

**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Há espaços para melhora no setor leiteiro? Uma análise de fronteira
estocástica de produção e regressão quantílica utilizando dados do Censo
Agropecuário 2006 (IBGE)**

Ricardo Alves de Brito

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2016**

Ricardo Alves De Brito
Bacharel em Ciências Econômicas

Há espaços para melhora no setor leiteiro? Uma análise de fronteira estocástica de produção e regressão quantílica utilizando dados do Censo Agropecuário 2006 (IBGE)

Orientador:

Prof. Dr. **ALEXANDRE NUNES DE ALMEIDA**

Co-orientador:

Prof. Dr. **SÉRGIO DE ZEN**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2016**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
DIVISÃO DE BIBLIOTECA - DIBD/ESALQ/USP**

Brito, Ricardo Alves de

Há espaços para melhora no setor leiteiro? Uma análise de fronteira estocástica de produção e regressão quantílica utilizando dados do Censo Agropecuário 2006 (IBGE) / Ricardo Alves de Brito. - - Piracicaba, 2016.

137 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz".

1. Pecuária leiteira 2. Fronteira estocástica 3. Multi-output 4. Ineficiências
5. Regressão quantílica I. Título

CDD 338.1771
A447h

"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"

DEDICATÓRIA

Dedico este trabalho à minha família e a Deus a quem, sempre pude recorrer em momentos de necessidade. Dedico também ao meu orientador prof. Alexandre Nunes de Almeida que sempre confiou em mim e acreditou na minha capacidade, mesmo nos momentos mais duvidosos.

OBRIGADO POR TUDO!

AGRADECIMENTOS

Por mais incrível que possa parecer, apesar do crescimento acadêmico que tive ao ler os artigos necessários para escrever essa tese, o crescimento pessoal foi ainda maior. Descobri coisas sobre mim mesmo que levariam décadas para serem descobertas por conta própria. Há muitas pessoas e entidades a quem preciso agradecer e, provavelmente, cometerei alguma injustiça.

Gostaria de agradecer primeiramente a Deus, aos meus pais e minha família com quem sempre pude contar nos meus momentos mais profundos de dúvida e de questionamento interno e nunca deixaram de oferecer palavras de amor, incentivo e suporte.

Gostaria de agradecer também ao meu primeiro orientador, prof. Pedro Valentim Marques, pela disposição em ajudar com relação a um tema que não fazia parte da sua especialidade e pela paciência e tolerância com a inusitada situação de incompatibilidade de áreas de pesquisa.

Sou muito grato ao meu atual orientador – Prof. Alexandre Nunes de Almeida – e ao meu co-orientador – Prof. Sérgio de Zen – que depositaram profunda confiança em mim na realização dessa empreitada, apesar dos percalços pessoais que precisei enfrentar.

Além disso, gostaria de agradecer à ESALQ, à CAPES e ao CNPQ por me propiciarem a oportunidade de aprofundar meus conhecimentos e minha formação, inclusive através de suporte financeiro. Sem esse apoio institucional o caminho para a ampliação dos meus horizontes pessoais se tornaria ainda mais duro.

Finalmente, gostaria de agradecer a todos os funcionários do departamento de Economia Aplicada, mencionando especialmente Arlete Custódio e Diego DeMarchi com quem sempre pude contar com o apoio e com palavras de incentivo.

BIOGRAFIA

Ricardo Alves de Brito nasceu em Recife no dia 3 de abril de 1985. Até onde consegue se lembrar, sempre sofreu por pensar rápido demais e ser bastante afobado e ansioso. A escola sempre foi um ambiente difícil, pois, ao contrário do que se possa imaginar, pelo menos idealmente, os colégios são verdadeiros espaços hobbesianos destituídos de uma autoridade que se faça respeitar.

Levemente ingênuo e sempre acreditando na bondade, se deixou enganar por amizades falsas e se deixou desiludir com relação ao mundo, entendendo-o como um lugar de esforço, obrigação e deveres. Mesmo tendo todo o apoio familiar e estabilidade doméstica, a perturbação interna com relação ao peso do mundo sempre insistia em aparecer.

Aos 20 anos, depois de desistir do curso de Engenharia da Computação e já ingressado no curso de economia, teve uma forte crise depressiva da qual se recuperou, mas nunca se curou da doença. Busca sempre a alegria da vida e as possibilidades de crescimento pessoal como cura para a “chaga interior”. Apesar disso, conseguiu defender uma monografia sobre fatores de inclusão digital e uma dissertação de mestrado sobre abordagens possíveis da Curva de Kuznets Ambiental e sua estimativa para a Amazônia Legal.

Apesar de todas essas conquistas sofre com uma dura dificuldade de iniciar trabalhos por medo excessivo de errar, ou de não argumentar suficientemente bem. E, por tantas vezes, por medo de errar, acaba por não acertar também.

SUMÁRIO

RESUMO	11
ABSTRACT.....	13
1 INTRODUÇÃO.....	15
1.1 Visão do trabalho e objetivos	16
1.2 Resumo dos resultados encontrados.....	18
Referências	19
2 EM BUSCA DE FATORES TÉCNICOS, ORGANIZACIONAIS E OPERACIONAIS PARA EXPLICAR A EFICIÊNCIA DAS FAZENDAS LEITEIRAS: UMA ANÁLISE DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA PARA OS DADOS DO CENSO AGROPECUÁRIO DE 2006	23
Resumo	23
Abstract	23
2.1 Introdução	24
2.2 Revisão bibliográfica: estudando como se tira leite da vaca, estocasticamente falando ...	26
2.3 Metodologia.....	31
2.3.1 Ideias básicas	31
2.3.2 A função estocástica de produção para dados em cross-section	33
2.3.3 Buscando modelar a ineficiência: a hipótese de heterocedasticia	36
2.4 Aplicação empírica e resultados	37
2.4.1 Apresentação dos dados e estatística descritiva	37
4.2 Análise, exposição e discussão dos resultados obtidos	41
Referências	51
3 TODOS PRODUZEM LEITE DA MESMA MANEIRA? UMA ABORDAGEM DE REGRESSÃO QUANTÍLICA PARA OS DADOS DO CENSO AGROPECUÁRIO DO IBGE 2006	57
Resumo	57
Abstract	57
3.1 Introdução	58
3.2 Motivação para a regressão quantílica.....	59
3.2.1 Estimando funções de produção com a regressão quantílica e calculando a eficiência técnica da produção leiteira.....	60
3.2.2 Aplicações de regressão quantílica na produção leiteira e rural	62
3.2.3 A realidade brasileira	66
3.3 Metodologia.....	68

3.4 Base de dados e resultados	70
3.4.1 Apresentação dos dados e estatística descritiva	70
3.4.2 Discussão e resultados obtidos	74
3.4.3 A estimação dos fatores de eficiência	83
3.5 Conclusão	87
Referências	88
4 POR ACASO FAZENDEIROS SÓ PRODUZEM LEITE? UMA ANÁLISE DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA MULTI-OUTPUT USANDO DADOS DO CENSO AGROPECUÁRIO IBGE 2006	91
Resumo	91
Abstract	91
4.1 Introdução	92
4.2 A fronteira estocástica multi-produto	94
4.2.1 A preocupação com o meio ambiente	94
4.2.2 Buscando uma relação entre a produção de leite e outras fontes de receita	98
4.3 Metodologia	101
4.3.1 Idéias Básicas	101
4.3.2 A fronteira estocástica multi-produto	103
4.3.3 Identificando fontes de ineficiência	106
4.4 Base de dados e resultados	107
4.4.1 Apresentação das variáveis e estatísticas descritivas	107
4.4.2 Resultados obtidos com as fronteiras estocásticas de produção multiproduto	111
4.5 Conclusão	125
Referências	126
5. CONCLUSÃO	131
ANEXO	135

RESUMO

Há espaços para melhora no setor leiteiro? Uma análise de fronteira estocástica de produção e regressão quantílica utilizando dados do Censo Agropecuário 2006 (IBGE)

Ao longo dos últimos anos tem se observado no mundo uma expansão do setor leiteiro. Parte dessa expansão se deve a novas tecnologias que foram adotadas nas últimas décadas, mas também ocorreu por causa da queda, ou da anulação de barreiras comerciais. Contudo, notou-se também uma queda no número de fazendas leiteiras. Sendo o leite uma *commodity* os preços seguem as oscilações de mercado – oferta e demanda – e nenhum dos agentes possui poder para influenciar nos preços de compra e venda dessa mercadoria. Como os boletins do CEPEA mostram, os preços no ano passado têm-se mantido abaixo da média histórica, referente à última década, mas os termos de troca com relação a quantidade de litros de leite para se comprar insumos e defensivos se mantêm em patamares estáveis com tendência de alta. Tendo em vista esse problema, surge a necessidade de buscar compreender melhor como funciona o sistema de produção do setor leiteiro. Este trabalho satisfatoriamente conseguiu detectar através das fronteiras estocásticas de produção simples – leite como único produto de saída – e *multi-output* – leite e outros produtos animais existentes nas fazendas - além da regressão quantílica para análise de quantis variados da produção de leite, quais os insumos utilizados pelos produtores que oferecem melhores retornos para sua produção bem como analisar fatores de eficiência (BATTESE, COELLI; 1995; CHIDMI; SOLÍS; CABRERA, 2011). Os resultados apresentados apontam para a necessidade de se levar em consideração a inter-relação entre os insumos considerados – função de produção *translog* – e identificaram os insumos referentes ao capital – quantidade de vacas ordenhadas e gastos com máquinas e equipamentos – e ao trabalho – gastos com salários – como principais insumos da atividade pecuária. Os gastos com medicamentos animais, com energia elétrica e a área disponível para a atividade pecuária se mostraram contraproducentes indicando mau uso ou uso excessivo desses fatores, além de ressaltar a importância do capital na pecuária. Em geral, para quase todos os modelos testados, a produção leiteira apresentou retornos constantes à escala e nível de eficiência em torno de 88% em média para as fronteiras estocásticas e 90% para as estimativas feitas com regressão quantílica. Entre os fatores de eficiência identificados estão a capacidade de armazenamento de silos e tanques de refrigeração para o leite e a margem bruta líquida obtida com a atividade. Os fatores de ineficiência identificados são a prática de queimadas e o percentual de mulheres na administração das unidades produtivas. Com relação aos variados modelos estimados percebeu-se, em suma, a necessidade de se intensificar a produção pecuária e de melhorar a infraestrutura das fazendas.

Palavras-chave: Pecuária leiteira; Fronteira estocástica; *Multi-output*; Ineficiências; Regressão quantílica

ABSTRACT

Is there room for improvement in the dairy sector? A stochastic production frontier and quantile regression analysis using data from the 2006 agricultural census (IBGE)

Over the past few years it has been observed in the world an expansion of the dairy industry. Part of this expansion is due to new technologies that have been adopted in recent decades, but also because of the fall, or the annulment of trade barriers. However, it has also been noted a drop in the number of dairy farms. Being a commodity, milk prices follow the market oscillations – supply and demand – and none of the agents has enough power to influence buying and selling prices of this commodity. As the CEPEA bulletins show, prices last year have remained below the historical average for the last decade, but the terms of trade regarding the amount of liters of milk to buy inputs and pesticides at levels remain stable with uptrend. In view of this problem, there is the need to get a better understanding of how the dairy sector production system works. This work satisfactorily managed to detect, through the single-output stochastic production frontier method – value of milk production as output – and multi-output – value of milk and other existing animal products at the farms – besides quantile regression analysis for multiple production quantiles, which inputs used by farmers offer the best outcome for their production as well as analyzing efficiency factors (BATTESE; COELLI, 1995; CHIDMI; SOLÍS; CABRERA, 2011). The estimated results pointed to the need of considering the interrelation of considered inputs – translog production function – and identified the capital related inputs – quantity of milked cows and expenditure on machinery and equipment – and work related inputs – expenditure on wages – as main production inputs. Expenditure on animal drugs and on electricity and the area available for livestock activity proved counterproductive indicating misuse or overuse of these factors, in addition to emphasizing the importance of capital in livestock. In general, for most of the tested models, dairy production showed constant returns to scale and an average efficiency level of 88% for stochastic frontier models and 90% for estimates done using quantile regression. Among the identified efficiency factors are the storage capacity of silos and cooling tanks for milk and the net gross margin with activity. The identified inefficiency factors are the practice of burning and the percentage of women in the management of production units. With regard to various models estimated it was realized, in short, the need to intensify livestock production and to improve the infrastructure of the farms.

Keywords: Dairy farms; Stochastic frontier; Multi-output; Inefficiencies; Quantile regression

1 INTRODUÇÃO

De acordo com o relatório da produção da pecuária municipal (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE, 2014), o efetivo de rebanhos no Brasil, em 2014, foi o segundo maior do mundo perdendo somente para os Estados Unidos. Com 212,34 milhões de cabeças, a maior parte do rebanho se concentra na região Centro-Oeste (33,5% do total). No Sul e Sudeste, regiões tradicionalmente pecuaristas, houve queda no número de cabeças. Tal evento pode ser pensado como parte do processo de intensificação da atividade pecuarista (BRAVO-URETA; RIEGER, 1991).

Desse total de cabeças bovinas, 10,9% são de vacas ordenhadas. As regiões Sudeste e Nordeste possuem o maior percentual de participação com relação ao total de vacas ordenhadas – 34,4% e 20,6% respectivamente. Sendo assim temos o segundo maior rebanho de vacas ordenhadas no mundo. Contudo, apesar desse enorme contingente somos apenas o quinto maior produtor de leite, ficando atrás de países como EUA (Estados Unidos), União Europeia (UE) e Índia.

Sendo a quantidade de vacas leiteiras uma das variáveis mais importantes para a fronteira de produção de leite, senão a mais importante, causa certa estranheza que nossa produção seja baixa em comparação com o tamanho do rebanho. Parte dessas explicações podem ser obtidas através dos boletins mensais do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2016). Nesses boletins, para o último ano, é possível constatar que, apesar dos preços obedecerem às flutuações sazonais típicas da pecuária leiteira, eles se mantiveram abaixo da média histórica para a última década. Além disso, fatores climáticos não previstos afetaram tanto a produção leiteira com secas inesperadas no início do ano passado, como a dificuldade de manter os custos com o aumento dos insumos a base de milho e soja por causa das fortes chuvas no último trimestre de 2015.

Com o objetivo de buscar melhor compreensão para fatores que contribuem para a produção das fazendas leiteiras, foram estimadas funções de produção a partir das metodologias de fronteira estocástica de produção e regressão quantílica. Utilizando funções de produção do tipo Cobb-Douglas, ou translog, identificou-se fatores associados à melhoria da produção e da eficiência das fazendas.

1.1 Visão do trabalho e objetivos

Pretende-se com este trabalho, mediante a base bibliográfica pesquisada, responder a questões sobre o setor leiteiro as quais não foram analisadas na literatura pesquisada. A primeira questão se refere a montar uma fronteira de produção que leve em conta gastos mais específicos com relação a energia e maquinário, identificando ganhos possíveis de produção, além dos habituais com a terra e o trabalho. Além disso, pretende-se identificar se a ajuda de fundos públicos – PRONAF, mais especificamente – pode levar a um aumento da produção.

No campo da análise de fatores determinantes para a eficiência técnica das propriedades, buscou-se identificar se características como intensidade da produção (margem bruta da produção) e proporção de trabalho familiar podem afetar esse aspecto da produção leiteira. Além disso, variáveis como nível educacional – que possui resultados difusos¹ - recebimento de orientação técnica – que se espera relacionar positivamente com o nível de eficiência pelo incentivo à competitividade e uso de tanques – que indicaria preparo tecnológico na produção além de outros fatores.

Com a regressão quantílica, utilizando as variáveis correspondentes ao modelo de fronteira estocástica, buscou-se identificar se os fatores utilizados na produção se comportam de maneira idêntica em todos os quantis analisados. Seguindo os autores pesquisados (BEHR, 2010; KADITI; NITSI, 2010), decidiu-se utilizar os quantis² $q10$, $q25$, $q50$, $q75$, $q90$ e $q97.5$ para a análise da função de produção utilizada. Espera-se pela própria heterogeneidade do setor leiteiro que municípios menores obtenham mais retornos do uso do fator trabalho, enquanto que os grandes sejam mais dependentes do fator capital. E, independentemente do quantil que a variável referente ao insumo animal – quantidades de vacas leiteiras – seja significativa e importante em todos os quantis.

Seguindo a lógica proposta por Nascimento et al. (2012) e Chidmi, Solís e Cabrera (2011), pretende-se usar a variável de ineficiência estimada na fronteira de produção³ e regressá-la com relação aos fatores de ineficiência mencionados anteriormente. Geralmente tal atitude não seria

¹ Na literatura há sempre o questionamento se o ganho educacional será usado para melhorar a produção da fazenda, ou se ele se transforma em um custo de oportunidade com relação a busca de atividades mais rentáveis (LATRUFFE et al., 2004).

² Referentes ao nível de produção da fazenda. Maior quantil implica em maior quantidade produzida de leite.

³ Para esse estudo, a fronteira de produção foi obtida através da regressão quantílica como mostrado no segundo artigo.

recomendada, pois, pelo tipo de distribuição do erro do termo de ineficiência (exponencial ou half-normal), modelos habituais não poderiam garantir a propriedade desse termo ser independente e identicamente distribuído (BATTESE; COELLI, 1995). Contudo, a regressão quantílica não precisa presumir um tipo de distribuição para as variáveis para ser estimada (KOENKER; BASSETT, 1978) embora tenda para uma distribuição normal assintoticamente. Pretende-se identificar se as práticas de cuidado da terra – como pousio, por exemplo -, características dos produtores como educação e orientação técnica e características da fazenda – como silagem e capacidade dos tanques de armazenamento de leite – influenciam positivamente a eficiência técnica.

Por fim, pretende-se seguir na linha de Färe et al. (1993) utilizando um modelo de função distância – a versão estocástica, no caso (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000) - a qual permite a inclusão de múltiplos *outputs* na regressão. Embora ainda haja a dúvida com relação a qual *output* colocar como variável dependente – receita auferida com a venda do leite, ou a que foi auferida com outros produtos e usos animais.

Tendo feito esses exercícios pretende-se apresentar um quadro mais detalhado que o costumeiramente analisado na literatura haja visto que pesquisas envolvendo a base de dados do IBGE são feitas para a produção agrícola como um todo (IMORI, 2012), ou para pequenos produtores (NAZARENO, 2012). Na literatura pesquisada por sinal, as aplicações para pecuária leiteira no país costumam ser para associações e cooperativas e, geralmente, usando DEA. Nesse sentido o trabalho apresentado busca enriquecer o debate com este novo enfoque.

Com relação à regressão quantílica, foi detectada o uso da mesma para analisar o setor bancário e questões de desigualdade social e influência do nível educacional na renda das pessoas, mas o uso da função de produção dentro do arcabouço da regressão quantílica parece algo raro, principalmente para a produção agrícola.

Finalmente a abordagem de multi-*output* por exigir que as variáveis de *output* sejam medidas na mesma unidade⁴ se torna um grande complicador para aplicações práticas. Dessa forma, pesquisas utilizando DEA⁵ surgem com mais frequência pela própria estrutura analítica da programação linear que não exige esse tipo de restrição. Para o caso estocástico, percebe-se uma atenção maior para questões ambientais (FERNÁNDEZ; KOOP; STEEL, 2002; BOKUSHEVA;

⁴ Caso a fronteira de produção seja orientada a *input*, os insumos precisam estar medidos na mesma unidade.

⁵ Ver Dakpo, Jeanneaux e Latruffe (2014) para uma revisão de métodos DEA aplicado para questões ambientais.

KUMBHAKAR, 2014; NJUKI, 2013; DAKPO; JEANNEAUX; LATRUFFE, 2014). Mas há também artigos como os de López et al. (2006), Zhang e Garvey (2008) e mesmo Czekaj (2013), que, em comparação aos artigos anteriores, levam em consideração a produção de vários bens em contraste ao grupo anterior cujo foco é dividir os produtos entre bens e “males” – geralmente alguma fonte de poluição.

1.2 Resumo dos resultados encontrados

Em todos os modelos executados, notou-se, seja pelo critério de máxima verossimilhança – fronteira estocástica – ou pelo R^2 , na regressão quantílica, que a especificação *translog* costuma apresentar melhores resultados. Mesmo no modelo multiproduto, a especificação mais abrangente – utilização da norma dos produtos – conseguiu ser mais relevante pelo critério de máxima verossimilhança que a adoção da produção leiteira, ou de outros produtos, como variável normalizadora.

Com relação às funções de produção estimadas, para todos os modelos propostos, a variável referente ao total de vacas nos municípios apresentou elasticidade da produção quase sempre próxima de um chegando a aproximadamente 1,26 no modelo de regressão quantílica para a função de produção *translog* no quantil 25. Essa variável se mostrou consistentemente significativa em todos os modelos analisados.

Outra variável que apresentou um comportamento interessante foi a variável referente ao valor dos veículos e equipamentos na fazenda. Enquanto nos modelos com função de produção Cobb-Douglas a elasticidade da produção assumia valores em torno de 0,07; os modelos *translog* mostravam valores em torno de 0,33 para a elasticidade parcial da produção. Isso é uma forte indicação que a pressuposição de descartabilidade forte pode levar a interpretações equivocadas sobre a influência dos fatores de insumos considerados na produção.

Um exemplo interessante desse mesmo aspecto se refere ao fator trabalho que assume valores positivos – elasticidade da produção de leite em torno de 0,01 a 0,03 dependendo do modelo a ser considerado – nas funções Cobb-Douglas, mas assume valores negativos em torno de -0,30 quando estimados dentro de um arcabouço *translog* com fortes indicações de efeitos cruzados entre vários fatores de produção. Tal constatação implica que o fator trabalho ajuda a tornar os outros insumos mais produtivos – menos os financeiros e tecnológicos.

Um último item que merece destaque, com relação às funções de produção estimadas é a área total das propriedades dedicadas à pecuária e criação de outros animais. Em todos os modelos essa variável apresentou elasticidade da produção do leite negativa – valores em torno de -0,22. Em alguns modelos a variável simplesmente não foi significativa nem a 10%. Somando-se esse fato com a influência das outras variáveis estimadas no modelo sugerem que, para as fazendas aumentaram o valor da produção leiteira, o recomendável seria adotar uma pecuária mais intensiva.

Com relação aos fatores adotados para se explicar a eficiência da produção do leite nos municípios, a variável que chama mais atenção se refere à margem bruta da produção (R\$/L de leite) obtida nos municípios. Os valores obtidos nas estimativas, associado ao fato do coeficiente da variável ser significativamente positivo para quantis acima do quinquagésimo, mostram a necessidade de se agregar valor à produção leiteira para torna-la mais eficiente.

Analisando a produção leiteira sob as três óticas propostas foi possível determinar, tanto por recorte do nível de produção, quanto pela quantidade de produtos considerados no sistema de produção, a influência dos insumos na produção leiteira. Assim, foi possível concluir a necessidade da intensificação da atividade pecuária – com ênfase na quantidade de animais e no investimento em pessoal e maquinário – bem como a necessidade de se buscar práticas menos agressivas ao terreno e melhorar a infraestrutura das fazendas com acompanhamento técnico.

Referências

- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production for panel data. **Empirical Economics**, Vienna, v. 20, n. 1, p. 325-332, 1995.
- BEHR, A. Quantile regression for robust bank efficiency score estimation. **European Journal of Operational Research**, London, v. 200, n. 2, p. 568-581, 2010.
- BOKUSHEVA, R.; KUMBHAKAR, S.C. A distance function model with good and bad outputs. In: AGRI-FOOD AND RURAL INNOVATIONS FOR HEALTHIER SOCIETIES, 2014, Ljubljana. **Anais eletrônicos...** Ljubljana: EAEE, 2014. Disponível em: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/182765/2/Bokusheva-Distance_function_model_with_good_and_bad_outputs-258_a.pdf>. Acesso em: 17 ago. 2015.
- BRAVO-URETA, B.E.; RIEGER, L. Dairy farm efficiency measurement using stochastic frontier and neoclassical duality. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 73, n. 2, p. 421-428, 1991.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. **Boletim do Leite 2016**. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/leite/?Serie=1>>. Acesso em: 20 jan. 2016.

CHIDMI, B.; SOLÍS, D.; CABRERA, V.E. Analyzing the sources of technical efficiency among heterogenous dairy farms: a quantile regression approach. **Animal Production**, Cambridge, v. 13, n. 2, p. 99-107, 2011.

CZEKAJ, T.G. **Measuring the technical efficiency of farms producing environmental output: parametric and semiparametric estimation of multi-output stochastic ray production frontiers**. Copenhagen: IFRO, 2013, 46 p. (Working Paper, 21).

DAKPO, H.K.; JEANNEAUX, P.; LATRUFFE, L. **Inclusion of undesirable outputs in production technology modeling: the case of greenhouse gas emissions in French meat sheep farming**. Rennes: SMART-LERECO, 2014, 47 p. (Working Paper, 14-08).

FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K.; YAISAWARNG, S. Derivation of shadow prices for undesirable outputs: a distance function approach. **The Review of Economics and Statistics**, Massachussets, v. 75, n. 2, p. 374-380, May 1993.

FERNÁNDEZ, C.; KOOP, G.; STEEL, M.F.K. Multiple-output production with undesirable outputs. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 97, n. 458, p. 432-442, Jun. 2002. ISSN 0162-1459.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Produção da Pecuária Municipal 2014**. Rio de Janeiro, v. 42, 2015. p. 1-39.

IMORI, D. **Eficiência produtiva da agropecuária familiar e patronal nas regiões brasileiras**. 2011. 125 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.

KADITI, E.A.; NITSI, E.I. Applying regression quantiles to farm efficiency estimation. In: AAEA, CAES & WAEA JOINT ANNUAL MEETING, 2010, Denver. **Anais eletrônicos...** Denver: Agricultural & Applied Economics Association. 2010. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/61081/2/10598.pdf>>. Acesso em: 12 nov. 2015.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression quantiles. **Econometrica**, New York, v. 46, n. 1, p. 33-50, Jan. 1978.

KUMBHAKAR, S.C.; LOVELL, C.A.K. **Stochastic frontier analysis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2000. 344 p.

LATRUFFE, L.; BALCOMBE, K.; DAVIDOSA, S.; ZAWALINSKA, K. Determinants of technical efficiency of crop and livestock farms in Poland. **Applied Economics**, London, v. 36, n. 12, p. 1255-1263, Jan. 2004.

LÓPEZ, V.H.M.; BRAVO-URETA, B.E.; ARZUBI, A.; SCHILDER, E. Multi-output technical efficiency for argentinean dairy farms using stochastic production and stochastic distance frontiers with unbalanced panel data. **Economia Agraria**, Santiago, v. 10, n. 1, p. 97-106, 2006.

NASCIMENTO, A.C.C.; LIMA, J. E. de; BRAGA, M.J.; NASCIMENTO, M.; GOMES, A.P. Eficiência técnica da atividade leiteira em Minas Gerais: uma aplicação de regressão quantílica. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 41, n. 3, p. 783-789, 2012.

NAZARENO, P.N.A. **Fronteira de produção e eficiência técnica da agropecuária em 2006**. 2012. 205 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.

NJUKI, E. **Environmental efficiency and regulations, and productivity growth in the face of climate change: an analysis of U.S. agriculture**. 2013. 171 p. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) - University of Connecticut, Storrs, 2013.

ZHANG, T.; GARVEY, E. A comparative analysis of multi-output frontier models. **Journal of Zhejiang University SCIENCE A**, Hangzhou, v. 9, n. 10, p. 1426-1436. 2008.

2 EM BUSCA DE FATORES TÉCNICOS, ORGANIZACIONAIS E OPERACIONAIS PARA EXPLICAR A EFICIÊNCIA DAS FAZENDAS LEITEIRAS: UMA ANÁLISE DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA PARA OS DADOS DO CENSO AGROPECUÁRIO DE 2006

Resumo

Neste artigo, baseado no atual contexto da produção leiteira e do debate existente mostrado na revisão da literatura, buscou-se identificar possíveis fatores e entender quais aspectos influenciam positivamente ou negativamente a produção leiteira no país. Os resultados da fronteira estocástica de produção orientada a produto – adotando como funções de produção a Cobb-Douglas e a *translog* – apontam a quantidade de vacas ordenhadas, os gastos com máquinas e equipamentos e os gastos com trabalho como os insumos mais importantes. A área disponível se mostrou um fator redutor do valor da produção leiteira. Com relação aos fatores de ineficiência, as práticas de queimadas e o percentual de mulheres nos cargos de administração das fazendas foram os principais fatores. A capacidade dos silos, dos tanques de armazenamento de leite e a margem bruta líquida foram os principais fatores que tornaram as fazendas eficientes. Na média a eficiência técnica calculada das fazendas foi de 88%.

Palavras-chave: Brasil; Pecuária; Produção leiteira; Eficiência

Abstract

In this article, based on the current context of milk production and the existing debate shown in the literature review, we sought to identify possible factors and understand which aspects influence positively or negatively milk production in the country. The results of the stochastic production frontier oriented to product - adopting as production function the Cobb-Douglas and the translog model - indicate the amount of milked cows, spending on machinery and equipment and the cost of labor as the most important inputs. The available area showed a reduction factor of the value of milk production. Regarding the inefficiency factors, burning practices and the percentage of women in management positions of the farms were the main factors. The capacity of silos, the capacity of milk storage tanks and the net gross margin were the main factors that made farms efficient. On average, the calculated technical efficiency of the farms was 88%.

Keywords: Brazil; Livestock; Milk production; Efficiency

2.1 Introdução

Desde os trabalhos clássicos da década de 70, passando pelos trabalhos seminais da década de 80 e chegando às várias possibilidades de recortes e análises possíveis, a busca pelos fatores que melhoram o nível de produção das empresas chega a ser uma espécie de “obsessão” clássica dos economistas.

Pode-se dizer, praticamente, que a história da função de produção se confunde com a história da Ciência Econômica⁶, mas, na década de 70 com os trabalhos propostos paralelamente por Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977), na econometria⁷, começou-se a relaxar a proposta clássica de que os produtores sempre faziam melhor uso dos seus recursos e estavam plenamente informados a respeito da melhor decisão a ser tomada. Mais importante ainda, a ineficiência deixava de ser um evento puramente determinístico e um termo estocástico começava a levar em questão possíveis eventos aleatórios que poderiam interferir no nível de produção das empresas e fazendas.

A partir da década de 80 trabalhos com aplicação na agricultura começaram a surgir. Nomes como Bagi (BAGI, 1982; HUANG; BAGI, 1984), Bailey (BAILEY et al., 1989; KUMBHAKAR; BISWAS; BAILEY, 1992), Kumbhakar (KUMBHAKAR; BATTACHARYYA, 1992), a dupla Battese e Coelli⁸ (BATTESE, 1992; BATTESE; COELLI, 1995; COELLI; BATTESE, 1996; BATTESI; BROCA, 1997; SEYOUM; BATTESE; FLEMMING, 1998), Bravo-Ureta (BRAVO-URETA; RIEGER, 1991; BRAVO-URETA; EVENSON, 1994; BRAVO-URETA; PINHEIRO, 1997; BRAVO-URETA; GREENE; SOLIS, 2012; GONZÁLEZ-FLORES et al., 2014) e Färe (FÄRE et al., 1989; FÄRE; GROSSKOPF; 2000; FÄRE et al., 1993; FÄRE; GROSSKOPF; PASURKA JUNIOR, 2007).

Todos esses trabalhos ajudaram a moldar a teoria da fronteira estocástica de produção como ela é conhecida hoje e explicitada nos livros do prof. Kumbhakar (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000; KUMBHAKAR; WANG; HORNCastle, 2015). A devida exceção pode se fazer aos

⁶ Desde a Riqueza das Nações de Adam Smith, passando pelo trabalho de Solow sobre desenvolvimento econômico e chegando até Farrell (1957) e Koopmans (1951) na “pré-história” da fronteira de produção, buscou-se entender como produzir mais e melhor.

⁷ Na mesma década Charnes, Cooper e Rhodes (1978) apresentavam o método matemática de análise envoltória de dados (DEA) para identificar a eficiência de unidades tomadoras de decisão (DMU).

⁸ Criador do software *Frontier* para análise de fronteiras estocásticas, cujo trabalho permitiu a criação de pacotes estatísticos em outros softwares populares como R, *Stata* e *EVIEWS*.

trabalhos do prof. Färe. Ele possui em sua bibliografia trabalhos com fronteira estocástica de produção (ATKINSON; FÄRE; PRIMONT, 2003; FÄRE et al., 2005), mas todos eles são baseados na noção de função distância direcionada desenvolvida pelos artigos citados. Estes por sua vez, permitiram a análise de fronteira estocástica com múltiplos *inputs* ou *outputs*, dependendo da orientação dada à função de produção.

No Brasil, de acordo com a Pesquisa Pecuária Municipal (IBGE, 2014), somos o segundo país com o maior rebanho de vacas ordenhadas, mas estamos em quinto lugar na produção de leite. Como se não bastasse, os boletins do CEPEA (2016), mostram que as fazendas em geral fazem pouco uso da tecnologia e precisam lidar com termos de trocas desfavoráveis com relação aos insumos enquanto enfrentam uma curva de preços com valores abaixo das cotações médias referentes à última década. Nesse cenário de receitas baixas que não conseguem ser recuperadas nas épocas de alta do preço do leite e com a pressão de custos para a manutenção do rebanho por causa da elevação dos preços do compostado e da pressão do setor exportador em cima do mercado de milho e soja – insumos essenciais para rações – torna-se necessário identificar quais fatores o produtor deve investir para produzir mais e quais aspectos sociais, técnicos e comportamentais podem influenciar na eficiência da sua produção.

Para isso, a base do Censo Agropecuário de 2006 do IBGE (2011) foi usada. Embora o nível máximo de detalhamento seja para municípios, há variáveis de utilização de máquinas, depósitos, formação educacional e práticas agrícolas, por exemplo⁹, que permitirá inferir quais características podem ser benéficas para a produção leiteira. Além claro, de estimar uma função de produção envolvendo variáveis que se enquadrem nos fatores terra, trabalho e capital, além de investimentos¹⁰ – como se pretende com o PRONAF. Neste caso, testar se o programa de apoio à agricultura familiar realmente estimula a produção do setor leiteiro.

