

EFICIÊNCIA E NÍVEL TECNOLÓGICO NA AGROPECUÁRIA MINEIRA

Samuel Alex Coelho Campos*
Marcelo José Braga**

RESUMO

A produção agropecuária mineira é heterogênea; algumas regiões são preferidas a outras quanto a aspectos ambientais, sociais, econômicos e também no que diz respeito ao apoio estatal. Dessa forma, espera-se divergência entre as regiões quanto à eficiência e à dinâmica tecnológica da produção agropecuária nas microrregiões de Minas Gerais. Empregou-se a estimação estocástica da fronteira de produção e análise multivariada para os períodos de 1995/1996 e 2006, utilizando o Censo Agropecuário dos respectivos períodos como fonte de dados. Os resultados demonstram queda da eficiência técnica e do nível tecnológico entre as microrregiões ao longo do tempo, sobretudo nas regiões de maior pobreza do Estado.

Palavras-chave: tecnologia agrícola, agropecuária, eficiência técnica.

ABSTRACT

Minas Gerais state agricultural production is heterogeneous across regions because environmental, social, and agricultural policy issues are different. Therefore, efficiency and agricultural production technology dynamics divergences between the regions of the state are expected. The objective of this paper is to analyze technical efficiency and technological intensity dynamics of the micro regions in Minas Gerais state in the periods from 1995 to 2006. The methodological approach is based on the estimation of stochastic frontier production and multivariate analysis. The data are collected from agricultural census. The results show decline in technical efficiency and technological level between the micro regions across the time, especially in the poorest regions.

Key words: Agricultural technology, Agriculture, Technical efficiency

* Doutor em Economia Aplicada pela ESALQ/USP. Professor da Universidade Federal da Integração Latino-Americana. E-mail: s.alex.coelho@gmail.com

** Doutor em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa. Professor do Departamento de Economia Rural, Universidade Federal de Viçosa. E-mail: mjbraga@ufv.br

1. INTRODUÇÃO

Nos últimos anos, a agropecuária no Estado de Minas Gerais vem passando por grandes mudanças, resultado principalmente de políticas econômicas e agrícolas (HOMEM DE MELO, 1999). Esses fatores, somados a pacotes tecnológicos e condições naturais e políticas (crédito e subsídios) diferenciadas, provocaram divergências regionais na produção agropecuária de Minas Gerais, restringindo o desenvolvimento e a produtividade de algumas regiões em detrimento de outras e modificando a estrutura agrícola do Estado (CURI, 1997; MEYER, 1997; SILVA, 2008).

O processo de modernização da agricultura mineira no período de 1970 a 1985 foi identificado por Meyer e Braga (1997) como parcial e seletivo, conduzindo ao crescimento das desigualdades tecnológicas entre os diversos sistemas produtivos. Para esses autores, a política de incentivo à modernização gerou distorções na alocação dos recursos produtivos. Para Meyer (1997), a direção da mudança técnica ocorrida na agricultura mineira é resultante da combinação dos incentivos creditícios direcionados ao emprego de um pacote tecnológico relativamente rígido, em interação com a diversidade de condições socioeconômicas e ambientais.

No entanto, o crescimento da produtividade é determinado tanto pelas inovações tecnológicas como pela melhoria na eficiência com que as tecnologias são utilizadas. Entretanto, não necessariamente, tecnologia e eficiência apresentam relação positiva, como Schultz (1964) propôs por meio da hipótese “pobre, mas eficiente” (*‘poor but efficient’*). Chinelatto Neto (2003) estimou a eficiência técnica e mudanças da tecnologia para o Estado de Minas Gerais no período de 1985 a 1995. O estudo concluiu pela queda da eficiência técnica ao longo do tempo e mudança da tecnologia no sentido de poupar relativamente mais trabalho do que terra, redução do emprego de mão de obra e aumento do uso de máquinas e insumos modernos. Santos e Pereira (2004) e Marinho et al. (2004) também estimaram queda na eficiência técnica para os municípios paranaenses no período de 1980 a 1995/96 e para os Estados brasileiros no período de 1986-1989 a 1996-1998, respectivamente.

Nesse contexto, surge a indagação sobre a trajetória do nível tecnológico e modernização da agricultura e seu relacionamento com a eficiência técnica produtiva das microrregiões mineiras, entre 1995 e 2006.

O objetivo do presente trabalho foi analisar o comportamento das microrregiões mineiras quanto à eficiência técnica e ao padrão de exploração tecnológico ao longo do tempo, visto que estes são fatores relacionados diretamente à produtividade, o que permite avaliar o desempenho da produção agropecuária, segundo Lovel (1993) e Grosskopf (1993).

Dessa forma, a eficiência técnica foi calculada para 1995 e 2006 por meio do desvio à fronteira estocástica de produção. Posteriormente, a evolução tecnológica das microrregiões mineiras foi caracterizada empregando os componentes técnicos, como utilização de tecnologias mecânicas e bioquímicas. Os condicionantes do comportamento da ineficiência entre as microrregiões e anos de estudo foram identificados, fornecendo subsídios a ações de correção da ineficiência, seja por ações públicas ou privadas. A trajetória do nível tecnológico foi posteriormente avaliada para as microrregiões, classificando-as em grupos homogêneos quanto às características da modernização.

O artigo foi organizado em quatro seções, além desta introdução. A próxima seção apresenta o referencial teórico. A seguir, são apresentados os procedimentos metodológicos empregados no estudo. Os resultados encontrados são discutidos e apresentados na quarta seção. Finalmente, conclui-se o artigo.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

A eficiência técnica sobre a ótica do produto é definida por Binger e Hoffman (1998) como a incapacidade de a firma aumentar a produção de um dado produto sem que, com isso, algum produto necessite ser reduzido ou o nível de utilização de algum insumo necessite ser acrescido. Sobre a ótica insumo, a eficiência é definida como a incapacidade da firma em manter o nível produtivo se o quantidade utilizada de um dado insumo for reduzida, necessitando para que a produção se mantenha aumentar o uso de um outro insumo ou reduzir a produção de um outro produto.

O desvio da firma em relação à fronteira de produção é normalmente utilizado na análise de eficiência, como em Farrel (1957), que iniciou os estudos dessa natureza. Na determinação da eficiência, podem ser utilizadas duas metodologias: a Análise Envoltória de Dados (DEA) e Fronteira de Produção Estocástica. Ambas possuem pontos fortes e fracos, como Moreira e Fonseca (2005), Sharma et al. (1997) e Tannuri-Pianto et al. (2009) destacam. A Análise Envoltória de Dados não necessita da imposição explícita de uma forma funcional, entretanto a fronteira de produção estimada pode ser distorcida se os dados estiverem contaminados por erros estatísticos, ao passo que as fronteiras de produção estocásticas necessitam de uma forma funcional explícita, porém acomodam ruídos e *outliers*. *A priori*, não se pode estabelecer uma preferência entre os modelos. Cubbin e Tzanidakis (1998), Moreira e Fonseca (2005), Sharma et al. (1997) e Souza (2006) compararam as metodologias, buscando determinar a melhor para cada tipo de dado e objetivo. Os piores resultados (índice de erro de classificação) estavam relacionados à utilização da pressuposição de retornos variáveis à escala (CRS), no modelo DEA, e pequenas amostras ($n < 30$), no modelo de fronteiras estocásticas. Mariano e Sampaio (2002), empregando ambos os modelos, encontraram escores de eficiência técnica mais robustos, consistentes e próximos da realidade utilizando a abordagem paramétrica. Considerando o exposto, foi utilizada a abordagem de fronteira estocástica na determinação do nível de eficiência.

