são apresentados na tabela 4, e confirmam uma correlação entre os valores situada entre 0 e 1. Para construir a variável referente à taxa de lotação (cabeças de gado por hectare) para o painel, foram utilizados os dados de área e quantidade de cabeças, construídos por meio dessa metodologia.

A variável $preço_{it}$ foi obtida junto à base de dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada (CEPEA-ESALQ/USP), que divulga uma série de preços da arroba do boi nas seguintes regiões: Araçatuba-SP, Presidente Prudente-SP, Bauru-SP, São José do Rio Preto-SP, Campo Grande-MS, Dourados-MS, Três Lagoas-MS, Cuiabá-MT, Noroeste-PR, Triângulo Mineiro-MG e Goiânia-GO. O período de tempo disponível se estende de outubro de 2002 a setembro de 2011, mas o período utilizado neste trabalho se estende de janeiro de 2003 a dezembro de 2008, devido à periodicidade das séries de contas regionais.

Como as regiões de interesse para esse trabalho (as regiões de fronteira agropecuária são, principalmente, os estados da região Norte e Centro-Oeste) não são sequer ou totalmente abrangidas pelos dados, é preciso de uma metodologia para distribuir os preços das regiões onde estes são disponíveis para todos aqueles onde não são divulgados dados. Sendo assim, optou-se por considerar a distribuição espacial dos preços [inspirada na ideia de custos de transporte do tipo *iceberg*, de Samuelson (1954)].²⁰ Assim foi estimado um modelo auxiliar de regressão para as regiões do CEPEA, onde o preço é a variável explicada e as coordenadas geográficas são variáveis explicativas. Essas coordenadas são obtidas como a média das coordenadas de cada município dentro da região, e foram coletadas na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA). Os resultados são apresentados na tabela 5.

¹⁹ Foi assumido que a relação entre os dados declarados entre as pesquisas se mantivesse constante para cada município ao longo do tempo. Essa pressuposição se mostrou condizente, como se verá adiante, uma vez que a área estimada situou-se razoavelmente próxima à declarada no Censo Agropecuário.

²⁰ Segundo essa ideia, partindo de um ponto central de produção ou distribuição de um produto, o seu preço se distribui no espaço, como se derretendo como um *iceberg*.

Tabela 4 Regressão das quantidades declaradas de cabeças de gado

Var. dep.: cabeças-censo			
ro	0,5938 ***	(0,0055)	mg 0,6690 *** (0,0142)
ac	0,5182 ***	(0,0149)	sp 0,5950 *** (0,0277)
am	0,4130 ***	(0,0614)	ms 0,7993 *** (0,0057)
rr	0,7544 ***	(0,082)	mt 0,6624 *** (0,0045)
pa	0,6681 ***	(0,0049)	go 0,7077 *** (0,0111)
ap	0,4454	(0,3985)	df 0,4954 ** (0,2296)
to	0,6637 ***	(0,0154)	
R ²	0,97750		
Ajust. R ²	0,97730		
F	6279,44		
obs	1896,00		

Os erros padrão estão entre parênteses. Níveis de significância: *** 1%; ** 5%; * 10%.

Fonte: Cálculos próprios.

Tabela 5 Regressão dos preços da arroba do boi

Var. dep.: preço		
Tendência	0,335	(0,0093)
Latitude	-0,529	(0,1604)
Longitude	-0,475	(0,1408)
Constante	60,623	(8,1943)
R ² <i>within</i>	0,554	
R ² <i>between</i>	0,748	
R ² <i>overall</i>	0,559	
Obs	1067	
Grupos	11	

Os erros padrão estão entre parênteses. Todos os termos são significativos a 1%.

Fonte: Cálculos próprios.