Nesta seção fez-se uma breve introdução sobre a história da fronteira de produção estocástica bem como foi apresentada a motivação do trabalho. Na seção seguinte trabalhos sobre a produção leiteira serão apresentados. Na terceira seção, será feita uma breve apresentação do

⁹ Mais detalhes na seção de resultados e no apêndice.

¹⁰ Nos trabalhos pesquisados, como serão apresentados na revisão bibliográfica, o fator terra é definido como a área total da fazenda, área de pastagem, ou área de uso efetivo da pecuária leiteira; o fator trabalho diz respeito a número de trabalhadores, ou de horas trabalhadas, ou gasto com trabalhadores; o fator capital, ao número de vacas leiteiras e maquinário utilizado – muitas vezes definidos separadamente no modelo. Finalmente, os investimentos costumam ser definidos como financiamentos ou gastos com insumos e manutenção da propriedade (CABRERA; SOLÍS; del CORRAL, 2010).

Censo Agropecuário de 2006 do IBGE e a explanação da metodologia a ser adotada. Na quarta seção resultados serão discutidos e possíveis recomendações serão feitas. A quinta seção apresentará as conclusões e oferecerá sugestões de trabalhos futuros.

2.2 Revisão bibliográfica: estudando como se tira leite da vaca, estocasticamente falando

A ideia inicial do que poderia ser uma fronteira de produção começou com o trabalho original de Koopmans (1951) que lançou o conceito de eficiência técnica no qual o aumento da quantidade de um produto implicaria em um aumento de insumos, ou na redução da quantidade produzida de outros produtos. Da mesma maneira, a redução de um insumo implicaria na redução da quantidade produzida de algum produto, ou no aumento de uso de outro insumo.

Farrell (1957) e Debreu (1951) foram os primeiros autores a matematicamente modelar essa definição. No modelo orientado a insumos, a definição seria definida como 1 menos a redução equiproporcional (radial) dos insumos para dado produto. Para produtos, a eficiência seria dada como a máxima expansão radial possível da cesta de produtos, dados os insumos e a tecnologia disponíveis. A eficiência, em ambos os casos, era dada pelo valor de 1.

Como Greene (2008) relata, a literatura de função de produção e de custos, não era originalmente associada à estimação de fronteiras de produção. O interesse inicial era identificar os coeficientes e modelar as funções de produção e as funções custos. Em meio ao debate, constatou-se que os modelos usados determinavam as práticas que ocorriam em termos “padrões”, por assim dizer¹¹. Do debate sobre como se buscar métodos para detectar as melhores práticas referentes a maximizar a produção e reduzir custos surgiram os artigos canônicos de Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977) que são a base dos trabalhos econométricos nessa área até hoje. Em outras palavras, estimar a função de produção ou a função custo através de máxima verossimilhança com dois termos de erro: um termo aleatório – com distribuição normal - para representar o resíduo aleatório e outro, de distribuição monocaudal não-negativo para produtos e não-positivo para custos¹².

¹¹ Em outras palavras, as estimativas, como Greene (2008) menciona, acabavam por refletir como os produtores que estavam na média dos dados produziam - MQO - e não como os produtores mais eficientes são capazes de ofertar aos mercados.

¹² Mais detalhes serão apresentados na seção de metodologia.

Os primeiros artigos sobre a produção rural e, especificamente, sobre a atividade pecuária não demoraram a aparecer¹³. Em princípio, os modelos eram mais focados em produção agrícola¹⁴. Mas, a partir do fim da década de 80, modelos analisando especificamente o setor leiteiro começam a surgir na literatura acadêmica.

Kumbhakar, Biswas e Bayley (1989), em uma análise para fazendeiros de Utah, concluiu que há uma relação positiva entre eficiência técnica e nível educacional, pois o investimento em educação se transforma em melhoras de técnicas administrativas e melhor uso dos fatores trabalho e capital. Também foi concluído que quanto maior a renda auferida com trabalhos fora da fazenda, menor o tempo dedicado para as atividades internas da fazenda. Outro resultado importante do modelo adotado pelos autores foi a importância da quantidade de horas trabalhadas – 3 vezes mais em relação ao capital – especialmente para as grandes fazendas.

Bravo-Ureta e Rieger (1991), analisaram fazendas da região de *New England* nos Estados Unidos – 511 fazendas. Nesse artigo, há uma maneira interessante de detectar a eficiência alocativa através do dual da função de produção estimada, descontada do termo aleatório – em outras palavras uma função custo determinística que foi depurada do termo puramente estocástico e contém somente o termo de ineficiência. Os resultados encontrados nesse estudo indicam que a eficiência econômica foi de 70% e a técnica de cerca de 85%. Além disso, variáveis características da fazenda analisadas em uma estrutura ANOVA – tamanho da fazenda, educação, cursos de extensão e experiência – não se revelaram importantes. Esse método foi aplicado, provavelmente porque ainda não existia a técnica de se estimar conjuntamente a ineficiência com a fronteira estocástica de produção (BATTESE; COELLI, 1995). A fronteira de produção estimada mostrou que o fator alimentação, consumo de concentrados e consumo de forragem influenciam fortemente na produção. A variável para trabalho, no entanto, teve pequeno impacto. Vale notar, entretanto, que não havia uma variável para identificar a quantidade de vacas leiteiras.

Taylor e Shonkwiler (1986)¹⁵ analisaram se incentivos creditícios públicos poderiam influenciar positivamente a produção agrícola. Os autores avaliaram se um programa de crédito do

¹³ A bem da verdade como mostra Battese (1992) e Murillo-Zamorano (2004), o debate cresceu para vários setores da economia tanto com relação aos setores produtivos abordados como com relação aos métodos adotados para se identificar a melhor prática produtiva. Esses artigos são recomendados para quem deseja ter uma visão mais ampla da teoria de fronteiras de produção em geral.

¹⁴ Ver Battese (1992) para mais detalhes.

¹⁵ Apesar de não estar diretamente relacionado com a produção leiteira, foi um dos primeiros artigos a testar a eficácia de programas de financiamento agrícola

Banco Mundial chamado PRODEMATA poderia impactar positivamente na produção das fazendas da região da zona-da-mata no sudeste brasileiro. No modelo utilizado em que dividiram as estimativas entre grupos de participantes e não participantes, foi percebido que as variáveis relacionadas no modelo – área usada, trabalho e uso de insumos intermediários – não apresentavam coeficientes significativamente diferentes com relação às funções de produção estimadas para participantes e não participantes. Eles aventaram a possibilidade de isso ter ocorrido ao fato de os dados dos que não participaram do programa serem menos precisos e com mais erros. Com as técnicas de hoje que utilizam avaliação de impacto associado à fronteira estocástica (BRAVO-URETA; GREENE; SOLÍS, 2012; GONZÁLEZ-FLORES et al., 2014) teria sido possível determinar com mais precisão se o programa realmente foi benéfico ou não¹⁶.

Ferreira Junior e Cunha (2004) consideraram três sistemas distintos de produção referentes às raças dos bois – Zebu, Europeu e Mestiço. Estimando uma fronteira de produção na qual a quantidade de leite produzida é definida a partir da utilização da terra, do gasto com mão-de-obra (trabalho) e do valor do rebanho mais o gasto com alimentação e silagem. Os testes de razão de verossimilhança executados pelos autores mostraram que as fronteiras de produção para as três raças não são idênticas. O modelo estimado mostrou que os fatores trabalho e capital oferecem maiores retornos para a produção. Os autores concluíram que o gado Europeu é mais produtivo e sugeriram linhas de investimentos com o objetivo dos fazendeiros se tornarem mais especializados em suas atividades e comprar vacas dessa raça mais produtiva em comparação com o Zebu.

Lima (2006) estimou uma fronteira de produção estocástica para fazendeiros de Minas Gerais – 614 fazendeiros. Esses fazendeiros foram divididos em 3 níveis tecnológicos. O autor concluiu que o uso do fator trabalho não foi significativo no nível de maior intensidade de uso da tecnologia, porém, para os grupos menos intensos tecnologicamente o coeficiente referente ao fator trabalho se mostrou diferente de zero. O modelo também mostrou que os produtores menos intensos tecnologicamente costumam ser mais eficientes (76% de nível de eficiência), mas quando separados pelo nível de produção, os maiores produtores tendiam a ser mais eficientes. O efetivo de animais - medido pelo custo de oportunidade de se operacionalizar o rebanho - mostrou a relação positiva entre aumento da produção e a quantidade de vacas disponíveis. Chama, finalmente, a atenção o fato do gasto com produtos veterinários ser negativamente associado à produção. O autor

¹⁶ Neste trabalho, as unidades observadas são municípios e não há como separar entre quem recebe benefícios do PRONAF e quem não participa do programa.

acredita que isso esteja relacionado à superutilização desse recurso, ou a problemas de sanidade dos rebanhos.

Cabrera, Solís e del Corral (2010) analisaram cerca de 270 fazendas no estado do Wisconsin, EUA. Com um panorama de crescimento do mercado, inclusive global, e redução do número das fazendas, os autores analisaram o efeito das práticas adotadas pelos fazendeiros na produção de leite. As conclusões básicas do artigo apontam que o uso da somatotropina bovina para vacas leiteiras incentiva a produção de leite. A análise também demonstrou que intensificação da atividade, uma participação familiar maior, ordenhar as vacas com mais frequência e o uso de um sistema de alimentação de ração misturada estão positivamente relacionados com o nível de eficiência. A função apresentou retornos constantes de escala tendo a variável número de vacas – em logaritmo – apresentou melhor resultado: a cada 1% de aumento do rebanho, a produção aumentaria, em média, 0,8%. Despesas com alimentação, reprodução, pastagens e trabalho tiveram elasticidades significativas, mas menores (0,06; 0,06; 0,08 e 0,02 respectivamente).

Nascimento et al. (2012), utilizando dados de 875 produtores do estado de Minas Gerais em 2005, mostrou que havia um uso extensivo da terra para a atividade, uma vez que uma variável que deveria ser importante para atividade não tinha sido significativa a 5% e, ainda por cima, apresentava coeficiente negativo. A variável de gastos com insumos apresentou alto coeficiente, indicando provavelmente a possibilidade de intensificação da pecuária leiteira para Minas Gerais. Nos fatores identificadores de ineficiência, usando regressão quantílica, os autores identificaram uma forte relação entre eficiência produtiva e o percentual de vacas em lactação, assim como a margem bruta unitária. A variável correspondente ao percentual de trabalho familiar só foi significativa entre os produtores mais pobres, mas positivamente relacionada com a eficiência.

Latruffe et al. (2004) buscou estimar a eficiência técnica de fazendas especializadas em produção vegetal e animal para a Polônia. A ideia, no caso, era identificar como uma economia de transição influencia no comportamento das fazendas. Os dados são para produtores no ano 2000. As conclusões básicas indicam que, na média, as fazendas de produção animal são mais eficientes que as fazendas de produção vegetal. Além disso, a primeira extrai maiores retornos do uso da própria terra e do trabalho familiar, enquanto as fazendas agrícolas respondem melhor a fatores de mercado (terra e trabalho). Por fim, os autores concluíram que fazendas maiores – em termos de área disponível para a prática da atividade pecuária ou agrícola – tendem a ser mais eficientes e

que indicadores de qualidade do solo e de educação influenciam positivamente na eficiência das fazendas.

Moreira e Bravo-Ureta (2010) executaram uma análise de meta-fronteira de produção para um painel desbalanceado do Cone-Sul (Argentina, Chile e Uruguai). Os retornos de escala para esses países ficaram em torno de 1,2 em média, mostrando que os recursos utilizados na produção que foram considerados pelo modelo – vacas leiteiras, trabalho (equivalente-homem), alimentação e despesas veterinárias – estariam sendo subutilizados por esses fazendeiros. Constatou-se que a variável referente ao número de vacas leiteiras demonstra grande retorno produtivo no investimento em rebanho leiteiro.

Jiang e Sharp (2015) procuraram analisar se havia diferenças tecnológicas entre as fazendas do norte e do sul da Nova Zelândia em um painel de cerca de 1300 fazendas para os anos 1998/99 até 2006/2007. Após executar modelos de fronteira estocástica só com fazendas de cada região e o modelo agregado, eles fizeram um teste de log-verossimilhança que confirmou tal diferença tecnológica. A região norte apresentou maior elasticidade da produção com relação a trabalho e eletricidade que o sul. A mudança tecnológica estaria negativamente relacionada com a eficiência. Suspeita-se que isso esteja acontecendo por causa da alta de preços dos terrenos das propriedades. Sugeriu-se políticas que incentivassem a produção mais intensiva de sólidos de leite – práticas de rotação de culturas e de rebanhos, pois foi verificado o aumento da eficiência das fazendas com esse tipo de orientação.

Key e Sneeringer (2014) analisaram a eficiência do setor leiteiro para fazendas americanas em um painel que abrange os anos de 2005 a 2010 construído com dados do Departamento Americano de Agricultura (USDA). Os autores analisaram o possível efeito do aumento das temperaturas globais na produção leiteira. Devido ao estresse que o excesso de calor pode causar aos animais, à possibilidade de doenças e a perdas nutricionais, de acordo com as várias simulações climáticas feitas pelos autores, as perdas na produção leiteira podem variar de 0,65% a 1,30% e o prejuízo para a produção leiteira pode chegar a US\$ 1,2 bilhão em preços correntes. No modelo apresentado, os fatores mais importantes foram as vacas leiteiras, o trabalho e o conjunto de outros *inputs*. Esta última variável se refere aos gastos veterinários, com medicamentos, com combustíveis, com propaganda e com energia.

Até onde foi possível constatar, nenhum estudo de fronteira de produção estocástica usou dados do Censo Agropecuário do IBGE 2006 com o recorte da base de dados para captar somente

os pecuaristas e analisar a produção leiteira mediante fatores representativos do uso da terra, do trabalho e do capital¹⁷ para todo o país¹⁸. Da mesma maneira, pretende-se analisar fatores de eficiência mais técnicos como adoção de práticas agrícolas, uso de tanques de refrigeração e capacidade dos silos utilizados, além das variáveis de margem bruta da produção e de níveis educacionais.

2.3 Metodologia

2.3.1 Ideias básicas

A ideia de eficiência econômica foi desenvolvida matematicamente pela primeira vez em um artigo de Farrell (1957) e de Debreu (1951) a partir da ideia de Koopmans (1951) de uma firma, sendo eficiente, ser capaz de produzir mais uma unidade de certo produto se, e somente se, fizer uso de mais insumos, ou deixar de produzir outros *outputs*. Analogamente, uma firma só poderia usar menos unidades de um insumo se usasse mais de outros *inputs*, ou deixasse de produzir algum *output*.

O raciocínio por trás da ideia da fronteira de produção começa definindo os conjuntos de produção. São esses conjuntos de produção que permitem identificar a razão entre o nível de produção atual e a quantidade de produto prevista na função produto¹⁹.

Seguindo Fried, Lovell e Schmidt (2008) e Kumbhakar e Lovell (2000), produção pode ser definida como uma transformação dos insumos, denominados $\mathbf{x} \in \mathbb{R}_K^+$, em um conjunto de produtos, denominado $\mathbf{y} \in \mathbb{R}_M^+$. A partir desses conjuntos iniciais, define-se o conjunto de possibilidades de produção da seguinte maneira:

$$L(\mathbf{y}) = \{\mathbf{x}: (\mathbf{y}, \mathbf{x}) \text{ é produtivamente viável}\} \quad (2.1)$$

¹⁷ Mais detalhes na seção de metodologia.

¹⁸ Nazareno (2012) analisou a eficiência agropecuária para pequenos proprietários e, em sua revisão bibliográfica mostra que vários autores preferiram usar DEA e analisar associações de pequenos produtores. Imori (2012), verificou a diferença de eficiência técnica entre propriedades agropecuárias familiares e comerciais; Alvim e Stulp (2014), analisam a eficiência do setor agropecuário como um todo no Rio Grande do Sul usando dados dos últimos três censos usando DEA; Barbosa et al. (2013), utiliza dados de microrregiões do IBGE para todo o país para criar uma fronteira de eficiência com metodologia DEA para todo o Brasil. Gomes e Ferreira Filho (2007) estimaram uma função custo para produtores leiteiros do estado do Rio de Janeiro, Tocantins e Rondônia.

¹⁹ A função produto é definida como a quantidade ótima de produto que pode ser obtida a partir dos insumos utilizados (FRIED; LOVELL; SCHMIDT, 2008).

Esse conjunto mostra todas as combinações de insumos possíveis que permitem produzir um volume determinado dos produtos²⁰ e, através do complemento desse conjunto, podemos também inferir todas as combinações de insumos que não são capazes de produzir a quantidade de produto estipulada. A partir desse conjunto, pode-se definir a isoquanta, que serve como base para a definir a função de produção e define os elementos que estão na fronteira do conjunto $L(x)$. A isoquanta é definida como:

$$I(x) = \{x: x \in L(y) \text{ e } \lambda x \notin L(y) \text{ se } 0 \leq \lambda < 1\} \quad (2.2)$$

Uma definição mais abrangente desse conjunto seria o subconjunto de produção eficiente que restringiria a fronteira de produção às suas partes estritamente côncavas²¹. Observando então esse arcabouço básico de Debreu-Farrell, podemos formular a definição de função distância e eficiência técnica respectivamente como:

$$D_I(\mathbf{y}, \mathbf{x}) = \max \left\{ \lambda: \left(\frac{1}{\lambda} \right) \mathbf{x} \in L(\mathbf{x}) \right\} \quad (2.3)$$

$$TE(\mathbf{y}, \mathbf{x}) = \min \{ \theta: \theta \mathbf{x} \in L(\mathbf{x}) \} \quad (2.4)$$

Percebe-se que a função distância assume valores maiores ou iguais a um, assim como o nível de eficiência técnica assume valores entre zero e um²². Além disso, nota-se que o valor da eficiência técnica é o inverso da função distância. Algo que precisa ser notado é que essa definição aborda o aspecto da eficiência técnica em uma perspectiva radial uma vez que o valor estimado indica o quanto de todos os insumos devem ser adicionados, ou racionados, sem fazer a devida diferenciação entre as possibilidades de ganhos alocativos como a definição de Koopmans (1951), concebeu inicialmente²³. Mas, por ser matematicamente mais fácil de modelar, essa é a noção corriqueiramente adotada na literatura.

²⁰ As variáveis “ y ” e “ x ” em negrito se referem a vetores de produtos e insumos.

²¹ Ver Fried, Lovell e Schmidt (2008) para mais detalhes.

²² Quanto maior for o valor de λ , nessa definição de função distância, menor a quantidade necessária de insumos, em termos radiais, para se produzir uma determinada quantidade. Quanto menor for o valor de θ , menor a quantidade de insumos, em termos radiais, para se produzir determinada quantidade de *output*. Em suma, quando ambos os parâmetros assumem valor igual a um, significa que, para uma unidade de produção observada, ela produz determinada quantidade de certo bem com o mínimo necessário de insumos.

²³ As definições apresentadas nesta subseção são orientadas a insumo. Para o caso clássico de um produto e vários insumos Kumbhakar e Lovell (2000) e os artigos de Färe citados anteriormente mostram que ambas as abordagens apresentam resultados equivalentes.

2.3.2 A função estocástica de produção para dados em cross-section

Assumindo uma função de produção bem-comportada, isto é, uma função quase-côncava, continuamente diferenciável, suavizada – sem saltos ou pontos de inflexão – e contínua. Considere-se que $y \leq f(x)$, sendo $f(x)$ a função produto que define a fronteira de produção. Assim, podemos definir a eficiência técnica orientada a produto como:

$$TE(y, \mathbf{x}) = \frac{y}{f(\mathbf{x})} \leq 1 \quad (2.5)$$

Dentro do arcabouço econométrico a função de produção pode ser definida como:

$$y = f(\mathbf{x}_i, \beta) TE_i \quad (2.6)$$

Sendo “ y ” o nível da produção²⁴ “ \mathbf{x} ” o vetor de insumos, o subíndice “ i ” como a representação da “ i ésima” firma das N presentes no dado analisado e β como o vetor dos parâmetros da função de produção estimada.

Aigner, Lovell e Schmidt (1977) e Meeusen e van den Broeck (1977) simultaneamente propuseram o modelo da fronteira estocástica de produção no qual um termo de aleatoriedade é adotado para a fronteira de produção, bem como tipos de distribuições para o termo de ineficiência são assumidos. Assim o modelo se modifica para:

$$y_i = f(\mathbf{x}_i, \beta) \cdot \exp\{v_i\} \cdot TE_i \quad (2.7)$$

Agora, a fronteira de produção é multiplicada por um termo estocástico e o termo de eficiência é definido como a razão entre a produção efetiva e a determinada pela fronteira de produção. Para completar o modelo, basta reescrever a função associando o termo de eficiência técnica por um termo de ineficiência que se aproxima de $(1-TE_i)$. Esse termo é $\exp\{-u_i\}$. O termo de erro u_i serve para captar a ineficiência dos produtores e é um termo não-negativo.

Assim, temos o diferencial básico dos modelos determinísticos como a análise envoltória de dados. Com dois termos de erro é possível captar motivos aleatórios como efeitos

²⁴ Considerando um sistema de produção com um único produto.

meteorológicos inesperados, mudanças econômicas não previstas, ou características não perceptíveis dos produtores e, ao mesmo tempo questões técnicas, estruturais, sociais e econômicas das fazendas que podem explicar a eficiência técnica dessas unidades.

Para o modelo Cobb-Douglas e a função *translog*, a fronteira estocástica de produção assume a seguinte forma:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^K \beta_n \ln x_{ni} + v_i - u_i \quad (2.8)$$

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^K \beta_n \ln x_{ni} + \frac{1}{2} \sum_{n=1}^K \sum_{m=1}^K \beta_{mn} \ln x_{mi} \ln x_{ni} + v_i - u_i \quad (2.9)$$

Onde o termo “v” com subíndice “i” representa o termo de “ruído branco” com distribuição normal como é usualmente assumido nos modelos padrões de regressão; o termo u_i representa o termo não negativo de ineficiência técnica, os termos “x” e “y” representam respectivamente os insumos e produto adotado na função de produção e “K”, o total de insumos. O subíndice “n” e “m” se referem aos insumos utilizados e o “i”, às firmas consideradas na base de dados. O modelo proposto dentro de uma perspectiva Cobb-Douglas considera a receita pecuária como produto e o total de no município, a área total destinada à atividade de pecuária e criação de outros animais, o salário total pago aos trabalhadores em 2006, o gasto com medicamentos, gasto com sais e rações, valor do financiamento público recebido através do PRONAF e os gastos com eletricidade e combustível²⁵.

No modelo adotado para a estimação dos resultados foram adotadas as funções Cobb-Douglas e *translog* para a fronteira de produção e a distribuição normal-*half-normal*²⁶ para os erros “v” e “u”, de aleatoriedade e ineficiência respectivamente. Tais medidas foram adotadas devido ao tamanho da base de dados cuja convergência não foi obtida com formas funcionais mais flexíveis e distribuições mais elaboradas, como a Gama, ou a Normal truncada, por exemplo.

²⁵ As variáveis de receitas e gastos são medidas em mil reais.

²⁶ Outras distribuições de probabilidade que podem ser adotados para o termo de ineficiência são a Gama, a exponencial e a Normal truncada. Kumbhakar e Lovell (2000) afirmam que apesar das distribuições normais terem moda zero e tenderem a reconhecer as firmas como eficientes, a escolha da distribuição a ser adotada não influencia na importância dos coeficientes estimados, nem na ordenação das firmas eficientes.

As pressuposições desse modelo com relação à distribuição dos termos de erro são: o termo de erro aleatório segue uma distribuição normal padrão; o termo referente à ineficiência segue uma distribuição *half* normal de média zero e variância correspondente ao seu termo de erro, mas sem assumir valores negativos (unicaudal); finalmente os termos de erro são distribuídos de maneira independente entre si e entre os termos explicativos da regressão.

Observando as distribuições de erro tanto do termo aleatório, como do termo de ineficiência e da soma de ambos²⁷. Considerando $\varepsilon_i = v_i - u_i$, $\Phi(\cdot)$ a função de distribuição cumulativa, e $\phi(\cdot)$ a função de densidade da distribuição normal padrão, $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$, $\lambda = \sigma_u \backslash \sigma_v$ e $\varepsilon_i = \ln y_i - \alpha - \beta^T x_i$, a função de densidade marginal do erro total da fronteira de produção é dada por:

$$f_\varepsilon(\varepsilon_i) = \frac{2}{\sigma\sqrt{2\pi}} \phi\left(\frac{\varepsilon_i}{\sigma}\right) \left[\frac{-\varepsilon_i\lambda}{\sigma}\right] \quad (2.10)$$

O termo λ , pela sua própria construção, é usado para identificar se as firmas são de fato ineficientes, ou se estão somente sob influência de efeitos estocásticos. À medida que λ tende para infinito, mais forte é o efeito da ineficiência sobre as firmas.

A partir dessas considerações a estimação por log-verossimilhança do modelo de fronteira de produção estocástica normal-*half*-normal é dado por:

$$\ln L(\alpha, \beta, \sigma, \lambda) = -N \ln \sigma - \text{constante} + \sum_{i=1}^N \left\{ \ln \Phi \left[\frac{-\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right] - \frac{1}{2} \left[\frac{\varepsilon_i}{\sigma} \right]^2 \right\} \quad (2.11)$$

Finalmente para se estimar a eficiência do erro, pois, como observado na expressão acima, o método da log-verossimilhança usa o termo de erro composto, é usado a técnica de Jondrow et al. (1982). Esse método busca encontrar o valor esperado do termo de ineficiência condicionado ao termo $\varepsilon = v - u$. A função de distribuição do termo de ineficiência por esse método conhecido como JLMS é dada por:

$$f(u|\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp \left\{ -\frac{(u - \mu_*)^2}{2\sigma_*^2} \right\} / \left[1 - \Phi \left(-\frac{\mu_*}{\sigma_*} \right) \right] \quad (2.12)$$

Onde $\mu_* = -\varepsilon\sigma_u^2/\sigma^2$ e $\sigma_*^2 = \sigma_u^2\sigma_v^2/\sigma^2$.

²⁷ Ver Kumbhakar e Lovell (2000) e Fried, Lovell e Schmidt (2008) para mais detalhes.

Para estimar pontualmente os termos de erro, sabendo-se que $f(u|\varepsilon)$ segue uma distribuição $\mathcal{N}^+(\mu_*, \sigma_*^2)$, basta extrair a média, ou a moda da distribuição que é dada como:

$$E(u_i, \varepsilon_i) = \sigma_* \left[\frac{\phi(\varepsilon_i \lambda / \sigma)}{1 - \Phi(\varepsilon_i \lambda / \sigma)} - \left(\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right) \right] \quad (2.13)$$

Finalmente para se estimar a eficiência técnica basta calcular o termo $\exp\{-u_i\}$.

2.3.3 Buscando modelar a ineficiência: a hipótese de heterocedasticia

Acreditando também que a ineficiência tem um comportamento heterocedástico, foi proposto estimar simultaneamente com a fronteira de produção um modelo heterocedástico com fatores identificadores de ineficiência para tornar a estimativa mais precisa. Esse modelo também permite identificar quais aspectos característicos das firmas – no caso, produção leiteira dos municípios – podem estimular a eficiência, ou a ineficiência – a depender do sinal dos coeficientes estimados – da produção.

Para o modelo em questão, supõe-se que somente o fator de ineficiência é heterocedástico e que o termo aleatório é homocedástico. Em outras palavras, supõe-se que há características das propriedades que possam explicar a ineficiência, levando a estimativas viesadas da fronteira estocástica de produção se não forem consideradas. Com relação ao termo de erro aleatório, estimativas robustas foram adotadas, mas não foram identificados fatores que permitissem modelar o termo “v” (equação (8)) da fronteira estocástica de produção. De qualquer forma, Kumbhakar e Lovell (2000) demonstraram, assim como Greene (2008), que não levar em consideração a possibilidade de heterocedasticia leva a uma perda de eficiência dos estimadores, mas eles continuam sendo não viesados e consistentes.

Battese e Coelli (1995) sugeriram um modelo de estimação simultânea da fronteira estocástica de produção no qual a função de produção e a ineficiência são modeladas ao mesmo tempo. Sendo a fronteira de produção estimada como já foi exposto anteriormente, adota-se agora a seguinte equação para modelar a ineficiência dos produtores:

$$U_i = z_i \delta + W_i \quad (2.14)$$

Onde, U_i representa a ineficiência dos produtores, z_i é o vetor de variáveis características dos municípios com relação à pecuária e criação de outros animais, δ representa os coeficientes estimados pelo modelo e W_i é definido como um termo que obriga a distribuição de probabilidade do termo de ineficiência a ser uma *half*-normal com valores não negativos. Tendo modelado a ineficiência das fazendas, calcula-se a eficiência técnica como $\exp\{-U_i\}$ como definida na equação (13). A função de log-verossimilhança para o modelo de fronteira estocástica de produção com estimativa de coeficientes para a ineficiência técnica, como na equação (13), pode ser encontrada em Kumbhakar e Lovell (2000) e em Greene (2008).

As variáveis utilizadas no modelo aplicado para identificar os fatores de ineficiência são a proporção de mulheres que são chefes das fazendas, a margem bruta das fazendas no município o percentual de trabalho familiar nas fazendas, o percentual da área total na qual se adota a prática de pousio, queimada, ou renovação do pasto, a capacidade dos tanques de leite – em mil litros - e dos silos – em toneladas, o percentual dos proprietários que são chefes dos seus estabelecimentos, assim como o percentual dos estabelecimentos os quais receberam algum tipo de orientação. Além disso, foram criadas variáveis referente ao percentual de administradores que têm formação escolar até o ensino médio e até o ensino superior. Por fim, variáveis referentes ao total de máquinas nas fazendas – *proxy* para mecanização das propriedades – o percentual de propriedades que adotam a prática de irrigação e o percentual das propriedades que não fazem compostagem. As variáveis foram escolhidas de acordo com o critério de log-verossimilhança e pela possibilidade de convergência do modelo apresentado.

2.4 Aplicação empírica e resultados

2.4.1 Apresentação dos dados e estatística descritiva

A base de dados do Censo Agropecuário IBGE 2006 (IBGE, 2011) está disponível no sistema SIDRA (IBGE, 2015). O nível de desagregação máximo disponível por esse sistema é para municípios. Isso ocorre para que as propriedades participantes do censo não sejam identificadas e dados particulares relevantes das fazendas não se tornem público.

Do ponto de vista prático, tais medidas levaram a uma considerável redução no tamanho da base de dados: dos 5568 municípios existentes na base, somente 1961 foram considerados no modelo por conter todas as variáveis apresentadas. Foram descartados da base de dados os

municípios não produtores de leite, ou cuja produção foi tão concentrada que, para evitar a identificação dos proprietários, o IBGE não disponibilizou os dados pelo SIDRA.

Em termos gerais, o IBGE (2011) ressalta que o novo censo foi feito para atender a novas recomendações da FAO, dispondo-se a caracterizar as propriedades e seus administradores de maneira muito mais profunda como visto na seção anterior²⁸. Como o próprio documento atesta, o recorte feito nos permite afirmar que a base de dados construída capta os dados agregados das fazendas cuja principal atividade econômica é a criação de animais.

Dessa feita, foi construída uma base de dados cuja variável dependente é o valor da produção do leite – em mil reais – e, utilizando funções de produção do tipo Cobb-Douglas e *translog*, o total de vacas, o valor do salário pago, a área total dedicada à pecuária e criação de outros animais em hectares e os valores – em mil reais – separadamente identificados dos gastos com medicamentos; com sal e rações; do financiamento público através do PRONAF; das máquinas, implementos, tratores e veículos; os gastos com eletricidade e, finalmente, os gastos com combustíveis. A estatística descritiva dessas variáveis, na ordem em que foram apresentadas segue abaixo (Tabela 2.1).

Algo que chama a atenção primeiramente é o alto desvio-padrão das variáveis da função de produção, refletida na disparidade entre os valores mínimos e máximos obtidos para as mesmas. Isso é um forte indicador de heterogeneidade entre os municípios. Infelizmente, como o nível de detalhe trabalhado no modelo só existia para o censo agropecuário de 2006, não foi possível construir um painel que permitisse extrair através de efeitos fixos as características intrínsecas de cada município (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000).

A tabela 2.1 mostra que as fazendas, a nível municipal²⁹, produzem uma quantidade de leite equivalente a aproximadamente R\$ 1,44 milhão de reais em termos de valores da produção. Cerca de 2017 vacas ordenhadas são usadas para a produção em uma área de pouco menos de 41.546 hectares na qual os trabalhadores - em sua totalidade – recebem cerca de R\$ 1,7 milhão.

²⁸ Variáveis selecionadas foram apresentadas na seção de metodologia. Vale ressaltar que, para a produção agropecuária como um todo, há mais maneiras de se caracterizar as propriedades. Infelizmente, como o foco da base de dados eram as propriedades cuja principal atividade econômica era a pecuária e a criação de outros animais, nem todas as características disponíveis poderiam ser discriminadas por esse grupo de atividade econômica (IBGE, 2015).

²⁹ Com relação à média.

Tabela 2.1 – Estatística descritiva das variáveis da função de produção

Variáveis	Obs	Média	Desv. Pad.	Mínimo	Máximo
valprod	5313	1445,918	2612,368	1	61227
vacas	5313	2017,277	3103,102	4	46353
Atot	5313	41545,86	113815,1	0	4975066
Saltot	5313	1469,81	9167,12	0	350981
medicani	5309	567,8431	11837,7	0	856368
salrac	5269	1288,82	7398,388	0	428736
pronaf	4837	351,5576	583,3557	0	8627
imovelmaqs	5290	4747,717	11757,02	0	282012
eletric	5520	457,0654	4863,459	0	293036
combust	5454	396,819	643,3056	0	8925

Fonte: Elaborada a partir de dados do Censo Agropecuário 2006 IBGE (IBGE, 2015)

Em seguida, tem-se as despesas nas quais os proprietários incorrem a nível municipal. Na média, cerca de 568 mil reais são gastos com medicamentos; R\$ 1,3 milhão, aproximadamente com sais e rações; 457 mil reais com eletricidade (eletric) e quase 397 mil reais com combustíveis (combust). A média do financiamento público através do PRONAF foi de R\$ 351,55 mil reais e o valor das máquinas, veículos, tratores e implementos existentes nas propriedades (imovelmaqs) atingiu a soma de aproximadamente R\$ 4,7 milhões³⁰.