A fronteira de produção estocástica, como Kumbhakar e Lovell (2000) a apresentam, foi diretamente influenciada pelos trabalhos de Koopmans (1951), Debreu (1951) e Shephard (1953), que estabeleceram critérios para a determinação da eficiência. Esse modelo foi inicialmente proposto independentemente por Aigner et al. (1977) e Meusen e Van Den Broeck (1977). Desde então, como destacam Battese e Coelli (1995), vários autores como Pitt e Lee (1981), Kalirajan (1982), Kumbhakar et al. (1991), Reifschneider e Steverson (1991), Huang e Liu (1994), Battese e Coelli (1992, 1995) e Ivaldi et al. (1995) buscaram expandir o modelo original.

Estudos sobre a eficiência agropecuária, como os de Conceição (1998), Conceição e Araújo (2000) e Mariano e Sampaio (2002), também objetivam determinar a influência de variáveis exógenas sobre a ineficiência utilizando o modelo Tobit. Entretanto, segundo

Battese e Coelli (1995), tal procedimento não é consistente com a pressuposição de que os efeitos sobre a ineficiência técnica sejam identicamente distribuídos.

Como alternativa, Battese e Coelli (1995) propuseram um modelo que permite calcular os efeitos das variáveis exógenas sobre a ineficiência e também a utilização de dados em painel, bem como estimar as mudanças tecnológicas. Esse modelo foi aplicado por Battese et al. (1996), Taymaz e Saatçi (1997), Wilson et al. (2001), Lachaal et al. (2004), Marinho e Bittencourt (2007), Souza et al. (2008), Tannuri-Pianto et. al (2009) e Souza (2009) para a análise da produção de trigo, em indústrias em geral, em países da América Latina, em empresas públicas e privadas brasileiras de oferta de água, no setor elétrico, na agroindústria e agropecuária brasileira, respectivamente. Devido à sua aceitação e aplicabilidade, esse modelo teórico será utilizado no presente estudo.

3. METODOLOGIA

Na determinação do desempenho agropecuário, será estimada a eficiência técnica de cada microrregião, avaliando-se a fronteira estocástica de produção. Será utilizada a Análise Fatorial como forma de analisar o nível tecnológico e capitalização das microrregiões mineiras; posteriormente, será empregada a análise de Cluster, a fim de agrupar microrregiões com características semelhantes quanto à modernização.

3.1. Fronteira Estocástica

Para estimação da fronteira estocástica, os dados referentes à produção agropecuária das microrregiões de Minas Gerais nos períodos de 1995/1996 e 2006 foram organizados em painel, sendo o modelo operacionalizado por meio do programa R versão 2.11.0⁴. A organização dos dados em painel permite analisar a mudança da eficiência e sua direção entre os períodos.

Para estimação da fronteira estocástica foi utilizada a forma funcional Translog, sugerida por Debertin (1986), definida como:

⁴ Para estimação no presente software, é necessário instalar o pacote Frontier, além dos pacotes complementares exigidos.

$$\ln R_{it} = \alpha_0 + \alpha_A \ln A_{it} + \alpha_L \ln L_{it} + \alpha_I \ln I_{it} + \beta_{AL} [(1/2)(\ln A_{it} \ln L_{it})] + \quad (1)$$

$$+ \beta_{AI} [(1/2)(\ln A_{it} \ln I_{it})] + \beta_{LI} [(1/2)(\ln L_{it} \ln I_{it})] + \beta_{At} (\ln A_{it})t + \beta_{Lt} (\ln L_{it})t + \beta_{It} (\ln I_{it})t + \beta_T t + e_{it}$$

$$e_{it} = u_{it} + v_{it} \quad (2)$$

em que o subscrito “*t*” denota o *t*-ésimo período; “*i*” são os fatores de produção utilizados pelas microrregiões; “*ln*” é o logaritmo natural; e “*e*” é o termo de erro composto formado por u_{it} e v_{it} que denotam a ineficiência técnica e o resíduo do modelo, respectivamente. A variável dependente “*R*” representa o valor da produção agropecuária para as microrregiões; “*L*”, a mão de obra utilizada na produção; “*A*”, a área destinada à agropecuária; e “*I*”, os custos com insumos agropecuários.

Por meio da expressão (1) pode-se obter a elasticidade-produto média para cada fator de produção por meio de:

$$\eta = \frac{\partial \ln E(R)}{\partial x_i} = \alpha_i + (1/2) \sum_{j \neq i} \beta_{ij} \ln x_j + \beta_{it} \quad (3)$$

em que *i* é o subscrito denotando “*L*”, “*A*” ou “*I*”⁵.

Por meio do somatório da elasticidade-produto dos fatores é possível determinar a natureza dos retornos de escala. Se o somatório ($\sum_{i=A}^D |\eta_i|$) for menor, igual ou maior que 1, a firma estará operando com retornos decrescentes, constantes ou crescentes à escala, respectivamente (DEBERTIN, 1986).

⁵ Destaca-se que deve-se utilizar o valor médio de $\ln x_{it}$ no cálculo da elasticidade-produto e não o \ln do valor médio de x_{it} (GREENE, 2008).

Simultaneamente à expressão (1), foi estimado o modelo de ineficiência para a variável dependente μ :

$$\mu_{it} = \delta_0 + \delta_1 Ast_{it} + \delta_2 En_{it} + \delta_3 Ad_{it} + \delta_4 Prg_t + \delta_5 Prt_t + \delta_6 Me_t + \delta_7 Me2_t + \delta_8 t_t \quad (4)$$

em que as “Ast” é o percentual de estabelecimentos que utilizaram assistência técnica; “En”, percentual dos estabelecimentos com acesso à energia elétrica; “Ad”, percentual dos estabelecimentos que utilizam adubos e corretivos; “Prg”, percentual dos estabelecimentos que adotam práticas de controle de doenças e pragas; “Prt”, percentual de estabelecimentos que adotaram práticas de conservação do solo; “Me”, área média dos estabelecimentos agropecuários da microrregião i ; “Me2”, área média dos estabelecimentos agropecuários ao quadrado para a microrregião i ; e “ t ”, variável tendência.

A inclusão de uma variável tendência em (1) permite que a fronteira de produção mude ao longo do tempo (mudança tecnológica) e em (4) permite que a ineficiência mude entre os períodos. A utilização da variável tendência tanto em (1) como em (4) também é adotada por Battese et al. (1996), Taymaz e Saatçi (1997), Marinho e Bittencourt (2007), Souza et al. (2008) e Tannuri-Pianto et al. (2009).

A expressão (4) determina a direção dos efeitos das variáveis exógenas sobre a ineficiência técnica⁶. Um parâmetro negativo relaciona a variável explicativa inversamente aos escores de ineficiência, e vice-versa.