Os resultados confirmam a existência de uma relação negativa e significativa entre preço e espaço. O sinal negativo é esperado, uma vez que quanto maior o valor das coordenadas (ou seja, mais distante das regiões onde são divulgados os preços), menor será o preço. Esse resultado reflete um custo dado pela distância. A tendência apresentada é mensal, mas foi anualizada pela média dos valores da tendência para ser transformada em anual e assim ser usada no modelo de elasticidade.²¹

A variável *preço da terra*_{it} é o preço de venda de terra de pastagens (em reais por hectare) obtida junto à base de dados do Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) relacionado à Fundação Getúlio Vargas (FGV), e também necessitou de um procedimento adicional à sua coleta devido à disponibilidade dos dados. Como os dados são anuais para estados, a alternativa usada foi, para cada município, utilizar o valor disponível do estado mais próximo ao estado onde se encontra aquele município, desde que ambos (estado do município e estado que contém os dados) estivessem na mesma macrorregião. Quando da falta de dados para algum período dessa série para algum estado em específico, foi utilizada a média dos valores de cada estado dentro da macrorregião que tinham dados disponíveis.²²

Na tabela 6 são apresentadas as estatísticas descritivas das áreas de pastagem e das taxas de lotação, sendo que esta é construída, para cada município como a quantidade de gado sobre a área em hectares. Na tabela 7 são apresentadas as estatísticas descritivas do preço da arroba do boi, preço da terra e salários.

²¹ Como se trata apenas de um procedimento auxiliar, não serão feitas considerações maiores sobre esse resultado, mas adiante serão devidamente apresentadas as estatísticas descritivas da variável construída.

²² Apesar de questionável, em princípio, a inclusão desta variável é fundamental para atender ao arcabouço teórico do modelo, o qual pressupõe que o pecuarista deve escolher entre os insumos de produção, terra e trabalho, quando de sua decisão de produzir e, para tanto, se depara com as remunerações desses insumos – preço da terra e salário, respectivamente. Desse modo, a omissão dessas variáveis de controle traria, provavelmente, mais prejuízos à análise do que sua exclusão.

Tabela 6 Estatísticas descritivas da área de pastagens e taxa de lotação

Áreas de pastagens estimadas*								
	Past3	Past4	Past5	Past6	Past9	Past10	Past11	Past12
Média	48,56	48,91	52,78	51,63	37,94	35,19	45,01	45,65
Desvio padrão	159,15	161,43	183,91	181,78	106,09	95,29	125,79	129,26
Maior	3889,52	3807,59	4165,40	4470,66	2309,38	1895,59	2310,01	2423,02
Menor	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Ano	Média Anual							
2003	44,80	45,01	47,73	47,64	35,50	33,12	42,00	42,39
2004	46,78	47,06	49,32	49,84	36,37	33,88	42,80	43,23
2005	47,48	47,64	49,96	50,53	36,53	33,88	43,00	43,45
2006	46,11	46,30	48,42	49,08	35,18	32,60	41,43	41,88
2007	44,18	44,37	46,14	46,90	33,68	31,19	39,67	40,11
2008	44,12	44,40	46,06	46,72	33,46	30,99	39,53	39,90
Taxas de lotação estimadas*								
	Lot3	Lot4	Lot5	Lot6	Lot9	Lot10	Lot11	Lot12
Média	1,34	1,35	1,42	1,39	1,54	1,62	1,38	1,39
Desvio padrão	0,39	0,40	0,45	0,44	0,44	0,47	0,41	0,43
Maior	5,15	5,34	5,90	4,95	8,13	8,67	6,90	7,65
Menor	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Ano	Média Anual							
2003	1,28	1,29	1,34	1,32	1,46	1,53	1,32	1,33
2004	1,29	1,30	1,36	1,34	1,48	1,55	1,34	1,35
2005	1,31	1,32	1,39	1,36	1,50	1,58	1,36	1,37
2006	1,37	1,38	1,46	1,42	1,58	1,66	1,41	1,42
2007	1,39	1,40	1,48	1,44	1,60	1,69	1,43	1,44
2008	1,40	1,41	1,49	1,45	1,61	1,70	1,44	1,45

*O número que acompanha "Past" e "Lot" é indicativo do modelo, do primeiro estágio, a partir do qual foram estimadas essas variáveis.

Fonte: Cálculos próprios.

Tabela 7 Estatísticas descritivas do preço da arroba do boi, preço da terra e salário médios

	Preço do boi	Preço da terra	Salário
Média	61,14	5489,41	473,38
Desvio padrão	7,85	2553,20	189,16
Maior	75,27	8966,33	5525,73
Menor	32,72	439,96	0,00
Ano	Média Anual		
2003	51,07	3885,64	353,66
2004	55,10	4694,02	394,74
2005	59,13	5404,74	436,49
2006	63,15	5535,58	504,28
2007	67,18	6250,87	547,91
2008	71,20	7165,59	603,20

Fonte: Cálculos próprios.