Para o modelo de identificação dos fatores de ineficiência, foram utilizadas variáveis referentes a características dos produtores, ou das propriedades que administram. Com relação às práticas agrícolas, variáveis referentes ao percentual da área total onde se é praticado os sistemas de pousio, queimada e rotação de culturas são criadas, além de se criar uma variável referente ao percentual de estabelecimentos que adotaram algum tipo de irrigação. Com relação à educação, o

³⁰ As estatísticas descritivas são apresentadas por município pois esse é o nível máximo de desagregação permitido pelo SIDRA (IBGE, 2015). Dividindo-se os valores agregados das variáveis apresentadas pelo número de estabelecimentos existentes em cada município, de acordo com a base de dados, observa-se que a média de valor da produção leiteira por estabelecimento é em torno de R\$ 4 mil; cada propriedade faz uso de cinco vacas ordenhadas e possui 95 hectares de terras dedicadas à agropecuária e criação de outros animais; gasta cerca de R\$ 5.250,00 com salários; R\$ 1.300,00 com medicamentos para animais; quase R\$ 5.750,00 com sais e rações; gasta cerca de R\$ 1.620 com energia elétrica e cerca de R\$ 1.180,00 com combustíveis. Além disso, na média, os estabelecimentos têm um patrimônio de aproximadamente R\$ 14 mil em máquinas, implementos, veículos e tratores e recebe cerca de R\$ 850,00 através de financiamentos do PRONAF.

percentual de chefes dos estabelecimentos que possuem ensino médio e o de ensino superior foram extraídos da base de dados.

Além disso, variáveis com relação à proporção de trabalhadores familiares na fazenda, ao percentual dos administradores dos estabelecimentos que são mulheres foram elaboradas e ao percentual dos proprietários que assumiram a administração dos estabelecimentos foram elaboradas. Por fim, a capacidade dos tanques de leite – em mil litros; dos silos – em toneladas; a margem bruta da produção de leite em R\$/L; o percentual dos estabelecimentos que não fazem compostagem e o total de máquinas existentes nas propriedades.

Tabela 2.2 – Estatística descritiva das características das fazendas produtoras de leite agregadas por município

Variáveis	Obs	Média	Desv. Pad.	Min	Max
Ppousio	4269	8,944298	12,4131	0	89,54569
Pqueimada	4379	8,988779	17,63985	0	99,72051
Prenovpast	4457	12,09382	13,53637	0	88,72426
Propm	5313	11,29827	5,841961	0	66,66667
captanques	4477	19,6683	47,66934	0	693
proporient	5313	29,01038	21,65108	0	100
Proprietrio	5313	84,28451	14,74912	0	100
medio	5535	10,64766	7,576052	0	100
superior	5535	5,29465	7,07163	0	100
capsilos	4284	2510,677	13261,01	0	744589
marbrut	5313	0,5173999	,1437331	0,2260804	1
ncompost	5313	92,65899	12,10885	0	100
totmaq	5313	350,1062	497,7471	0	9626
Pfam	5313	69,58142	19,52475	0,8214034	100
irrigpropper	5535	4,427052	6,847782	0	100

Fonte: Elaborada a partir de dados do Censo Agropecuário 2006 IBGE (IBGE, 2015)

Na tabela abaixo (tabela 2.2), percebe-se novamente a heterogeneidade dos municípios. Para a maioria das variáveis, o valor do desvio-padrão é maior que a média estimada. Isso mostra

uma grande disparidade com relação à atividade pecuária e de criação de outros animais. Esse é mais um forte indicativo dos vários sistemas de produção existentes dentro da pecuária leiteira.

As estatísticas descritivas mostram que em cerca de 9% do terreno dedicado à pecuária e criação de outros nomes é praticado o sistema de pousio; para a queimada, 9% também e para a renovação, cerca de 12,1%. Em média, 11,2% dos estabelecimentos são administrados por mulheres; 29% dos administradores recebem algum tipo de orientação (proprorient); cerca de 84% dos estabelecimentos são administrados pessoalmente pelos proprietários (Proprietrio); cerca de 10,7% das pessoas que dirigem o estabelecimento possuem formação até o ensino médio e 5,3% até o ensino superior. Além disso, nas fazendas, cerca de 69% em média da força de trabalho corresponde a trabalho familiar e somente 4,42% dos estabelecimentos adotaram algum tipo de irrigação.

Com relação às questões técnicas, tem-se que a capacidade dos tanques de leite foi de quase 20 mil litros e a de silos, de cerca de 2511 toneladas. 92% das fazendas, em média, não adotaram nenhum tipo de técnica de compostagem e a margem bruta da produção leiteira foi de aproximadamente R\$ 0,52 por litro de leite.

4.2 Análise, exposição e discussão dos resultados obtidos

Os testes de log-verossimilhança identificaram a função de produção *translog* como a mais adequada³¹. Contudo, devido a diferenças, tanto no valor quanto na significância dos coeficientes estimados, ambos os resultados serão apresentados. Em ambos os modelos a eficiência técnica estimada foi de 88% aproximadamente.

Na primeira tabela (tabela 2.3), são apresentados os resultados da fronteira estocástica de produção, utilizando a função de produção Cobb-Douglas. A função de produção apresenta um bom ajuste sendo todas as variáveis associadas à terra, ao trabalho e ao capital significativamente diferentes de zero. Testando a soma dos coeficientes, não foi possível rejeitar a hipótese de retornos constantes à escala.

Olhando para o resultado dos coeficientes estimados, percebe-se que os sistemas de produção leiteiro mais intensivos tendem a oferecer maiores retornos da produção com relação a

³¹ O teste de razão de verossimilhança resultou numa estatística χ^2 com 45 graus de liberdade no valor de 238,83 rejeitando a hipótese inicial de equivalência dos modelos.

seus insumos. A elasticidade do produto do uso da área disponível é de aproximadamente -0,22. Isso indica que, para um aumento de 10% na área destinada a pecuária, o valor da produção sofre uma queda de cerca de 2,2%. Enquanto isso, um aumento na quantidade de vacas em 10% leva a um aumento quase proporcional no valor da produção.

Os efeitos dos gastos com salários e da medicação com animais, em valor absoluto, são semelhantes – cerca de 3% a 3,5% no valor da produção. Contudo, os salários levam a aumentos no valor da produção, enquanto gastos com medicamentos levam a perdas. Isso provavelmente ocorre pelo fato do aumento dos salários incentivarem os trabalhadores a usarem melhor os insumos adotados na produção, enquanto a medicação é utilizada para auxiliar animais adoentadas e, portanto, improdutivos, ou pouco produtivos.

Em seguida, em termos de importância com relação ao retorno do valor da produção com relação a aumento da quantidade de insumos utilizados, estão os gastos com sais e rações (Isalrac), o valor das máquinas, carros, tratores e implementos utilizados nas fazendas (limovelmaqs) e os gastos com eletricidade. Em outras palavras, animais bem nutridos, inseridos em uma boa infraestrutura dotada de energia elétrica permite um aumento conjunto de cerca de 2,2% para um aumento de 10% no investimento desses fatores citados.

As variáveis referentes ao financiamento do PRONAF e ao uso de combustíveis, apresentaram coeficientes positivos, mas não foram significativos. Isso pode ocorrer, entre outros motivos pelo fato dessas variáveis terem seus efeitos indiretamente captados por outros insumos. Isso se torna mais claro com a estimação da fronteira estocástica de produção usando a função *translog*.

Com relação às variáveis explicativas para o termo de ineficiência, a variável que reduz a ineficiência de maneira mais significativa e contundente é a margem bruta da produção (variável *marbrut* -valor de aproximadamente -9,5 na linha 11 da tabela 2.4 e 2.6). Isso mostra que buscar diferenciais para agregar valor ao preço do leite não leva somente a melhoras nos resultados de receita e lucro dos estabelecimentos, mas também a melhoras nos níveis de eficiência técnica. Em suma, a melhora da margem bruta da produção leiteira está correlacionada com a adoção de melhores práticas no sistema produtivo, administrativas ou tecnológicas.

No caso das variáveis que levam a um aumento da ineficiência, a prática de queimadas, o percentual de mulheres que dirigem estabelecimentos nos municípios e a formação superior foram os únicos fatores significativos. Na literatura abordada na revisão, há um conflito com relação à

influência da educação na eficiência da produção. No caso³², venceu o argumento de que o custo de oportunidade para quem tem formação superior é muito alto com relação a se manter na atividade leiteira. Para a proporção de mulheres, uma explicação possível pode ser o fato de elas assumirem o negócio somente em último caso, ou por terem uma formação educacional menos voltada para a atividade da pecuária leiteira. Quanto às queimadas, sabe-se que é uma das formas mais fáceis e menos custosas de se limpar o terreno, mas também uma das que mais danificam o solo afetando sua vida útil. Com isso, a qualidade do solo fica comprometida e, assim, qualquer atividade que ocorra nele.

Tabela 2.3 – Estimativa da fronteira estocástica de produção (Cobb-Douglas)

lvalprod	Coef.	Desv. Pad.	p-valor
Lvacas	0,9679537	0,0228547	0,000
Latot	-0,221633	0,0092749	0,000
lsaltot	0,0359253	0,0120768	0,003
lmedicani	-0,0319109	0,0157938	0,043
lsalrac	0,0942093	0,0103441	0,000
lpronaf	0,0011084	0,0070972	0,876
limovelmaqs	0,0801611	0,0133585	0,000
leletric	0,0420751	0,011131	0,000
lcombus	0,0120497	0,011136	0,279
constante	0,5833546	0,1592876	0,000

Fonte: Elaborada a partir de dados do Censo Agropecuário IBGE 2006 (IBGE, 2015)

No caso das variáveis que levam a um aumento da ineficiência, a prática de queimadas, o percentual de mulheres que dirigem estabelecimentos nos municípios e a formação superior foram os únicos fatores significativos. Na literatura abordada na revisão, há um conflito com relação à influência da educação na eficiência da produção. No caso³³, venceu o argumento de que o custo de oportunidade para quem tem formação superior é muito alto com relação a se manter na

³² Embora seja possível separar as formações, pela base de dados, entre engenharia agrônoma, zootecnia, veterinária e outras formações, decidiu-se por uma variável agregada para se medir o impacto de uma educação de nível superior.

³³ Embora seja possível separar as formações, pela base de dados, entre engenharia agrônoma, zootecnia, veterinária e outras formações, decidiu-se por uma variável agregada para se medir o impacto de uma educação de nível superior.

atividade leiteira. Para a proporção de mulheres, uma explicação possível pode ser o fato de elas assumirem o negócio somente em último caso, ou por terem uma formação educacional menos voltada para a atividade da pecuária leiteira. Quanto às queimadas, sabe-se que é uma das formas mais fáceis e menos custosas de se limpar o terreno, mas também uma das que mais danificam o solo afetando sua vida útil. Com isso, a qualidade do solo fica comprometida e, assim, qualquer atividade que ocorra nele.

Tabela 2.4 – Fatores explicativos da ineficiência (Cobb-Douglas)

Usigma	Coefficientes	Desv-Pad	p-valor
ppousio	0,0009265	0,0071494	0,897
pqueimada	0,0130503	0,0065497	0,046
prenovpast	0,0007666	0,0063782	0,904
propm	0,0676707	0,0133395	0,000
captanques	-0,0338694	0,0240325	0,159
proporient	-0,0168245	0,007796	0,031
Proprietrio	-0,0015298	0,0059144	0,796
medio	0,0201474	0,0182443	0,269
superior	0,0394881	0,0237528	0,096
capsilos	-0,0005035	0,0001532	0,001
marbrut	-9,008984	1,852593	0,000
ncompost	0,0160948	0,0270653	0,552
totmaq	0,0000842	0,0002465	0,733
Pfam	-0,0039227	0,003773	0,298
irrigpropper	0,0008229	0,0109646	0,940
constante	-0,1206877	2,544145	0,962
Vsigma	Coef.	Desv. Pad.	p-valor
constante	-2,803522	0,0588944	0,000
	Coef.	Desv. Pad.	p-valor
E(sigma_u)	0,1766429	-	-
sigma_v	0,246163	0,0072488	0,000

Fonte: Elaborada com dados do Censo Agropecuário IBGE 2006 (IBGE, 2015)

Os resultados também mostram que a capacidade dos silos e o recebimento de orientação técnica nas propriedades reduz discretamente a ineficiência da produção leiteira. Além disso, um resultado importante é o fato da constante não ser significativa, indicando que as variáveis apresentadas são capazes de explicar o nível de ineficiência, ou eficiência - dependendo de como se analisa - existente nas fazendas.

Como dito anteriormente, a função *translog*, pelo teste de log-verossimilhança, foi considerada mais adequada para estimar a fronteira estocástica de produção. Para simplificar a exposição, somente os coeficientes referentes aos fatores de produção serão apresentados³⁴. A tabela a seguir (tabela 2.5) mostra as elasticidades parciais dos insumos considerados na produção do leite.

Como se pode notar, a elasticidade do produto do fator capital – total de vacas – aumentou consideravelmente e, na função *translog*, um aumento de 10% no tamanho do rebanho levaria a um aumento de 11% na produção leiteira, analisando para a média geométrica (COELLI et al., 2003). Outro fator que teve um avanço ainda mais forte foi o gasto com máquinas, veículos, tratores e implementos: com relação à função Cobb-Douglas o aumento no valor do coeficiente – elasticidade parcial do leite – foi de 9 vezes.

Tabela 2.5 – Abordagem *translog* da fronteira estocástica de produção (elasticidades parciais)

(continua)			
Ivalprod	Coef.	Desv. Pad.	p-valor
Ivacas	1,129426	,113226	0,000
latot	-0,1866373	0,1012907	0,065
lsaltot	-0,0750322	0,1049524	0,475
lmedicani	0,1644275	0,130806	0,209
lsalrac	-0,2119868	0,0853557	0,013
lpronaf	0,0908559	0,0738472	0,219
limovelmaqs	0,4591098	0,1117014	0,000
leletric	0,0150047	0,1043594	0,886
lcombust	-0,0618852	0,1142544	0,588
x11	-0,0157666	0,0227372	0,488

³⁴ Os termos quadráticos e os referentes aos produtos entre insumos estão apresentados no apêndice.

Tabela 2.5 – Abordagem *translog* da fronteira estocástica de produção (elasticidades parciais)

(continuação)

lvalprod	Coef.	Desv. Pad.	p-valor
x22	0,038018	0,0140584	0,007
x33	-0,0100714	0,011828	0,395
x44	0,0622626	0,020372	0,002
x55	-0,0007149	0,0111065	0,949
x66	-0,0140586	0,00958	0,142
x77	-0,0097483	0,0161468	0,546
x88	-0,0056167	0,0134305	0,676
x99	0,0041618	0,0185721	0,823
x12	-0,0141756	0,012594	0,260
x13	0,0541934	0,0153284	0,000
x14	-0,0607698	0,0184589	0,001
x15	0,068625	0,0120044	0,000
x16	0,0051471	0,0106186	0,628
x17	-0,0195561	0,0161837	0,227
x18	-0,008006	0,0120018	0,505
x19	-0,032423	0,0181898	0,075
x23	0,0058138	0,0119961	0,628
x24	-0,0130922	0,0147552	0,375
x25	0,0066982	0,0104129	0,520
x26	-0,0017173	0,0089084	0,847
x27	-0,0421103	0,0155363	0,007
x28	0,0152884	0,0118628	0,197
x29	-0,0100731	0,0152017	0,508
x34	-0,0180835	0,0159551	0,257
x35	0,0072528	0,0119741	0,545
x36	-0,0338951	0,0109475	0,002
x37	-0,0219104	0,0193533	0,258
x38	-0,0126913	0,012405	0,306

Tabela 2.5 – Abordagem *translog* da fronteira estocástica de produção (elasticidades parciais)

(conclusão)			
lvalprod	Coef.	Desv. Pad.	p-valor
x39	0,0391959	0,0179016	0,029
x45	-0,0359038	0,0112071	0,001
x46	0,0492078	0,0132992	0,000
x47	0,0272767	0,0194403	0,161
x48	0,008406	0,0162779	0,606
x49	-0,0297793	0,0184688	0,107
x56	-0,0272165	0,0090766	0,003
x57	0,0177218	0,0127603	0,165
x58	-0,0150164	0,0128068	0,241
x59	-0,0020613	0,0127296	0,871
x67	-0,0121818	0,0126239	0,335
x68	-0,0049095	0,0110116	0,656
x69	0,0350146	0,0117191	0,003
x78	0,015858	0,0188115	0,399
x79	0,0199596	0,0166267	0,230
x89	-0,0021925	0,0164995	0,894
constante	-0,901405	0,5308603	0,090

Fonte: Elaborada com dados do Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2015)

Em compensação a variável correspondente ao total de salários deixou de ser significativa, assim como a de gasto com medicamentos animais. Além disso, apresentaram sinais trocados com relação à função Cobb-Douglas. A variável do gasto com rações manteve-se significativa, mas apresentou sinal contrário, indicando uma queda de mais de 2% na produção para um aumento de 10% com esse tipo de gasto. As variáveis referentes ao financiamento pelo PRONAF e ao gasto com combustíveis se mantiveram insignificantes. Os gastos com energia elétrica passaram a ser estatisticamente insignificantes também.

A disparidade de resultados entre os dois modelos, considerando o comparativo entre os insumos indica forte inter-relação entre os mesmos. Em outras palavras, o fato das variáveis aparecerem como não significativas na tabela abaixo aponta para a possibilidade de certos insumos

serem importantes quando usado conjuntamente com outros, sem afetar diretamente a produção leiteira.

Tome-se, por exemplo, o fator trabalho. Esse fator, contrariamente ao que foi apresentado na função Cobb-Douglas, agora não tem significância estatística e apresenta coeficiente negativo. Contudo, quando se analisa os termos cruzados – as interações entre o fator trabalho e outros insumos utilizados – volta-se a concluir que trabalho é um insumo importante para a produção leiteira. Como as variáveis x13 e x39 – interações com o total de vacas ordenhadas e com o uso de combustíveis respectivamente – o insumo trabalho permite que esses dois fatores influenciem positivamente o valor da produção – bens complementares. Em contrapartida, o uso do trabalho mediante financiamento do PRONAF (x36) influencia negativamente – bens substitutos - o valor da produção.

Tabela 2.6 – Fatores de ineficiência (*translog*)

(continua)

Usigma	Coef.	Desv. Pad	p-valor
ppousio	0,0044501	0,0072013	0,537
pqueimada	0,0125588	0,0056815	0,027
prenovpast	0,0013282	0,005687	0,815
Propm	0,0565034	0,014982	0,000
captanques	-0,0472803	0,020128	0,019
proporient	-0,016757	0,0055692	0,003
Proprietrio	-0,003085	0,0054396	0,571
Médio	0,0142631	0,018738	0,447
Superior	0,0472922	0,0204949	0,021
Capsilos	-0,0002696	0,0001397	0,054
Marbrut	-90,654906	10,085566	0,000
Ncompost	0,0334259	0,01745	0,055
Totmaq	0,0001391	0,000162	0,391
Pfam	-0,0026536	0,0035407	0,454
irrigpropper	0,0140647	0,0098611	0,154

Tabela 2.6 – Fatores de ineficiência (*translog*)

	(conclusão)		
Vsigma	Coef.	Desv. Pad	p-valor
_cons	-1,601483	1,642721	0,330
Constante	-2,920551	0,5241001	0,000
	Coef.	Desv. Pad.	p-valor
E(sigma_u)	0,1648049	-	-
Sigma_v	0,2321723	0,005968	0,000

Fonte: Elaborada com dados do Censo Agropecuário 2006 (BRASIL, 2015)

Contudo, se o financiamento obtido através do PRONAF estiver associado à compra de medicamentos (x46) para os animais, ou ao gasto de combustíveis (x69) o valor da produção seria influenciado de maneira positiva. O mesmo não pode ser dito se for usado para a compra de sais e rações (x56).

O fator capital, no caso, o total de vacas ordenhadas faz notar sua importância pela significância (p-valor) dos termos cruzados. O fator trabalho já foi mencionado anteriormente (x13), mas também vale ressaltar a relação positiva entre o total de vacas ordenhadas e o gasto com sal e rações e a relação negativa com relação ao gasto com medicamentos (x14) e, também, com o gasto com combustíveis (x19).

Resumidamente, a fronteira estocástica de produção usando a função *translog* retrata de maneira mais detalhada o que já havia sido constatada pela fronteira estocástica na qual a função Cobb-Douglas foi usada. A diferença está nas inter-relações dos insumos utilizados na produção as quais já foram apresentadas anteriormente. Contudo, a visão que os dados trazem, inclusive para a determinação dos fatores de ineficiência na tabela a seguir, indica a necessidade de a pecuária leiteira ser mais intensiva na sua atividade com foco nos investimentos no rebanho, sua alimentação e na infraestrutura para manter a atividade.

Com relação aos fatores de ineficiência, a única diferença com relação ao que foi na descrito na estimação anterior é o fato de não fazer a compostagem ser um fator de ineficiência. Há um certo sentido nisso: os dejetos dos animais poderiam ser reaproveitados para fertilizar os pastos e há também a questão da higienização dos estabelecimentos que ajudaria na prevenção de doenças.

2.5 Conclusão

Observando-se o contexto elaborado pelo texto da Pesquisa Pecuária Municipal 2014 (IBGE, 2014) e dos relatórios do CEPEA (2016), esse trabalho buscou analisar quais fatores permitem obter maiores retornos com relação ao valor da produção leiteira. Na revisão bibliográfica buscou-se apresentar, a partir dos artigos citados, quais foram as motivações dos autores para o uso da metodologia adotada, bem como a evolução da mesma.

Dentro do que foi revisado e baseado na disponibilidade de dados do Censo Agropecuário IBGE 2006 (IBGE, 2011), decidiu-se utilizar o método da fronteira estocástica de produção para dados em *cross section* como em Kumbhakar e Lovell (2000) e em Greene (2008). Na revisão da literatura feita nenhum dos trabalhos propôs o uso da metodologia adotada com o recorte específico para a pecuária e criação de outros animais e fazendo uso de variáveis técnicas - como a quantidade de máquinas, o uso de irrigação e a margem bruta obtida, por exemplo – para explicar possíveis fatores de ineficiência na fazenda. Além disso, gastos com medicamentos, valor das máquinas nas propriedades, gastos com sais e rações, com combustíveis e com energia elétrica foram incluídos na função de produção.

Os resultados mais relevantes apontam para a importância da quantidade de vacas ordenhadas nas propriedades para o aumento do valor da produção leiteira. O fator trabalho também se mostrou importante, mas, como mostra a abordagem *translog* da fronteira estocástica de produção, a influência desse fator está em aumentar o valor da produção leiteira através da utilização dos outros insumos abordados.

Independentemente da abordagem adotada, ficou evidente que expandir a área utilizada para a atividade pecuária leva a perdas no valor da produção leiteira. Da mesma maneira, a prática de queimadas pode levar a perdas de eficiência na produção, assim como o fato de não se fazer compostagem. Para aumentar a eficiência da atividade leiteira foi constatado que, mais importante que a formação educacional – fonte de ineficiência, inclusive, com relação ao percentual de chefes de estabelecimento com formação superior – é a orientação técnica oferecida aos estabelecimentos e a busca por melhores margens brutas da produção leiteira. Melhorar a capacidade dos tanques de leite e dos silos permitem discretos aumentos de eficiência.

Para trabalhos futuros, há duas possibilidades de abordagem importantes para a compreensão da produção leiteira no país. A primeira, com relação à base de dados, seria buscar acesso à base de microdados do IBGE para identificar no maior nível de desagregação possível –

fazendas – quais fatores produtivos, sociais e técnicos definem melhor a pecuária leiteira e a eficiência do seu sistema produtivo. A segunda, seria o uso de técnicas metodológicas mais elaboradas como a abordagem semiparamétrica, ou a bayesiana, por exemplo (GREENE, 2008).

Referências

- AIGNER, D.; LOVELL, C. A. K.; SCHIMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production models. **Journal of Econometrics**, London, v. 6, n. 1, p. 21-37, 1977.
- ALVIM, A.M.; STULP, J.S. Eficiência técnica da produção agropecuária nas regiões do Rio Grande do Sul de 1975 a 2006. **Planejamento e Políticas Públicas**, Brasília, v. 43, n. 1, p. 1-34, 2014.
- ATKINSON, S.E.; FÄRE, R.; PRIMONT, D. Stochastic estimation of firm inefficiency using distance functions. **Southern Economic Journal**, Chapel Hill, v. 69, n. 3, p. 596-611, Jan. 2003.
- BAGI, F.S. Relationship between farm size and technical efficiency in west Tennessee agriculture. **Southern Journal of Agricultural Economics**, Griffin, v. 14, n. 2, p. 139-144, Jan. 1982.
- BAILEY, D.V.; BISWAS, B.; KUMBHAKAR, S.C.; SCHULTIES, B.K. An analysis of technical, allocative and scale efficiency: the case of Ecuadorian dairy farms. **Western Journal of Agriculture Economics**, Laramie, v. 14, n. 1, p. 30-37, 1989.
- BARBOSA, W. F.; SOUSA, E.P. de; AMORIM, A.L.; CORONEL, D.A. Eficiência técnica da agropecuária nas microrregiões brasileiras e seus determinantes. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 43, n. 11, p. 2115-2121, Nov. 2013.
- BATTESE, G.E. Frontier production function and technical efficiency: a survey of empirical applications in agricultural economics. **Agricultural Economics**, Amsterdam, v. 7, n. 1, p. 185-208, 1992.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production for panel data. **Empirical Economics**, Vienna, v. 20, n. 1, p. 325-332, 1995.
- BATTESE, G.E.; BROCA, S. Functional forms of stochastic frontier production functions and models for technical inefficiency effects: a comparative study for wheat farmers in Pakistan. **Journal of Productivity Analysis**, London, v. 8, n. 4, p. 395-417, Nov. 1997.
- BRAVO-URETA, B.E.; EVENSON, R.E. Efficiency in agricultural production: the case of peasant farmers in eastern Paraguay. **Agricultural Economics**, Amsterdam, v. 10, n. 1, p. 27-37, Jan. 1994.
- BRAVO-URETA, B.E.; GREENE, W.; SOLÍS, D. Technical efficiency analysis correcting for biases from observed and unobserved variables: an application to a natural resource management project. **Empirical Economics**, Vienna, v. 43, n. 1, p. 55-72, 2012.

BRAVO-URETA, B.E.; PINHEIRO, A.E. Technical, economic and allocative efficiency in peasant farming: evidence from the Dominican Republic. **The Developing Economies**, Malden, v. 35, n. 1, p. 48-67, Mar. 1997.

BRAVO-URETA, B.E.; RIEGER, L. Dairy farm efficiency measurement using stochastic frontier and neoclassical duality. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 73, n. 2, p. 421-428, 1991.

CABRERA, V.E.; SOLÍS, D.; DEL CORRAL, J. Determinants of technical efficiency among dairy farms in Wisconsin. **Journal of Dairy Science**, Miamisburg, v. 93, n. 1, p. 387-393, 2010.

CHARNES, A.; COOPER, W.W.; RHODES, E. Measuring the efficiency of decision making units. **European Journal of Operational Research**, v.2, n.1, p. 429-444, 1978.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. **Boletim do Leite 2016**. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/leite/?Serie=1>>. Acesso em: 20 jan. 2016.

COELLI, T.J.; BATTESE, G.E. Identification of factors which influence the technical inefficiency of Indian farmers. **Australian Journal of Agricultural Economics**, Canberra, v. 40, n. 2, p. 103-128, Aug. 1996.

COELLI T.; ESTACHE A.; PERELMAN, S.; TRUJILLO, L. **A primer on efficiency measurements for utilities and transport regulators**. Washington: The World Bank, 2003.

DEBREU, G. The coefficient of resource utilization. **Econometrica**, New York, v. 19, n. 3, p. 273-292, July 1951.

FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K.; PASURKA JUNIOR, C.A. Multilateral productivity comparisons when some outputs are undesirable: a non-parametric approach. **The Review of Economics and Statistics**, Massachusetts, v. 71, n. 1, p. 90-98, Feb. 1989.

FÄRE, R. GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K.; YAISAWARNG, S. Derivation of shadow prices for undesirable outputs: a distance function approach. **The Review of Economics and Statistics**, Massachusetts v. 75, n. 2, p. 374-380, May 1993.

FÄRE, R. GROSSKOPF, S.; NOH, D.-W.; WEBER, W. Characteristics of a production technology: theory and practice. **Journal of Econometrics**, London, v. 126, n. 2, p. 469-492, June 2005.

FÄRE, R.; GROSSKOPF, S. Theory and applications of directional distance functions. **Journal of Productivity Analysis**, London, v. 13, n. 2, p. 93-103, 2000.

FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; PASURKA JUNIOR, C.A. Environmental production functions and environmental directional distance functions. **Energy**, New York, v. 32, n. 7, p. 1055-1066, 2007.

FARRELL, M.J. The measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society, Series A**, Cambridge, v. 120, n. 3, p. 253-290, 1957.

FERREIRA JUNIOR, S.; CUNHA, N.R.S. Eficiência técnica na atividade leiteira de Minas Gerais: um estudo a partir de três sistemas de produção. **Organizações Rurais e Agroindustriais**, Lavras, v. 6, n. 2, p. 46-60, 2004.

FRIED, H.O.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, S.S. (Org.). **The measurement of productive efficiency and productivity growth**. Nova Iorque: Oxford University Press, 2008. 656 p.

GOMES, A.L.; FERREIRA FILHO, J.B.S. Economias de escala na produção de leite: uma análise dos estados de Rondônia, Tocantins e Rio de Janeiro. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 45, n. 3, p. 591-619, 2007.

GONZÁLEZ-FLORES, M.; BRAVO-URETA, B.E.; SOLÍS, D.; WINTERS, P. The impact of high value markets on smallholder productivity in the Ecuadorean Sierra: a stochastic production frontier approach correcting for selectivity bias. **Food Policy**, London, v. 44, n. 1, p. 237-247, 2014.

GREENE, W.H. The econometric approach to efficiency analysis. In: FRIED, H.O.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, S.S. (Org.). **The measurement of productive efficiency and productivity growth**. Nova Iorque: Oxford University Press, 2008. Cap. 2, p. 92-250.

HUANG, C.J.; BAGI, F.S. Technical efficiency of farms in Northwest India. **Southern Economic Journal**, Chapel Hill, v. 51, n. 1, p. 108-115, July 1984.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo Agropecuário 2006**: Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação. 2ª. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2011. 744 p.

_____. **Produção da Pecuária Municipal 2014**. Rio de Janeiro, v. 42, 2015. p. 1-39.

_____. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA, 2015**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/acervo/acervo2.asp?e=v&p=CA&z=t&o=11>>. Acesso em: 20 out. 2015.

IMORI, D. **Eficiência produtiva da agropecuária familiar e patronal nas regiões brasileiras**. 2011. 125p. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Universidade de São Paulo, São Paulo, 2012.

JIANG, N.; SHARP, B. Technical efficiency and technological gap of New Zealand dairy farms: a stochastic meta-frontier model. **Journal of Productivity Analysis**, London, v. 44, n. 1, p. 39-49, 2015.

JONDROW, J.; LOVELL, C.A.K.; MATEROV, I.S.; SCHMIDT, P. On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier model. **Journal of econometrics**, London, v. 19, n. 1, p. 233-238, 1982.

KEY, N.; SNEEGERING, S. Potential effects of climate change on the productivity of U.S. dairies. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 96, n. 4, p. 1136-1156, Feb. 2014.

KOOPMANS, T.C. An analysis of production as an efficient combination of activities. In: KOOPMANS, T.C. (Ed.). **Activity analysis of production and allocation**. Nova Iorque: John Wiley and Sons, 1951. Cap. III, p. 33-97.

KUMBHAKAR, S.C.; BHATTACHARYYA, A. Price distortions and resource-use efficiency in Indian agriculture: a restricted profit function approach. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 74, n. 2, p. 231-239, May 1992.

KUMBHAKAR, S.C.; BISWAS, B.; BAILEY, D.V. A study of economic efficiency of Utah dairy farmers: a system approach. **The Review of Economics and Statistics**, Amsterdam, v. 71, n. 4, p. 595-604, 1989.

KUMBHAKAR, S.C.; LOVELL, C.A.K. **Stochastic frontier analysis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2003. 344 p.

KUMBHAKAR, S.C.; WANG, H.J.; HORNCastle, A.P. **A practitioner's guide to stochastic frontier analysis using Stata**. Nova Iorque: Cambridge University Press, 2015. 359 p.

LATRUFFE, L.; BALCOMBE, K.; DAVIDOSA, S.; ZAWALINSKA, K. Determinants of technical efficiency of crop and livestock farms in Poland. **Applied Economics**, London, v. 36, n. 12, p. 1255-1263, Jan. 2004.

LIMA, A.L.R. **Eficiência produtiva da atividade leiteira em Minas Gerais**. 2006. 65p. Dissertação (Mestrado em Administração) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2006.

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

MOREIRA, V.H.; BRAVO-URETA, B.E. Technical efficiency and metatechnology ratios for dairy farms in three southern cone countries: a stochastic meta-frontier model. **Journal of Productivity Analysis**, London, v. 33, n. 1, p. 33-45, 2010.

MURILLO-ZAMORANO, L.R. Economic efficiency and frontier techniques. **Journal of Economic Surveys**, Oxford, v. 18, n. 1, p. 33-77, 2004.

NASCIMENTO, A.C.C.; LIMA, J.E. de; BRAGA, M.J.; NASCIMENTO, M.; GOMES, A.P. Eficiência técnica da atividade leiteira em Minas Gerais: uma aplicação de regressão quantílica. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 41, n. 3, p. 783-789, 2012.