3.2. Análise Fatorial

A análise fatorial foi calculada tomando os dados de forma empilhada, considerando a necessidade de compatibilidade dos fatores entre os anos de estudo (MEYER, 1997). O empilhamento das observações forma uma matriz de dados de 132 linhas e 17 colunas, sendo as 66 primeiras linhas referentes aos dados do período de 1995/96 e as posteriores ao período de 2006. Esse empilhamento é comumente utilizado na literatura como por Hoffmann (1992), Mayer (1997) e Kageyama e Leone (2002).

⁶ O cálculo dos efeitos marginais de cada variável explicativa sobre os escores de ineficiência é apresentado em Battese e Coelli (1993) e Wilson et al. (2001).

A Análise Fatorial consiste em descrever a variabilidade original do vetor aleatório X , em termos de um número menor (m) de variáveis aleatórias que sumarizem as informações das variáveis originais (MINGOTI, 2007), uma vez que a modernização agropecuária é um fenômeno complexo, descrito por um grande número de variáveis, o que torna difícil a interpretação dos dados.

O modelo de análise fatorial pode ser assim escrito (HÄRDLE; SIMAR, 2003):

$$x_j = \sum_{l=1}^k q_{jl}f_l + u_j, \quad j = 1, \dots, p. \quad (5)$$

em que f_l para $l = 1, \dots, k$ denota os fatores ou variáveis latente, em que o número de fatores k deve ser menor que o número p de variáveis; x_j são as variáveis aleatórias do vetor X ; q_{jl} é a carga fatorial ou *loading* da j -ésima variável e l -ésimo fator; e u_j é o erro referente à j -ésima variável.

3.3. Análise de Cluster

Com o objetivo de formar grupos homogêneos das microrregiões mineiras quanto ao nível de modernização e capitalização, foi utilizada a técnica de agrupamento ou Cluster, empregando os fatores extraídos pela análise fatorial. Foi utilizado o método de dois estágios proposto por Punj e Steward (1983) para obtenção dos agrupamentos. Esse método determina primeiramente o número de clusters por meio do método de variância mínima de Wald, que fornecerá o número de grupos – informação utilizada na segunda etapa, para método de média k (TOYOSHIMA et al., 2005).

O método de Wald fundamenta-se nos seguintes princípios (MINGOTI, 2007): (a) inicialmente, cada elemento é considerado um único conglomerado; e (b) em cada passo do algoritmo de agrupamento combinam-se dois conglomerados por vez, que minimizam a distância. Dois conglomerados, quando unidos, não podem mais ser separados. A distância entre dois conglomerados C_l e C_i é definida:

$$d(C_l, C_i) = \left[\frac{n_l n_i}{n_l + n_i} \right] (\bar{X}_l - \bar{X}_i)' (\bar{X}_l - \bar{X}_i) \quad (6)$$

O método de k-média consiste em alocar aquela microrregião ao agrupamento cujo centroide (vetor de médias amostrais) é o mais próximo do vetor de valores observados para o respectivo elemento. O método é constituído de quatro passos: primeiramente, escolhe-se os k-centroides a serem utilizados no início de partição; posteriormente, cada elemento é comparado com cada centroide quanto à distância. O elemento com menor distância é alocado àquele grupo, aplicando esse procedimento para cada n elementos; recalculam-se os valores dos centroides para cada novo grupo, repetindo o segundo e terceiros passos, até que nenhuma realocação seja possível (MINGOTI, 2007).

3.4. Variáveis e Tratamento dos Dados

Os dados utilizados no estudo foram obtidos dos Censos Agropecuários, nos períodos de 1995/1996 e 2006, para as microrregiões mineiras.

Na estimação da fronteira de produção foram utilizadas as variáveis receitas, custos e mão de obra. A receita agropecuária foi obtida por meio do somatório das receitas advindas das atividades agropecuárias de produção de flores, plantas ornamentais e grama, produtos vegetais, rãs, peixes, coelhos, esterco, produtos de origem animal, produtos da agroindústria, venda de máquinas, veículos e implementos e outras receitas. A variável “custos” foi obtida por meio do somatório das despesas das microrregiões com aluguel, defensivos, sementes e mudas, alimentação dos animais, medicamentos, serviços, custos financeiros, embalagens, energia e outras despesas. A variável “mão de obra” foi obtida por meio da quantidade de mão de obra utilizada na atividade agropecuária considerando homens e mulheres com idade superior a 14 anos e ponderando a mão de obra feminina como equivalente a 0,8 homem.

Essas variáveis são comumente utilizadas em estimativas da fronteira de produção (CONCEIÇÃO, 1998; CONCEIÇÃO; ARAÚJO, 2000). A escolha do valor da receita total da agropecuária, como Barros et al. (2004) afirmam, apoia-se no fato de tal variável

representar melhor a receita agropecuária e poder ser interpretada como uma *proxy* da quantidade produzida.

As variáveis tidas como exógenas – assistência técnica (Ast), estabelecimentos com acesso à energia elétrica (En), utilização de adubos e corretivos (Ad), controle de pragas e doenças (Prg) e utilização de práticas de conservação do solo (Prt) – foram obtidas dividindo o número de estabelecimentos com acesso ou que utilizaram em cada microrregião pelo número total de estabelecimentos agropecuários da microrregião. A variável “área média dos estabelecimentos agrícolas” (Me) foi obtida pela área total dos estabelecimentos agropecuários em hectares/número total dos estabelecimentos agropecuários, e a variável “área média dos estabelecimentos ao quadrado” (Me²) foi obtida elevando ao quadrado a variável “Me”. Esse termo quadrático foi incluído tomando a argumentação de Helfand e Levine (2004). Segundo esses autores, a área possui efeito não linear sobre a eficiência técnica, o qual é negativo inicialmente e, posteriormente, positivo.

As variáveis usadas na Análise Fatorial, por sua vez, foram descritas em relação à mão de obra em equivalente – homem (EH); à área total dos estabelecimentos, em hectares (AE); e ao número total de estabelecimentos agropecuários (NE), uma vez que se objetiva analisar a intensidade da capitalização, modernização e nível tecnológico.

Foram utilizadas as variáveis: X1- área com pastagens plantadas e naturais (ha)/AE; X2 - número de máquinas para plantio/AE; X3 – número de máquinas para colheita/AE; X4 - valor total dos investimentos, em R\$/AE; X5 - valor dos financiamentos, em R\$/AE; X6 - número de tratores/AE; X7- valor da produção agropecuária, em R\$/AE; X8- despesas da produção agropecuária, em R\$/AE; X9- área total irrigada dos estabelecimentos agropecuários, em ha/AE; X10 - número de tratores/EH; X11- máquinas de plantio/EH; X12- máquinas de colheita/EH; X13 - área com pastagens plantadas e naturais (ha)/EH; X14 – número de estabelecimentos que utilizam irrigação/NE; X15 - número de estabelecimentos que controlam pragas e doenças/NE; X16 - número de estabelecimentos que utilizam adubos e corretivos/NE; X17 - número de estabelecimentos que recebem assistência técnica/NE; X18- número de estabelecimentos que utilizam energia elétrica/NE;

4. RESULTADOS E DISCUSSÃO

4.1. Parâmetros Estimados e Testes de Hipóteses

Por meio do modelo discutido anteriormente, foram obtidas as estimativas para a função de produção e o modelo de ineficiência, apresentadas na Tabela 1. Por meio da análise do parâmetro γ , percebe-se que o modelo estocástico apresentou bom ajustamento aos dados, sendo tal parâmetro significativo isolado e conjuntamente (Tabelas 1 e 2). O indicador de ineficiência técnica γ apresenta o valor 1, de forma que 100% da variância total do erro composto é explicada pela variância da ineficiência técnica. Se γ fosse não significativo, o modelo deveria ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários.