Pela tabela 6, as áreas de pastagem médias estimadas situam-se entre 41 e 50 mil hectares no ano de 2006 (excetos as relativas aos modelos 9 e 10), o que significa uma subestimação dessas áreas, uma vez que a área média declarada no Censo Agropecuário é de 56,95 mil hectares. Nota-se que, em todos os modelos, a média atinge um valor máximo no ano 2005, e há uma estabilização entre os anos de 2007 e 2008.

Com relação às taxas de lotação, temos que as médias estimadas são ligeiramente superiores à média observada no Censo Agropecuário, a qual é de 0,99. Portanto, há uma superestimação das taxas de lotação. De maneira geral, as taxas de lotação estimadas mostram uma tendência crescente com taxa de crescimento média entre 1,6% (modelo 12) e 2,2% (modelo 10). Esse resultado não difere substantivamente da evidência dos censos agropecuários, nos quais o crescimento médio anual da taxa de lotação brasileira é de aproximadamente 1,7%.

Pela tabela 7, notamos que a taxa média de crescimento do preço da terra (13,2%) e dos salários (11,3%) é maior do que a taxa média de crescimento do preço do boi (6,9%). Portanto, os preços dos insumos têm um crescimento médio superior ao crescimento do preço do produto, o que pode servir como desincentivo ao pecuarista em investir na produção. Adicionalmente, considerando terra e gado como dois ativos, o pecuarista enfrenta o *trade-off* de em qual de ambos investir, ou seja, pode ser preferível expandir sua propriedade ao invés de intensificar sua produção.

Ademais, comparando com o crescimento médio da taxa de lotação (entre 1,6 e 2,2%), nota-se que os preços crescem mais rápido, em média, indicando uma inelasticidade da taxa de lotação em relação aos preços, e conseqüente pouca resposta a preços do pecuarista em termos de intensificação da produção.

As variáveis $população_{it}$, $pib\ set_{it}$ e pib_{it} foram obtidas junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), sendo que as duas são medidas em reais. As variáveis $cred_t$ e $ipca_t$ foram coletadas no banco de dados IPEADATA.

4.3. Resultados

Os resultados serão estimados considerando as taxas de lotação da tabela 6, exceto para os modelos 9 e 10, que apresentaram estimativas muito baixas para as áreas de pastagem e, por conseqüência, muito altas para a taxa de lotação. A tabela 8 abaixo apresenta os resultados dos modelos estimados.

Tabela 8 Resultado dos modelos 13 a 18 de variáveis instrumentais

Modelo	13	14	15	16	17	18
variável dependente: $\ln_lotação$						
$\ln_preço$	0,1545 *** (0,0248)	0,1548 *** (0,0248)	0,1607 *** (0,0276)	0,1773 *** (0,0255)	0,1956 ** (0,0878)	0,2070 ** (0,0877)
$\ln_salário$	0,0881 *** (0,0086)	0,0858 *** (0,0086)	0,0969 *** (0,0096)	0,0755 *** (0,0088)	0,0543 *** (0,019)	0,0456 ** (0,019)
\ln_pterra	0,0012 (0,0116)	0,0009 (0,0116)	0,0102 (0,0129)	-0,0073 (0,0119)	-0,0093 (0,0332)	-0,0136 (0,0332)
Obs	9197	9197	9197	9197	9197	9197
R ²	0,1955	0,1917	0,1973	0,1767	0,1710	0,1606
R ² centrado	0,1955	0,1917	0,1973	0,1767	0,1710	0,1606
F	620,58	605,60	625,46	542,18	497,01	458,26
Teste Anderson Canon	6996,78	6996,78	6996,78	6996,78	531,25	531,25
Teste Cragg-Donald	42000,00	42000,00	42000,00	42000,00	285,34	285,34
Teste de Sargan	1,77	1,52	1,95	0,42	0,01	0,11

Os erros padrão estão entre parênteses. Níveis de significância: *** 1%; ** 5%; * 10%.

Nos modelos 13 a 18 foram utilizadas as taxas de lotação dos modelos 3 a 6, 11 e 12, respectivamente.

Fonte: Cálculos próprios.