NAZARENO, P.N.A. **Fronteira de produção e eficiência técnica da agropecuária em 2006**. 2012. 205 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2012.

SEYOUM, E.T.; BATTESE, G.E.; FLEMMING, E.M. Technical efficiency and productivity of maize producers in eastern Ethiopia: a study of farmers within and outside the Sasakawa-Global 2000 project. **Agricultural Economics**, Malden, v. 19, n. 3, p. 341-348, Dec. 1998.

TAYLOR, T.G.; SHONKWILER, J.S. Alternative stochastic specifications of the frontier production function in the analysis of agricultural credit programs and technical efficiency. **Journal of Development Economics**, London, v. 21, n. 1, p. 149-160, 1986.

3 TODOS PRODUZEM LEITE DA MESMA MANEIRA? UMA ABORDAGEM DE REGRESSÃO QUANTÍLICA PARA OS DADOS DO CENSO AGROPECUÁRIO DO IBGE 2006

Resumo

Um dos aspectos motivadores para o uso da regressão quantílica é buscar analisar os eventos observados “para além da média”. Neste estudo, propõe-se identificar, para quantis variados – vários níveis de valor da produção leiteira - como a função de produção da pecuária leiteira se comporta – Cobb-Douglas e *translog*. Os resultados apontam para a importância da quantidade de vacas ordenhadas, do gasto com máquinas e equipamentos e dos gastos com salários. No modelo Cobb-Douglas, o financiamento do PRONAF foi visto como um importante fator para a produção nos quantis 0,10 e 0,25. As estatísticas pseudo- R^2 indicam que os modelos apresentados possuem melhor poder explicativo para os quantis menores da produção e de eficiência. As queimadas e o percentual de mulheres em cargos administrativos foram identificados como fatores de ineficiência e a capacidade dos silos, dos tanques de armazenamento de leite e a margem bruta da produção foram identificados como fatores de eficiência. A recomendação extraída dos modelos é a busca pela intensificação da atividade leiteira e pela melhoria da infraestrutura da atividade leiteira, inclusive com orientação técnica.

Palavras-Chave: Pecuária leiteira; Brasil; Regressão quantílica; Eficiência

Abstract

One of the motivating aspects for the use of quantile regression is to seek to analyze the observed events "beyond the average." In this study we proposed to identify for various quantile - various levels of dairy production value - how the dairy cattle production function behaves - Cobb-Douglas and *translog*. The results point to the importance of the number of cows milked, spending on machinery and equipment and spending on wages. In the Cobb-Douglas model, funding PRONAF was seen as an important factor for production in quantile 0.10 and 0.25. The pseudo- R^2 statistics indicate that the presented models have better explanatory power for the lower quantiles of production and efficiency. Burning lands and the percentage of women in managerial positions were identified as inefficiency and capacity of silos factors of milk storage tanks and gross margin of production were identified as efficiency factors. The recommendation extracted from the models suggests the search for the intensification of dairy production and improvement of dairy farming infrastructure, including technical guidance.

Keywords: Dairy farming; Brazil; Quantile regression; Efficiency

3.1 Introdução

Koenker e Bassett (1978) foram os primeiros autores a se intrigarem pelo fato de sempre estimarmos o modelo pela média da distribuição adotada. Mesmo que os coeficientes apontassem o valor mais provável com relação aos coeficientes a serem estimados, como isso poderia ser verdade para todo o dado³⁵? Na média não havia dúvidas, afinal todos os modelos clássicos de regressão são estimados com relação à média de suas variáveis como qualquer livro de Econometria pode mostrar.

Mas, e se estivermos interessados em grupos mais pobres da população? Ou em como a educação afeta as variadas faixas de renda? (MARTINS; PEREIRA, 2004). Ou como estimar a eficiência do setor bancário? (BEHR, 2010; KOUTSOMANOLI-FILIPPAKI; MAMATZAKIS, 2011). Ou, ainda, como é o objetivo deste trabalho, eu posso realmente afirmar que a função de produção do produtor leiteiro médio é a mesma função do pequeno produtor, ou do grande pecuarista? Intuitivamente, a resposta seria não, mas a regressão quantílica nos permite ir além da mera intuição e estabelecer um juízo com relação a isso³⁶.

Além disso como mostram Nascimento et al. (2012) e Chidmi, Solís e Cabrera (2011), os termos de ineficiência podem ser regressados neste arcabouço metodológico uma vez que, para executar o modelo, não é necessário, presumir nenhum tipo de distribuição de probabilidade sobre as variáveis. Ao que tudo indica, há poucos artigos que se debruçaram sobre a questão da produção no setor agrícola, mesmo com a possibilidade de se identificar unidades de produção de referência e extrair delas coeficientes para uma função de produção que serviria de *benchmark* para as outras unidades. É possível também medir a eficiência das fazendas através do uso da regressão quantílica³⁷.

³⁵ No caso, ao conjunto de pessoas, ou entidades que seriam motivo de análise. No artigo eles se referem ao problema clássico e costumeiro de se pressupor uma distribuição para as variáveis, geralmente a normal, sem fazer os devidos testes.

³⁶ Ver Yu, Lu e Stander (2003) e Buhai (2005) para exemplos de aplicações em variados campos da ciência, economia inclusive, bem como os recentes avanços teóricos dessa metodologia. Seguindo a literatura a ser apresentada, ficaremos com o modelo básico, mas, para trabalhos futuros, abordagens semiparamétricas podem ser consideradas (KOENKER, 2005).

³⁷ Na literatura pesquisada, foi encontrado somente um trabalho que buscasse estimar a eficiência da produção agrícola fazendo uso da regressão quantílica (KADITI; NITSI, 2010). Há também exemplos para o setor bancário (BEHR, 2010; KOUTSOMANOLI-FILIPPAKI; MAMATZAKIS, 2011) e para o setor hospitalar (LIU; LAPORTE; FERGUNSON, 2007; KNOX; BLANKMEYER; STUTZMAN, 2007).

Seguindo com a motivação do cenário agrícola recente de forte desvalorização do dólar com queda dos preços locais, o que leva os produtores leiteiros a sempre estarem pressionados pelos preços dos insumos que são cotados em dólar como consta nos boletins do CEPEA (2016), a ideia é oferecer sugestões para os mais variados quantis de produção sobre quais fatores oferecem mais retornos em termos de produção. Seguindo a literatura (KADITI; NITSI, 2010; BEHR, 2010; UEMATSU; MISHRA, 2011), funções de produção para os quantis 0.1, 0.25, 0.5, 0.75 e 0.975 serão estimadas. O quantil mais alto servirá como referência de eficiência técnica para os demais (LIU; LAPORTE; FERGUNSON, 2007); os outros quantis, para estabelecer quais fatores são mais importantes nos mais variados níveis de produção.

Em seguida como mencionado anteriormente, os fatores de ineficiência podem ser regressados contra o termo de ineficiência neste arcabouço. Isso nos permitirá dizer se as características socioeconômicas existentes na base de dados do Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2011)³⁸ afetam os quantis de ineficiência da mesma forma. Presume-se que não, observando o exercício dos artigos anteriormente citados.

Esta seção serviu como introdução ao tema e motivação para o artigo. A seção seguinte fará uma revisão da literatura envolvendo o uso da regressão quantílica com enfoque nas funções de produção. Na terceira parte a base de dados assim como a metodologia serão apresentadas. Em seguida, os resultados serão apresentados e os devidos comentários serão feitos. Por fim, conclusões serão tecidas sobre o trabalho feito e a possibilidade de novos trabalhos.

3.2 Motivação para a regressão quantílica

Koenker e Bassett (1978) chamaram a atenção para o fato de se pressupor com certa facilidade, principalmente em trabalhos aplicados, o fato da distribuição de erro ser sempre normal. Motivados por esta crença comum no debate acadêmico, eles desenvolveram uma nova classe de estimadores baseado na minimização dos valores absolutos dos erros da regressão³⁹.

Segundo os autores citados, havia um certo problema que datava do século XIX: a existência dos *outliers* – observações que ficavam muito distantes das curvas de regressão linear

³⁸ Educação, uso de tanques de refrigeração, práticas de cultivo entre outras características a serem melhor detalhadas na seção referente à metodologia.

³⁹ Mais detalhes na seção de metodologia.

estimadas. A partir desse problema, a necessidade de se buscar estimadores locais para analisar quantis dos dados – pontos específicos da distribuição dos erros – se tornou evidente.

Na metade do século passado, começou a ficar evidente, por causa do problema da variância infinita, que estimadores não-lineares são capazes de obter melhores resultados que os estimadores de mínimos quadrados ordinários especialmente para conjuntos de dados que não seguem uma distribuição normal. Koenker e Bassett (1978), no artigo, fizeram uma pequena simulação no estilo Monte-Carlo para demonstrar como a regressão quantílica se torna vantajosa à medida que a distribuição dos dados assume padrões que se distanciam da distribuição Normal.

De acordo com Buhai (2005), dentro da ciência econômica, tanto em termos teóricos quanto aplicados, existe um forte interesse em explicar os modelos econômicos “para além da média condicional”. Afinal, para o caso de interesse deste trabalho – a produção e a eficiência técnica do setor leiteiro – é razoável, e sensato, supor que os fatores de produção e as características técnicas, sociais e econômicas não ajam de maneira homogênea para todos os níveis de produção e de eficiência respectivamente.

3.2.1 Estimando funções de produção com a regressão quantílica e calculando a eficiência técnica da produção leiteira

Dentro da literatura pesquisada, o interesse em analisar os fatores de eficiência técnica através da regressão quantílica parece preponderar sobre a necessidade de saber se há diferenças significativas entre os quantis de produção com relação aos retornos dos fatores utilizados na produção. É razoável supor que haja uma certa crença dentro do debate da fronteira de produção que, sejam elas estimadas econometricamente (SPF), ou através de cálculos matemáticos (DEA), elas representariam a curva das melhores práticas de atividade produtiva.

Contudo, com relação à regressão quantílica o modelo SPF⁴⁰ possui a forte desvantagem de exigir que o pesquisador pressuponha qual distribuição o termo de ineficiência deve seguir⁴¹ - exponencial, *half*-normal, normal truncada ou *gamma*. Essa limitação não se aplica à regressão quantílica que – como Koenker e Bassett (1978) afirmam – permite criar uma distribuição própria

⁴⁰ Sigla em inglês para fronteira estocástica de produção.

⁴¹ Há modelos mais recentes envolvendo o uso de estimação bayesiana ou de análise semi-paramétrica que buscam contornar essa limitação (FERNÁNDEZ; KOOP; STEEL, 2002).

dos dados caso a função que se deseja estimar – especificamente para esse artigo, a função de produção da pecuária leiteira – seja aplicada para todos os quantis dos dados.

Com relação ao método DEA, apesar de ser um modelo não paramétrico, a existência de *outliers* – unidades tomadoras de decisão com desempenho muito acima de seus pares – cria distorções nas fronteiras de produção estimadas por esse modelo. Em outras palavras, por exemplo, empresas que poderiam ser consideradas eficientes acabam identificadas como unidades abaixo da fronteira de produção por causa desse tipo de perturbação (KADITI; NITSI, 2010). Além disso, Liu, Laporte e Ferguson (2007) demonstraram, em uma simulação de Monte-Carlo, que o método DEA tende a apontar empresas visivelmente ineficientes como parte da fronteira de produção. Provavelmente isso se deve à formação de pontos de inflexão na curva estimada pelo modelo DEA. Além disso, eles reforçam a importância da regressão quantílica na estimação da fronteira pelo fato desse método ser uma análise semi-paramétrica que só exige a apresentação de uma forma funcional sem precisar fazer uso de distribuições de probabilidade como o método da fronteira estocástica de produção.

As simulações feitas por Liu, Laporte e Ferguson (2007) através de dados gerados por simulações de Monte-Carlo apresentam resultados interessantes. Na primeira simulação, os escores de ineficiência são gerados através de uma distribuição *half-normal* e são ordenados, na base de dados, do mais eficiente para o menos eficiente. Curiosamente, apesar desse fato, a técnica SPF tende a subestimar a eficiência das unidades observadas e, a partir da 45ª observação, de um conjunto de 100, os níveis de eficiência passam a ser superestimados. A fronteira de eficiência técnica feita através de regressão quantílica consegue estimar com mais precisão frente aos verdadeiros valores da simulação. À medida que mais distorções são adicionadas ao modelo⁴², a fronteira estocástica de produção tende a sistematicamente subestimar as unidades mais eficientes e a superestimar as ineficientes. Os autores fizeram a mesma simulação criando escores de eficiência através da distribuição normal. Embora não tenha gerado tantas distorções e vieses como na simulação anterior, eles concluíram que a fronteira de produção estimada através da regressão quantílica apresentou resultados melhores e que é bastante importante, para a fronteira estocástica de produção apresentar bons resultados, que se saiba qual é a distribuição de probabilidade dos termos de ineficiência.

⁴² Ver artigo citado para mais detalhes.

Os estudos de Behr (2010), sobre eficiência técnica do setor bancário, mostram que com relação à fronteira estocástica de produção, o intervalo entre os níveis de eficiência para a primeira metade dos dados é maior – entre 62 por cento e 85 por cento de eficiência – comparado com a fronteira estocástica (87,6% a 90,9%). Assim, ele conclui que a fronteira estocástica de produção tende a produzir modelos que apontem altos níveis de eficiência com pouca variabilidade. A correlação estimada entre os níveis de eficiência dos dois modelos foi de 0,75.

Ao que nos consta, não existe nenhum trabalho que tenha utilizado as bases do Censo Agropecuário 2006 com recorte específico para a pecuária e criação de outros animais para se estimar a eficiência técnica baseada nos fatores representativos de terra, trabalho, capital e investimentos para todo o Brasil como proposto na introdução. Para a identificação dos fatores de ineficiência, como será mostrado na subseção sobre estudos para o Brasil, alguns autores fizeram estimativas para mesorregiões de alguns estados, mas somente com fatores sociais e econômicos, sem usar variáveis que possam captar técnicas e tecnologias adotadas pelos produtores.

3.2.2 Aplicações de regressão quantílica na produção leiteira e rural

Na literatura pesquisada, a maioria dos autores que fez uso da regressão quantílica, mais para o caso nacional, utilizou essa metodologia para identificar como os possíveis fatores de eficiência da produção podem influenciar a eficiência técnica em variados níveis – quantis a serem considerados na regressão quantílica.

Mesmo assim, alguns artigos na área de produção agropecuária buscam explicar se um certo fator afeta o nível de produção, ou a lucratividade para determinados quantis da variável a ser analisada. Por exemplo, Adhikari, Mishra e Chintawar (2009), buscam analisar se a adoção de novas tecnologias por jovens fazendeiros americanos pode, ou não ter impacto na lucratividade das fazendas administradas por eles. Os autores concluíram que para os quantis menores o uso de sementes de milho geneticamente modificadas aumenta o lucro das propriedades somente para quantis menores. Para algodão, a relação positiva é verdadeira para todos os quantis. O nível de educação dos fazendeiros também influencia de maneira levemente negativa o lucro das fazendas para quantis mais altos. O número de pessoas tomando decisões administrativas influencia

positivamente o lucro das fazendas para quantis mais altos e o tamanho da propriedade bem como a alavancagem adotada⁴³ levam os proprietários a obterem maiores lucros.

Bakucs e Fertö (2009) usaram a regressão quantílica para identificar se a Lei de Gibrat se aplica para fazendas familiares húngaras utilizando dados coletados entre os anos de 2001 e 2007. De acordo com essa lei, a taxa de crescimento das fazendas não estaria relacionada com seu tamanho inicial. Para todos os quantis analisados essa relação foi negada. Dos outros fatores analisados que poderiam explicar o crescimento das fazendas, a idade do operador – impacto negativo - e a quantidade de subsídios recebidos – impacto positivo - foram os fatores mais importantes. Os autores alegam que isso ocorre porque com a idade, a experiência do produtor se transforma em receio de adotar novas técnicas de produção e a oferta de subsídios permite cobrir lacunas e falhas do mercado de crédito.

Kostov et al. (2007) também fizeram uso da regressão quantílica para identificar se a Lei de Gibrat era válida, mas para fazendas da Irlanda do Norte. Eles concluíram que a relação não se confirmava, com exceção somente para os pequenos agricultores.

Evenson e Mwangi (2001), aplicaram a regressão quantílica para analisar se as atividades de extensão agrícola no Quênia estimulavam os fazendeiros a serem mais produtivos. No modelo utilizado, a produção das fazendas em termos monetários é regressada contra três categorias de variável: insumos para a produção, tipos de plantação e características socioeconômicas dos fazendeiros. Eles concluíram que a atividade de extensão traz resultados positivos para a produção especialmente para quantis mais altos provavelmente por causa de aspectos não observados como a competência administrativa dos fazendeiros. A educação impactou positivamente a produção, mas não houve diferença significativa entre os quantis. Foi verificado também que, para todos os quantis, investimentos públicos direcionado à melhora de acesso dos fazendeiros aos mercados centrais são capazes de estimular a produção nas fazendas, que a rotação de culturas, a qualidade do solo e a variação de chuvas são importantes para explicar o nível de produção das fazendas.

Marroquin (2008) analisou a produção agrícola do estado da Dakota do Norte nos EUA para os anos 1960-2005. No modelo, o produto foi representado por um agregado quantitativo de rebanhos, plantações e outros produtos. Os insumos foram representados pela terra, capital, trabalho formal, trabalho familiar, gastos com químicos, defensivos e pesticidas, gastos com energia e uma agregação de outros materiais. As quantidades, tanto para insumos, quanto para o

⁴³ Razão débito/ativo.

produto, foram dadas em termos de US\$ 1000,00 de 1996. Curiosamente, nenhuma das variáveis foi significativa. A autora não fez nenhuma discussão sobre o porquê de isso ter ocorrido. Possibilidades a serem ponderadas são o pequeno conjunto de dados que não permitiu variabilidade o suficiente para se identificar a significância das variáveis; uma forte tendência temporal – tecnológica – poderia estar influenciando todas as variáveis na análise, impedindo a existência de relações significantes entre as variáveis; a impossibilidade de se testar uma forma funcional mais flexível como a *translog* por causa da exigência de perdas de grau de liberdade maior que a função de produção no estilo Cobb-Douglas.

Uematsu e Mishra (2011) usam uma base de dados americana para verificar se a participação direta dos produtores na divulgação de seus produtos pode influenciar, ou não, a renda bruta dos fazendeiros⁴⁴. Para todos os quantis utilizados, a participação direta não foi significativa a 5% e os coeficientes estimados foram negativos. Variáveis como experiência do produtor, taxa de juros média cobrada pelos empréstimos, educação do produtor e ocupação primária do produtor, assim como ocupação primária do cônjuge, foram significativas para todos os quantis com coeficientes maiores para os menores quantis da análise feita. Outra variável importante para os quantis menores, fazendeiros com renda bruta menor, foi o subsídio governamental. Outro resultado interessante foi o fato de a fazenda ser declarada como de pecuária leiteira, ou produtora de culturas de alto valor, permitir maiores retornos para os produtores de renda bruta maior, implicando talvez que haja uma questão de escala com relação à possibilidade de se poder desfrutar desses ganhos.

Duy (2015), analisando um conjunto de agricultores familiares produtores de arroz no Vietnã buscou testar se o crédito adquirido seria capaz de incentivar a produção de arroz e se o acesso ao crédito estimularia a eficiência dos produtores. O autor testou essa hipótese usando a metodologia de regressão quantílica, mas, também, a fronteira estocástica de produção. Ambos os modelos apontaram resultados consistentes com relação ao uso do crédito: o acesso ao crédito – formal e informal - aumentou a eficiência dos produtores a ponto de em ambos os modelos variáveis na função de produção como uso de sementes, fertilizantes, trabalho contratado e máquinas usadas não serem significativamente diferentes de zero com relação aos seus respectivos coeficientes. Somente as variáveis correspondentes à área dedicada à plantação de arroz e ao uso

⁴⁴ Ver artigo sobre tipos de estratégia de divulgação dos produtos, bem como uma análise dos fatores que levam um produtor a adotar tais medidas.

de pesticidas se mostraram relevantes para ambos os modelos. Outras características socioeconômicas que se destacaram foram os anos de estudo e a adoção de novas tecnologias que influenciaram positivamente a eficiência técnica em ambos os modelos. Por fim, vale ressaltar que a variável de gênero não foi significativa, que o crédito formal, no modelo obteve coeficientes melhores que o informal e, na regressão quantílica, foi demonstrado a capacidade dos maiores produtores da amostra em obter maiores retornos das variáveis citadas com relação à produção em termos de toneladas de arroz.

O estudo de Kaditi e Nitsi (2010), foi o único estudo para produção rural encontrado na literatura pesquisada a adotar a metodologia da fronteira quantílica de produção. Os autores mencionam a heterogeneidade dos fazendeiros como um grande motivador para se adotar a regressão quantílica. Além disso, a regressão quantílica é bastante robusta com relação a desvios da hipótese de distribuição a ser adotada. Para a fronteira de produção, a variável de *output*, foi o valor da produção medido em euros; os *inputs* adotados foram o capital – dado como o valor de todos os ativos da fazenda – o trabalho, sendo considerado o número de horas trabalhadas, a área total da fazenda, dada em hectares, e outras despesas nas quais a fazenda incorresse foram consideradas também.

Para esse primeiro estágio, a termo de comparação, os autores aplicaram tanto a regressão quantílica (usando o quantil 0,975) quanto a fronteira estocástica de produção. Os valores dos coeficientes, especialmente os referentes às variáveis de capital e terra foram praticamente idênticos, assim como sua significância. O fator terra não foi significativo; o fator trabalho se destacou fortemente e foi significativo em ambos os modelos, o fator capital influenciou a produção de maneira positiva, significativa e equivalente para ambos os modelos e a variável para outros gastos obteve um coeficiente menor no modelo de regressão quantílica. Mesmo assim, ambos os modelos apontaram retornos crescentes à escala. A comparação dos valores previstos do nível de produção para ambos os modelos mostrou que a fronteira estocástica de produção tende a subestimar os valores produzidos quando os mesmos atingem altos níveis⁴⁵. Credita-se esse fato à fronteira estocástica de produção ser estimada pelo método de máxima verossimilhança baseada na média condicional e, por isso, não ser capaz de perceber as diferentes práticas de produção, correndo o risco de algumas fazendas serem consideradas como *outliers* devido a esse aspecto.

⁴⁵ Esta constatação vai ao encontro do que Liu, Laporte e Ferguson (2007) concluíram na simulação de Monte-Carlo que fizeram.

No segundo estágio o nível de eficiência técnica é usado como variável dependente de uma segunda regressão quantílica que tem como variáveis explicativas modalidades de subsídios governamentais, a razão capital por trabalhador como uma *proxy* para se medir o nível de tecnologia, o percentual de trabalho não remunerado adotado pelas fazendas, o tamanho das fazendas, o percentual de terras que pertence ao proprietário do total utilizado, se a fazenda especializada (*dummy* igual a 1 se se dedica exclusivamente à pecuária) e a idade do proprietário.

Os resultados derivados do modelo mostraram que os programas governamentais tendem a incentivar os produtores a adotar uma postura acomodada; o tamanho das fazendas é positivamente importante especialmente para os quantis menores; terras arrendadas tendem a ser mais produtivas, a formalização da força de trabalho permite obter mais eficiência técnica na produção. Além disso, eles mostram que o fator tecnológico tende a ter um leve impacto positivo na eficiência técnica e semelhante para todos os quantis e que a variável de especialização tende a seguir um padrão não linear sendo um fator que explica positivamente a eficiência técnica para os quantis menores e negativamente para os quantis maiores.

3.2.3 A realidade brasileira

Nas pesquisas para a produção leiteira brasileira e, também, para a produção agropecuária, a regressão quantílica foi utilizada para identificar como os fatores de eficiência influenciam os variados quantis de níveis de eficiência. Até onde foi constatado, nenhum trabalho fez uso da regressão quantílica para estimar níveis de eficiência, coeficientes para a função de produção – seja Cobb-Douglas ou translog – para variados quantis da produção de leite e identificar fatores de ineficiência dentro de um mesmo arcabouço metodológico. Majoritariamente, como será apresentado ao longo desta subseção, a regressão quantílica foi utilizada somente para identificar como os fatores explicativos da eficiência técnica se comportam para os mais variados quantis⁴⁶.

Barbosa et al. (2013), utilizou o modelo DEA para estimar a eficiência da produção agropecuária utilizando os dados do Censo Agropecuário 2006 do IBGE. O modelo de produção proposto pelos autores tinha o valor da produção agropecuária como produto e a área disponível para atividade agrícola, terras degradadas e número de máquinas como insumos tendo 524 microrregiões brasileiras como DMUs⁴⁷. Observando que, no modelo, 76,9% das propriedades

⁴⁶ Geralmente os quantis analisados são 0,1; 0,25; 0,5; 0,75 e 0,9 (CAMPOS; COELHO; GOMES, 2012).

⁴⁷ Sigla em inglês pra unidades tomadoras de decisões.

apresentavam ineficiência de escala, um modelo de regressão quantílica para os quantis 0,25; 0,50 e 0,75 foi proposto. O nível de eficiência teve como variáveis explicativas o percentual de propriedades que fizeram adubação, que tiveram assistência técnica, a participação da mão-de-obra familiar, o percentual de acesso ao crédito, o percentual de proprietários que praticavam atividades não agropecuária e a proporção de fazendeiros especializados. Eles concluíram que a adubação e assistência técnica influenciam positivamente no nível de eficiência como era esperado; a participação da mão-de-obra, o acesso ao crédito e a participação em atividades não agropecuárias influenciam negativamente nos níveis de eficiência. Para os autores isso se deve ao fato de trabalhadores familiares não se empenharem tanto quanto trabalhadores contratados, pelo gasto irracional que o acesso ao crédito pode gerar e pela necessidade de os produtores dividirem sua atenção com outras atividades. A variável referente à formalização não foi significativa.

Sousa (2011) analisou para um conjunto de propriedades cafeeiras em Minas Gerais quais fatores influenciam na eficiência técnica desse setor. Ele constatou que todas as propriedades – independentemente de serem pequenas, médias, ou grandes – operavam com retornos crescentes à escala.

Na regressão quantílica feita com o objetivo de se analisar a eficiência técnica do setor, foi constatado que a certificação da propriedade estimula a produção eficiente das fazendas e que propriedades de grande porte, por possuírem mais recursos, tendem a extrair mais benefícios desse tipo de programa por serem capazes de aderirem facilmente a eles. A produtividade – medida em sacas de café por hectare - foi uma variável importante para a explicação, atentando para o fato de que quanto maior o nível de eficiência da propriedade, maiores seriam os ganhos extraídos dos produtores em termos de eficiência técnica. Produtores escolarizados e que se dedicam a outras atividades, segundo Sousa (2011) são menos dedicados à produção de café, levando a perdas no nível de eficiência.

Nascimento et al. (2012), em uma análise para 875 produtores de leite em Minas Gerais, estimou os níveis de eficiência através da fronteira estocástica de produção. As variáveis utilizadas foram produção anual de leite – produto – área para pecuária, custo da mão-de-obra, gastos com insumos e total de vacas – insumos. Todas as variáveis seguiram valores esperados com exceção da área para pecuária que obteve coeficiente negativo e não foi significativa, indicando uso excessivo desse fator. Na regressão quantílica para identificar os fatores de eficiência, o percentual de vacas em lactação obteve valores positivos, o percentual de mão-de-obra familiar impactou

negativamente a eficiência técnica nos quantis 0,05 e 0,5. A margem bruta unitária (R\$/L) registrou coeficientes positivos demonstrando que melhores preços incentivam uma produção mais eficiente.

Campos, Coelho e Gomes (2012), analisaram a produção agropecuária para o estado de Minas Gerais. Os níveis de eficiência foram estimados pelo método DEA. Eles consideraram como produto a receita agropecuária dos municípios em valores de mil reais e como insumos, os gastos com mão-de-obra, defensivos, animais, serviços, energia e encargos financeiros além da área total disponível das fazendas. A eficiência média calculada foi de 18,96%. Para o modelo de regressão quantílica o nível de eficiência calculado foi regressado contra o conjunto de práticas agrícolas aferidos pelo Censo Agropecuário 2006⁴⁸ e concluíram que as práticas mais importantes são o plantio em nível para os quantis de menor eficiência e a rotação de terras para os quantis que apontam maiores níveis de eficiência. O sistema de pousio e a área reservada a matas apresentaram coeficientes negativos no modelo, demonstrando que a redução da produção implica diretamente em redução da eficiência técnica para todos os quantis.

3.3 Metodologia

Koenker e Bassett (1978) desenvolveram o método conhecido como regressão quantílica. A ideia básica consiste em buscar estimadores mais eficientes para quando os dados, principalmente a variável dependente, não seguem uma distribuição normal. Muitas vezes a regressão quantílica é caracterizada como uma técnica de programação linear (BEHR, 2010; KADITI; NITSI, 2010).

Koenker (2005) fala de quão pobre e insuficiente pode ser uma análise de regressão por mínimos quadrados ao se considerar simplesmente a média e presumir uma distribuição normal. Análises de assimetria e curtose, histogramas e variadas simulações de densidade são aplicadas na estatística em geral para adquirir um melhor entendimento sobre os eventos analisados. A regressão quantílica surge como uma forma de se fazer esse tipo de análise estimando curvas de regressão condicionadas para quantis além da típica curva que se estima para a média condicional.

Seguindo Behr (2010) e Koenker (2005), caracteriza-se a variável dependente - logaritmo da quantidade de leite produzido em mil litros – pela sua função de distribuição de probabilidade

⁴⁸ Ver SIDRA (IBGE, 2015) para mais detalhes.

como $F(y) = \Pr(Y \leq y)$. Para qualquer valor de $\tau, \tau \in (0,1)$, define-se o “ τ -ésimo” quantil de Y como:

$$F^{-1}(\tau) = \inf\{y: F(y) \geq \tau\} \quad (3.1)$$

Para se estimar os quantis da variável dependente faz-se uso de uma função de perda definida como:

$$\rho_{\tau}(u) = u(\tau - I(u < 0)) = u\tau I(u \geq 0) - u(1 - \tau)I(u < 0) \quad (3.2)$$

onde o termo I assume valor igual a um quando a condição entre parênteses é satisfeita e zero em caso contrário e u é o termo de erro da regressão, ou na linguagem da regressão quantílica, o desvio do valor estimado com relação ao valor efetivo da variável dependente.

Para se achar o quantil condicional da produção leiteira para os n municípios nos dados em *cross-section*, assume-se que k diferentes insumos no vetor x_i' são usados para produzir um único produto y_i . Sendo assim, o “tau-ésimo” quantil da variável dependente pode ser computado em termos de logaritmos como:

$$Q_{\ln y}(\tau|x) = \beta(\tau)\ln x' \quad (3.3)$$

o estimador $\beta(\tau)$, por sua vez, é obtido através do seguinte problema de minimização:

$$\min_{\beta \in \mathbb{R}^k} \sum_{i=1}^n \rho_{\tau}(\ln y_i - \beta(\tau)\ln x_i') \quad (3.4)$$

assumindo uma relação linear entre a variável dependente e as explicativas podemos escrever a seguinte expressão:

$$\ln y_i = \beta_0 + \beta(\tau)\ln x_i' + u_i \quad (3.5)$$

dessa forma, a função de quantil condicionado se torna:

$$Q_{\ln y}(\tau|x) = \beta_0 + \beta(\tau)\ln x' + F_u^{-1}(\tau) = [\beta_0 + F_u^{-1}(\tau)] + \beta(\tau)\ln x' \quad (3.6)$$

onde $F_u^{-1}(\tau)$ corresponde ao quantil do termo de distribuição.

Em termos práticos o objetivo do trabalho é estimar funções de produção para a pecuária leiteira utilizando os insumos que serão apresentados na base de dados na próxima seção usando tanto o formato Cobb-Douglas, como o *translog*⁴⁹. Em seguida, calculado os níveis de eficiência dos municípios de acordo com o maior quantil (0,975). Essa variável é estimada como a razão entre o produto efetivo e o estimado pela equação condicionada ao quantil 0,975. Em outras palavras o nível de eficiência é dado como a razão entre o que os municípios de fato produzem e o que eles deveriam produzir caso sua função de produção fosse idêntica à que foi estimada para o quantil 0,975.

Esses níveis de eficiência servirão como variável dependente para uma segunda regressão na qual tenta-se explicar a eficiência do setor leiteiro através de variáveis características das fazendas – sejam elas técnicas, sociais ou econômicas⁵⁰. A seguinte equação é utilizada para tal propósito:

$$EF_i(\tau) = \beta_0(\tau) + \beta(\tau)\ln z_i' \quad (3.7)$$

3.4 Base de dados e resultados

3.4.1 Apresentação dos dados e estatística descritiva

A base de dados do Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2011) está disponível no sistema SIDRA 2015. O nível de desagregação máximo disponível por esse sistema é para municípios. Isso ocorre para que as propriedades participantes do censo não sejam identificadas e dados particulares relevantes das fazendas não se tornem público.

Do ponto de vista prático, tais medidas levaram a uma considerável redução no tamanho da base de dados: dos 5568 municípios existentes na base, 4375 foram considerados no modelo da função de produção e 1977 para o modelo de fatores explicativos para os níveis de eficiência.

⁴⁹ Para o caso *translog*, basta adicionar o termo $\psi(\tau)\ln x'\ln x$ às equações (3.3)-(3.6).

⁵⁰ Na seção de resultados será feita uma exposição mais detalhada das variáveis utilizadas.

Foram descartados da base de dados os municípios não produtores de leite, ou cuja produção foi tão concentrada que, para evitar a identificação dos proprietários, o IBGE não disponibilizou os dados pelo SIDRA.

Em termos gerais, o IBGE (2011) ressalta que o novo censo foi feito para atender a novas recomendações da FAO, dispondo-se a caracterizar as propriedades e seus administradores de maneira muito mais profunda. Como o próprio documento atesta, o recorte feito nos permite afirmar que a base de dados construída capta os dados agregados das fazendas cuja principal atividade econômica é a pecuária e criação de outros animais.