Pelas estimativas, a maior proporção dos parâmetros na função fronteira é estatisticamente significativa, enquanto para o modelo de ineficiência apenas as variáveis Me , Me_2 e t foram significativas a 1% pelo teste *t-Student*. No modelo de ineficiência, sinais negativos para as variáveis explicativas relacionam um aumento de tal variável a uma redução da ineficiência técnica. Dessa forma, apenas as variáveis Ad e Prg não apresentaram sinais esperados.

Pela função de produção translog estimada, obtém-se a elasticidade-produto média, descrita pela expressão (3), para os fatores terra, mão de obra e custos de 0,067; 0,232; e 0,040, respectivamente. Assim, a produção agropecuária é inelástica a ambos os insumos produtivos; a produção responde de forma direta a aumentos nos fatores terra, mão de obra e insumos agropecuários. Como mencionado, somando a elasticidade-produto dos fatores, obtém-se os retornos à escala em que a produção agropecuária está operando; nesse caso, obtém-se 0,0339, ou seja, as microrregiões estão produzindo sobre retornos decrescentes à escala de forma que o aumento de todos os insumos, proporcionalmente, aumenta a produção menos que proporcionalmente.

No modelo de ineficiência, as variáveis Ast , En , Prt e Me_2 apresentaram sinais negativos. Dessa forma, o aumento na utilização da assistência técnica pelos produtores, por exemplo, aumenta a eficiência (reduz a ineficiência). O aumento na utilização de assistência técnica pelos produtores permite que eles obtenham maior produção por meio

da melhor utilização dos insumos disponíveis, principalmente insumos considerados fixos, como terra e mão de obra familiar.

Tabela 1. Estimativas para os parâmetros da fronteira estocástica e modelo de ineficiência para as microrregiões de Minas Gerais

Fronteira Estocástica			
Variável	Parâmetro	Coefficiente	Erro-Padrão
Constante	α_0^{***}	-12,61	1,32
ln(A)	α_A^{***}	1,03	0,16
ln(L)	α_L^{***}	3,03	0,74
ln(I)	α_I^*	-1,18	0,69
ln(A)*ln(L)	β_{AL}^{***}	-0,33	0,08
ln(A)*ln(I)	β_{AI}	0,12	0,08
ln(L)*ln(I)	β_{LI}^{***}	0,11	0,04
ln(A)*t	β_{At}	0,05	0,09
ln(L)*t	β_{Lt}	-0,07	0,10
ln(I)*t	β_{It}	0,06	0,08
t	β_t	-0,35	1,20
Modelo de Ineficiência			
Variável	Parâmetro	Coefficiente	Erro Padrão
Constante	δ_0	-0,57	0,58
Ast	δ_1	-0,60	0,67
En	δ_2	-0,67	0,61
Ad	δ_2	0,53	0,40
Prg	δ_4	0,22	0,51
Prt	δ_5	-0,65	0,40
Me	δ_6^{***}	0,01	0,003
Me ²	δ_7^{***}	-2,65e ⁻⁰⁵	9,56e ⁻⁰⁶
t	δ_8^{***}	1,76	0,47
	σ^{2***}	0,12	0,02
	γ^{***}	1	0,01
Log de verossimilhança		7,903	
Eficiência média (Ano 1)		78,29 %	
Eficiência média (Ano 2)		44,04%	
Número de microrregiões		66	
Número de períodos		2	

Fonte: Dados da Pesquisa. Obs.: *** Indica que o parâmetro é estatisticamente significativo a 1%; ** Indica que o parâmetro é significativo a 5%; e * Indica que o parâmetro é estatisticamente significativo a 10%.

Quanto à energia elétrica, o aumento na proporção dos estabelecimentos que a possuem reduz a ineficiência, provavelmente pela incorporação de tecnologias de maior produtividade. O aumento na utilização de práticas de conservação do solo pelos estabelecimentos agropecuários permite o aumento da produção, para um dado nível de uso de insumos, ou uma redução no nível de utilização de insumos para um dado nível produtivo. A adoção de práticas de conservação do solo manterá a fertilidade de solo o que reduz a demanda por adubos químicos e similares. As variáveis Ad, Prg e Me apresentam sinais positivos, de forma que o aumento no nível de utilização dessas aumenta a ineficiência técnica da produção agropecuária.

Entre os períodos de análise não houve progresso tecnológico, embora tenha havido variação da ineficiência, pelas estimativas (Tabela 1) e pelos testes de hipóteses (Tabela 2). O parâmetro β_T indica redução do padrão tecnológico de 0,35. No ano 1 a eficiência técnica média foi de 78,29%; já no segundo período essa eficiência reduziu para 44,04%. Battese e Coelli (1996), Taymaz e Saatçi (1997) e Sharna et al. (1997) encontraram níveis de eficiência entre 70 e 80%. Bravo-Ureta e Pinheiro (1997), revisando trabalhos sobre o tema, obtiveram níveis de eficiência médios de 72%.

Na Tabela 2 são apresentados diversos testes estatísticos para o modelo. O primeiro refere-se à forma funcional, sendo o modelo Cobb-Douglas rejeitado em favor da translog em nível de significância de 1% pelo teste da Razão de Verossimilhança. O segundo teste avalia a ausência de mudança tecnológica ao longo do tempo – hipótese não rejeitada a 10%. Posteriormente, é testada a ausência de variação da ineficiência ao longo do tempo. O quarto teste avalia os efeitos conjuntos das variáveis exógenas em explicar a ineficiência. A quinta hipótese avalia conjuntamente a ausência de variação tecnológica e a eficiência, ao longo do tempo. A sexta hipótese testa a ausência de efeito de ineficiência técnica, o que permitiria que o modelo pudesse ser estimado por Mínimos Quadrados Ordinários. A última hipótese avalia a presença de retornos constantes de escala. Todas as hipóteses são rejeitadas a pelo menos 10% de significância, excetuando a quinta: ausência de mudança tecnológica e variação da ineficiência no tempo.