Na tabela, $\ln_preço$, $\ln_salário$ e \ln_pterra indicam, respectivamente, o logaritmo natural do preço, do salário e do preço da terra (construídos na seção 4.2).

Os coeficientes associados ao logaritmo do preço do boi são todos positivos e menores do que um e muitos pequenos, ou seja, o aumento da produtividade pecuária é inelástica a variações no preço da arroba do boi. Esse resultado corrobora a hipótese de que a atividade pecuária no Brasil tem como característica a produção extensiva, uma vez que a resposta do produtor a variações no preço, em termos de aumentar a taxa de lotação, é bem pequena, optando por aumentar a área. As

elasticidades-preço da produtividade são sensivelmente maiores nos modelos estimados a partir da função de produção Translog (17 e 18), ou seja, o produtor intensifica mais a produção, devido ao aumento dos preços, quando a interação dos insumos é relevante no processo produtivo.

Os coeficientes que acompanham o logaritmo do salário também são significantes aos níveis usuais.²³ Os termos se mostraram positivos e menores que a unidade, o que significa que aumentos no salário são acompanhados de aumentos menos que proporcionais na taxa de lotação. Assim, o produtor tende a intensificar menos a utilização do insumo trabalho ao se deparar com maiores custos destes. Já os parâmetros que acompanham o logaritmo do preço da terra não se mostraram significativos aos níveis de significância usuais.

Nota-se que os testes de qualidade dos instrumentos apontam validade da especificação. Os testes Anderson Canon de subidentificação e Cragg-Donald de poder dos instrumentos rejeitam a hipótese nula, de não identificação e fraqueza dos instrumentos, respectivamente. O teste de Sargan de sobreidentificação não rejeita a hipótese nula, de que os instrumentos são válidos e, portanto, os resultados apontam não-sobreidentificação do modelo. O R-quadrado mostra um poder de explicação bem razoável para o modelo proposto.

Os resultados com baixo poder de explicação podem ser devidos à falta de dados apropriados para a estimação, ou mesmo a problemas quanto à qualidade dos dados, principalmente de pesquisas como o censo agropecuário e regiões de fronteira agropecuária e com poucas informações detalhadas, as quais estão contidas nas regiões Norte e Centro-Oeste.

Com o intuito de tentar avaliar se as conclusões mencionadas acima são de fato observadas, foram estimados novos modelos dividindo a amostra em duas regiões diferentes, uma composta por São Paulo e Minas Gerais, regiões com pecuária mais intensiva (principalmente São Paulo, sul de Minas Gerais e triângulo mineiro), e outra composta pelos estados das regiões Norte e Centro-Oeste, os quais são as principais áreas de fronteira agropecuária e possuem uma pecuária mais extensiva. Os resultados são reportados nas tabelas 9 e 10.

Tabela 9 Resultado dos modelos de variáveis instrumentais: região Sudeste (São Paulo e Minas Gerais)

Modelo	19	20	21	22	23	24
variável dependente: ln_lotação						
ln_preco	0,6170 *** (0,0629)	0,6113 *** (0,0627)	0,6810 *** (0,0695)	0,5475 *** (0,0623)	0,4923 *** (0,0567)	0,4720 *** (0,0562)
ln_salario	0,0949 *** (0,0103)	0,0924 *** (0,0102)	0,1042 *** (0,0114)	0,0790 *** (0,0102)	0,0583 *** (0,0093)	0,0509 *** (0,0092)
ln_pterra	-0,2453 *** (0,0324)	-0,2420 *** (0,0324)	-0,2704 *** (0,0359)	-0,2105 *** (0,0322)	-0,1817 *** (0,0293)	-0,1710 *** (0,029)
Obs	6789	6789	6789	6789	6789	6789
R ²	0,2237	0,2204	0,2226	0,1912	0,1781	0,1654
R ² centrado	0,2237	0,2204	0,2226	0,1912	0,1781	0,1654
F	528,86	518,70	525,55	431,52	392,93	358,45
Teste Anderson Canon	5039,04	5039,04	5039,04	5039,04	5039,04	5039,04
Teste Cragg-Donald	24000	24000	24000	24000	24000	24000
Teste de Sargan	0,76	0,83	0,79	2,47	2,06	2,33

Nota: Os erros padrão estão entre parênteses.

Níveis de significância: *** 1%; ** 5%; * 10%.