Dessa feita, foi construída uma base de dados cuja variável dependente é o valor da produção do leite – em mil reais – e, utilizando funções de produção do tipo Cobb-Douglas e *translog*, o total de vacas, o valor do salário pago, a área total dedicada à pecuária e criação de outros animais em hectares e os valores – em mil reais – separadamente identificados dos gastos com medicamentos; com sal e rações; do financiamento público através do PRONAF; das máquinas, implementos, tratores e veículos; os gastos com eletricidade e, finalmente, os gastos com combustíveis. A estatística descritiva dessas variáveis, na ordem em que foram apresentadas segue abaixo (Tabela 3.1).

Algo que chama a atenção primeiramente é o alto desvio-padrão das variáveis da função de produção, refletida na disparidade entre os valores mínimos e máximos obtidos para as mesmas. Isso é um forte indicador de heterogeneidade entre os municípios. Infelizmente, como o nível de detalhe trabalhado no modelo só existia para o censo agropecuário de 2006, não foi possível construir um painel que permitisse extrair através de efeitos fixos as características intrínsecas de cada município. Também não foi possível encontrar algum aspecto diferencial entre municípios através da base – como iniciativas públicas e políticas de investimento, por exemplo – que permitisse fazer uma análise usando a metodologia de avaliação de impacto.

A tabela 3.1 mostra que as fazendas, a nível municipal⁵¹, produzem uma quantidade de leite equivalente a aproximadamente R\$ 1,44 milhão de reais em termos de valores da produção. Cerca de 2017 vacas ordenhadas são usadas para a produção em uma área de pouco menos de 41546 hectares na qual os trabalhadores - em sua totalidade – recebem cerca de R\$ 1,7 milhão.

⁵¹ Com relação à média.

Tabela 3.1 – Estatística descritiva das variáveis da função de produção

Variáveis	Obs	Média	Desv. Pad.	Mínimo	Máximo
valprod	5313	1445,918	2612,368	1	61227
vacas	5313	2017,277	3103,102	4	46353
Atot	5313	41545,86	113815,1	0	4975066
Saltot	5313	1469,81	9167,12	0	350981
medicani	5309	567,8431	11837,7	0	856368
Salrac	5269	1288,82	7398,388	0	428736
Pronaf	4837	351,5576	583,3557	0	8627
imovelmaqs	5290	4747,717	11757,02	0	282012
Eletric	5520	457,0654	4863,459	0	293036
Combust	5454	396,819	643,3056	0	8925

Fonte: Elaborada a partir de dados do Censo Agropecuário 2006 IBGE (IBGE, 2015).

Em seguida, tem-se as despesas nas quais os proprietários incorrem a nível municipal. Na média, cerca de 568 mil reais são gastos com medicamentos; R\$ 1,3 milhão, aproximadamente com sais e rações; 457 mil reais com eletricidade (eletric) e quase 397 mil reais com combustíveis (combust). A média do financiamento público através do PRONAF foi de R\$ 351,55 mil reais e o valor das máquinas, veículos, tratores e implementos existentes nas propriedades (imovelmaqs) atingiu a soma de aproximadamente R\$ 4,7 milhões.

As estatísticas descritivas são apresentadas por município, pois esse é o nível máximo de desagregação permitido pelo SIDRA (IBGE, 2015). Dividindo-se os valores agregados das variáveis apresentadas pelo número de estabelecimentos existentes em cada município, de acordo com a base de dados, observa-se que a média de valor da produção leiteira por estabelecimento é em torno de R\$ 4 mil; cada propriedade faz uso de cinco vacas ordenhadas e possui 95 hectares de terras dedicadas à agropecuária e criação de outros animais; gasta cerca de R\$ 5.250,00 com salários; R\$ 1.300,00 com medicamentos para animais; quase R\$ 5.750,00 com sais e rações; gasta cerca de R\$ 1.620 com energia elétrica e cerca de R\$ 1.180,00 com combustíveis. Além disso, na média, os estabelecimentos têm um patrimônio de aproximadamente R\$ 14 mil em máquinas,

implementos, veículos e tratores e recebe cerca de R\$ 850,00 através de financiamentos do PRONAF⁵².

Para o modelo de identificação dos fatores de ineficiência, foram utilizadas variáveis referentes a características dos produtores, ou das propriedades que administram. Com relação às práticas agrícolas, variáveis referentes ao percentual da área total onde se é praticado os sistemas de pousio, queimada e rotação de culturas são criadas, além de se criar uma variável referente ao percentual de estabelecimentos que adotaram algum tipo de irrigação. Com relação à educação, o percentual de chefes dos estabelecimentos que possuem ensino médio e o de ensino superior foram extraídos da base de dados.

Além disso, variáveis com relação à proporção de trabalhadores familiares na fazenda, ao percentual dos administradores dos estabelecimentos que são mulheres foram elaboradas e ao percentual dos proprietários que assumiram a administração dos estabelecimentos foram elaboradas. Por fim, a capacidade dos tanques de leite – em mil litros; dos silos – em toneladas; a margem bruta da produção de leite em R\$/L; o percentual dos estabelecimentos que não fazem compostagem e o total de máquinas existentes nas propriedades.

Na tabela abaixo (tabela 3.2), percebe-se novamente a heterogeneidade dos municípios. Para a maioria das variáveis, o valor do desvio-padrão é maior que a média estimada. Isso mostra uma grande disparidade com relação à atividade pecuária e de criação de outros animais. Esse é mais um forte indicativo dos vários sistemas de produção existentes dentro da pecuária leiteira.

As estatísticas descritivas mostram que aproximadamente de 9% do terreno dedicado à pecuária e criação de outros nomes é praticado o sistema de pousio; para a queimada, 9% também e para a renovação, cerca de 12,1%. Em média, 11,2% dos estabelecimentos são administrados por mulheres; 29% dos administradores recebem algum tipo de orientação (proporient); cerca de 84% dos estabelecimentos são administrados pessoalmente pelos proprietários (Proprietrio); cerca de 10,7% das pessoas que dirigem o estabelecimento possuem formação até o ensino médio e 5,3% até o ensino superior. Além disso, nas fazendas, cerca de 69% em média da força de trabalho corresponde a trabalho familiar e somente 4,42% dos estabelecimentos adotaram algum tipo de irrigação.

⁵² A estatística descritiva para esses dados indica, seguindo a tendência dos dados agregados, um alto desvio-padrão. Isso indica uma grande variedade de fazendas, em termos de modo de produção, dedicadas à produção leiteira. Consequentemente, não é seguro dizer, através do Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2011) que a maior parte da produção leiteira ocorre em pequenas propriedades.

Tabela 3.2 – Estatística descritiva das características das fazendas produtoras de leite agregadas por município

Variáveis	Obs	Média	Desv. Pad.	Min	Max
ppousio	4269	8,944298	12,4131	0	89,54569
pqueimada	4379	8,988779	17,63985	0	99,72051
prenovpast	4457	12,09382	13,53637	0	88,72426
propm	5313	11,29827	5,841961	0	66,66667
captanques	4477	19,6683	47,66934	0	693
proporient	5313	29,01038	21,65108	0	100
Proprietrio	5313	84,28451	14,74912	0	100
medio	5535	10,64766	7,576052	0	100
superior	5535	5,29465	7,07163	0	100
capsilos	4284	2510,677	13261,01	0	744589
marbrut	5313	0,5173999	,1437331	0,2260804	1
ncompost	5313	92,65899	12,10885	0	100
totmaq	5313	350,1062	497,7471	0	9626
pfam	5313	69,58142	19,52475	0,8214034	100
irrigpropper	5535	4,427052	6,847782	0	100

Fonte: Elaborada a partir de dados do Censo Agropecuário 2006 SIDRA (IBGE, 2015).

Com relação às questões técnicas, tem-se que a capacidade dos tanques de leite foi de quase 20 mil litros e a de silos, de cerca de 2511 toneladas. 92% das fazendas, em média, não adotaram nenhum tipo de técnica de compostagem e a margem bruta da produção leiteira foi de aproximadamente R\$ 0,52 por litro de leite.

3.4.2 Discussão e resultados obtidos

De uma maneira geral, as funções de produção estimadas para a regressão quantílica tiveram um bom poder explicativo: a estatística pseudo- R^2 variou entre 0,7927 e 0,7407 para a função Cobb-Douglas e entre 0,8108 e 0,7566 para a estimação do modelo via *translog*. O nível médio de eficiência calculado para ambas as funções ficou em aproximadamente 89%.

Tabela 3.3 – Regressão quantílica usando função de produção Cobb-Douglas

	q10	q25	q50	q75	q90
lvacas	1,046*** (0,0148)	1,020*** (0,0141)	0,964*** (0,00936)	0,912*** (0,0109)	0,873*** (0,0123)
latot	-0,259*** (0,0113)	-0,256*** (0,00713)	-0,232*** (0,00594)	-0,214*** (0,00995)	-0,208*** (0,00952)
lsaltot	0,00369 (0,0126)	0,0176** (0,00741)	0,0179* (0,0106)	0,0274*** (0,00855)	0,0438*** (0,0157)
lmedicani	- 0,0433*** (0,0146)	- 0,0639*** (0,0123)	- 0,0727*** (0,0130)	- 0,0634*** (0,0131)	- 0,0574*** (0,0101)
lsalrac	0,108*** (0,00783)	0,107*** (0,00906)	0,124*** (0,00892)	0,139*** (0,00901)	0,141*** (0,0117)
lpronaf	0,0137 (0,0108)	0,0132** (0,00557)	0,00540 (0,00871)	0,00153 (0,00730)	-0,00980 (0,00990)
limovelmaqs	0,109*** (0,0135)	0,117*** (0,0156)	0,116*** (0,00940)	0,100*** (0,0115)	0,105*** (0,0129)
leletric	0,0389*** (0,00969)	0,0468*** (0,0108)	0,0624*** (0,0111)	0,0756*** (0,00908)	0,0741*** (0,0147)
lcombust	0,00102 (0,00787)	-0,00287 (0,0143)	-0,0132* (0,00751)	-0,00689 (0,0114)	-0,0104 (0,0133)
constante	-0,175** (0,0731)	0,105* (0,0619)	0,436*** (0,0453)	0,673*** (0,0879)	0,986*** (0,0604)
N	4375	4375	4375	4375	4375
pseudo R-sq	0,7927	0,7831	0,7694	0,7531	0,7407
escala	1,017149	0,99873	0,97102	0,97174	0,951679

Fonte: Elaborada com dados do Censo Agropecuário IBGE 2006 (IBGE, 2015).

Notas: Os números em parênteses representam o desvio-padrão dos coeficientes apresentados. *: significante a 10%; **: significante a 5%; ***: significante a 1%;

A vantagem da regressão quantílica em comparação com a fronteira estocástica de produção é a possibilidade de analisar e compreender o comportamento dos insumos com relação ao valor

da produção leiteira para vários quantis – níveis de produção considerados. Como mencionado anteriormente, foram estimadas as funções de produção – *translog* e Cobb-Douglas – para os 10º, 25º, 50º, 75º e 90º quantis⁵³.

A tabela a seguir mostra os resultados da regressão quantílica utilizando a função Cobb-Douglas. Como atestado pela literatura revisada e pela estimativa anterior da fronteira estocástica de produção, utilizando a mesma função e a mesma base de dados, as variáveis com relação ao total de vacas ordenhadas nas fazendas, à área total disponível para a pecuária e ao salário total pagos pelos trabalhadores apresentaram coeficientes significativos e os mesmos sinais encontrados pela fronteira estocástica de produção. O mesmo pode ser dito com relação aos gastos com medicamentos, com sais e rações, com máquinas e implementos e com eletricidade. A novidade está na significância do coeficiente estimado para o financiamento público pelo PRONAF nos quantis 0,1 e 0,25.

À medida que se caminha ao longo dos quantis do valor da produção leiteira, há uma redução do poder explicativo das variáveis utilizadas – estatística pseudo- R^2 – e uma redução da elasticidade de produção do total de vacas ordenhadas e, em valor absoluto, da área total utilizada. Os resultados mostram, inicialmente, que é importante possuir um grande número de vacas ordenhadas, mas à medida que o valor da produção aumenta, é preciso investir em mão-de-obra, em um bom fornecimento de energia elétrica e em uma boa alimentação dos animais. Outra informação importante é o fato dos pequenos produtores – em termos de valor da produção do leite – se beneficiarem mais da intensificação da produção, pois o aumento da área total gera quedas maiores no valor da produção se comparado com grandes produtores e o fato do PRONAF realmente ajudar na produção dos pequenos produtores – quantis 0,1 e 0,25.

De maneira análoga ao que foi feito na fronteira estocástica de produção, a regressão quantílica foi aplicada para uma função de produção *translog* e conclusões semelhantes ao modelo da fronteira estocástica de produção foram extraídas⁵⁴. O total de vacas ordenhadas nas propriedades continua a ser o aspecto das fazendas que oferece maior retorno em termos de valor da produção leiteira. Contudo, à medida que as fazendas se tornam mais produtivas a elasticidade da produção do total de vacas ordenhadas tende a diminuir.

⁵³ O quantil 0,975 foi utilizado como referência para a fronteira de produção.

⁵⁴ Ver seção anterior.

A área total destinada à pecuária novamente apresenta resultados negativos com relação ao valor da produção: aumentos na área utilizada levam a quedas no valor da produção leiteira. Um aumento de 10% da área, por exemplo, levaria a uma queda de aproximadamente 1,6% no valor da produção.

Tabela 3.4 – Regressão quantílica usando função de produção *translog*

	(continua)				
	q10	q25	q50	q75	q90
lvacas	1,268*** (0,119)	1,267*** (0,102)	1,135*** (0,0674)	0,952*** (0,0740)	0,831*** (0,144)
latot	-0,168 (0,124)	-0,199** (0,0841)	-0,163 (0,127)	-0,160* (0,0946)	-0,235* (0,130)
lsaltot	-0,228*** (0,0773)	-0,111 (0,100)	0,00555 (0,0973)	0,00697 (0,0867)	0,164 (0,103)
lmedicani	0,134 (0,191)	0,156 (0,108)	0,0613 (0,122)	0,184 (0,131)	0,0906 (0,155)
lsalrac	-0,0991 (0,117)	-0,101 (0,0817)	-0,109 (0,0898)	-0,213*** (0,0736)	-0,0347 (0,162)
lpronaf	0,125 (0,102)	0,105 (0,0655)	0,0867 (0,0581)	0,149*** (0,0557)	0,0260 (0,107)
limovelmaqs	0,541*** (0,186)	0,469*** (0,155)	0,511*** (0,122)	0,301*** (0,0872)	0,110 (0,194)
leletric	-0,0496 (0,142)	-0,0356 (0,0673)	-0,112 (0,109)	0,115 (0,117)	-0,158 (0,181)
lcombust	-0,118 (0,130)	-0,250** (0,101)	-0,147 (0,127)	-0,143 (0,104)	0,148 (0,136)
x11	-0,0305 (0,0193)	-0,0323* (0,0190)	-0,0153 (0,0184)	0,0311** (0,0135)	0,0190 (0,0244)
x22	0,0487*** (0,0143)	0,0484*** (0,0125)	0,0407*** (0,0131)	0,0438*** (0,0121)	0,0459** (0,0203)
x33	-0,0286**	-0,0280***	-0,0220**	-0,0101	-0,0220

Tabela 3.4 – Regressão quantílica usando função de produção *translog*

(continuação)

	q10	q25	q50	q75	q90
	(0,0119)	(0,00771)	(0,0111)	(0,0111)	(0,0140)
x44	0,0241 (0,0235)	0,0338 (0,0227)	0,0241 (0,0203)	0,0423* (0,0221)	0,0387* (0,0229)
x55	-0,0219 (0,0161)	-0,00980 (0,00878)	-0,00402 (0,0181)	0,00975 (0,0137)	0,0158 (0,0227)
x66	0,00223 (0,0122)	-0,00264 (0,00824)	-0,00769 (0,0121)	0,00102 (0,00945)	-0,00662 (0,0189)
x77	-0,00843 (0,0192)	-0,0206 (0,0184)	-0,0270 (0,0201)	-0,00362 (0,0135)	0,00565 (0,0315)
x88	-0,0300 (0,0213)	-0,0234** (0,0105)	-0,0209 (0,0148)	-0,0145 (0,0190)	0,00302 (0,0167)
x99	-0,0165 (0,0153)	-0,00689 (0,0145)	-0,0159 (0,0203)	0,0143 (0,0167)	0,0351 (0,0229)
x12	-0,0229* (0,0125)	-0,0311*** (0,0111)	-0,0242** (0,0106)	-0,0238*** (0,00810)	-0,0110 (0,0127)
x13	0,0293 (0,0211)	0,0409*** (0,0140)	0,0359*** (0,0110)	0,0329*** (0,00998)	0,0286* (0,0161)
x14	-0,0475*** (0,0155)	-0,0402** (0,0174)	-0,0469*** (0,0126)	-0,0477*** (0,0179)	-0,0416* (0,0226)
x15	0,0424*** (0,0158)	0,0666*** (0,0127)	0,0758*** (0,00723)	0,0816*** (0,0112)	0,0765*** (0,0154)
x16	-0,0108 (0,0121)	-0,0119* (0,00645)	-0,0166* (0,00901)	-0,0302*** (0,00898)	-0,0299* (0,0156)
x17	-0,0153 (0,0156)	-0,0228 (0,0181)	-0,0334* (0,0174)	-0,0343** (0,0139)	-0,0309 (0,0274)
x18	0,0283	0,0260***	0,0207	-0,0233*	-0,0164

Tabela 3.4 – Regressão quantílica usando função de produção *translog*

	(continuação)				
	q10	q25	q50	q75	q90
	(0,0192)	(0,00974)	(0,0129)	(0,0119)	(0,0176)
x19	0,00811 (0,0198)	-0,0123 (0,0209)	-0,00469 (0,0164)	0,0168 (0,0122)	0,0173 (0,0179)
x23	0,0479*** (0,0147)	0,0299*** (0,00720)	0,0147 (0,0147)	0,00503 (0,0104)	-0,00645 (0,0144)
x24	-0,0307 (0,0266)	-0,0420*** (0,0107)	-0,0298** (0,0139)	-0,0422*** (0,0142)	-0,0458*** (0,0154)
x25	0,0132 (0,0121)	0,00287 (0,00722)	-0,00202 (0,0128)	0,00910 (0,0110)	-0,000667 (0,0201)
x26	-0,0110 (0,00907)	0,00509 (0,00736)	0,0101 (0,00877)	0,0136* (0,00825)	0,0202** (0,00968)
x27	-0,0553** (0,0251)	-0,0438** (0,0190)	-0,0465*** (0,0137)	-0,0252** (0,0113)	-0,00511 (0,0227)
x28	-0,0177 (0,0140)	-0,00394 (0,00884)	0,0120 (0,0111)	0,00720 (0,0153)	0,0294 (0,0219)
x29	-0,00688 (0,0155)	0,00916 (0,0111)	0,00454 (0,0160)	-0,0179 (0,0145)	-0,0520*** (0,0178)
x34	-0,0121 (0,0176)	0,00910 (0,0130)	0,0128 (0,0158)	0,00642 (0,0201)	0,0122 (0,0206)
x35	0,0116 (0,0153)	0,0126* (0,00666)	0,0112 (0,0148)	-0,00411 (0,0107)	-0,00470 (0,0226)
x36	-0,0313** (0,0135)	-0,0354*** (0,00927)	-0,0294** (0,0117)	-0,0328*** (0,0103)	-0,0513*** (0,0145)
x37	-0,0453 (0,0302)	-0,0362** (0,0172)	-0,0385** (0,0196)	-0,0360*** (0,0126)	-0,0168 (0,0221)
x38	0,0402** (0,0186)	0,0186 (0,0154)	0,0180 (0,0128)	0,0198 (0,0138)	0,00574 (0,0211)

Tabela 3.4 – Regressão quantílica usando função de produção *translog*

	(continuação)				
	q10	q25	q50	q75	q90
x39	0,0116 (0,0148)	-0,00130 (0,0174)	0,0000725 (0,0186)	0,0284 (0,0197)	0,0405* (0,0209)
x45	-0,00374 (0,0214)	-0,0354*** (0,0126)	-0,0418*** (0,00998)	- 0,0514*** (0,0118)	-0,0326 (0,0223)
x46	0,0370** (0,0164)	0,0267* (0,0152)	0,0320** (0,0130)	0,0388*** (0,0137)	0,0516*** (0,0177)
x47	0,0557* (0,0307)	0,0567*** (0,0219)	0,0788*** (0,0197)	0,0489*** (0,0188)	0,0262 (0,0313)
x48	-0,0254 (0,0202)	-0,0135 (0,0154)	-0,0249 (0,0160)	0,0161 (0,0232)	0,0142 (0,0246)
x49	-0,00983 (0,0257)	-0,0104 (0,0164)	-0,0200 (0,0189)	-0,0260 (0,0196)	-0,0106 (0,0250)
x56	-0,00167 (0,0106)	-0,00183 (0,00707)	-0,00440 (0,00994)	-0,0161* (0,00878)	-0,0173 (0,0161)
x57	0,00274 (0,0152)	0,000598 (0,0137)	-0,00486 (0,0133)	0,00604 (0,0158)	-0,0110 (0,0231)
x58	-0,00267 (0,0174)	-0,00808 (0,0161)	-0,00448 (0,00991)	-0,00368 (0,0135)	-0,0317 (0,0214)
x59	-0,0275* (0,0165)	-0,0154 (0,0108)	-0,00702 (0,0165)	-0,00609 (0,0105)	0,0134 (0,0167)
x67	0,0127 (0,0176)	0,00422 (0,0109)	0,00486 (0,0107)	-0,000433 (0,00865)	0,0180 (0,0213)
x68	-0,00192 (0,0139)	0,00117 (0,0102)	-0,00193 (0,0152)	0,00338 (0,0132)	0,0166 (0,0124)
x69	-0,00517 (0,0158)	0,000557 (0,00946)	-0,00327 (0,00880)	-0,000677 (0,0104)	-0,0121 (0,0148)

Tabela 3.4 – Regressão quantílica usando função de produção *translog*

	(conclusão)				
	q10	q25	q50	q75	q90
x78	0,00100 (0,0260)	0,00231 (0,0112)	0,0109 (0,0174)	0,0129 (0,0208)	0,0285 (0,0368)
x79	0,0316* (0,0179)	0,0506** (0,0208)	0,0516*** (0,0194)	0,0378*** (0,0132)	0,00548 (0,0212)
x89	0,0249 (0,0209)	0,00843 (0,0165)	-0,00323 (0,0150)	-0,0326** (0,0141)	-0,0370 (0,0234)
constante	-1,928*** (0,747)	-1,350*** (0,492)	-1,081* (0,626)	-0,263 (0,339)	0,964 (0,805)
N	4375	4375	4375	4375	4375
Pseudo-R ²	0,8108	0,8007	0,7884	0,7566	0,7518
escala	1,405359	1,300057	1,268957	1,191313	0,941766

Fonte: Elaborada com dados do Censo Agropecuário IBGE 2006 SIDRA (IBGE, 2015)

Notas: Desvio-padrão entre parênteses. *: significativo a 10%; **: significativo a 5%; ***: significativo a 1%.

Somente no quantil de valor da produção mais baixo (q10) a elasticidade parcial do fator trabalho – salários totais pagos – é significativa e assume valores negativos, não sendo significativo para outros quantis. Contudo, assim como foi constatado na fronteira estocástica de produção, o fator trabalho ajuda a agregar valor para os outros insumos na produção. Os coeficientes estimados para o efeito cruzado do trabalho com o total de vacas (x13) foram significativamente positivos para os quantis intermediários da regressão (q25, q50 e q75)⁵⁵. Conciliar o uso da terra com o fator trabalho (x23), leva a retornos positivos do valor da produção, embora somente para os quantis mais baixos (q10 e q25). Além disso, os dados mostram uma relação negativo entre o financiamento público e o fator trabalho (x36), bem como a dissociação entre o uso de trabalhadores e o de máquinas e implementos na produção (x37). Por fim, o fator trabalho oferece retornos positivos para o uso de energia no quantil mais baixo – variável x38 para o quantil q10 – e para o uso de combustível nos quantis mais altos – variável x39 para o quantil q90.

O gasto com medicamentos para animais somente influencia diretamente o valor da produção no quantil 0,25 no qual um aumento de 10% com esses gastos, pelas estimativas levaria a um aumento de 1,5% no valor da produção leiteira. Nos termos cruzados, o efeito com relação

⁵⁵ A tabela com todos os coeficientes estimados da função *translog* pela regressão quantílica está no apêndice.

ao total de vacas (x14) foi negativo para todos os quantis. O mesmo ocorreu com relação à área total (x24) com exceção do menor quantil (q10). Por outro lado, efeitos positivos foram detectados na relação com o uso de máquinas (x47) – variável que também inclui o uso de implementos agrícolas. As estimativas mostram que, quanto melhor o maquinário para aplicar a medicação e quanto menor for o número de vacas doentes e a exposição delas a possíveis doenças – área total – maiores serão os retornos em termos de valor da produção leiteira.

Os gastos com sais e rações não influenciaram diretamente a produção, mas se relacionou positivamente com o total de vacas ordenhadas (x15) para todos os quantis e negativamente com os gastos com medicamentos (x45), com exceção do último quantil (q90). Esses resultados podem ser interpretados como a importância de se manter as vacas ordenhadas devidamente nutridas para gerar aumentos no valor da produção, bem como o *trade-off* que as fazendas enfrentam entre o gasto com sais e rações e o gasto com medicamentos.

O PRONAF que na função Cobb-Douglas da regressão quantílica chegou a apresentar sinais positivos para quantis menores da produção, na função *translog* teve a elasticidade parcial estimada considerada insignificante e os efeitos cruzados com relação ao trabalho foram considerados negativos (x36) para todos os quantis estimados. Os gastos com medicamentos (x46), ao contrário, apresentaram sinais positivos indicando, pelo menos para o setor leiteiro, que o PRONAF deve ser utilizado para financiar a produção de pequenos produtores – Cobb-Douglas – ou para o financiamento de despesas médicas com o rebanho – *translog*.

Os gastos com máquinas e implementos (limovelmqs) apresentaram elasticidades da produção muito maiores que as estimadas na função de produção Cobb-Douglas. No quantil 0,10 o coeficiente tem valor aproximado de 0,54 e não apresenta significativa diferença entre quantis. O valor do coeficiente estimado no quantil 0,9 não foi significativo. As relações com o total de vacas ordenhadas (x17) e com a área total (x27) se mostraram negativas, indicando que existe um *trade-off* entre esses recursos e o gasto com máquinas e implementos. A relação entre o uso de máquinas e o gasto com combustíveis se mostrou positiva menos para o quantil mais alto – q90. Os coeficientes referentes às elasticidades parciais da produção do gasto com combustíveis e com energia elétrica se mostraram insignificantes para todos os quantis.

Em suma, as duas funções de produção ofereceram a mesma visão. A importância da quantidade de vacas na atividade leiteira, o fator trabalho como um insumo que aumenta em protagonismo à medida que o valor da produção aumenta, a importância dos gastos com máquinas,

tratores, veículos e implementos e a importância de se intensificar a atividade produtiva. A diferença mais importante entre as duas funções de produção está no fato da *translog* ser capaz de captar a interrelação entre os insumos.

3.4.3 A estimação dos fatores de eficiência

Uma vez estimada as funções de produção, o nível de eficiência foi calculado como exposto na metodologia. Os resultados dos coeficientes estimados para os níveis de eficiência obtidos através da função de produção Cobb-Douglas e da *translog* serão apresentados nas tabelas a seguir. Diferentemente do que ocorreu com as funções de produção as estatísticas R^2 retornaram valores baixos, com valores ligeiramente maiores para os níveis de eficiência calculados através da função Cobb-Douglas. O quantil menor – q10 – obteve poder explicativo, de acordo com essa estatística de pouco mais de 16%, enquanto no maior quantil – q90 – esse poder ficou em 12,5%.

Tabela 3.5 - regressão quantílica dos fatores de eficiência (Cobb-Douglas)

(continua)

	q10	q25	q50	q75	q90
ppousio	0,000330 (0,000283)	0,0000549 (0,000139)	-0,000103 (0,000128)	-0,000137 (0,000132)	0,0000287 (0,000115)
pqueimada	-0,000629*** (0,000211)	-0,000509*** (0,000132)	-0,0000722 (0,0000785)	-0,000119 (0,0000902)	-0,000218** (0,0000971)
prenovpast	0,0000935 (0,000133)	-0,000136** (0,0000654)	-0,00000436 (0,0000867)	0,0000168 (0,0000718)	-0,0000405 (0,000130)
propm	-0,00260*** (0,000845)	-0,00153*** (0,000404)	-0,00149*** (0,000289)	-0,00135*** (0,000182)	-0,00126*** (0,000235)
captanques	0,000122** (0,0000517)	0,000143*** (0,0000361)	0,000175*** (0,0000305)	0,000148*** (0,0000232)	0,000103*** (0,0000397)
proporient	0,000345* (0,000177)	0,000296*** (0,000108)	0,000207*** (0,0000659)	0,000255*** (0,0000521)	0,000302*** (0,0000855)
Proprietrio	0,000846** (0,000389)	0,000543*** (0,000112)	0,000101 (0,000106)	-0,000156* (0,0000883)	-0,0000795 (0,0000856)

Tabela 3.5 - regressão quantílica dos fatores de eficiência (Cobb-Douglas)

	q10	q25	q50	q75	q90
medio	-0,000830 (0,000622)	-0,000736 (0,000504)	-0,000449 (0,000288)	-0,0000636 (0,000385)	-0,000128 (0,000296)
superior	-0,000435 (0,000726)	-0,0000872 (0,000606)	0,000369 (0,000331)	0,000410 (0,000461)	0,000700 (0,000537)
capsilos	0,000000628** (0,000000320)	0,000000417* (0,000000244)	0,000000548 (0,000000368)	0,000000985*** (0,000000212)	0,00000117*** (0,000000400)
marbrut	-0,0328 (0,0321)	-0,000690 (0,00997)	0,0357*** (0,0127)	0,0762*** (0,0103)	0,0941*** (0,0114)
ncompost	0,000275 (0,000221)	-0,00000282 (0,000163)	-0,000209** (0,0000913)	-0,000112 (0,000127)	-0,0000158 (0,000132)
totmaq	0,0000151** (0,00000645)	0,00000972*** (0,00000372)	0,00000418*** (0,00000130)	0,00000366 (0,00000285)	-0,000000305 (0,00000300)
pfam	0,0000656 (0,000286)	-0,0000767 (0,0000716)	0,00000485 (0,0000533)	0,0000215 (0,0000633)	0,0000738 (0,000104)
irrigpropper	0,000399 (0,000450)	0,000444** (0,000196)	0,000216 (0,000207)	0,0000873 (0,000149)	-0,000198 (0,000155)
constante	0,788*** (0,0555)	0,860*** (0,0238)	0,919*** (0,0112)	0,928*** (0,0196)	0,920*** (0,0215)
N	1977	1977	1977	1977	1977
pseudo R2	0,1653	0,1283	0,1166	0,1293	0,1250

Fonte: Elaborada com dados do Censo Agropecuário 2006 SIDRA (IBGE, 2015).

Notas: Desvio-padrão entre parênteses. *: significativo a 10%; **: significativo a 5%; ***: significativo a 1%.

Os resultados obtidos em muito se assemelham aos que foram extraídos da fronteira estocástica de produção. A prática de queimadas se mostra como um fator redutor de eficiência, mas decrescente à medida que se observa as unidades mais eficientes. A proporção de mulheres (propm) tendeu a assumir o mesmo comportamento também. Tais resultados levam a crer que as fazendas mais eficientes possuem mecanismos próprios de lidar com essas possíveis fontes de ineficiência como mostra o valor do coeficiente estimado da constante.

A proporção do trabalho familiar nas fazendas, o percentual de irrigação nas propriedades e o nível educacional não afetam os níveis de eficiência⁵⁶. A capacidade dos tanques de leite e a capacidade dos silos aumentam de maneira tênue o nível de eficiência estimado através da função de produção Cobb-Douglas, assim como o total de máquinas nas fazendas.

O recebimento de orientação técnica é um fator explicativo importante para todos os quantis analisados como em Sousa (2011). Contudo, o fato do administrador ser o proprietário da fazenda contribui positivamente somente para os quantis iniciais (q10 e q25), enquanto a margem bruta da produção assume valores significantes para os coeficientes nos quantis finais (q50, q75 e q90).

Tabela 3.6 – regressão quantílica para os fatores de eficiência (*translog*)

(continua)

	q10	q25	q50	q75	q90
ppousio	0,000500** (0,000215)	0,0000561 (0,000178)	-0,0000349 (0,000133)	-0,0000772 (0,000120)	-0,0000266 (0,000159)
pqueimada	-0,000860*** (0,000268)	-0,000533*** (0,000185)	-0,000231* (0,000121)	-0,000107 (0,0000959)	-0,000184* (0,000101)
prenovpast	-0,00000643 (0,000212)	-0,0000192 (0,000122)	-0,000107 (0,0000914)	0,00000385 (0,0000948)	-0,000110 (0,0000993)
propm	-0,00212*** (0,000782)	-0,00130*** (0,000479)	-0,00140*** (0,000208)	-0,00151*** (0,000293)	-0,00122*** (0,000294)
captanques	0,000106** (0,0000466)	0,000113*** (0,0000369)	0,000115*** (0,0000209)	0,000125*** (0,0000192)	0,000132*** (0,0000351)
proporient	0,000383** (0,000163)	0,000297*** (0,000111)	0,000169*** (0,0000452)	0,000218*** (0,0000651)	0,000190** (0,0000762)
Proprietrio	0,00115*** (0,000367)	0,000812*** (0,000190)	0,000145 (0,0000910)	-0,000121 (0,000140)	0,0000479 (0,000130)
medio	-0,000927* (0,000538)	-0,000645 (0,000416)	-0,0000760 (0,000349)	-0,000288 (0,000354)	-0,000362 (0,000333)

⁵⁶ Somente no quantil 0,5 o percentual de administradores que só cursaram até o ensino médio reduz em um valor muito próximo a zero o nível de eficiência da pecuária leiteira.