Tabela 2. Testes de especificação para a fronteira estocástica e modelo de ineficiência

Hipótese Nula	Estatística LR ⁷	χ^2 Crítico	Decisão
Ho: função de produção Cobb-Douglas $\beta_{AL} = \beta_{AD} = \beta_{LD} = \beta_{At} = \beta_{Lt} = \beta_{Dt} = \beta_t = 0$	12,775	8,5467***	Rejeita-se Ho
Ho: ausência de mudança tecnológica. $\beta_{At} = \beta_{Lt} = \beta_{Dt} = \beta_t = 0$	0,9154	10,8649***	Não se rejeita Ho
Ho: ausência de mudança da ineficiência no tempo $\delta_7 = 0$	16,255	8,8971*	Rejeita-se Ho
Ho: ausência de efeitos sobre a ineficiência $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = 0$	44,589	4,6604*	Rejeita-se Ho
Ho: ausência de mudança tecnológica e variação da ineficiência no tempo $\beta_{At} = \beta_{Lt} = \beta_{Dt} = \beta_t = \delta_4 = 0$	2,797	10,0851***	Não se rejeita Ho
Ho: estimação por mínimos quadrados ordinários $\gamma = \delta_0 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_6 = \delta_7 = 0$	58,642	3,5705*	Rejeita-se Ho
Ho: retornos constantes de escala $\alpha_A = \alpha_L = \alpha_I = 1$			
$\beta_{AL} = \beta_{AD} = \beta_{LD} = 0$	10,460	7,0149*	Rejeita-se Ho
$\beta_{At} = \beta_{Lt} = \beta_{Dt} = \beta_t = 0$			

Fonte: Dados da Pesquisa. Obs.: *** Valor de χ^2 crítico a 1%; ** Valor de χ^2 crítico a 5%, * Valor de χ^2 crítico a 10%.

⁷ LR = -2[(ln(Lu) – ln(Lr))], em que LR ~ χ^2 com *n* graus de liberdade igual ao número de restrições do modelo restrito; ln(Lu) é o logaritmo natural de verossimilhança do modelo irrestrito; e ln(Lr), o logaritmo natural de verossimilhança do modelo restrito (GREENE, 2008).

4.2. Dinâmica da Agropecuária Mineira entre 1995/96 e 2006

A análise fatorial foi aplicada aos dados empilhados, de forma a agregar os 17 indicadores em um número menor de fatores e permitir a comparação da expansão da agropecuária das microrregiões entre os períodos de estudo quanto à capitalização, modernização e tecnologia. Dessa forma, por meio da Análise Fatorial por componentes principais foram obtidos três fatores com raiz característica maior que 1 (Tabela 3). Entretanto, na análise serão utilizados apenas os fatores 1 e 2, pois permitem melhor interpretação, explicando aproximadamente 60,86% da variância total.

Tabela 3. Fatores extraídos pelo método dos componentes principais

Fator	Raiz característica	Variância explicada (%)	Variância acumulada (%)
F 1	5,83983	32,44	32,44
F 2	5,11425	28,41	60,86
F 3	1,42548	7,92	68,78

Fonte: Dados da Pesquisa.

A análise fatorial pressupõe que as variáveis resposta sejam correlacionadas entre si. Essa correlação pode ser avaliada pelo teste de esfericidade de Bartlett. Esse teste, com distribuição qui-quadrado, foi estimado em $\chi^2 = 2.216,378$ com 153 graus de liberdade, indicando que a correlação entre as variáveis são significativas em nível de significância de 1%, o que permite rejeitar a hipótese nula (a matriz de correlação é uma matriz identidade). Com o intuito de avaliar a adequabilidade dos dados à metodologia, foi utilizado o critério de Kaiser-Meyer-Olkin, que compara as correlações parciais e simples, assumindo valores entre 0 e 1. O valor dessa estatística para o modelo estimado foi de 0,746, indicando boa adequação da amostra à análise fatorial, segundo Hair et al. (1995).

Assim, as variáveis foram reduzidas em dois fatores. Aquelas com cargas fatoriais (correlação) maiores que 0,60 foram utilizadas na interpretação dos fatores e estão destacadas em negrito na Tabela 4 (colunas Fator1 e Fator2).

Tabela 4. Cargas fatoriais e cumunalidades obtidas por meio da análise fatorial

Variáveis	Cargas Fatoriais		Cumunalidades
	Fator 1	Fator 2	
X1- Área de Pastagem / AE	-0,3551	0,5006	0,376696
X2 - Número de Máquinas de Plantio/ AE	0,4134	0,7807	0,780392
X3 – Número de Máquinas de Colheita / AE	0,5249	0,7041	0,771277
X3 - Investimento / AE	0,8753	0,0256	0,766805
X4 - Financiamento /AE	0,7667	0,0440	0,589765
X5 - Número de tratores/AE	0,4675	0,7420	0,76912
X6- Valor da Produção Agropecuária /AE	0,8655	0,1196	0,763394
X7- Despesas da Produção Agropecuária /AE	0,7385	0,0390	0,546903
X8- Área Irrigada/AE	-0,3851	0,5241	0,422983
X9 - Número de Tratores/EH	-0,4649	0,7781	0,821572
X10- Máquinas de Plantio /EH	-0,4672	0,6339	0,620105
X11- Máquinas de Colheita /EH	-0,3449	0,7323	0,655219
X12 - Área de Pastagens /EH	-0,7611	0,0426	0,581088
X13 - Estabelecimentos que utilizam Irrigação /NE	-0,0704	-0,0063	0,004996
X14 - Estabelecimentos que controlam Pragas e Doenças /NE	-0,4268	0,7767	0,785421
X15 - Estabelecimentos que utilizam Adubos e Corretivos / NE	0,3437	0,7079	0,619252
X16 - Estabelecimentos que recebem Assistência Técnica / NE	0,5242	0,5027	0,527493
X17- Estabelecimentos que utilizam Energia Elétrica / NE	0,7343	-0,1100	0,551296

Fonte: Dados da Pesquisa.

A cumunalidade representa a proporção da variância explicada pelos fatores extraídos (2). Dessa forma, os fatores explicaram 78,03% da variância da variável X2, por exemplo. Pela Tabela 4, o fator 1 foi denominado “nível de capitalização e exploração dos estabelecimentos”, uma vez que ele está correlacionado positivamente com as variáveis financeiras, como investimento/AE, financiamento/AE, despesas/AE, valor da produção/AE, e utilização de energia elétrica/NE, e inversamente com a área de pastagens/EH, contribuindo com 32,44% da variância total dos dados.

O fator 2, que explica 28,41% da variância total dos dados, foi denominado “nível tecnológico” por se relacionar com variáveis de intensidade da utilização de tecnologias técnicas e bioquímicas, como uso de tratores, máquinas de plantio e colheita, utilização de adubos, corretivos e controle de pragas e doenças.

Por meio dos escores fatoriais obtidos, “nível de capitalização e exploração dos estabelecimentos” e “nível tecnológico”, formaram-se grupos homogêneos das microrregiões, utilizando a análise de Cluster, de acordo com o nível de capitalização e intensidade da agropecuária e da tecnologia utilizada, em ambos os períodos, o que permitiu analisar mudanças das microrregiões entre os períodos, para as características estudadas.

Como descrito anteriormente, a análise de Cluster foi implementada por dois estágios. Primeiramente, obteve-se o número de grupos a serem formados por meio do método de Wald e pelo critério de parada de Calinski e Harabasz (1974). A partir desse resultado, foi então utilizado o método de k-média para agrupar as microrregiões com características semelhantes em três grupos. Como o processo de formação dos grupos considera ambos os períodos de análise conjuntamente, no primeiro período foram formados três grupos e, no segundo, dois, como se pode observar na Tabela 5.