Os modelos apresentados na tabela foram estimados com as mesmas lotações dos modelos apresentados nas tabelas anteriores.

Fonte: Cálculos próprios.

²³ Porém, a estatística F, significativa ao nível de 1% em todos os modelos, e o R-quadrado relativamente alto sugerem a relevância da especificação.

Tabela 10 Resultado dos modelos de variáveis instrumentais: regiões Norte e Centro-Oeste

Modelo	25	26	27	28	29	30
variável dependente: ln_lotação						
ln_preco	0,1171 *** (0,0299)	0,1168 *** (0,0301)	0,1206 *** (0,0342)	0,1459 *** (0,0351)	0,1558 *** (0,0372)	0,1531 *** (0,0377)
ln_salario	0,0465 *** (0,0153)	0,0452 *** (0,0154)	0,0538 *** (0,0175)	0,0535 *** (0,018)	0,0503 *** (0,0191)	0,0492 ** (0,0193)
ln_pterra	0,0167 (0,012)	0,0158 (0,012)	0,0355 ** (0,0137)	0,0216 (0,0141)	0,0388 *** (0,0149)	0,0400 *** (0,0151)
Obs	2408	2408	2408	2408	2408	2408
R ²	0,1543	0,1481	0,1649	0,1653	0,1788	0,1721
R ² centrado	0,1543	0,1481	0,1649	0,1653	0,1788	0,1721
F	121,26	115,60	130,47	130,52	142,81	136,35
Teste Anderson Canon	1898,19	1898,19	1898,19	1898,19	1898,19	1897,88
Teste Cragg-Donald	19000	19000	19000	19000	19000	19000
Teste de Sargan	2,62	2,50	2,63	1,89	2,69	1,16

Nota: Os erros padrão estão entre parênteses.

Níveis de significância: *** 1%; ** 5%; * 10%.

Os modelos apresentados na tabela foram estimados com as mesmas lotações dos modelos apresentados nas tabelas anteriores.

Fonte: Cálculos próprios.

Os modelos regionais mostram que, em geral, quando comparadas as regiões em cada modelo, a região Sudeste (formada por São Paulo e Minas Gerais) tem elasticidades-preço da produtividade maiores que aquelas da região formada por Norte e Centro-Oeste, o que significa que a região é mais propensa a intensificar a produção pecuária quando da elevação dos preços da arroba do boi. Porém, ainda assim a resposta do pecuarista em intensificar a produção é inelástica a preço. Esse resultado é esperado pela própria disponibilidade de terras em cada região: em São Paulo e Minas Gerais (principalmente sul e triângulo mineiro), a disponibilidade de terras para a pecuária e a concorrência com a agricultura leva os produtores a manter uma quantidade maior de animais por área; já no Norte e Centro-Oeste, a grande quantidade de terras torna a pecuária uma atividade muito mais extensiva.

No entanto, nota-se que nos resultados relativos aos modelos derivados da função de produção Translog (9 e 10), os parâmetros para a região Sudeste são menores em relação à especificação Cobb-Douglas, enquanto a mesma comparação para o agregados das regiões Norte e Centro-Oeste mostra parâmetros maiores. Esse resultado sugere que os pecuaristas da primeira região têm menor propensão a intensificar a produção quando há relevância na interação entre trabalho e terra na produção, o que pode ser resultado da maior competição por mão-de-obra que há no Sudeste relativo às regiões Norte e Centro-Oeste. Também pode ser decorrente do produto marginal do trabalho ser maior nas regiões Norte e Centro-Oeste do que na região Sudeste, uma vez que a primeira possui menos trabalhadores na pecuária do que a segunda.

Outra característica importante dos resultados das tabelas 9 e 10 é que, na região Sudeste, os parâmetros relativos ao logaritmo do salário e preço da terra são relevantes em todos os modelos, o que sugere que os produtores nessa região levam muito em consideração essas variáveis quando da sua decisão de produção (de quantas cabeças de gado serão mantidas na terra), em relação aos produtores das regiões Norte e Centro-Oeste. Ademais, para a região Sudeste os parâmetros são sempre negativos, enquanto para o agregado das regiões Norte e Centro-Oeste os parâmetros significativos são sempre positivos. Entretanto, é possível que os sinais negativos que acompanham o logaritmo do preço da terra possam ser decorrentes de má especificação da função custo do pecuarista, o que poderia ser corrigido com a inclusão de novos insumos de produção os quais o pecuarista leva em conta na sua decisão de produção, como suplementos alimentícios, ou mesmo o uso de capital físico nos estabelecimentos pecuários.