Tabela 3.6 – regressão quantílica para os fatores de eficiência (*translog*)

	q10	q25	q50	q75	q90
superior	-0,000293 (0,000450)	-0,000763 (0,000549)	-0,000474 (0,000430)	-0,0000841 (0,000571)	0,000303 (0,000469)
capsilos	0,000000503*** (0,000000180)	0,000000288 (0,000000249)	0,000000300 (0,000000251)	0,000000348 (0,000000224)	0,000000413 (0,000000456)
marbrut	-0.0347 (0.0309)	-0.00596 (0.0209)	0.0358*** (0.0130)	0.0491*** (0.0127)	0.0882*** (0.0123)
ncompost	0.000487 (0.000322)	0.000416*** (0.000151)	-0.0000350 (0.000128)	0.000101 (0.0000724)	0.000188* (0.000110)
totmaq	0.0000136* (0.00000800)	0.00000940*** (0.00000247)	0.00000444** (0.00000193)	0.000000565 (0.00000254)	0.000000300 (0.00000306)
pfam	0.000223 (0.000171)	0.0000466 (0.000112)	-0.0000299 (0.0000593)	-0.0000588 (0.0000792)	-0.00000837 (0.0000964)
irrigpropper	0.000664** (0.000326)	0.000242 (0.000258)	0.000101 (0.000130)	-0.0000518 (0.000158)	-0.000427* (0.000222)
constante	0.726*** (0.0549)	0.795*** (0.0335)	0.910*** (0.0199)	0.941*** (0.0173)	0.916*** (0.0218)
N	1977	1977	1977	1977	1977
Pseudo-R ²	0,1475	0,0968	0,0730	0,0671	0,0688

Fonte: Elaborada com dados do Censo Agropecuário 2006 SIDRA (IBGE, 2015).

Notas: Desvio-padrão entre parênteses. *: significativo a 10%; **: significativo a 5%; ***: significativo a 1%.

A leitura dos coeficientes estimados mostra que, a princípio, nos municípios onde o valor da produção de leite é baixo, é interessante que os proprietários administrem por conta própria as suas fazendas e invistam na infraestrutura necessária para manter a atividade, além de buscar orientação técnica. Para os municípios nos quais o valor da produção do leite é maior, faz-se necessário a busca por margens brutas da produção maiores para manter o alto padrão de eficiência. Em outras palavras, a diferenciação da produção leiteira e a busca por melhores práticas

administrativas são os fatores capazes de manter o alto nível de eficiência, corroborando Nascimento et al. (2012).

A seguir, são apresentados os resultados obtidos da regressão quantílica que teve o nível de eficiência estimado pela função *translog* como variável dependente. Poucas são as diferenças entre os resultados obtidos pela estimativa anterior. O diagnóstico permanece praticamente o mesmo com a diferença que a adoção de irrigação nas propriedades pode reduzir discretamente a eficiência da produção leiteira nos municípios.

3.5 Conclusão

Através da revisão bibliográfica e dos boletins do leite do CEPEA (2016), foi proposto o método da fronteira de produção quantílica (BEHR, 2010; KADITI; NITSI, 2010). O objetivo desse trabalho era identificar para variados quantis sugeridos na literatura quais insumos ofereciam maiores retornos à produção leiteira em termos do seu valor monetário.

Os resultados com relação à função de produção estimada apontam fortemente para a forte influência do total de vacas ordenhadas com relação ao valor da produção, bem como a necessidade de se investir no fator trabalho e em máquinas e implementos. Para ambas as funções de produção estimadas – Cobb-Douglas e *translog* – ficou evidente a necessidade de intensificação da produção leiteira uma vez que expandir a área total utilizada leva a perdas no valor da produção do leite.

Com relação aos fatores de eficiência, a prática de queimadas persistentemente reduz a eficiência da produção leiteira para todos os quantis e independentemente da função de produção utilizada. Para os municípios onde a produção de leite é pequena em termos de seu valor, o recomendável é que os proprietários assumam seus estabelecimentos, busquem orientação técnica e dotem suas propriedades da infra-estrutura e do maquinário necessário. Para os municípios com produção leiteira de grande valor, recomenda-se buscar melhoras na margem bruta da produção, seja através de melhoras na qualidade do leite, ou de melhoras nas práticas administrativas.

Para trabalhos futuros, pode-se buscar um maior detalhamento dos dados –desagregação ao nível das fazendas – ou aplicar métodos semiparamétricos, não paramétricos ou bayesianos com relação aos pressupostos do comportamento das variáveis (KOENKER, 2005)⁵⁷.

⁵⁷ Vale lembrar que, mesmo a regressão quantílica sendo um método não paramétrico, a forma funcional adotada pressupõe *ex ante* uma relação linear entre a variável dependente e as variáveis explicativas.

Referências

ADHIKARI, A.; MISHRA, A.K.; CHINTAWAR, S. Adoption of technology and its impact on profitability of young and beginning farmers: a quantile regression approach. In: SOUTHERN AGRICULTURAL ECONOMICS ASSOCIATION ANNUAL MEETING, 2009, Atlanta. **Anais eletrônicos...** Atlanta: Southern Agricultural Economics Association, 2009. Disponível em: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/46830/2/Adoption_mishra_edits.pdf>. Acesso em: 14 out. 2014.

BAKUCS, L.Z.; FERTÓ, I. The growth of family farms in Hungary. **Agricultural Economics**, Amsterdam, v. 40, n. 6, p. 789-795, 2009.

BARBOSA, W.F.; SOUSA, E.P.; AMORIM, L.A.; CORONEL, D.A. Eficiência técnica da agropecuária nas microrregiões brasileiras e seus determinantes. **Ciência Rural**, Santa Maria, v. 43, n. 11, p. 2115-2121, nov. 2013.

BEHR, A. Quantile regression for robust bank efficiency score estimation. **European Journal of Operational Research**, London, v. 200, n. 2, p. 568-581, 2010.

BUHAI, S. Quantile regression: overview and selected applications. **Ad Astra**, Bucareste, v. 4, n. 1, p. 81-101, July 2005.

CAMPOS, S.A.C.; COELHO, A.B.; GOMES, A.P. Influência das condições ambientais e ação antrópica sobre a eficiência produtiva agropecuária em Minas Gerais. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 50, n. 3, p. 563-576, 2012.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. **Boletim do Leite**, 2016. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/leite/?Serie=1>>. Acesso em: 20 jan. 2016.

CHIDMI, B.; SOLÍS, D.; CABRERA, V.E. Analyzing the sources of technical efficiency among heterogenous dairy farms: a quantile regression approach. **Animal Production**, Cambridge, v. 13, n. 2, p. 99-107, 2011.

DUY, V.Q. Access to credit and rice production efficiency of rural households in the Mekong delta. In: Second Asia-Pacific Conference on Global Business, Economics, Finance and Social Sciences, Danang, 2015. **Anais eletrônicos...** Danang: GBRJ. 2015. Disponível em: <<http://seba.ctu.edu.vn/baibao/quocite/The%20role%20of%20access%20to%20Credit%20and%20Rice%20Production%20Efficiency%20of%20rural%20households%20in%20Mekong%20Delta%20of%20Vietnam.pdf>>. Acesso em: 20 ago. 2015.

EVENSON, R.E.; MWABU, G. The effects of agricultural extension on farm yields in Kenya. **African Development Review**, West Sussex, v. 13, n. 1, p. 1-23, June. 2001.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA - IBGE. **Censo Agropecuário 2006**: Brasil, Grandes Regiões e Unidades da Federação. 2ª. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2011. 744 p.

_____. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA**, 2015. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/acervo/acervo2.asp?e=v&p=CA&z=t&o=11>>. Acesso em: 20 out. 2015.

KADITI, E.A.; NITSI, E.I. Applying regression quantiles to farm efficiency estimation. In: AAEEA, CAES & WAEA JOINT ANNUAL MEETING, 2010, Denver. **Anais eletrônicos...** Denver: Agricultural & Applied Economics Association. 2010. Disponível em: <<http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/61081/2/10598.pdf>>. Acesso em: 12 nov. 2015.

KNOX, K.J.; BLANKMEYER, E.C.; STUTZMAN, J.R. Technical efficiency in texas nursing facilities: a stochastic production frontier approach. **Journal of Economics and Finance**, London, v. 31, n. 1, p. 75-86, 2007.

KOENKER, R. **Quantile Regression**. Nova Iorque: Cambridge University Press, 2005. 366 p.

KOENKER, R.; BASSETT, G. Regression Quantiles. **Econometrica**, New York, v. 46, n. 1, p. 33-50, Jan. 1978.

KOSTOV, P.; PATTON, M.; MOSS, J.; McERLEAN, S. **Does Gibrat's Law hold amongst dairy farmers in Northern Ireland?** Munich: MPRA, 2007, 29 p. (MPRA Paper, 3370)

KOUTSOMANOLI-FILIPPAKI, A.I.; MAMATZAKIS, E.C. Efficiency under quantile regression: what is the relationship with risk in the EU banking industry? **Review of Financial Economics**, London, v. 20, n. 2, p. 84-95, 2011.

LIU, C.; LAPORTE, A.; FERGUNSON, B. **The quantile regression approach to efficiency measurement: insights from Monte-Carlo simulations**. York: HEDG, 2007, 31 p. (HEDG Working Paper, 07/14).

MARROQUIN, J.B. **Examinations of North Dakota's production, cost and profit functions: a quantile regression approach**. 2008. 66 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - North Dakota State University, Fargo, 2008.

MARTINS, P.S.; PEREIRA, T.P. Does education reduce wage inequality? Quantile regression evidence from 16 countries. **Labour Economics**, London, v. 11, n. 1, p. 355-371, 2004.

NASCIMENTO, A.C.C.; LIMA, J.E. de; BRAGA, M.J.; NASCIMENTO, M.; GOMES, A.P. Eficiência técnica da atividade leiteira em Minas Gerais: uma aplicação de regressão quantílica. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 41, n. 3, p. 783-789, 2012.

SOUSA, L.O. **Impactos da certificação sobre a eficiência técnica da cafeicultura de montanha de Minas Gerais**. 2011. 89 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

UEMATSU, H.; MISHRA, A.K. Use of direct marketing strategies by farmers and their impact on farm business income. **Agricultural and Resource Economics Review**, Cambridge, v. 40, n. 1, p. 1-19, Apr. 2011.

YU, K.; LU, Z.; STANDER, J. Quantile regression: applications and current research areas. **The Statistician**, London, v. 52, n. 3, p. 331-350, 2003.

4 POR ACASO FAZENDEIROS SÓ PRODUZEM LEITE? UMA ANÁLISE DE FRONTEIRA ESTOCÁSTICA *MULTI-OUTPUT* USANDO DADOS DO CENSO AGROPECUÁRIO IBGE 2006

Resumo

Neste trabalho buscou-se analisar de maneira mais abrangente o sistema produtivo da pecuária no Brasil. Utilizando dados do Censo Agropecuário 2006, foi possível separar a produção animal entre valor da produção leiteira e valor de outros produtos animais. Para analisar as relações entre os produtos considerados e os insumos três variáveis dependentes foram adotadas: os logaritmos naturais do valor da norma da produção, do valor da produção leiteira e do valor da produção de outros produtos animais. Resumidamente, os resultados apontam para a necessidade de se investir na produção leiteira para se aproximar mais da fronteira de eficiência. Os fatores de eficiência identificados foram a capacidade dos silos e dos tanques de leite nas fazendas, assim como a margem bruta obtida na produção leiteira. A prática de queimadas e a proporção de mulheres como chefes dos estabelecimentos levaram a aumentos de ineficiência nas fazendas. Os fatores produtivos mais relevantes foram a quantidade de vacas ordenhadas e o valor das máquinas e equipamentos usados na fazenda. O fator trabalho apresentou comportamento anômalo, indicando a possibilidade de a produção pecuária estar na parte ascendente da função de produção com relação a esse insumo.

Palavras-Chave: Brasil; Multi-produto; Pecuária leiteira; Função distância estocástica

Abstract

In this paper a comprehensive analysis of the productive livestock system in Brazil has been made. Using data from the 2006 Agricultural Census, it was possible to separate the animal production into two parts: value of milk production and value of animal products. To analyze the relationship between the products concerned, three dependent variables were adopted: the natural logarithm of the value of the norm of production, the value of milk production and value of production of animal products. Briefly, the results point to the need to invest in milk production to get closer to the efficiency frontier. The identified efficiency factors were the stocking capacity of silos and milk tanks on farms, as well as the gross margin on milk production. The practice of burning farm areas and the proportion of women as heads of farms led to inefficiency increases on farms. The most important productive factors were the amount of milked cows and value of machinery and equipment used on the farm. The labor factor showed anomalous behavior, indicating the possibility that the livestock production is in the ascending part of the production function with respect to this input.

Keywords: Brazil; Multi-product; Dairy farming; Distance function Stochastic

4.1 Introdução

Os trabalhos do prof. Färe (FÄRE et al., 1989; FÄRE; GROSSKOPF, 2000; FÄRE et al., 1993; FÄRE; GROSSKOPF; PASURKA JUNIOR, 2007) causaram um impacto nessa área de estudo que pode ser, sem exagero, considerado como uma revolução. Resgatando a noção de Farrell (1957) de função distância, ele – juntamente com seus colegas - desenvolveu analiticamente noções de homogeneidade e homoteticidade que permitiram modelagens mais avançadas de DEA e a possibilidade de fronteiras estocásticas de produção com múltiplos *outputs* como mostradas nos livros do prof. Kumbhakar (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000; KUMBHAKAR; WANG; HORNCastle, 2015).

A crítica maior, referente às fronteiras estocásticas de produção, se dava principalmente por parametrizar os sistemas de produção ao pré-estabelecer o formato da função de produção e pelo fato de não ser possível analisar várias entradas ou saídas de produtos⁵⁸ dependendo da orientação da fronteira de produção. Embora ainda existam restrições fortes com relação ao modelo de fronteira estocástica de produção, a utilização de técnicas semi-paramétricas e os trabalhos do prof. Färe permitiram relaxar significativamente essas hipóteses.

Sob essa nova ótica, fronteiras de produção *multi-output*, que só apareciam com mais frequência em artigos de DEA pela simplicidade da rotina de programação linear, agora podem ser econometricamente estimadas e submetidas aos testes habituais para testar valores de parâmetros e verificar a robustez do modelo⁵⁹. Isso inclui a possibilidade de se fazer testes estatísticos e identificar possíveis fatores de ineficiência. Além disso, até onde pode ser constatado, não existe nenhuma aplicação para dados nacionais de fronteiras estocásticas com abordagem multiproduto.

Esse fato causa certa estranheza. Mesmo que uma fazenda, ou uma empresa falando em termos mais abrangentes tenha um produto principal, um “carro-chefe” o qual seja a principal fonte de receita, é razoável supor que tal entidade ofereça outros produtos, ou pelo menos subprodutos que permitam uma renda extra no final do processo produtivo⁶⁰.

⁵⁸ *Inputs e outputs.*

⁵⁹ Os modelos estocásticos usam uma versão aprimorada da função distância criada por Shephard (1953) no qual os insumos, ou produtos dependendo da orientação da função de produção necessitam que o item a ser considerado para a análise de eficiência técnica – variável dependente – funcione como um numerário para os outros fatores dada a orientação adotada. Mais detalhes na seção de metodologia.

⁶⁰ Levando em consideração que muitos artigos sobre a produção leiteira, ou mesmo a rural em geral, no caso brasileiro, são feitas através da análise de base de dados oferecidas por cooperativas, associações de produtores, ou instituições públicas que fazem um acompanhamento direto dos produtores, salta aos olhos a falta de dados com relação a outras

Em 2015, de acordo com os boletins do leite do CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA (2016), os produtores leiteiros venderam a sua principal mercadoria a preços abaixo da média histórica da última década. Somado a isso, a forte desvalorização do real frente ao dólar teve como consequência um forte reajuste de insumos como concentrados, vermífugos e medicamentos cujos valores são cotados em dólar. Logo, a margem bruta líquida dos pecuaristas especializados em leite sofreu um forte estreitamento o que motiva o estudo sobre como as propriedades podem ser capazes de produzir mais com os insumos disponíveis para os mesmos. O diferencial deste artigo está no uso da fronteira estocástica de produção para vários produtos (no caso, renda auferida com a produção leiteira e com a venda de outros produtos animais) como recomendado por Kumbhakar e Lovell (2000) para o Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2011), utilizando o valor produzido de outros bens animais nas fazendas como uma alternativa à produção leiteira.

A intenção deste trabalho é entender em que medida a relação entre os habituais coeficientes da fronteira de produção – trabalho, terra, capital e despesas – se modifica com relação à estimação usual que considera somente um produto – no caso, receita obtida com a produção de leite. Geralmente, como visto anteriormente⁶¹, a quantidade de vacas ordenhadas e as despesas referentes ao custeio da atividade são os fatores que mais se destacam. Em seguida, o fator trabalho costuma ter uma influência modesta – uma elasticidade de produção calculada em torno de 0,2 – e, por fim, o uso de pastagens que costuma ter uma fraca influência quando os resultados não apresentam insignificância dessa variável.

Além disso, fatores característicos, como prática de queimadas, margem bruta da produção leiteira, orientação técnica, entre outras, são utilizadas para explicar a eficiência técnica. Esse é outro diferencial do estudo que busca entender o nível de eficiência das fazendas – agregadas pelos municípios onde residem - através de variáveis de caráter predominantemente técnico.

Nesta seção foi feita a introdução do artigo. Na seção seguinte, apresentaremos o debate do uso da fronteira de produção – com enfoque na abordagem estocástica. Na terceira seção, é feita uma exposição da metodologia adotada. Na quarta parte, será feita uma descrição da base de dados e os resultados obtidos com a metodologia adotada serão apresentados e explicados. Considerações finais e propostas de pesquisas serão feitas na última seção.

fontes de receita existentes dentro da fazenda. Os trabalhos de Nascimento et al. (2012) e Sousa (2011) são exemplos de trabalhos que usam esse tipo de base de dados, mas usam a abordagem tradicional de um produto e vários insumos.

⁶¹ Ver seção 2.

4.2 A fronteira estocástica multi-produto

Os trabalhos que começaram a lidar com a questão de múltiplos produtos têm suas raízes em Färe e Primont (1990). Antes desse trabalho seminal, as análises com relação a múltiplos produtos se restringiam a funções custo (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000; GREENE, 2008), ou lucro, ou a trabalhos envolvendo produtividade total dos fatores através de índices de agregação (TAMINI; LARUE, 2009; NJUKI, 2013; HELFAND; MAGALHÃES; RADA, 2015).

No momento atual, observando exclusivamente as fronteiras de produção orientada a vários produtos, independente da abordagem adotada – DEA ou fronteira estocástica – a literatura se encontra dividida em duas partes. A primeira, se refere a abordagens envolvendo a produção de bens indesejáveis cujo objetivo é identificar as relações entre bens produzidos pelas fazendas leiteiras no caso analisado, mas para as unidades produtivas, em geral, e males produzidos pelas mesmas – emissão de poluentes, seja pelo uso excessivo de fertilizantes, ou pelo uso de combustíveis na atividade produtiva, ou pelos dejetos despejados pelo rebanho (FERNÁNDEZ; KOOP; STEEL, 2002; NJUKI, 2013).

A segunda, consiste em uma abordagem usual de negócios na qual somente os bens produzidos e os insumos necessários são considerados na análise. A intuição básica do modelo⁶² consiste em considerar um dos bens, ou alguma espécie de agregação, como uma variável a ser considerada como dependente e normalizadora dos outros produtos (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000).

4.2.1 A preocupação com o meio ambiente

Dentro do debate sobre a produção de bens com a existência de males (“*enviromental bads*”), duas são as abordagens adotadas. A primeira, mais comum pelo menos na literatura pesquisada, envolvendo produção agrícola com enfoque na produção leiteira, consiste em considerar a poluição e os resíduos da produção como um produto indesejado (FÄRE et al, 2005). A segunda abordagem consiste em considerar a poluição – falando genericamente – como um insumo e, em uma abordagem orientada a insumos, busca-se identificar o nível de eficiência das

⁶² Mais detalhes serão apresentados na metodologia.

unidades produtivas com relação à utilização do insumo danoso ao meio ambiente, por assim dizer (REINHARDT; LOVELL; THIJSSSEN, 2000; TAMINI; LARUE, 2009).

Njuki (2013) defende que a abordagem orientada a produtos seja utilizada pelo fato do produtor não ser capaz de identificar a quantidade de poluição causada pelos insumos utilizados. Essa também parece ser uma visão compartilhada por Fernández, Koop e Steel (2002) e pela literatura que será apresentada em seguida. Para os produtores, em geral, é muito mais fácil perceber a poluição como resultado do processo produtivo que compreendê-lo como um insumo utilizado na produção. Analiticamente, pode ser uma saída interessante considerar a poluição como parte do processo produtivo. Contudo, em termos práticos e aplicados, costuma ser mais fácil para o produtor entender a relação de troca existente entre os bens produzidos e os poluentes emitidos como um resultado final do seu esforço produtivo. A partir desse ponto, o produtor pode decidir quais políticas são mais viáveis para que o equilíbrio entre a elasticidade de substituição dos *outputs* seja equivalente à relação de preços dos bens produzidos e dos preços-sombra calculados para poluentes (FÄRE et al., 2007).

As abordagens orientadas a produtos geralmente seguem a metodologia apresentada por Färe et al. (2005) conhecida como função distância direcionada orientada a *outputs*⁶³. Nessa linha busca-se principalmente calcular o preço-sombra da poluição referente à atividade produtiva e calcular a elasticidade da produção entre bens e males. Em outras palavras, procura-se saber, na fronteira de eficiência, o quanto é preciso poluir para se produzir mais em termos marginais.

Dakpo, Jeaneaux e Latruffe (2014), utilizando análise envoltória de dados para analisar a eficiência ambiental de fazendas francesas de ovinos de corte, discute aspectos favoráveis e desfavoráveis com relação às abordagens e testa qual modelo melhor se aplicaria a esse conjunto de dados⁶⁴. Dentre os modelos estão o de orientação a insumos, no qual se assume que os produtores consomem recursos naturais e busca-se a maneira mais eficiente – e reduzida de consumi-los.

O modelo orientado a *output* (FÄRE; GROSSKOPF; PASURKA JUNIOR, 2007; FÄRE et al., 2012), admite a hipótese fraca de descarte entre os bens. Em outras palavras, impõe a restrição de ser somente possível produzir aceitando que alguma poluição aconteça também. A fraqueza

⁶³ Dentro dos artigos escritos pelo professor Färe (FÄRE et al., 1989; FÄRE et al., 1993), há a menção de uma versão mais geral dessa função chamada função distância hiperbólica que busca a melhor trajetória em termos de redução de insumos e aumento de produtos.

⁶⁴ Ver artigo para detalhes sobre a modelagem DEA utilizada para cada ocasião.

desse modelo está, por construção, na redução equiproporcional dos bens: não há, por essa ótica, como produzir mais sem que se polua na mesma proporção.

Outro modelo utilizado na comparação de eficiência para essas fazendas se refere à fraca descartabilidade generalizada para insumos e produtos. Basicamente, através de um modelo de balanço de materiais e seguindo as leis da termodinâmica, é possível apontar uma trajetória ótima vetorial, de uso de insumos e produtos com o objetivo de reduzir a poluição.

Em seguida e ainda seguindo Dakpo, Jeaneaux e Latruffe (2014), o penúltimo modelo utilizado por eles se refere à tecnologia como geradora de poluição, utilizando uma abordagem de subproduto. Intuitivamente, dado um processo tecnológico, o modelo identifica a menor quantidade possível de poluição juntamente produzida, pelo uso de insumos e dos produtos fabricados. Levando em consideração que possa existir ingerência administrativa que leva certa tecnologia a emitir mais poluentes que o estipulado, dois conjuntos de tecnologia de produção são construídos: o primeiro se refere ao conjunto de produtos que se intenciona produzir e o segundo, ao conjunto de resíduos gerados por essa tecnologia. Nesse modelo, três são as possibilidades de redução da poluição: desviar recursos para aumentar as opções de redução da poluição, substituir insumos poluentes e o uso de insumos mais limpos. Analiticamente uma fronteira de produção e uma fronteira ecológica são construídas para analisar o que foi descrito anteriormente.

Por fim, os autores mencionam uma fronteira não-radial que se baseia nas hipóteses de descarte natural e descarte administrativo dos produtos – bens ou males. No descarte natural, adota-se a hipótese clássica na qual uma redução da poluição só é obtida através da redução de insumos e, conseqüentemente, da produção. O descarte administrativo propõe que, com certo esforço e habilidade dos produtores, bem como adoção de novas tecnologias, é possível aumentar a produção e a utilização de insumos, reduzindo a poluição.

Ao executar os modelos e analisar os resultados, os pesquisadores relataram que os modelos que permitem os produtores escolherem livremente os a quantidade de insumos, de produtos e de poluição a ser gerada apresentam o mesmo nível de eficiência ecológica. A diferença estava nas fontes explicativas do resultado encontrado de acordo com os pressupostos de cada modelo abordado (ineficiências tecnológicas, administração dos insumos e flexibilidade na fabricação dos produtos).

Em termos estocásticos, mesmo à luz dos mais recentes avanços (CUESTA; LOVELL; ZOFIO, 2009; FÄRE; GROSSKOPF; PASURKA JUNIOR, 2007; FÄRE et al., 2012), costuma

ser difícil utilizar alguma abordagem não radial devido aos pressupostos de parametrização do modelo e da necessidade de se adotar uma distribuição estatística para o termo de ineficiência e para o de erro aleatório. Passos importantes nesse sentido foram dados por Fernández, Koop e Steel (2002) que fizeram uso da fronteira estocástica de produção, usando um método próprio de agregação dos bens produzidos⁶⁵ e dos poluentes que faz uso de análise bayesiana para estimar os resultados.

Entre as grandes vantagens desse modelo estão a possibilidade de se construir uma distribuição *a priori* própria da base de dados a ser utilizada e a possibilidade de se fazer inferências mesmo para uma base de dados pequena (NJUKI, 2013). Além disso, a análise bayesiana se mostra importante uma vez que permite modelar a relação entre bens e males (poluição ambiental). Sendo assim, é possível usar a abordagem de função distância para fronteira estocástica com a intenção de denominar a poluição como um mal – no sentido econômico – e aplicar o modelo de maneira a minimizar a quantidade de poluição. Consequentemente, é possível, em um arcabouço de fronteira estocástica de produção, calcular as eficiências técnica e ecológica separadamente (TAMINI; LARUE, 2009).

O modelo apresentado por Fernández, Koop e Steel (2002) para fazendas leiteiras holandesas, mostrou que a abordagem de eficiência orientada a insumos não permitiu que se fizesse adequadamente a distinção entre eficiência técnica e ambiental⁶⁶. Usando a análise bayesiana orientada a produtos, os autores se mostraram capazes de estimar as fronteiras de produção e de emissão de poluentes de uma maneira que o esforço na redução de poluentes influenciasse os níveis de eficiência ambiental, mas não a fronteira de produção em si. Os autores concluíram que as eficiências técnicas e ambientais estão correlacionadas; o fator educação influenciou positivamente a eficiência técnica, mas não a ecológica e que o impacto com relação à emissão de nitrogênio tende a ser maior com a produção de leite em comparação a outros produtos considerados – carne, rebanho e forragem vendida. Finalmente, a fronteira de produção apresentou retornos crescentes à escala e a ecológica, um leve retorno decrescente.

Bokusheva e Kumbhakar (2014), buscaram outra alternativa para identificar a relação entre produtos e poluição utilizando uma função distância direcionada orientada a insumos. No modelo

⁶⁵ Bokusheva e Kumbhakar (2014) usam o termo método de agregação hedônica de bens.

⁶⁶ Segundo os autores a abordagem orientada a insumos costuma ser feita seguindo a ideia da melhor prática com relação ao uso de insumos. Isso significa mais uma limitação do modelo, pois sendo uma fronteira de um só insumo, as unidades seriam ao mesmo tempo tecnicamente e ecologicamente eficientes.

aplicado, os bens e “males” produzidos são agregados através de uma função hedônica e as relações entre esses bens são definidas através de uma função *translog* entre a agregação e os produtos e poluentes considerados. Segundo os autores o modelo de Färe et al (2005) possui a fragilidade de a estimação do preço sombra ser muito sensível ao valor adotado das variáveis que representam o caminho da expansão da produção e da poluição. O resto da análise, contudo, segue como no artigo citado anteriormente para calcular as elasticidades de substituição entre os produtos e a poluição, assim como o preço-sombra do excesso de nitrogênio utilizado nas fazendas – a variável de dano ambiental considerada. Os autores, analisando fazendas holandesas, concluíram que, para os anos de 2001 a 2009, com relação ao que é produzido no setor leiteiro e agrícola separadamente, os preços sombras aumentaram ao longo dos anos e a elasticidade entre esses produtos e o excesso de nitrogênio foi positiva para a maioria das fazendas analisadas.

Dentre os artigos citados, percebeu-se que a adoção de boas práticas na agricultura, bem como o fator educacional e o tamanho do terreno são fatores positivos para a eficiência técnica, assim como a ambiental (TAMINI; LARUE, 2009). Além disso, foi constatado, como em Njuki (2013), que esse tipo de análise ainda é escasso para o setor leiteiro, o único trabalho encontrado, além dos mencionados pelo autor, foi feito por Bokusheva e Kumbhakar (2014) levando em consideração o setor como um todo sem um foco específico para a produção de leite. Njuki (2013), por sinal, chegou a uma conclusão interessante em um estudo para fazendas americanas: quanto maior a fazenda, menor o preço-sombra que os produtores enfrentam com relação à poluição, levando a um aumento de pressão para pequenos produtores com relação a regulações ambientais.

4.2.2 Buscando uma relação entre a produção de leite e outras fontes de receita

A abordagem dos artigos que consideram um sistema de produção usual busca compreender como os outros produtos afetam a produção do bem principal da unidade produtiva. Na leitura dos artigos que serão apresentados, o foco parece entender em um sentido mais abrangente – em outras palavras, incluir mais produtos na análise – o comportamento dos sistemas produtivos. No caso, como os insumos utilizados afetam a produção quando a possibilidade de mais de um bem a ser produzido é considerada.

Em alguns casos, surge a dúvida com relação a qual bem deve ser considerado como variável dependente e análises feitas para vários produtos da base de dados disponível são feitas (ZHANG; GARVEY, 2008). Na maioria dos casos, busca-se simplesmente identificar como a

produção leiteira, por exemplo, é afetada pela venda de animais dentro de um mesmo sistema produtivo. Com a intenção de identificar como todos os fatores disponíveis influenciam a produção das fazendas no Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2011), foi adotada a sugestão de Kumbhakar e Lovell (2000) de se calcular a norma euclideana dos produtos⁶⁷, mas as análises usuais também serão feitas.

Zhang e Garvey (2008), assim como Czekaj (2013), propuseram em seus trabalhos um modelo radial da função estocástica de produção no qual os produtos eram agregados através da norma euclideana e a produção de cada bem era identificada através de um sistema de coordenadas polares⁶⁸. Através de derivações complexas⁶⁹, é possível recolher as elasticidades de substituição de cada produto, inclusive ambiental como em Czekaj (2013), que analisou políticas de incentivo como subsídios e manutenção de terras naturais.

Zhang e Garvey (2008), ainda utilizaram o modelo padrão em que se escolhe um dos produtos como numerário – produção da fazenda ou renda adquirida com trabalho fora da mesma – e através do teste de correlação de Spearman, identificou uma forte correlação para os níveis de eficiência estimados. Os autores também concluíram que os coeficientes dos insumos adotados podem deixar de ser significantes, ou se tornarem significantes, quando o bem de referência é alterado.

Czekaj (2013) estimou fronteiras paramétricas e semiparamétricas, demonstrando que a função translog para as pouco mais de 600 fazendas pesquisadas não era a que melhor representava a função de produção dessas unidades. A conclusão desse artigo menciona a área total de pradarias como a melhor variável para identificar o bem ambiental – em comparação com a razão entre a área de pradarias e a área agricultável e o pagamento de subsídios. Isso se deve pelo fato de nem todas as propriedades receberem subsídios e à área relativa não obedecer aos princípios microeconômicos: deixar de produzir – seja na pecuária, ou na agricultura – leva a um aumento da variável ambiental. Além disso, foi confirmado que produtores localizados em áreas menos favoráveis tendem a ser menos eficientes e a relação de troca entre pecuária e plantações e a área natural: em outras palavras, para se ter um aumento de 1% na área natural, era preciso reduzir a área dedicada à pecuária em 0,2% e a área dedicada às plantações em 0,6%.

⁶⁷ A produção foi dividida entre o valor total dos bens produzidas e o valor de outros bens animais produzidos pelas fazendas.

⁶⁸ Ver artigos para mais detalhes da construção do modelo.

⁶⁹ Ver apêndice B de Czekaj (2013).

Emvalomatis, Stefanou e Lansink (2011) estimaram funções distância estocásticas para painéis de produtores de leite alemães e holandeses com orientação a produto. Os painéis desbalanceados, com cerca de 1440 fazendas alemãs e 430 fazendas holandesas, analisadas para o período 1995-2005, com o diferencial de incluir auto correlação dos termos de ineficiência. Os resultados estimados mostram que o aumento da produção de leite em 1% levou a um aumento do valor da função distância em 0,9%, aproximando as unidades produtivas da fronteira⁷⁰. Os insumos referentes a terra, trabalho, capital e outras despesas apresentaram sinais esperados e são interpretados como fatores expansores da fronteira de produção. Os testes de estacionariedade⁷¹ para os termos de ineficiência demonstraram a persistência da ineficiência técnica ao longo do tempo. Com isso, eles concluem que há uma rigidez na ineficiência técnica e gastos consideráveis precisariam ser feitos para reduzi-la a longo prazo.

López et al. (2006), fizeram uma análise de função distância estocástica para 46 fazendas argentinas durante os anos 1998/1999 até 2000/2001. Para comparação eles estimaram fronteiras simples para receitas das fazendas auferidas com a produção de leite e carne e com determinantes de eficiência primeiramente. Depois a receita da fazenda foi desagregada entre a produção leiteira e a receita auferida com a produção de carne. Os níveis estimados de eficiência técnica variaram de 67,2% a 88,4%, mostrando que a eficiência das fazendas é muito sensível ao tipo de método adotado – se SDF ou SPF⁷². Os coeficientes de correlação calculado para os níveis de eficiência técnica apresentaram altos valores – entre 0,632 e 0,976 – indicando que todos esses métodos ordenam as fazendas em termos de eficiência da mesma maneira.