Tabela 5. Valores médios dos escores fatoriais⁸ e eficiência dos grupos das microrregiões

Grupo	Ano I			Ano II		
	F1	F2	Eficiência	F1	F2	Eficiência
G1	0,320	0,640	0,789			
G2	0,207	0,344	0,782	0,390	0,180	0,432
G3	0,481	0,478	0,98	0,620	0,370	0,564

Fonte: Dados da Pesquisa.

O primeiro grupo refere-se àquelas microrregiões com alto nível tecnológico. O segundo grupo é formado por regiões de pior desempenho para todos os indicadores considerados. O terceiro agrupamento inclui regiões com alto nível de eficiência, de capitalização e exploração e expressivo nível tecnológico. De modo geral, as microrregiões do grupo 3 são aquelas com maior desempenho global para as características avaliadas.

A fim de analisar a intercorrelação entre “nível de capitalização e exploração” e eficiência técnica e “nível tecnológico” e eficiência técnica, foi estimado o coeficiente de

8 Os valores dos escores fatoriais (F_{ji}) foram colocados no intervalo de 0 a 1, buscando facilitar a compreensão, adotando-se o procedimento matemático $F_{ji}^* = \frac{F_{ji} - F_j^{min}}{F_j^{max} - F_j^{min}}$, em que F_j^{min} é o menor escore observado para o j-ésimo fator e F_j^{max} é o maior escore observado para o j-ésimo fator.

correlação não paramétrica de Spearman (Tabela 6). Por essa tabela, verifica-se que há correlação negativa entre nível de capitalização e exploração agropecuária e a eficiência técnica, enquanto para o nível tecnológico e eficiência técnica essa correlação é positiva.

Tabela 6. Correlação entre a eficiência técnica e os fatores estudados

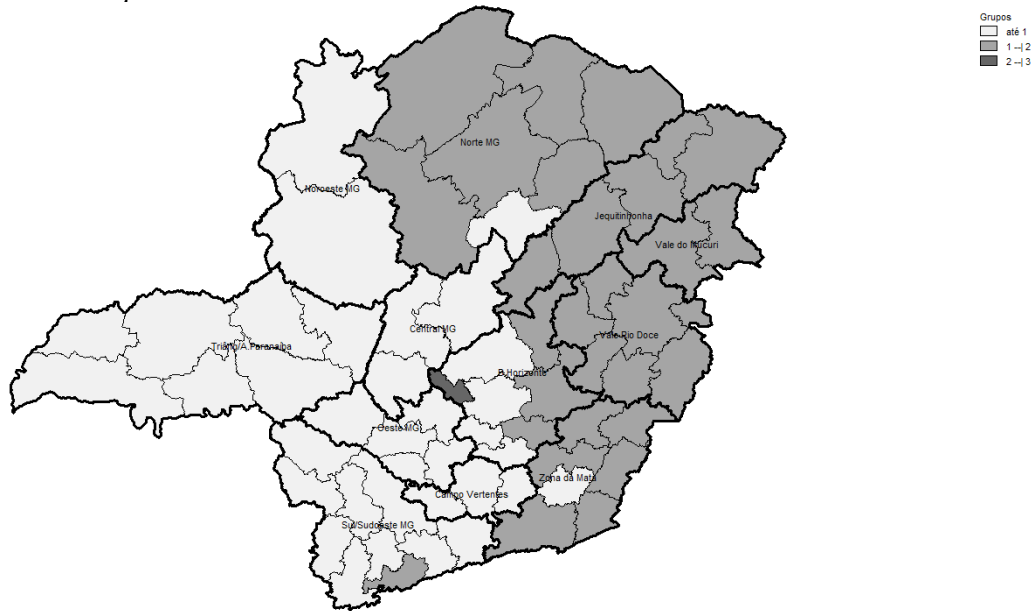
Variáveis	Coefficiente de Correlação de Spearman
Nível de Capitalização e Exploração - Eficiência	-0.3588***
Nível Tecnológico - Eficiência	0.5310***

Fonte: Dados da Pesquisa. *** Indica que o coeficiente de correlação é significativo a 1%.

Por meio das correlações encontradas, ambas significativas a 1%, o estudo apresenta resultado contrário à hipótese de Schultz (1964), uma vez que a eficiência técnica e o nível estão positivamente correlacionados e apresentam tendências semelhantes ao longo do período. Entretanto, o nível de capitalização e intensidade da exploração apresentou comportamento inverso: o aumento da ineficiência aumenta o nível de capitalização e exploração dos estabelecimentos agropecuários.

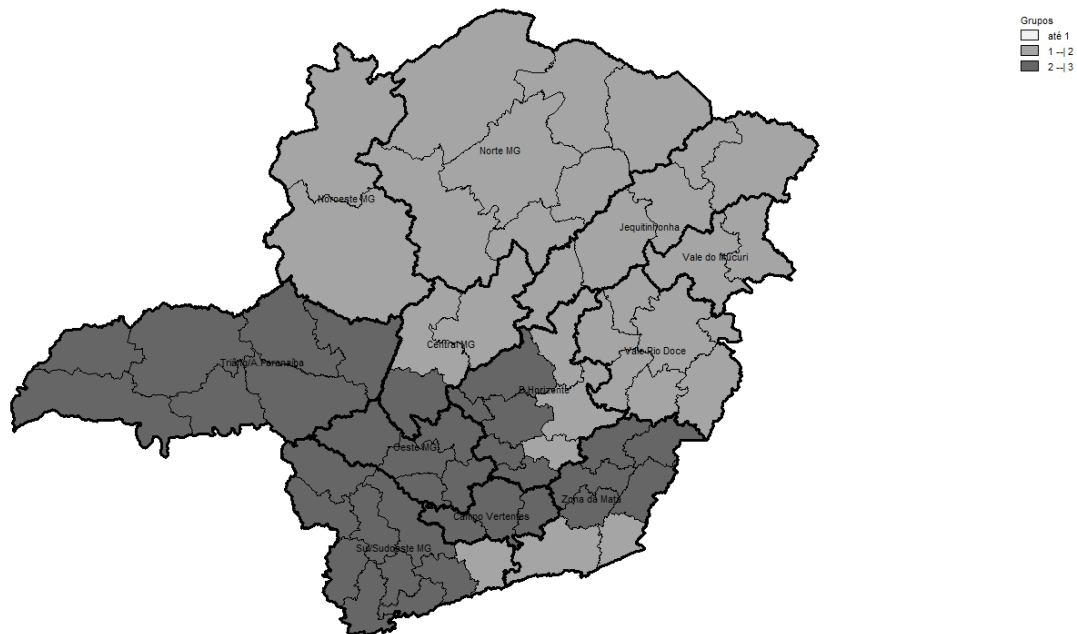
A seguir, os grupos formados pelas microrregiões são plotados em dois gráficos: o primeiro para o período de 1995 (Figura 1) e o segundo para o ano de 2006 (Figura 2). A partir das Figuras 1 e 2 observa-se a mudança nas características da produção agropecuária entre 1995/96 e 2006. Inicialmente, foram formados três grupos, embora o grupo 3 tenha sido formado por apenas uma microrregião; já no segundo ano as microrregiões apresentaram características semelhantes às do segundo ou terceiro grupo, sendo o terceiro formado pelas microrregiões com melhores características gerais de desempenho.

Figura 1. Grupos homogêneos formados pelas microrregiões de Minas Gerais no período de 1995/1996.