Em resumo, conclui-se que, enquanto os produtores da região Sudeste são mais propensos à intensificação, sendo que o preço da mão-de-obra e da terra têm mais peso na sua decisão de produção. Já os produtores do Norte e Centro Oeste, são menos propensos à intensificação e levam menos em conta salários e preço da terra na sua decisão de produção.

Novamente, as estatísticas de qualidade dos instrumentos apontam que a especificação do modelo é válida, ou seja, os instrumentos têm grande poder de explicação e não há sobre ou subidentificação do modelo. Ademais as estatísticas F e R-quadrado apontam relevância razoável para o modelo.

Como a evidência mostra uma crescente taxa de lotação com crescente aumento nos preços, então a intensificação da pecuária brasileira pode sofrer influência de outros fatores que não estão modelados aqui, dentre os quais pode ser destacada a utilização de outros insumos de produção que não o trabalho, como maior uso de capital (maior quantidade de propriedades criando gado confinado e semi-confinado) e suplementos alimentícios, além de avanços tecnológicos, como melhoramentos genéticos e influência de variáveis climáticas.

Logo, os modelos elaborados aqui podem ser incrementados com a inclusão de outros insumos de produção ou mesmo melhorias nas especificações das formas funcionais propostas, tanto na análise da decisão de intensificação da atividade pelo pecuarista (pelo modelo de dados em painel) como com o refino do modelo de fronteiras estocásticas. Ainda, há a deficiência com relação à qualidade dos dados, em especial nas regiões de fronteira agropecuária e amazônica devido, principalmente, à falta de informação nessas regiões. A periodicidade dos dados (como no caso do censo agropecuário), a falta de informações em níveis regionais mais específicos e informações mais detalhadas (como no caso da Pesquisa Pecuária Municipal), além das diferentes metodologias entre as pesquisas também são fatores que dificultam a análise quantitativa dessa questão.

5. Considerações finais

As evidências empíricas encontradas neste trabalho, acerca do *trade-off* entre produção intensiva e extensiva da pecuária brasileira, sugerem que o desmatamento indireto é uma consequência da expansão das áreas agrícolas, pois a atividade pecuária no Brasil ainda é altamente extensiva, principalmente nas regiões de fronteira agropecuária (Norte e Centro-Oeste), ou seja, mantém uma pequena quantidade de gado por área.

Mas esse resultado mostra a capacidade de ganhos que toda a atividade pecuária ainda pode auferir ao aumentar a produtividade. Nesse caso, insere-se o aumento da taxa de lotação ou a produção confinada na atividade pecuária, o que se daria com o uso intensivo de outros insumos de produção que não a terra, como capital e trabalho, além de um uso menor de área. Ademais, outros meios para alcançar formas mais eficientes de produção seriam realizar mais investimentos em P&D, promovendo novos métodos para aproveitamento da terra utilizada e maior utilização de suplementos para os animais, por exemplo.

Vale destacar que os resultados obtidos neste trabalho ainda podem ser substancialmente melhorados, o que sugere a possibilidade de subestimação dos valores para a elasticidade-preço da produtividade na pecuária. A inserção de novos insumos de produção, como uso de suplementos alimentícios e outros produtos químicos, variáveis climáticas, utilização de capital dentro das unidades produtoras, contribuiriam para melhores estimativas dos parâmetros propostos aqui. Porém, tais melhorias esbarram na insuficiência de dados. Portanto, a necessidade de maiores pesquisas e estatísticas sobre essas variáveis são fundamentais para a multiplicação de trabalhos nessa área.

Em suma, os resultados deste trabalho advertem para a necessidade de atenção para os setores que interagem com a atividade agrícola, principalmente a pecuária, de modo que o momento favorável para a expansão da primeira deve vir acompanhado de melhorias na segunda, com o intuito de evitar os impactos indiretos ambientalmente desfavoráveis. Nesse sentido, políticas públicas e ações setoriais de incentivos ao aumento de produtividade devem ser formuladas e coordenadas.