Cho (2007) analisou fazendas do estado de Nova York, para identificar quais aspectos da fazenda – utilização de insumos e práticas administrativas – influenciam a composição do leite – proteínas, gorduras e outros sólidos – e a produção do leite também. Para esse objetivo o autor estimou um sistema SUR com quatro equações e fez uso da função distância estocástica orientada a *output* sendo a produção agregada de leite o bem a ser normalizado. Apesar de obter resultados significativos, os componentes de capital, alimentação, educação e práticas profissionais influenciaram de maneira quase discreta a composição do leite, levando a crer que a composição do leite depende mais de aspectos biológicos que técnico-administrativos. O nível de eficiência

⁷⁰ Os autores consideram o valor do coeficiente estimado para a produção leiteira como uma espécie de medida da curvatura da fronteira de produção.

⁷¹ No artigo, eles fazem uma apresentação analítica da aplicação do filtro de Kalman para identificar esse aspecto.

⁷² Função distância estocástica ou função estocástica de produção.

técnica médio encontrado foi de 96%, mas o próprio autor menciona o fato da base adotada ser constituída de fazendas de alta performance.

Ao longo da revisão feita, buscou-se identificar métodos e debates desenvolvidos dentro do debate econômico sobre produção agrícola, com enfoque especial para a produção leiteira. A título de comparação, para desenvolvimento de projetos futuros e pelo próprio desenho dos dados⁷³ será adotado o modelo de Kumbhakar e Lovell (2000) para múltiplos produtos – valor da produção leiteira e valor da produção de outros bens animais – com o objetivo de analisar como os insumos descritos na apresentação da base de dados influenciam as fazendas agregadas por município no Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2011) cuja principal atividade é a pecuária e a criação de outros animais.

4.3 Metodologia

4.3.1 Idéias Básicas

A ideia de eficiência econômica foi desenvolvida matematicamente pela primeira vez em um artigo de Farrell (1957) e de Debreu (1951) a partir da ideia de Koopmans (1951) de uma firma, sendo eficiente, ser capaz de produzir mais uma unidade de certo produto se, e somente se, fizer uso de mais insumos, ou deixar de produzir outros *outputs*. Analogamente, uma firma só poderia usar menos unidades de um insumo se usasse mais de outros *inputs*, ou deixasse de produzir algum *output*.

O raciocínio por trás da ideia da fronteira de produção começa definindo os conjuntos de produção. São esses conjuntos de produção que nos permitirão identificar a razão entre o nível de produção atual e a quantidade de produto prevista na função produto⁷⁴.

Seguindo Fried, Lovell e Schmidt (2008) e Subal e Kumbhakar (2000), produção pode ser definida como uma transformação dos insumos, denominados $\mathbf{x} \in \mathbb{R}_K^+$, em um conjunto de produtos, denominado $\mathbf{y} \in \mathbb{R}_M^+$. A partir desses conjuntos iniciais, define-se o conjunto de possibilidades de produção da seguinte maneira:

$$L(\mathbf{y}) = \{\mathbf{x}: (\mathbf{y}, \mathbf{x}) \text{ é produtivamente viável}\} \quad (4.1)$$

⁷³ Mais detalhes na primeira subseção da quarta parte.

⁷⁴ A função produto é definida como a quantidade ótima de produto que pode ser obtida a partir dos insumos utilizados (FRIED; LOVELL; SCHMIDT, 2008).

Esse conjunto mostra todas as combinações de insumos possíveis que permitem produzir um volume determinado dos produtos⁷⁵ e, através do complemento desse conjunto, podemos também inferir todas as combinações de insumos que não são capazes de produzir a quantidade de produto estipulada. A partir desse conjunto, pode-se definir a isoquanta, que serve como base para a definir a função de produção e define os elementos que estão na fronteira do conjunto $L(x)$. A isoquanta é definida como:

$$I(x) = \{x: x \in L(y) \text{ e } \lambda x \notin L(y) \text{ se } 0 \leq \lambda < 1\} \quad (4.2)$$

Uma definição mais abrangente desse conjunto seria o subconjunto de produção eficiente que restringiria a fronteira de produção às suas partes estritamente côncavas⁷⁶. Observando então esse arcabouço básico de Debreu-Farrell, podemos formular a definição de função distância e eficiência técnica respectivamente como:

$$D_I(\mathbf{y}, \mathbf{x}) = \max \left\{ \lambda: \left(\frac{1}{\lambda} \right) \mathbf{x} \in L(\mathbf{x}) \right\} \quad (4.3)$$

$$TE(\mathbf{y}, \mathbf{x}) = \min \{ \theta: \theta \mathbf{x} \in L(\mathbf{x}) \} \quad (4.4)$$

Percebe-se que a função distância assume valores maiores ou iguais a um, assim como o nível de eficiência técnica assume valores entre zero e um. Além disso, nota-se que o valor da eficiência técnica é o inverso da função distância. Algo que precisa ser notado é que essa definição aborda o aspecto da eficiência técnica em uma perspectiva radial uma vez que o valor estimado indica o quanto de todos os insumos devem ser adicionados, ou racionados, sem fazer a devida diferenciação entre as possibilidades de ganhos alocativos como a definição de Koopmans (1951), concebeu inicialmente. Mas, por ser matematicamente mais fácil de modelar, essa é a noção corriqueiramente adotada na literatura⁷⁷.

⁷⁵ As variáveis “y” e “x” em negrito se referem a vetores de produtos e insumos.

⁷⁶ Ver Fried, Lovell e Schmidt (2008) para mais detalhes.

⁷⁷ Para mais detalhes, ver Kumbhakar e Lovell (2000).

Na próxima subseção, para explicar a abordagem multiproduto da fronteira estocástica de produção, será utilizada a função distância orientada a produto para explicar como estimar econometricamente a fronteira de produção com vários produtos.

4.3.2 A fronteira estocástica multi-produto

Convencionalmente, a metodologia básica desse tipo de abordagem adotada costuma ser a proposta por Kumbhakar e Lovell (2000). A demonstração sobre como modelar econometricamente esse tipo de fronteira começa a partir da exposição de uma fronteira estocástica de produção, com um produto apenas, da seguinte forma:

$$y_i = f(x_i, \beta) \cdot \exp\{v_i - u_i\} \quad (4.5)$$

onde, o subíndice i , no caso a ser estudado, indica as fazendas modais que fazem parte da base de dados⁷⁸; y indica a produção de leite; x os insumos utilizados na produção e β , os coeficientes que representam o impacto que cada insumo tem na produção de leite. O termo v faz referência ao erro aleatório da regressão e o termo u representa a ineficiência técnica dos produtores.

Se a expressão anterior for reescrita como:

$$\frac{y_i}{f(x_i, \beta)} = \exp\{v_i - u_i\} \quad (4.6)$$

obtemos a noção radial de Debreu-Farrell sobre eficiência técnica orientada a produto. Se definimos a função distância orientada a produto como:

$$D_o(x_i, y_i; \beta) = \min \left\{ \mu: \frac{y_i}{\mu} \in P(x) \right\} \quad (4.7)$$

⁷⁸ A caracterização e descrição dessas fazendas serão feitas na próxima seção quando a base de dados for apresentada.

onde μ é um parâmetro entre 0 e 1 que indica o aproveitamento dos insumos como genericamente definido pelo conjunto de possibilidades de produção $P(x)$ ⁷⁹. Observando as duas expressões anteriores e as relações de eficiência técnica e função distância orientadas a produto (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000) podemos dizer, para múltiplos produtos, que $D_o(x, y) = \exp\{v_i - u_i\}$.

Fazendo uso da propriedade da função distância orientada a produto ser linearmente homogênea com relação aos itens que são considerados como tal podemos escrever que $D_o(x_i, \lambda y_i; \beta) = \lambda D_o(x_i, y_i; \beta)$, $\lambda > 0$. Para o valor de λ nesse tipo de modelo geralmente se adota a recíproca da norma euclideana dos produtos em questão, $\lambda = |y_i|^{-1} = \sum_m (y_{mi}^2)^{-1/2}$, ou faz-se uso do recíproco de um dos produtos como numerário. Adotando-se uma das duas abordagens, chega-se ao seguinte modelo que permite estimar econometricamente a fronteira de produção multi-produto:

$$|y_i|^{-1} = D_o\left(x_i, \frac{y_i}{|y_i|}; \beta\right) \exp\{u_i - v_i\} \quad (4.8)$$

esta expressão é obtida a partir da igualdade observada entre as equações (4.6) e (4.7) e, em seguida, reescrevendo tal expressão como um modelo estocástico da função de distância orientada a *output* ao mesmo tempo em que se assume a homogeneidade linear para produtos e associa-se λ ao inverso da norma euclideana dos produtos utilizados. No caso a ser analisado, esses produtos são quantidade de leite vendida em reais e o valor da venda das crias na fazenda também em reais.

No modelo apresentado pela equação (4.8), a recíproca da norma euclideana dos produtos é a variável dependente. As variáveis explicativas são os insumos como na fronteira estocástica de produção típica orientada a produto e os produtos normalizados. O termo v_i continua sendo o termo de erro aleatório bi-caudal; e u_i , o termo de erro uni-caudal que assume valores não-negativos. Caso resolva-se adotar um dos bens como numerário, ele não entrará na análise da fronteira estocástica como variável explicativa, somente como variável dependente⁸⁰.

⁷⁹ Esse conjunto é definido de maneira análoga a $L(y)$, mas, ao invés de se pensar no vetor de insumos que torna o par ordenado (y, x) tecnologicamente viável, ele mostra o produto, ou o vetor de produtos que torna o par ordenado mencionado anteriormente executável em termos produtivos.

⁸⁰ No caso de se adotar a norma – sua recíproca – como variável dependente, podemos analisar como os produtos influenciam o “valor absoluto” da produção. Quando se resolve adotar a recíproca de um dos bens, analisa-se como a produção dos outros bens, como os insumos considerados, influenciam na produção, ou no valor do bem escolhido, como variável dependente.

Toda a análise costumeira para uma fronteira estocástica de produção comum pode ser utilizada para explicar esse modelo. As únicas coisas que precisam ser feitas são alterar o sinal de “+ u_i ” para “- u_i ” e adotar uma forma funcional adequada para a função distância. Geralmente, a forma adotada é a função *translog* ou a função quadrática⁸¹.

Assim, em termos logarítmicos, a expressão a ser utilizada para a aplicação econométrica do modelo de função distância estocástica é apresentada da seguinte forma:

$$-\ln|y| = \ln \left[D_o \left(x_i, \frac{y_i}{|y_i|}; \beta \right) \right] + u_i - v_i \quad (4.9)$$

Multiplicando a expressão acima por (-1) como sugerido por Ogundari e Brümmer (2010) é possível estimar a função distância orientada a produto como feito usualmente para o caso de somente um bem produzido. Com essa alteração a função distância passa a ser expressa da seguinte forma:

$$-\ln \left[D_o \left(x_i, \frac{y_i}{|y_i|}; \beta \right) \right] = \begin{cases} -\beta_0 - \sum_{n=1}^K \beta_n \ln x_{ni} - \frac{1}{2} \sum_{n=1}^K \sum_{m=1}^K \beta_{mn} \ln x_{mi} \ln x_{ni} \\ - \sum_{l=1}^L \psi_l \ln y_{li}^* - \frac{1}{2} \sum_{l=1}^L \sum_{h=1}^L \psi_{lh} \ln y_{li}^* \ln y_{hi}^* \\ - \sum_{n=1}^K \sum_{h=1}^L \tau_{nh} \ln x_{ni} \ln y_{hi}^* + v_i - u_i \end{cases} \quad (4.10)$$

onde:

“x” se refere aos insumos utilizados;

“y*” se refere aos bens produzidos normalizados pelo produto adotado como variável dependente;

“m” e “n” são índices para os insumos utilizados;

“l” e “h” são índices para os bens produzidos;

“K” e “L” se referem aos totais de insumos e produtos considerados;

“i” se refere aos entes observados, no caso os municípios;

“v” e “u” correspondem ao termo de erro aleatório e à ineficiência da produção;

⁸¹ A maneira como essas funções são formuladas permite o uso da propriedade de homogeneidade linear com relação a produtos da função distância orientada a *outputs*.

β , τ e ψ são coeficientes estimados para as variáveis apresentadas.

Nos modelos nos quais um dos bens produzidos serve como referência para a normalização dos outros bens – ou seja, quando y_{li} é adotado ao invés de $|y|$ – todos os termos associados a esse bem se tornam nulos na expressão apresentada, pois o logaritmo da unidade é igual a zero.

4.3.3 Identificando fontes de ineficiência

Acreditando também que a ineficiência tem um comportamento heterocedástico, foi proposto estimar simultaneamente com a fronteira de produção um modelo heterocedástico com fatores identificadores de ineficiência para tornar a estimativa mais precisa. Esse modelo também permite identificar quais aspectos característicos das unidades produtivas – no caso, a produção agregada por municípios das fazendas cuja principal atividade é a pecuária – podem estimular a eficiência, ou a ineficiência – a depender do sinal dos coeficientes estimados – da produção.

Para o modelo em questão, supõe-se que somente o fator de ineficiência é heterocedástico e que o termo aleatório é homocedástico⁸². Em outras palavras, supõe-se que há características das propriedades que possam explicar a ineficiência, levando a estimativas viesadas da fronteira estocástica de produção se não forem consideradas. Com relação ao termo de erro aleatório, estimativas robustas foram adotadas, mas não foram identificados fatores que permitissem modelar o termo “ v ” (equação (4.8)) da fronteira estocástica de produção. De qualquer forma, Kumbhakar e Lovell (2000) demonstraram, assim como Greene (2008), que não levar em consideração a possibilidade de heterocedasticidade leva a uma perda de eficiência dos estimadores, mas eles continuam sendo não viesados e consistentes.

Battese e Coelli (1995) sugeriram um modelo de estimação simultânea da fronteira estocástica de produção no qual a função de produção e a ineficiência são modeladas ao mesmo tempo. Sendo a fronteira de produção estimada como já foi exposto anteriormente, adota-se agora a seguinte equação para modelar a ineficiência dos produtores:

$$U_i = z_i\delta + W_i \quad (4.11)$$

⁸² Isso em termos de modelagem da heterocedasticidade. Para garantir que o modelo não seja influenciado por heterocedasticidade, os coeficientes serão estimados de maneira robusta (estimadores robustos de White).

Onde, U_i representa a ineficiência dos produtores, z_i é o vetor de variáveis características das fazendas de corte, δ representa os coeficientes estimados pelo modelo e W_i é definido como um termo que obriga a distribuição de probabilidade do termo de ineficiência a ser uma *half*-normal com valores não negativos. Tendo modelado a ineficiência das fazendas, calcula-se a eficiência técnica como $\exp\{-U_i\}$ como definida na equação (13). A função de log-verossimilhança para o modelo de fronteira estocástica de produção com estimativa de coeficientes para a ineficiência técnica, como na equação (13), pode ser encontrada em Kumbhakar e Lovell (2000) e em Greene (2008).

As variáveis utilizadas no modelo aplicado para identificar os fatores de ineficiência são a proporção de mulheres que são chefes das fazendas, a margem bruta das fazendas no município o percentual de trabalho familiar nas fazendas, o percentual da área total na qual se adota a prática de pousio, queimada, ou renovação do pasto, a capacidade dos tanques de leite – em mil litros - e dos silos – em toneladas, o percentual dos proprietários que são chefes dos seus estabelecimentos, assim como o percentual dos estabelecimentos os quais receberam algum tipo de orientação. Além disso, foram criadas variáveis referente ao percentual de administradores que têm formação escolar até o ensino médio e até o ensino superior. Por fim, variáveis referentes ao total de máquinas nas fazendas – *proxy* para mecanização das propriedades – o percentual de propriedades que adotam a prática de irrigação e o percentual das propriedades que não fazem compostagem. As variáveis foram escolhidas de acordo com o critério de log-verossimilhança e pela possibilidade de convergência do modelo apresentado.

4.4 Base de dados e resultados

4.4.1 Apresentação das variáveis e estatísticas descritivas

A base de dados do Censo Agropecuário IBGE 2006 (IBGE, 2011) está disponível no sistema SIDRA (IBGE, 2015). O nível de desagregação máximo disponível por esse sistema é para municípios. Isso ocorre para que as propriedades participantes do censo não sejam identificadas e dados particulares relevantes das fazendas não se tornem público.

Do ponto de vista prático, tais medidas levaram a uma considerável redução no tamanho da base de dados: dos 5568 municípios existentes na base, somente 1977 foram considerados no modelo por conter todas as variáveis apresentadas. Foram descartados da base de dados os

municípios não produtores de leite, ou cuja produção foi tão concentrada que, para evitar a identificação dos proprietários, o IBGE não disponibilizou os dados pelo SIDRA.

Em termos gerais, o IBGE (2011) ressalta que o novo censo foi feito para atender a novas recomendações da FAO, dispondo-se a caracterizar as propriedades e seus administradores de maneira muito mais profunda como visto na seção anterior⁸³. Como o próprio documento atesta, o recorte feito nos permite afirmar que a base de dados construída capta os dados agregados das fazendas cuja principal atividade econômica é a criação de animais.

Dessa feita, foi construída uma base de dados cuja variável dependente é o valor da produção do leite, o valor da produção de outros produtos animais, ou o valor da norma da produção total – em mil reais – e, utilizando funções de produção do tipo *translog*, o total de vacas, o valor do salário pago, a área total dedicada à pecuária e criação de outros animais em hectares e os valores – em mil reais – separadamente identificados dos gastos com medicamentos; com sal e rações; do financiamento público através do PRONAF; das máquinas, implementos, tratores e veículos; os gastos com eletricidade e, finalmente, os gastos com combustíveis. A estatística descritiva dessas variáveis, na ordem em que foram apresentadas segue abaixo (Tabela 4.1).

Algo que chama a atenção primeiramente é o alto desvio-padrão das variáveis da função de produção, refletida na disparidade entre os valores mínimos e máximos obtidos para as mesmas. Isso é um forte indicador de heterogeneidade entre os municípios. Infelizmente, como o nível de detalhe trabalhado no modelo só existia para dados do censo agropecuário de 2006, não foi possível construir um painel que permitisse extrair através de efeitos fixos as características intrínsecas de cada município (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000).

A tabela 4.1 mostra que as fazendas, a nível municipal⁸⁴, produzem uma quantidade de leite equivalente a aproximadamente R\$ 1,44 milhão de reais em termos de valores da produção. Além disso, pouco mais de R\$ 4,2 milhões foram arrecadados, em média, com a produção de outros bens animais e o valor da norma da produção animal encontrado foi de aproximadamente R\$ 5,3 milhões. Cerca de 2017 vacas ordenhadas são usadas para a produção em uma área de pouco menos de 41546 hectares na qual os trabalhadores - em sua totalidade – recebem cerca de R\$ 1,7 milhão.

⁸³ Variáveis selecionadas foram apresentadas na seção de metodologia. Vale ressaltar que, para a produção agropecuária como um todo, há mais maneiras de se caracterizar as propriedades. Infelizmente, como o foco da base de dados eram as propriedades cuja principal atividade econômica era a pecuária e a criação de outros animais, nem todas as características disponíveis poderiam ser discriminadas por esse grupo de atividade econômica (IBGE, 2015).

⁸⁴ Com relação à média.

Em seguida, tem-se as despesas nas quais os proprietários incorrem a nível municipal. Na média, cerca de 568 mil reais são gastos com medicamentos; R\$ 1,3 milhão, aproximadamente com sais e rações; 457 mil reais com eletricidade (eletric) e quase 397 mil reais com combustíveis (combust). A média do financiamento público através do PRONAF foi de R\$ 351,55 mil reais e o valor das máquinas, veículos, tratores e implementos existentes nas propriedades (imovelmaqs) atingiu a soma de aproximadamente R\$ 4,7 milhão.

Tabela 4.1 – Estatística descritiva das variáveis da função de produção

Variáveis	Obs	Média	Desv. Pad.	Mínimo	Máximo
norm	5312	5333,377	11107	3,162278	202191,7
outrec	5363	4702,177	10928,35	0	202186
valprod	5313	1445,918	2612,368	1	61227
vacas	5313	2017,277	3103,102	4	46353
atot	5313	41545,86	113815,1	0	4975066
saltot	5313	1469,81	9167,12	0	350981
medicani	5309	567,8431	11837,7	0	856368
salrac	5269	1288,82	7398,388	0	428736
pronaf	4837	351,5576	583,3557	0	8627
imovelmaqs	5290	4747,717	11757,02	0	282012
eletric	5520	457,0654	4863,459	0	293036
combust	5454	396,819	643,3056	0	8925

Fonte: Elaborada a partir de dados do Censo Agropecuário 2006 IBGE SIDRA (IBGE, 2015).

Para o modelo de identificação dos fatores de ineficiência, foram utilizadas variáveis referentes a características dos produtores, ou das propriedades que administram. Com relação às práticas agrícolas, variáveis referentes ao percentual da área total onde se é praticado os sistemas de pousio, queimada e rotação de culturas são criadas, além de se criar uma variável referente ao percentual de estabelecimentos que adotaram algum tipo de irrigação. Com relação à educação, o percentual de chefes dos estabelecimentos que possuem ensino médio e o de ensino superior foram extraídos da base de dados.

Além disso, variáveis com relação à proporção de trabalhadores familiares na fazenda, ao percentual dos administradores dos estabelecimentos que são mulheres foram elaboradas e ao percentual dos proprietários que assumiram a administração dos estabelecimentos foram elaboradas. Por fim, a capacidade dos tanques de leite – em mil litros; dos silos – em toneladas; a margem bruta da produção de leite em R\$/L; o percentual dos estabelecimentos que não fazem compostagem e o total de máquinas existentes nas propriedades.

Na tabela abaixo (tabela 4.2), percebe-se novamente a heterogeneidade dos municípios. Para a maioria das variáveis, o valor do desvio-padrão é maior que a média estimada. Isso mostra uma grande disparidade com relação à atividade pecuária e de criação de outros animais. Esse é mais um forte indicativo dos vários sistemas de produção existentes dentro da pecuária leiteira.

Tabela 4.2 – Estatística descritiva das características das fazendas produtoras de leite agregadas por município

Variáveis	Obs	Média	Desv. Pad.	Min	Max
Ppousio	4269	8,944298	12,4131	0	89,54569
Pqueimada	4379	8,988779	17,63985	0	99,72051
Prenovpast	4457	12,09382	13,53637	0	88,72426
Propm	5313	11,29827	5,841961	0	66,66667
captanques	4477	19,6683	47,66934	0	693
proporient	5313	29,01038	21,65108	0	100
Proprietrio	5313	84,28451	14,74912	0	100
Médio	5535	10,64766	7,576052	0	100
superior	5535	5,29465	7,07163	0	100
capsilos	4284	2510,677	13261,01	0	744589
marbrut	5313	0,5173999	,1437331	0,2260804	1
ncompost	5313	92,65899	12,10885	0	100
Totmaq	5313	350,1062	497,7471	0	9626
Pfam	5313	69,58142	19,52475	0,8214034	100
irrigpropper	5535	4,427052	6,847782	0	100

Fonte: Elaborada a partir de dados do Censo Agropecuário 2006 IBGE SIDRA (IBGE, 2015).

As estatísticas descritivas mostram que 9% - em valores aproximados - do terreno dedicado à pecuária e criação de outros nomes é praticado o sistema de pousio; para a queimada, 9% também e para a renovação, cerca de 12,1%. Em média, 11,2% dos estabelecimentos são administrados por mulheres; 29% dos administradores recebem algum tipo de orientação (proporient); cerca de 84% dos estabelecimentos são administrados pessoalmente pelos proprietários (Proprietrio); cerca de 10,7% das pessoas que dirigem o estabelecimento possuem formação até o ensino médio e 5,3% até o ensino superior. Além disso, nas fazendas, cerca de 69% em média da força de trabalho corresponde a trabalho familiar e somente 4,42% dos estabelecimentos adotaram algum tipo de irrigação.

Com relação às questões técnicas, tem-se que a capacidade dos tanques de leite foi de quase 20 mil litros e a de silos, de cerca de 2511 toneladas. 92% das fazendas, em média, nos municípios, não adotaram nenhum tipo de técnica de compostagem e a margem bruta da produção leiteira foi de aproximadamente R\$ 0,52 por litro de leite.

4.4.2 Resultados obtidos com as fronteiras estocásticas de produção multiproduto

Os testes de log-verossimilhança apontaram o modelo que tem a norma dos bens produzidos nas fazendas como o mais adequado. Mesmo assim, regressões considerando a produção leiteira, ou os outros produtos animais produzidos nos estabelecimentos foram executadas para se ter uma melhor compreensão da relação de *trade-off* entre os bens considerados no modelo. A eficiência estimada obteve uma média de 89%, porém com alto desvio-padrão, assumindo valor mínimo de 40%, aproximadamente e valor máximo de 100%. Todos os modelos apresentados não conseguiram rejeitar o teste de retornos constantes à escala.

Pelo que se pode constatar nas tabelas abaixo (tabelas 4.3, 4.4 e 4.5), o total de vacas, os gastos com alimentação e o investimento em máquinas e equipamentos são fundamentais para se obter aumentos nos valores da produção. Além disso, a produção leiteira, quando considerado o conjunto da produção animal, propicia aumentos consideráveis no valor da função distância para pequenos aumentos na produção leiteira. Em outras palavras, a produção leiteira é uma fonte de eficiência.

A estatística descritiva, bem como os coeficientes estimados para o modelo normalizado pelo valor da norma da produção e pelo valor da produção de outros bens animais, demonstram o

quanto do esforço produtivo está sendo dedicado para a produção de outros produtos animais. O coeficiente positivo no primeiro e no terceiro modelos referentes à produção leiteira – $y1rel$ – e o coeficiente não significativamente diferente de zero no segundo modelo – $y2rel$ – atestam que, na fronteira de possibilidade de produção, há ganhos consideráveis em termos de eficiência uma vez que esses valores podem ser interpretados como uma medida de elasticidade da função distância com relação aos produtos. Tendo isso em mente, os resultados mostram que aumentos de 1% da produção leiteira levam a aumentos de quase 1,12% no valor da função distância.

A produção de outros bens apresenta coeficiente insignificamente diferente de zero – $loutrecnorm$ e $y2rel$ – o quadrado do logaritmo da produção de outros bens – $y22$ e $y22rel$ – se mostra significativamente diferente de zero. Isso indica que aumentos na produção a partir da média podem levar a aumentos no valor da função distância de cerca de 0,01% a 0,05% dependendo do modelo estimado⁸⁵.

Além disso, é possível interpretar os coeficientes estimados para os produtos considerados – valor da produção do leite e outros produtos animais – como a taxa marginal de substituição entre os produtos da fronteira estocástica de produção, ou a inclinação da fronteira de possibilidade de produção entre a variável dependente – produto observado – e a variável explicativa – produto normalizado. Nesse caso, os coeficientes associados aos bens produzidos normalizados representam a queda percentual do produto considerado na variável dependente para uma variação de 1% nos produtos normalizados que estão sendo considerados como variáveis independentes do modelo.

Ainda com relação aos bens produzidos, existe um “efeito sombra” a ser considerado do produto entre os mesmos e os insumos considerados na função de produção. Os modelos apresentados identificaram esse efeito cruzado para a produção leiteira com relação a quantidade de vacas ordenhadas e com relação à área total utilizada para a atividade de pecuária e criação de outros animais. Os coeficientes encontrados assumiram valores respectivamente positivos e negativos indicando aumentos do valor da função distância em torno de 0,5% a 0,7% para aumentos de 10% no total de vacas ordenhadas e redução do valor da função distância em torno de 0,4% para a mesma variação com relação à área total utilizada para a pecuária e criação de outros animais.

⁸⁵ Percebe-se pelos resultados que o efeito dessa variável é menor quando considerada a norma da produção. Em outras palavras, quando a produção total de bens animais é considerada no seu todo, a saturação do esforço produtivo com relação a outros produtos animais fica mais evidente.

Com relação à produção de outros produtos animais, percebe-se que os sinais do “efeito sombra” são invertidos com relação ao valor da produção leiteira, mas semelhantes em valor absoluto. Além disso, para o primeiro modelo, a relação entre o volume de financiamento do PRONAF e o valor da produção animal com exceção do leite apresenta sinal positivo, indicando um aumento de 0,35% no valor da função distância para aumentos de 10% desse insumo. Como anteriormente discutido, os valores desses coeficientes podem ser também interpretados como variações na inclinação da fronteira de possibilidades de produção⁸⁶.

Para a função de produção ser bem-comportada, os coeficientes referentes aos bens produzidos e seus termos quadráticos precisam assumir valores positivos como foi constatado. Com relação aos insumos, espera-se a princípio que os coeficientes estimados assumam valores negativos, indicando expansões da fronteira de produção e distanciamento da função distância. Os termos quadráticos referentes à utilização dos insumos

Com relação a esse aspecto vale destacar o valor significativamente positivo do coeficiente que se refere ao quadrado do logaritmo do fator trabalho (x_{33}). Em todos os modelos estimados o valor do coeficiente estimado foi em torno de 0,21. Sendo o valor do coeficiente do fator trabalho negativo, porém não estatisticamente diferente de zero, o valor positivo da variável x_{33} indica que quando considerada a produção de várias mercadorias, a atividade pecuária se encontra na parte ascendente e convexa da função de produção com relação ao insumo trabalho. Em outras palavras, os dados mostram, na média, que a produção tende a ser mais elástica com relação ao insumo trabalho à medida que incrementos são feitos nesse fator⁸⁷. Também é importante destacar a relação de complementaridade entre o trabalho e o gasto com combustíveis e a relação de substituição entre o financiamento do PRONAF e o gasto com salários dos trabalhadores. Em outras palavras, quanto mais combustível disponível, mais os trabalhadores podem fazer uso do maquinário. Contudo, se os administradores resolvem aderir ao PRONAF, há menos renda disponível para se contratar empregados, ou melhorar a remuneração dos que já estão efetivados.

Dentre os insumos, independente do produto considerado na variável dependente, a quantidade de vacas foi o insumo que obteve maior relevância. O valor do coeficiente estimado para todos os modelos foi de aproximadamente 0,98 em valores absolutos. Isso demonstra que

⁸⁶ Por construção, valores positivos indicam aumento da inclinação e valores negativos, redução.

⁸⁷ Nas seções anteriores, os resultados encontrados com relação a essa variável mostram uma boa adequação do fator trabalho à função de produção – coeficientes negativos – apontando retornos decrescentes para o uso desse insumo. Esse contraste é um forte indicativo que economias de escopo podem estar operando nesse sistema produtivo.

aumentos na quantidade de vacas ordenhadas levam a aumentos quase proporcionais no valor da produção do bem considerado na variável dependente. Como mostrado nos modelos anteriores, há uma relação de substituição entre essa variável e área disponível, bem como o uso de medicamentos e de combustíveis. A relação de complementaridade entre a quantidade de vacas ordenhadas e o gasto com rações se revelou significativa a 10% com exceção do modelo que tem o valor da norma dos bens produzidos como variável dependente. Resumidamente, vacas naturalmente saudáveis, bem nutridas com pouca exposição à poluição e intempéries naturais tendem a ser mais produtivas – variáveis x14, x15, x19 e x12 respectivamente. E, para amenizar esse efeito de maior exposição dos animais com relação à área disponível, recomenda-se aumentar o gasto com medicamentos – variável x24.

Em seguida, de acordo com os resultados obtidos, o insumo mais importante é o gasto com máquinas, veículos, tratores e implementos. O valor do coeficiente obtido em termos absolutos, a depender do modelo e em valor absoluto, foi estimado entre 0,35 e 0,40. Observando para a média geométrica, aumentos de 10% no gasto desses insumos levam a aumentos em torno de 3,5% a 4% no valor da produção. Relações de complementaridade foram identificadas entre esse insumo e as variáveis de gasto com medicamentos e gasto com sais e rações, indicando a necessidade de maior uso tecnológico na alimentação e medicação das vacas ordenhadas. Em contrapartida, a área disponível e os gastos com máquinas são vistos como bens substitutos, mostrando que a necessidade de maior deslocamento das máquinas e implementos leva a quedas no valor da produção.

Quando considerada a produção conjunta de bens, dois insumos chamam a atenção: os gastos com energia elétrica e com sais e rações. Com relações insignificantes com outros fatores de produção⁸⁸, esses insumos levam a uma redução da fronteira de produção. Como a base de dados está para o nível agregado de municípios e não se possui detalhes com relação a como esses gastos com energia e ração são realizados bem como o gasto com energia elétrica, algumas hipóteses podem ser aventadas. Com relação às questões metodológicas, como a função *translog* capta as inter-relações dos insumos, é possível concluir a importância de se ter um bom maquinário e um bom rebanho antes de tudo. Outra possibilidade está na maneira como esses insumos são utilizados: pode-se estar usando sais e rações de má qualidade, ou se aplicando indevidamente; para a energia

⁸⁸ Exceção feita para a relação entre número total de vacas ordenhadas e o gasto com sais e rações – variável x15 – como mencionado anteriormente.

elétrica, é possível que esses gastos não estejam totalmente associados ao esforço produtivo, ou a eletricidade talvez esteja sendo produzida através de fontes caras, ou os aparelhos que utilizam energia elétrica não sejam tão eficientes no uso desse recurso e isso já apontaria para a qualidade do equipamento utilizado.

Com relação aos fatores de ineficiência, foi comprovada mais uma vez que a prática de queimadas e uma proporção maior de mulheres no cargo de chefia leva a reduções nos níveis de eficiência. Da mesma maneira, o recebimento de orientação técnica, a capacidade dos tanques e dos silos e principalmente a busca por margens brutas maiores da produção leiteira leva a aumentos de eficiência técnica.