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Figura 2. Grupos homogêneos formados pelas microrregiões de Minas Gerais no ano de 2006.



Fonte: Resultados da Pesquisa.

Pelas figuras pode-se perceber que o segundo grupo, que apresenta os piores indicadores estudados de forma geral, inclui regiões de maior pobreza e condições climáticas, que dificultam a produção agropecuária, como o Norte de Minas Gerais, necessitando assim de mais insumos para alcançar o mesmo nível produtivo de outras regiões com características propícias à agropecuária. O terceiro grupo inclui regiões de agropecuária dinâmica e moderna, como o Triângulo Mineiro, Oeste e Sudeste de Minas Gerais. Esse dinamismo pode ser atribuído à localização – próxima aos polos consumidores, como São Paulo. Meyer (1997) e Meyer e Silva (1998), analisando o comportamento da agricultura mineira no período de 1970 a 1985 quanto a progresso técnico e modernização, encontraram resultados semelhantes a esses. Esses estudos concluem pela expansão da agricultura tecnificada em áreas de fronteira agrícola em Minas Gerais, como Triângulo Mineiro, perda da importância da agricultura tradicional na região Sul do Estado e retrocesso tecnológico nas regiões Norte, Jequitinhonha e Rio Doce de Minas Gerais, com crescimento no emprego de tração animal entre 1975 e 1985

Em 2006 as microrregiões foram classificadas em apenas dois grupos (Tabela 5): o segundo grupo, que apresenta os piores indicadores em todos os períodos analisados, e o terceiro grupo, com os melhores indicadores. Pode-se afirmar que houve mudança no padrão da produção agropecuária mineiro, que inicialmente apresentava melhores níveis de eficiência técnica da produção e maiores níveis de utilização de tecnologias para uma agropecuária, com baixa eficiência técnica, mas alto nível de capitalização, proporcionalmente.

A mudança nas características das microrregiões de fronteira agrícola em Minas Gerais, como Triângulo Mineiro, de uma agricultura tradicional para agricultura com maior nível de exploração pode ser atribuída à substituição da primeira pela segunda, um vez que, como Meyer e Silva (1998) concluíram, a expansão da agropecuária tecnificada ocorre por meio da ocupação de áreas que apresentavam padrão tradicional de produção.

5. CONCLUSÕES

Este estudo averiguou o comportamento das microrregiões mineiras entre 1995/96 e 2006 quanto à eficiência técnica e nível tecnológico. Apesar da grande dimensão das unidades de análise (microrregiões) e de englobar várias atividades agropecuárias, este estudo mostrou-se capaz de fornecer informações importantes sobre o comportamento da agropecuária em Minas Gerais.

A redução do desempenho das microrregiões entre os períodos e o baixo desempenho das mais pobres do Estado merecem atenção por parte do governo, no sentido de compensar as desvantagens ambientais por ações governamentais de apoio à agropecuária. Observou-se correlação positiva e significativa entre eficiência técnica e nível tecnológico da produção agropecuária para as microrregiões. Dessa forma, regiões de pior desempenho quanto à eficiência apresentaram também baixo nível de utilização de tecnologias modernas, o que compromete a rentabilidade da atividade agropecuária e a permanência dos produtores nessa atividade, levando ao êxodo rural e fluxos migratórios, principalmente para as regiões de maior atividade econômica; isso contribui para aumentar a pressão sobre as cidades, resultando em criminalidade, desemprego, etc.

A aglomeração dos insumos e produtos de diversas atividades agropecuárias na estimativa da eficiência e do padrão tecnológico se deve à não disponibilidade, nos dados do Censo Agropecuário, do nível de utilização dos insumos agropecuários por atividade, o que representa uma limitação da pesquisa que pode ter influenciado a significância dos parâmetros estimados, de forma que os resultados estimados são médias de todas as atividades agropecuárias em Minas Gerais. Algumas atividades agropecuárias praticadas no Estado podem apresentar níveis de eficiência inferiores ou superiores aos obtidos.

Pesquisas futuras deveriam utilizar a regressão quantílica, uma vez que esta permite capturar o efeito das diversas variáveis exógenas sobre a eficiência para os diversos quantis da variável dependente. Estudos posteriores deveriam averiguar as causas da queda da eficiência e do nível tecnológico para os períodos da análise.

REFERÊNCIAS

- AIGNER, D.J.; LOVELL, C.; SCHMIDT, P. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. **Journal of Econometrics**, v.6, n. 1, p. 21-37, 1977.
- BARROS, E.S.; COSTA, E.F.; SAMPAIO, Y. Análise de eficiência das empresas agrícolas do pólo petrolina/juazeiro utilizando a fronteira paramétrica translog. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Rio de Janeiro, RJ, v. 42, n. 4, p. 597-614, 2004.
- BATTESE, G. E.; MALIK, S.J., GILL, M.A. An investigation of technical inefficiencies of production of wheat farmers in four districts of Pakistan. **Journal of Agricultural Economics**, v. 47, n. 1, p. 37-49, 1996.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. Frontier production functions, technical efficiency and panel data: with application to paddy farmers in India. **Journal of Productivity Analysis**, v. 3, n.1-2, p.153-169, 1992.
- BATTESE, G.E; COELLI, T.J. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. **Empirical Economics**, v.20, n. 2, p. 325-332, 1995.
- BINGER, B.R.; HOFFMAN, E. **Microeconomics with Calculus**. 2ª ed. Addison-Wesley Educational Publishers Inc, 1998. 633p.
- BRAVO-URETA, B.E.; PINHEIRO, A.E. Efficiency analysis of development country agriculture: a review of the frontier literature. **Agricultural and Resource Economics Review**, v.22, n. 1, p. 88-101, 1993.
- CALINSKI, R.B.; HARABASZ, J. A dendrite method for cluster analysis. **Communications in Statistics**, v.3, n. 1, p.1-27, 1974.
- CHINELATTO NETO, A. **Mudança tecnológica e uso de fatores de produção na agricultura de Minas Gerais, 1985 a 1995**. 2003. 71 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.
- CONCEIÇÃO, J.C.P.R. **Fronteira de produção estocástica e eficiência técnica na agricultura**. 1998. 108 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- CONCEIÇÃO, J.C.P.R.; ARAUJO, P.F.C. Fronteira de produção estocástica e eficiência técnica na agricultura. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v.38, n. 1, p. 45-64, 2000.
- CURI, W.F. **Eficiência e fonte de crescimento da agricultura mineira na dinâmica de ajustamento da economia brasileira**. 1997. 182 f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

DEBERTIN, D.L. **Agricultural production economics**. New York: Macmillan Publishing Company, 1986. 366p.

DEBREU, G. The measurement of productive efficiency. **Econometrica**, v.19, n. 3, p. 273 - 292, 1951.

FARREL, M.J. The measurement of productive efficiency. **Journal of the Royal Statistical Society**, Series A, part III, p. 253-290, 1957.

GREENE, W.H. **Econometric analysis**. 6° ed. New Jersey: Pearson Prentice Hall, 2008. 1.178 p.

HAIR, J.F.; ANDERSON, R.E.; TATHAM, R.L.; BLACK, W.C. **Multivariate data analysis: with readings**. New Jersey: Prentice Hall, 1995.