6. Referências bibliográficas

AIGNER, D.; LOVELL, C. A.; SCHMIDT, P. *Formulation and estimation of stochastic frontier production function models*. **Journal of Econometrics**. V. 6, n. 1, p. 21-37. 1977.

BATTESE, G. E.; CORRA, G. S. *Estimation of a production frontier model: with application to the pastoral zone in Eastern Australia*. **Australian Journal of Agricultural Economics**. V. 21, n. 3, p. 169-179. 1977.

DUMORTIER, J.; HAYES, D. J.; CARRIQUIRY, M.; DONG, F.; DU, X.; ELOBEID, A.; FABIOSA, J. F.; MULIK, K. *Modeling the effects of pasture expansion on emissions from land-use change*. **Center for Agricultural and Rural Development (CARD) at Iowa State University**. 2010.

GREENE, W. H. *The econometric approach to efficiency analysis*. In: FRIED, H. O. et al. **The measurement of productive efficiency and productivity growth**. Oxford University Press. Oxford, UK. 2008.

GURGEL, A. C. *Biocombustíveis: Solução ou Problema?* In: Alexandre Bragança Coelho; Erly Cardoso Teixeira; Marcelo José Braga. (Org.). **Recursos Naturais e Crescimento Econômico**. Viçosa: UFV. p. 407-434. 2008.

GUTIERREZ, R. G.; CARTER, S.; DRUKKER, D. M. *sg160: On boundary-value likelihood-ratio tests*. **Stata Technical Bulletin**, n. 60, p. 15–18. Reprinted in: **Stata Technical Bulletin Reprints**. V. 10, p. 269–273. College Station, TX: Stata Press. 2001.

HUANG, H.; KHANNA, M. *An econometric analysis of U.S. crop yield and cropland acreage: implications for the impact of climate change*. **Agricultural & Applied Economics Association**. Conferência. 2010.

INTERNATIONAL ENERGY AGENCY (IEA). *Biofuels for Transport: an International Perspective*. **Paris: International Energy Agency**. p. 210. 2004.
(www.iea.org/textbase/nppdf/free/2004/biofuels2004.pdf).

MARGULIS, S. *Quem são os agentes do desmatamento na Amazônia e por que eles desmatam?* **Banco Mundial**. Brasília. 2001.

MARGULIS, S. *Causas do desmatamento da Amazônia brasileira*. **Banco Mundial**. Brasília. 2003.

MARTHA JR., G. B.; ALVES, E.; CONTINI, E. *Pecuária brasileira e a economia dos recursos naturais*. **Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária**. 2011.

MARTHA Jr., G. B. *Dinâmica de uso da terra em resposta à expansão da cana-de-açúcar no Cerrado*. **Revista de Política Agrícola**. v. 17. p. 15-27. 2008.

MERTENS, B.; POCCARD-CHAPUIS, R.; PIKETTY, M. G.; LACQUES, A. E.; VENTURIERI, A. *Crossing spatial analyses and livestock economics to understand deforestation processes in the Brazilian Amazon: the case of Sao Felix do Xingu in South Para*. **Agricultural Economics**. v. 27, p. 269-294. 2002.

MEEUSEN, W.; BROECK, J. *Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed errors*. **International Economic Review**. v.18, n. 2, p. 435-444. 1977.

RIVERO, S.; ALMEIDA, O.; ÁVILA, S.; OLIVEIRA, S. *Pecuária e desmatamento: uma análise das principais causas diretas do desmatamento na Amazônia*. **Nova Economia**. v. 19, p. 41-66. Belo Horizonte. 2009.

RODRIGUES, R. L V. *Análise dos fatores determinantes do desflorestamento na Amazônia legal*. Universidade Federal do Rio de Janeiro. 2004. (Tese)

SAMUELSON, P. A. *The transfer problem and transport costs, II: analysis of effects of trade impediments*. **The Economic Journal**. V. 64, n. 254, p. 264-289, 1954.

SCHETTINI, D. C. D. *Eficiência produtiva da indústria de transformação nas regiões brasileiras: uma análise de fronteiras estocásticas e cadeias espaciais de Markov*. Universidade de São Paulo. 2010. (Tese)

YOUNG, C. *Public policies and deforestation in the Brazilian Amazon*. **Planejamento e Políticas Públicas**. IPEA. n. 18. 1998.