Tabela 4.3 - Função distância estocástica multiproduto (norma dos bens produzidos como variável dependente)

(continua)

	Coef.	Desv. Pad.	p-valor
lleitenorm	1,123806	0,1541517	0,000
loutrecnorm	-0,0185815	0,1575901	0,906
y11	0,0097451	0,0281835	0,730
y22	0,0538488	0,0281489	0,056
y1y2	-0,7878296	0,6108695	0,197
lvacas	-0,9429521	0,1574855	0,000
latot	0,0642221	0,0890118	0,471
lsaltot	-0,0185041	0,0954739	0,846
lmedicani	0,1054861	0,1280896	0,410
lsalrac	0,1619162	0,0739987	0,029
lpronaf	-0,0944869	0,069733	0,175
limovelmaqs	-0,3967133	0,0983103	0,000
leletric	0,1700063	0,0937292	0,070
lcombus	-0,0702997	0,0978712	0,473
x11	-0,1064433	0,0376366	0,005
x22	-0,0320555	0,0135121	0,018
x33	0,0223875	0,01013	0,027

Tabela 4.3 - Função distância estocástica multiproduto (norma dos bens produzidos como variável dependente)

	Coef.	Desv. Pad.	(continuação) p-valor
x44	0,0019326	0,0259289	0,941
x55	-0,0168372	0,0101628	0,098
x66	-0,0013117	0,0084434	0,877
x77	0,0177638	0,0135534	0,190
x88	0,0134319	0,0110502	0,224
x99	-0,0025551	0,0154879	0,869
x12	0,0473577	0,0176737	0,007
x13	-0,0157214	0,020146	0,435
x14	0,063709	0,0257061	0,013
x15	-0,0265799	0,0163729	0,105
x16	-0,0043508	0,0153227	0,776
x17	0,0284207	0,0235387	0,227
x18	0,0210184	0,0179702	0,242
x19	0,0355875	0,0221077	0,107
x23	-0,0126988	0,0108946	0,244
x24	-0,0270834	0,0145366	0,062
x25	-0,0147031	0,0092832	0,113
x26	0,0113889	0,0084705	0,179
x27	0,0291594	0,013235	0,028
x28	-0,0034574	0,012099	0,775
x29	0,0093255	0,0125094	0,456
x34	-0,015394	0,0174816	0,379
x35	0,0025078	0,0111061	0,821
x36	0,0218137	0,0097248	0,025
x37	0,0170455	0,0166818	0,307
x38	0,0117867	0,0111746	0,292
x39	-0,0377116	0,0147189	0,010

Tabela 4.3 - Função distância estocástica multiproduto (norma dos bens produzidos como variável dependente)

	Coef.	Desv. Pad.	(continuação) p-valor
x45	0,0289101	0,0114318	0,011
x46	-0,0454894	0,0132375	0,001
x47	-0,0335714	0,0181483	0,064
x48	0,001249	0,0151871	0,934
x49	0,0120349	0,0179203	0,502
x56	0,0348129	0,0074441	0,000
x57	-0,0241472	0,0109284	0,027
x58	-0,0110113	0,011832	0,352
x59	0,0123587	0,0106949	0,248
x67	0,0034198	0,0106187	0,747
x68	0,0007244	0,0107161	0,946
x69	-0,0177766	0,0099164	0,073
x78	-0,0037933	0,0157076	0,809
x79	-0,0218514	0,0141458	0,122
x89	-0,0153501	0,0142016	0,280
y1x1	0,0696123	0,0264411	0,008
y1x2	-0,0460147	0,013662	0,001
y1x3	-0,0085682	0,0204596	0,675
y1x4	0,0001536	0,0207815	0,994
y1x5	0,0001252	0,0124394	0,992
y1x6	0,0093522	0,0131099	0,476
y1x7	-0,0287194	0,0202608	0,156
y1x8	-0,0173728	0,0174807	0,320
y1x9	0,0056086	0,0199199	0,778
y2x1	-0,0535009	0,0340467	0,116
y2x2	0,0416566	0,0188192	0,027
y2x3	0,0145154	0,0152546	0,341

Tabela 4.3 - Função distância estocástica multiproduto (norma dos bens produzidos como variável dependente)

	Usigma	Coef.	Desv. Pad.	(conclusão) p-valor
y2x4		0,0130656	0,0221058	0,554
y2x5		0,0079171	0,0134706	0,557
y2x6		0,0354338	0,012251	0,004
y2x7		-0,0147231	0,0215113	0,494
y2x8		-0,026143	0,0212141	0,218
y2x9		0,0244222	0,0165645	0,140
constante		-0,7495635	0,4693515	0,110
	Usigma	Coef.	Desv. Pad.	p-valor
ppousio		0,0091347	0,0063304	0,149
pqueimada		0,0113885	0,0046527	0,014
prenovpast		-0,0007861	0,0066189	0,905
propm		0,036513	0,0144498	0,012
captanques		-0,0504714	0,0231564	0,029
proporient		-0,0210714	0,0057571	0,000
Proprietrio		0,001768	0,0059242	0,765
medio		-0,0081228	0,0203722	0,690
superior		0,0354756	0,0286842	0,216
capsilos		-0,0003591	0,0001446	0,013
marbrut		-7,686886	0,7241952	0,000
ncompost		-0,0061632	0,011863	0,603
totmaq		-0,0000368	0,0002346	0,875
pfam		0,0016784	0,0040923	0,682
irrigpropper		0,0188978	0,008335	0,023
constante		0,9946848	1,247718	0,425
	Vsigma	Coef.	Desv. Pad.	p-valor
_cons		-3,278933	0,0497924	0,000
E(sigma_u)		0,1448284	--	--
sigma_v		0,1940835	0,0048319	0,000

Fonte: Elaborada com dados do Censo Agropecuário IBGE 2006 SIDRA (IBGE, 2015).

Tabela 4.4 – Função estocástica multiproduto (valor da produção do leite)

(continua)

	Coef.	Desv. Pad.	p-valor
y2rel	-0,1143015	0,0717413	0,111
y22rel	0,0146559	0,0087676	0,095
lvacas	-0,9861583	0,1344276	0,000
latot	0,0920005	0,0850683	0,279
lsaltot	-0,0174968	0,0838702	0,835
lmedicani	0,1016606	0,1181749	0,390
lsalrac	0,1487058	0,0674211	0,027
lpronaf	-0,156546	0,0633961	0,014
limovelmaqs	-0,3506946	0,0909654	0,000
leletric	0,1391977	0,0892629	0,119
lcombus	-0,0511046	0,088549	0,564
x11	-0,1028367	0,0340489	0,003
x22	-0,0314618	0,0129956	0,015
x33	0,0218313	0,0088759	0,014
x44	-0,0080689	0,0249069	0,746
x55	-0,0178756	0,0097572	0,067
x66	0,0002112	0,0085368	0,980
x77	0,0131651	0,0136379	0,334
x88	0,0128502	0,0104695	0,220
x99	-0,0044184	0,015282	0,772
x12	0,0441151	0,0157142	0,005
x13	-0,012806	0,0157094	0,415
x14	0,06395	0,0241146	0,008
x15	-0,0239705	0,0143511	0,095
x16	0,0080415	0,012973	0,535
x17	0,0223755	0,0207457	0,281
x18	0,0144255	0,0154616	0,351
x19	0,0377333	0,0183844	0,040

Tabela 4.4 – Função estocástica multiproduto (valor da produção do leite)

	Coef.	Desv. Pad..	(continuação) p-valor
x23	-0,0132193	0,0109547	0,228
x24	-0,0257846	0,0144383	0,074
x25	-0,0143757	0,0088779	0,105
x26	0,0095673	0,0083006	0,249
x27	0,0269402	0,01303	0,039
x28	-0,0004319	0,0114195	0,970
x29	0,0096162	0,0121293	0,428
x34	-0,0142914	0,0167689	0,394
x35	-0,0015242	0,0105345	0,885
x36	0,0203186	0,0097785	0,038
x37	0,0219942	0,0166436	0,186
x38	0,0106685	0,0105493	0,312
x39	-0,0417318	0,0143267	0,004
x45	0,0274871	0,0108869	0,012
x46	-0,0530939	0,0126868	0,000
x47	-0,0277782	0,0175814	0,114
x48	0,0070535	0,0150127	0,638
x49	0,0134568	0,0166126	0,418
x56	0,0335922	0,0073454	0,000
x57	-0,0211364	0,0107637	0,050
x58	-0,0066064	0,011316	0,559
x59	0,0087297	0,010509	0,406
x67	0,0075008	0,0106318	0,480
x68	-0,0011676	0,0103292	0,910
x69	-0,0203011	0,0098162	0,039
x78	-0,01008	0,0155216	0,516
x79	-0,0189027	0,0140041	0,177
x89	-0,0110671	0,0140655	0,431

Tabela 4.4 – Função estocástica multiproduto (valor da produção do leite)

	Coef.	Desv. Pad..	p-valor
y2relx1	-0,0527188	0,0164931	0,001
y2relx2	0,0399241	0,0088053	0,000
y2relx3	0,0082306	0,0081641	0,313
y2relx4	0,0001736	0,0130339	0,989
y2relx5	0,0044709	0,0071693	0,533
y2relx6	0,0112085	0,0080064	0,162
y2relx7	0,0128997	0,0122477	0,292
y2relx8	0,0011609	0,0104267	0,911
y2relx9	0,0045022	0,009694	0,642
constante	-0,6685242	0,4224618	0,114
ppousio	0,0083361	0,006294	0,185
pqueimada	0,0112754	0,0045866	0,014
prenovpast	0,0002436	0,0064985	0,970
propm	0,0353378	0,0140218	0,012
captanques	-0,048829	0,0216376	0,024
proporient	-0,0230684	0,0059859	0,000
Proprietrio	0,0015413	0,0058291	0,791
medio	-0,010525	0,0213055	0,621
superior	0,0350539	0,0296887	0,238
capsilos	-0,0003586	0,0001407	0,011
marbrut	-7,574666	0,6927212	0,000
ncompost	-0,0081258	0,0119948	0,498
totmaq	-0,0000601	0,0002531	0,812
pfam	0,0021903	0,0040865	0,592
irrigpropper	0,0181937	0,0082117	0,027
constante	1,194573	1,261842	0,344
Vsigma	Coef.	Desv. Pad.	p-valor

Tabela 4.4 – Função estocástica multiproduto (valor da produção do leite)

Usigma	Coef.	Desv. Pad.	(conclusão)
			p-valor
constante	-3,267549	0,0494076	0,000
E(sigma_u)	0,1456703	--	--
sigma_v	0,1951914	0,004822	0,000

Fonte: Elaborada com dados do Censo Agropecuário IBGE 2006 SIDRA (IBGE, 2015).

Tabela 4.5 – Função estocástica multiproduto (valor da produção de outros bens animais)

	Coef.	Std. Err.	(continua)
			p-valor
y1rel	1,114307	0,0717419	0,000
y11rel	0,0146559	0,0087675	0,095
lvacas	-0,9861605	0,134427	0,000
latot	0,0920018	0,0850683	0,279
lsaltot	-0,0174946	0,0838701	0,835
lmedicani	0,1016612	0,1181745	0,390
lsalrac	0,1487102	0,067421	0,027
lpronaf	-0,1565467	0,0633959	0,014
limovelmaqs	-0,3506864	0,0909658	0,000
leletric	0,1391995	0,0892631	0,119
lcombust	-0,0511002	0,0885487	0,564
x11	-0,1028357	0,0340488	0,003
x22	-0,0314623	0,0129956	0,015
x33	0,0218317	0,0088759	0,014
x44	-0,0080688	0,0249067	0,746
x55	-0,0178752	0,0097572	0,067
x66	0,0002111	0,0085367	0,980
x77	0,0131646	0,0136379	0,334
x88	0,0128496	0,0104696	0,220
x99	-0,0044185	0,0152819	0,772

Tabela 4.5 – Função estocástica multiproduto (valor da produção de outros bens animais)

(continua)

	Coef.	Std. Err.	p-valor
x12	0,044115	0,0157141	0,005
x13	-0,0128059	0,0157095	0,415
x14	0,0639486	0,0241148	0,008
x15	-0,0239713	0,0143511	0,095
x16	0,0080414	0,012973	0,535
x17	0,0223758	0,0207457	0,281
x18	0,0144254	0,0154617	0,351
x19	0,0377343	0,0183843	0,040
x23	-0,0132195	0,0109547	0,228
x24	-0,0257837	0,0144383	0,074
x25	-0,0143755	0,0088779	0,105
x26	0,0095678	0,0083006	0,249
x27	0,0269396	0,0130301	0,039
x28	-0,0004318	0,0114195	0,970
x29	0,0096163	0,0121292	0,428
x34	-0,0142918	0,0167688	0,394
x35	-0,0015235	0,0105345	0,885
x36	0,0203184	0,0097785	0,038
x37	0,0219941	0,0166436	0,186
x38	0,010668	0,0105494	0,312
x39	-0,0417318	0,0143266	0,004
x45	0,0274872	0,0108868	0,012
x46	-0,053094	0,0126868	0,000
x47	-0,0277781	0,0175814	0,114
x48	0,0070546	0,0150127	0,638
x49	0,0134561	0,0166124	0,418
x56	0,0335925	0,0073454	0,000
x57	-0,0211369	0,0107637	0,050

Tabela 4.5 – Função estocástica multiproduto (valor da produção de outros bens animais)

	Coef.	Desv. Pad.	(continuação) p-valor
x58	-0,006607	0,011316	0,559
x59	0,0087294	0,0105089	0,406
x67	0,0075007	0,0106318	0,481
x68	-0,0011674	0,0103292	0,910
x69	-0,0203018	0,0098163	0,039
x78	-0,01008	0,0155216	0,516
x79	-0,0189023	0,014004	0,177
x89	-0,0110665	0,0140654	0,431
y1relx1	0,0527183	0,0164931	0,001
y1relx2	-0,039924	0,0088053	0,000
y1relx3	-0,008231	0,0081641	0,313
y1relx4	-0,0001729	0,0130339	0,989
y1relx5	-0,0044706	0,0071692	0,533
y1relx6	-0,0112087	0,0080063	0,162
y1relx7	-0,0129004	0,0122477	0,292
y1relx8	-0,0011606	0,0104268	0,911
y1relx9	-0,0045026	0,009694	0,642
_cons	-0,6685091	0,4224621	0,114
ppousio	0,0083366	0,0062945	0,185
pqueimada	0,0112766	0,0045869	0,014
prenovpast	0,0002432	0,0064993	0,970
propm	0,0353418	0,0140229	0,012
captanques	-0,0488316	0,0216428	0,024
proporient	-0,0230702	0,0059866	0,000
Proprietrio	0,0015405	0,0058297	0,792
medio	-0,0105189	0,0213082	0,622
superior	0,0350429	0,0296966	0,238
capsilos	-0,0003587	0,0001408	0,011

Tabela 4.5 – Função estocástica multiproduto (valor da produção de outros bens animais)

Usigma	Coef.	Desv. Pad.	(conclusão)
			p-valor
marbrut	-7,575099	0,692805	0,000
ncompost	-0,0081236	0,0119961	0,498
totmaq	-0,0000601	0,0002531	0,812
pfam	0,0021913	0,0040869	0,592
irrigpropper	0,0181954	0,0082123	0,027
_cons	1,194413	1,261963	0,344
Vsigma	Coef.	Desv. Pad.	p-valor
_cons	-3,267525	0,0494092	0,000
E(sigma_u)	0,1456584		
sigma_v	0,1951938	0,0048222	0,000

Fonte: Elaborada com dados do Censo Agropecuário IBGE 2006 SIDRA (IBGE, 2015).

4.5 Conclusão

Este trabalho consistiu em um exercício de busca da inter-relação entre a produção leiteira em comparativo com o restante da produção animal. Para tal fim, uma revisão da literatura foi feita para se compreender as linhas de pesquisas e metodologias variadas as quais foram adotadas para explicar a relação existente entre a produção de certo bens agrícolas com relação aos “males” – poluição – produzidos e a outros produtos que foram resultantes da atividade produtiva.

Utilizando a base de dados do IBGE e baseando-se na literatura adotada, o modelo de função distância estocástica como em Kumbhakar e Lovell (2000) e explicitado na metodologia foi adotado. Os resultados indicam um forte protagonismo do total de vacas ordenhadas no valor da produção leiteira, bem como o investimento em máquinas e equipamentos e o investimento em sais e rações. Tais fatores também assumiram maior relevância quando consideradas a produção conjunta e somente a produção de outros bens animais na variável dependente. Os gastos com sais e rações e eletricidade acabaram por ter o efeito inverso, reduzindo a fronteira de produção orientada a produto.

Efeitos sombra da quantidade de vacas ordenhadas e da área total disponível foram identificados na produção leiteira, demonstrando que, quanto maior a quantidade de vacas

ordenhadas e menor a área disponível, mais elástica a produção leiteira se torna com relação aos outros produtos. Em outras palavras, mais fácil é para o produtor se aproximar da fronteira de eficiência técnica de produção através da produção leiteira.

Como fatores de ineficiência foram identificadas as práticas de queimada e a proporção de mulheres como administradoras dos estabelecimentos. A capacidade dos tanques de leite, a dos silos, o recebimento de orientação técnica e a busca por melhores margens brutas, de acordo com os resultados encontrados, levam a melhoras da eficiência técnica.

Para trabalhos futuros, pensa-se em aplicar a mesma metodologia para dados mais desagregados – fazendas – e no uso de métodos semiparamétricos, ou bayesianos. Tais métodos permitem relaxar a pressuposição de linearidade e de distribuição de probabilidade sobre os dados (GREENE; 2008).

Referências

BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production for panel data. **Empirical Economics**, Vienna, v. 20, n. 1, p. 325-332, 1995.

BOKUSHEVA, R.; KUMBHAKAR, S.C. A distance function model with good and bad outputs. In: AGRI-FOOD AND RURAL INNOVATIONS FOR HEALTHIER SOCIETIES, 2014, Ljubljana. **Anais eletrônicos...** Ljubljana: EAAE, 2014. Disponível em: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/182765/2/Bokusheva-Distance_function_model_with_good_and_bad_outputs-258_a.pdf>. Acesso em: 17 ago. 2015.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. **Boletim do Leite 2016**. Disponível em: <<http://cepea.esalq.usp.br/leite/?Serie=1>>. Acesso em: 20 jan. 2016.

CHO, J. **Milk composition and farm business characteristics**: SUR estimation of production functions versus an output distance function. 2007. 86 p. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Cornell University, Ithaca, 2007.

CUESTA, R.A.; LOVELL, C.A.K.; ZOFIO, J.L. Environmental efficiency measurement with translog distance functions: a parametric approach. **Ecological Economics**, London, v. 68, n. 8-9, p. 2232-2242, June. 2009.

CZEKAJ, T.G. **Measuring the technical efficiency of farms producing environmental output**: parametric and semiparametric estimation of multi-output stochastic ray production frontiers. Copenhagen: IFRO, 2013, 46 p. (Working Paper, 21).

DAKPO, H.K.; JEANNEAUX, P.; LATRUFFE, L. **Inclusion of undesirable outputs in production technology modeling**: the case of greenhouse gas emissions in French meat sheep farming. Rennes: SMART-LERECO, 2014, 47 p. (Working Paper, 14-08).

DEBREU, G. The coefficient of resource utilization. **Econometrica**, New York, v. 19, n. 3, p. 273-292, July 1951.

EMVALOMATIS, G.; STEFANOEU, S.E.; LANSINK, A.O. A reduced-form model for dynamic efficiency measurement: application to dairy farms in Germany and the Netherlands. **American Journal of Agricultural Economics**, Oxford, v. 93, n. 1, p. 161-174, 2011.

FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K.; PASURKA JR., C.A. Multilateral productivity comparisons when some outputs are undesirable: a non-parametric approach. **The Review of Economics and Statistics**, Massachusetts v. 71, n. 1, p. 90-98, Feb. 1989.

FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; LOVELL, C.A.K.; YAISAWARNG, S. Derivation of shadow prices for undesirable outputs: a distance function approach. **The Review of Economics and Statistics**, Massachusetts, v. 75, n. 2, p. 374-380, May 1993.

FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; NOH, D.W.; WEBER, W. Characteristics of a production technology: theory and practice. **Journal of Econometrics**, London, v. 126, n. 2, p. 469-492, June. 2005.

FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; PASURKA JUNIOR, C.A.; WEBER, W.L. Substitutability among undesirable outputs. **Applied Economics**, London, v. 44, n. 1, p. 39-47, Jan. 2012.

FÄRE, R.; GROSSKOPF, S. Theory and applications of directional distance functions. **Journal of Productivity Analysis**, London, v. 13, n. 2, p. 93-103, 2000.

FÄRE, R.; GROSSKOPF, S.; PASURKA JUNIOR, C.A. Environmental production functions and environmental directional distance functions. **Energy**, London, v. 32, n. 7, p. 1055-1066, 2007.

FÄRE, R.; PRIMONT, D. A distance function approach to multioutput technologies. **Southern Economic Journal**, Chapel Hill, v. 56, n. 4, p. 879-891, Apr. 1990.

FARRELL, M.J. The measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society, Series A**, Cambridge, v. 120, n. 3, p. 253-290, 1957.

FERNÁNDEZ, C.; KOOP, G.; STEEL, M.F.K. Multiple-output production with undesirable outputs. **Journal of the American Statistical Association**, Alexandria, v. 97, n. 458, p. 432-442, June. 2002. ISSN 0162-1459.

FRIED, H.O.; LOVELL, C.A.K.; SCHMIDT, S.S. (Org.). **The measurement of productive efficiency and productivity growth**. Nova Iorque: Oxford University Press, 2008. 656 p.

GREENE, W.H. The econometric approach to efficiency analysis. In: FRIED, H.O.; LOVELL, C.A.K.; SCHIMDT, S.S. (Org.). **The measurement of productive efficiency and productivity growth**. Nova Iorque: Oxford University Press, 2008. Cap. 2, p. 92-250.

HELFAND, S.M.; MAGALHÃES, M.M.; RADA, N.E. **Brazil's total factor productivity growth by farm size**. Washington D. C.: IDB, 2015. n. 609 (IDB Working Paper Series, 609).

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA - IBGE. **Censo Agropecuário 2006**: Brasil, grandes regiões e unidades da federação. 2ª. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2011. 744 p.

_____. **Produção da Pecuária Municipal 2014**. Rio de Janeiro, v. 42, 2015. p. 1-39.

_____. **Sistema IBGE de Recuperação Automática - SIDRA, 2015**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/acervo/acervo2.asp?e=v&p=CA&z=t&o=11>>. Acesso em: 20 out. 2015.

KOOPMANS, T.C. An analysis of production as an efficient combination of activities. In: _____. (Ed.). **Activity analysis of production and allocation**. Nova Iorque: John Wiley and Sons, 1951. Cap. III, p. 33-97.

KUMBHAKAR, S.C.; LOVELL, C.A.K. **Stochastic frontier analysis**. Cambridge: Cambridge University Press, 2000. 344 p.

KUMBHAKAR, S.C.; WANG, H.J.; HORNCastle, A.P. **Stochastic frontier analysis using Stata**. Nova Iorque: Cambridge University Press, 2015. 359 p.

LÓPEZ, V.H.M.; BRAVO-URETA, B.E.; ARZUBI A.; SCHILDER, E. Multi-output technical efficiency for argentinean dairy farms using stochastic production and stochastic distance frontiers with unbalanced panel data. **Economia Agraria**, Santiago, v. 10, n. 1, p. 97-106, 2006.

NASCIMENTO, A.C.C.; LIMA, J.E. de; BRAGA, M.J.; NASCIMENTO, M.; GOMES, A.P. Eficiência técnica da atividade leiteira em Minas Gerais: uma aplicação de regressão quantílica. **Revista Brasileira de Zootecnia**, Viçosa, v. 41, n. 3, p. 783-789, 2012.

NJUKI, E. **Environmental efficiency and regulations, and productivity growth in the ace of climate change**: an analysis of U.S. agriculture. 2013. 171 p. Tese (Doutorado em Ciências Econômicas) - University of Connecticut, Storrs, 2013.

OGUNDARI, K.; BRÜMMER, B. Estimating technical efficiency, input substitution and complementary effects using output distance function: a study of cassava production in nigeria. In: AAAE CONFERENCE, 3., AEASA CONFERENCE, 48., 2010, Cidade do Cabo. **Anais...** Cidade do Cabo: AAAE, 2010. p. 1-28.

REINHARDT, S.; LOVELL, C.A.K.; THIJSSSEN, G.J. Environmental efficiency with multiple environmentally detrimental variables; estimated with SFA and DEA. **European Journal of Operational Research**, London, v. 121, n. 2, p. 287-303, 2000.

SHEPHARD, R. **Cost and production functions**. New Jersey: Princeton University Press, 1953.104 p.

SOUSA, L.O. **Impactos da certificação sobre a eficiência técnica da cafeicultura de montanha de Minas Gerais**. 2011. 89 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2011.

TAMINI, L.D.; LARUE, B. **Technical and environmental efficiencies and best management practices in agriculture**. Munich: MPRA, 2009, 44 p. (MPRA Working Paper, 18964).

ZHANG, T.; GARVEY, E. A comparative analysis of multi-output frontier models. **Journal of Zhejiang University SCIENCE A**, Hangzhou, v. 9, n. 10, p. 1426-1436, 2008. ISSN 1673-565X.

5. CONCLUSÃO

Como os boletins do CEPEA (2016), relatam, os produtores leiteiros e pecuaristas em geral vivem uma situação “apertada”, por assim dizer: de um lado os produtos que vendem para o mercado são *commodities*, obrigando-os a aceitar o preço de mercado sem nenhuma margem de manobra a qual possa levar a obter preços mais vantajosos para seus produtos. Além disso, os produtores precisam lidar com possíveis problemas meteorológicos os quais possam afetar o planejamento de sua produção e a decisão das indústrias que podem decidir adotar estratégias de estoque de seus insumos – no caso, os produtos vendidos pelos fazendeiros – como uma tática para lidar com as eventuais oscilações de preços do mercado.

Somando-se a esses fatores, os produtores ainda precisam lidar com um mercado de insumos – sais, rações, medicamentos, defensivos agrícolas, entre outros - cujos preços são cotados em dólar. As fortes flutuações cambiais e a ausência de insumos alternativos no mercado capazes de oferecer alguma flexibilidade aos produtores pecuários em sua estrutura de custos têm como consequência um forte estreitamento das margens de lucro. Muitas vezes, em termos líquidos, a atividade pecuária pode levar a prejuízos e a saída dos produtores do mercado.

O cenário internacional como mostra a Pesquisa Pecuária Municipal 2014 (IBGE, 2015), nos permite uma visão mais apurada com relação a possíveis ineficiências técnicas que possam existir na pecuária leiteira e de corte. Segundo esse relatório, o Brasil tem o segundo maior rebanho no mundo, somente atrás da Índia, mas possui a quinta maior produção leiteira atrás – além da Índia – da União Européia, dos EUA e da China. Esse é mais um exemplo da existência de ineficiências dentro do processo produtivo da atividade leiteira.

Tal contexto econômico para a pecuária serviu como motivação para o trabalho feito. Usando dados do Censo Agropecuário 2006 (IBGE, 2011), fronteiras de produção para o setor leiteiro foram estimadas através de três métodos: fronteira estocástica de produção (GREENE, 2008), regressão quantílica (KOENKER, 2005) e função distância estocástica (KUMBHAKAR; LOVELL, 2000).

Os resultados encontrados através das três metodologias citadas mostram um sistema produtivo cujo fator mais importante é a quantidade de vacas ordenhadas. Em seguida, os gastos com máquinas, implementos, tratores e veículos, bem como o gasto com sais e rações. Por fim, o fator trabalho mostra um comportamento interessante nas funções de produção: na função Cobb-

Douglas, ele aparece como um fator de menor relevância; na função *translog* seu efeito parcial não é estatisticamente significativo, mas nas relações de complementaridade e substituição entre os outros insumos considerados percebe-se efeitos positivos com relação à quantidade de vacas ordenhadas e ao uso de sais e rações, enquanto o efeito se mostra negativo quando considerado o uso de máquinas e equipamentos. Dentro do arcabouço da regressão quantílica, o fator trabalho assume um comportamento importante: à medida que o valor da produção aumenta, os retornos obtidos em termos de valor da produção leiteira crescem, indicando que os municípios que estão nos quantis mais altos e, conseqüentemente, os fazendeiros que fazem parte desses quantis, devem investir na formação dos seus profissionais bem como buscar contratos com trabalhadores diferenciados.

O único fator que merece destaque negativo – como demonstrado na literatura adotada (KADITI; NITSIS, 2010; NASCIMENTO et al., 2012) – é a área disponível para a atividade produtiva. O coeficiente estimado dessa variável para todos os modelos assume valores negativos entre -0,15 e -0,25, indicando que aumentos de 10% no valor dessa variável levam a perdas de 1,5% a 2,5% no valor da produção. Além disso, esse resultado permite recomendar a intensificação da atividade produtiva como o caminho para se produzir melhor em termos de valor da produção leiteira.

A variável referente ao financiamento do PRONAF apresentou resultados difusos. Com relação ao trabalho de Taylor e Shonkwiler (1986), pode-se dizer que, ao contrário do encontrado pelos autores foi possível identificar efeitos positivos dessa variável na produção, mas somente nos quantis mais baixos da produção leiteira e quando se considera uma abordagem multiproduto. Quando utilizada a função de produção *translog*, efeitos negativos desse tipo de financiamento foram identificados com relação à quantidade de vacas ordenhadas, ao fator trabalho e à compra de sais e rações. Os efeitos positivos foram identificados na relação dessa variável com a compra de medicamentos e com relação à variável que identifica gastos com combustíveis, identificando sugestões de direcionamento para o financiamento do PRONAF aos produtores.

Com relação aos fatores de eficiência a variável de maior importância é a margem bruta da produção leiteira. Esse é um forte indicativo que, para a melhoria da eficiência técnica da produção leiteira, os produtores devem sempre buscar por técnicas e estratégias de produção as quais possam agregar valor à produção leiteira. Além disso, o recebimento de orientação técnica e a capacidade

de silos e tanques de leite demonstraram influência positiva na redução da ineficiência técnica, mas de maneira quando esses fatores são comparados à margem bruta da produção.

Contrariando Latruffe et al. (2004), a educação – percentual de administradores que possuem formação superior foi considerado um fator de ineficiência. Para os produtores leiteiros e pecuaristas, a formação superior representa um custo de oportunidade com relação a continuar trabalhando na pecuária. Outros fatores encontrados foram o percentual de mulheres nos municípios que são administradoras de propriedades rurais e a prática de queimadas. Enquanto há explicações evidentes com relação à prática de queimadas reduzir a eficiência técnica – a principal sendo a degradação do solo – para a variável com relação ao percentual de mulheres administradoras de estabelecimentos nos municípios, hipóteses podem ser aventadas. Uma delas pode ser a falta de formação – experiência de trabalho, técnica, ou universitária – para lidar com a administração de fazendas que praticam pecuária. Outra explicação pode ser que as mulheres assumam esse tipo de negócio somente em último caso quando nenhuma outra pessoa demonstrou interesse em lidar com esse tipo de empreitada. Outras conjecturas de difícil mensuração e verificação para esse tipo de resultado podem ser puro desinteresse pelas mulheres por esse tipo de negócio, ou mesmo preconceito e suspeita dos outros funcionários com relação a serem administrados por uma mulher.

Este trabalho buscou oferecer uma visão mais detalhada do sistema produtivo leiteiro para oferecer recomendações aos produtores com relação ao uso de insumos mais produtivos em termos de valor da produção leiteira e da norma da produção, no caso da abordagem multiproduto. Para futuras pesquisas, pretende-se construir bases de dados ainda mais desagregadas – desidentificadas com relação aos fazendeiros – com a finalidade de estimar funções de produção que estejam mais identificadas com a realidade dos estabelecimentos pecuários e leiteiros. Além disso, pensa-se em fazer uso de abordagens bayesianas e semiparamétricas com o objetivo de relaxar hipóteses com relação à distribuição dos dados e ao comportamento das variáveis respectivamente.

ANEXO

ANEXO A – Descrição das variáveis utilizadas nos modelos apresentados

Variável	Unidade	Descrição
valprod	Mil R\$	Valor da produção de leite de vaca no ano nos estabelecimentos agropecuários (Mil Reais)
outrec	Mil R\$	Outras receitas oriundas da produção animal
norm	Mil R\$	Norma do valor total da produção animal das fazendas
vacas	Cabeças	Vacas ordenhadas no ano nos estabelecimentos agropecuários (Cabeças)
atot	Hectare	Área Total dedicada ao grupo pecuária e criação de outros animais
saltot	Mil R\$	salário total pagos a empregados e famílias (mil reais)
medicani	Mil R\$	Medicamentos para animais (mil reais)
salrac	Mil R\$	Sal e rações (industrializados ou não industrializados) (mil reais)
pronaf	Mil R\$	Recursos do PRONAF (mil reais)
imovelmaq	Mil R\$	Gastos com veículos, tratores, máquinas e implementos (mil reais)
combus	Mil R\$	Gastos com uso de combustíveis
electric	Mil R\$	Gastos com uso de energia elétrica
propm	%	Proporção de mulheres proprietárias(%)
captanques	Mil Litros	Capacidade dos tanques para resfriamento de leite existentes nos estabelecimentos agropecuários (Mil litros)
proporient	%	proprietário recebeu orientação (%)
Proprietrio	%	Fazendeiros proprietários (%)
Prenovpast	%	Percentual da área disponível onde se fez uso de lavouras para reforma e/ou renovação e/ou recuperação de pastagens
Ppousio	%	Percentual da área, com relação à área total que faz pousio ou descanso de solos
Pqueimada	%	Percentual da área total na qual queimadas são praticadas
marbrut	R\$/L	margem bruta da produção leiteira(R\$/L)
totmaq	Unidades	total máquinas
medio	%	percentual dos produtores com ensino médio
superior	%	Percentual dos produtores com formação superior
capsilos	Ton.	Capacidade dos silos para forragens (Toneladas)
ncompost	%	Percentual dos estabelecimentos que não fizeram compostagem
pfam	%	percentual de trabalho familiar
irrigproperc	%	percentual dos proprietários que fizeram uso de irrigação