HÄRDLE, W.; SIMAR, L. **Applied multivariate statistical analysis**. Berlin: Springer, 2003. 478 p.

HELFAND, S.M, LEVINE, E.S. Farm size and the determinants of productive efficiency in the Brazilian center-west. **Agricultural Economics**, v. 31, n. 2-3, p.241-249, 2004

HOFFMAN, R. **A dinâmica da modernização da agricultura e a distribuição de renda em 157 microrregiões homogêneas do Brasil**. Piracicaba, SP: ESALQ/USP, 1992.

HOMEM DE MELO, F. O Plano Real e a agricultura brasileira: perspectivas. **Revista de Economia Política**, v. 19, n. 4, p. 146-155, 1999.

HUANG, C.J.; LIU, J.T. Estimation of a non-neutral stochastic frontier production function. **Journal of Productivity Analysis**, v.5, n. 2, p. 171-180, 1994.

IVALDI, M.; MONIER-DILHAN, S.; SIMIONI, M. Stochastic production frontiers and panel data: A latent variable framework. **European Journal of Operational Research**, v.80, n. 3, p. 534-547, 1995.

KAGEYAMA, A.; LEONE, E.T. Trajetórias da modernização e emprego agrícola no Brasil, 1985-1996. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 40, n. 1, p. 9-28, 2002.

KALIRAJAN, K. An econometric analysis of yield variability in paddy production. **Canadian Journal of Agricultural Economics**, v. 29, n. 3, p. 283-294, 1982.

KOOPMANS, T.C. An analysis of production as an efficient combination of actives. In: KOOPMANS, T.C. **Activity analysis of production and allocation**. New York: Wiley – Cowles Commission for Research in Economics, 1951.

KUMBHAKAR, S.C.; LOVELL, C.A.K. **Stochastic frontier analysis**. United Kingdom: Cambridge University Press, 2000, 333p.

LACHAAL, L.; CHEBIL, A.; DHEHIBI, B. A panel data approach to the measurement of technical efficiency and its determinants: Some evidence from the Tunisian agro-food industry. **Agricultural Economics Review**, v. 5, n. 1, p. 15-23, 2004.

MARIANO, J.L. SAMPAIO, Y. A eficiência técnica dos colonos na agricultura irrigada do Vale do São Francisco. **Economia Aplicada**, v. 6, n.2, p. 265-285, 2002.

MARINHO, E.; SOARES, F.; BENEGAS, M. Desigualdade de renda e eficiência técnica na geração de bem-estar entre os estados brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v.58, n.4, p583-608, 2004.

MARINHO, E.; BITTENCOUR, A. Produtividade e crescimento econômico na América latina: a abordagem da fronteira de produção estocástica. **Estudos Econômicos**, v. 37, n. 1, p. 5-33, 2007.

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

MEYER, L.F.F. **Modernização da agricultura e desenvolvimento sustentado: O caso de Minas Gerais – 1970 a 1985**. 1997. 149f. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, MG.

MEYER, Leandro Frederico Ferraz ; BRAGA, M. J. . O crescimento das desigualdades tecnológicas na agricultura mineira. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília-DF, v. 36, n. 2, p. 59-89, 1998.

MEYER, L. F. F. ; SILVA, José Maria Alves da . A dinâmica do progresso técnico na agricultura mineira: resultados e contradições da política de modernização da década de setenta. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília - DF, v. 36, n. 04, p. 39-70, 1998.

MINGOTI, S.A. **Análise de dados através de métodos de estatística multivariada - Uma abordagem multivariada**. Belo Horizonte: Editora UFMG, 2007. 295p.

MOREIRA, A.R.B.; FONSECA, T.C.R. Comparando medidas de produtividade: DEA, fronteira de produção estocástica. Instituto de Pesquisa e Economia Aplicada, **Texto para discussão** n. 1069, p. 15, 2005.

PITT, M.M.; LEE, M.F. The measurement and sources of technical inefficiency in the Indonesian weaving industry. **Journal of Development Economics**, v. 9, n. 8, p. 43-64, 1981.

PUNJ, G.; STEWART, D.W. Cluster analysis in marketing research: review and suggestions for application. **Journal of Marketing Research**, v. 20, n. 2, p. 134-148, 1983.

REIFSCHNEIDER, D.; STEVENSON, R. Systematic departures from the frontier: a framework for the analysis of firm inefficiency. **International Economic Review**, v. 32, n. 3, p. 715-723, 1991.

SANTOS, V.C.; FERREIRA, M.C. Análise de eficiência técnica para o setor agropecuário dos municípios da AMUSEP. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E

SOCIOLOGIA RURAL, 42, 2004, Brasília, DF. **Anais...** Brasília, DF: SOBER, 2004. p.1-18.

SCHULTZ, Theodore W. **Transforming traditional agriculture**. New Haven: Yale University Press, 1964.

SHARMA, K.R.; LEUNG, P.; ZALESKI, H.M. Productive Efficiency of the Swine Industry in Hawaii: Stochastic Frontier vs. Data Envelopment Analysis. **Journal of Productivity Analysis**, v. 8, n. 4, p.447-459, 1997.

SHEPHARD, R. W. **Cost and production functions**. Princeton: Princeton University Press, 1953.

SILVA, H. Agropecuária e Urbanização: Uma Análise Multivariada para Minas Gerais, 1995-2000. **Revista Econômica do Nordeste, Fortaleza**, v. 39, n° 2, PP. 285-305, abr-jun 2008.

SOUZA, G.S.; FARIA, R.C.; MOREIRA, T.B.S. Efficiency of Brazilian public and private water utilities. **Estudos Econômicos**, v. 38, n. 4, p. 905-917, 2008.

SOUZA, G.S. Significância de efeitos técnicos na eficiência de produção da pesquisa agropecuária. **Revista Brasileira de Economia**, v. 60, n. 1, p. 69–86, 2006.

SOUZA, G.S. Technical efficiency in Brazilian agriculture: A stochastic frontier approach. In: CONGRESSO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 47., 2009, Porto Alegre. **Anais...** Brasília: SOBER, 2009.

TANNURI-PIANTO, M.E. SOUSA, M.C.S.; ARCOVERDE, F.D. Fronteiras de eficiência estocástica para as empresas de distribuição de energia elétrica no Brasil: uma análise de dados em painel. **Estudos Econômicos**, v. 39, n. 1, p. 221-247, 2009.

TAYMAZ, E.; SAATÇI, G. Technical change and efficiency in Turkish manufacturing industries. **Journal of Productivity Analysis**, v. 8, n. 4, p. 461-475, 1997.

TOYOSHIMA, S.; SANTOS, A.; FORTUNATO, W. Aglomerações produtivas e desempenho sócio – econômico dos municípios de Minas Gerais. In: FONTES, R.; FONTES, M.; **Crescimento e desigualdade regional em Minas Gerais**. Viçosa: Folha de Viçosa, 2005. p. 61-84.

WILSON,P.; HADLEY, D.; ASBYC, C. The influence of management characteristics on the technical efficiency of wheat farmers in eastern England. **Agricultural Economics**, v. 24, n. 3, p. 329-338, 2001.

*Recebido em 11/08/2015
Aprovado em 08/10/2015*