

Medidas de Eficiência na Produção de Leite*

Eliseu Alves**

Adriano Provezano Gomes***

Sumário: 1. Introdução; 2. O modelo; 3. A amostra; 4. Resultados do modelo; 5. Conclusões.

Palavras-chave: eficiência na produção; métodos não-paramétricos.

Código JEL: R30 e C14.

Este artigo busca obter índices de eficiência para produtores de leite, a fim de verificar a posição relativa ocupada por estes produtores em uma amostra selecionada. Para isto foram utilizados métodos não-paramétricos em dados coletados junto a produtores de leite do estado de Minas Gerais, no ano de 1995. A eficiência-preço, que indica se é possível reduzir a quantidade de insumos utilizados mantendo o mesmo nível de produção, foi a principal responsável pela não-obtenção da máxima eficiência-custo, que também é afetada pela escala de produção, bem como pela congestão e tecnologia inadequada.

The goal of this paper is obtain indices of efficiency for milk producers, in order to determine the relative position of these producers in a selected sample. This study applied nonparametric methods to data collected for milk producers in Minas Gerais state for 1995. The efficiency price, which indicates whether it is possible to reduce the quantity of inputs while maintaining the same level of production, was the primary factor responsible for the failure to obtain the maximum efficiency of cost, which is also affected by scale of production, congestion and inadequate technology.

1. Introdução

Os consumidores urbanos exigem produtos de boa qualidade e a preços reduzidos e têm poder de induzir a classe política a lutar por seus objetivos, porque são a grande maioria dos eleitores e dominam os meios de comunicação. Portanto, a abertura ao mercado internacional veio para ficar, porque atende aos interesses da *urbis*. Sendo assim, os produtores rurais não têm condições de repassar aos consumidores suas ineficiências. Resta-lhes eliminá-las.

Na busca de maior eficiência, os produtores precisam ter uma contabilidade detalhada de seu empreendimento. Não existe outro método para conhecer seus pontos fracos e fortes. Nas atividades cotidianas, é importante

* Artigo recebido em jun. e aprovado em out. 1997.

** Pesquisador da Embrapa.

*** Professor do Departamento de Economia da UFV.

que cada fator de produção renda o máximo possível. Não pode haver desperdícios: nem de mão-de-obra ou equipamentos e máquinas, nem de terras e fertilizantes e herbicidas. Não pode haver erros em relação à escolha de tecnologias. Ser moderno é uma imposição. Mas não é o espírito do modernismo que deve guiar a escolha da tecnologia, e sim uma análise econômica bem feita.

Certamente interessa a cada produtor obter o maior rendimento dos recursos que comanda. Um bom começo é verificar como se situa, em termos de eficiência, em relação aos produtores que se lhe assemelham. Mesmo que se encontre no topo da escala, cabe perguntar: que melhorias ainda podem ser realizadas? Mas, note-se que, em primeiro lugar, procura-se identificar a posição relativa: em comparação àqueles que são parecidos. Melhorar em relação aos semelhantes, conhecida a situação deles, é algo de concreto e mesmo possível. Em segundo lugar, dando tratos à imaginação, é saber como se pode superar o melhor dos semelhantes. Aqui se escorrega para o terreno de elevado risco, porque exige inovar, ou seja, percorrer caminhos desconhecidos, pelo menos para os agricultores da mesma classe.

Neste artigo, reportaremos uma técnica de análise que permite identificar a posição relativa dos agricultores e o que os está impedindo de galgar uma melhor classificação, em termos de eficiência-preço, escala e congestão. O modelo é simples. Refere-se a um ano e usa dados dos próprios agricultores para construir a fronteira de produção, a qual é fundamental ao cálculo dos índices de eficiência. Apresentaremos o modelo e as medidas de eficiência. Uma exposição da teoria encontra-se em Färe, Grosskopf & Lovell (1994), Alves (1996) e Souza et alii (1997).

2. O Modelo

Trata-se de um modelo de programação linear para um único período, o qual recebe a denominação de não-paramétrico, porque os coeficientes técnicos são informações dos agricultores e não gerados por estações experimentais. Abrange muitos produtos e muitos insumos. A restrição em relação ao número de insumos e produtos é mais função da capacidade do computador.¹

¹ *Não se esquecer da maldição da dimensão (the curse of dimensionality): a eficiência melhora com o número de insumos e produtos.*

Constroem-se duas matrizes. Na matriz N , que contém entradas positivas ou nulas, a coluna i contém os insumos do agricultor i . Há uma linha para cada insumo. Se houver quatro insumos e 50 agricultores, a matriz N será 4×50 . Tecnicamente, exige-se que cada coluna tenha pelo menos uma célula positiva, ou seja, cada agricultor consome pelo menos um insumo. Em cada linha, há, pelo menos, uma célula positiva: pelo menos um agricultor usará o insumo que está em cada linha.

A matriz M é semelhante à anterior, exceto que cada linha contém um produto. Valem as restrições correspondentes da matriz N , obviamente reinterpretadas para produtos.

O modelo procura captar a idéia de que se os produtores forem racionais, quem produzir mais deve gastar mais. Ou seja, a função custo, $C(w, y)$, em que w é o vetor preços dos insumos e y o vetor de produtos, é crescente em y . A base do modelo é a teoria da produção e na forma geral não requer qualquer restrição de linearidade. Modelos de programação linear são uma simplificação da idéia geral e visam a torná-la operacional.

Numa amostra de produtores, um agricultor é comparado, portanto, com aqueles que produzem tanto ou mais e despendem tanto ou menos que ele. Cria-se, assim, para cada agricultor, a classe de produtores com os quais se efetuarão as comparações. As desigualdades dos modelos de programação expressam exatamente este fato. Se um dos agricultores do grupo de comparação gastar menos, significa que aquele escolhido para comparação não tem a eficiência máxima em relação ao grupo a que pertence. As medidas que construiremos serão sempre em relação à classe a que o produtor pertence, como a definimos acima. São, assim, medidas de eficiência relativa.

Determina-se para a classe de agricultores a isoquanta (figura 2). O agricultor pode ser ineficiente por duas razões: porque não está na isoquanta ou, então, estando na isoquanta da classe, porque não acertou com o ponto de custo mínimo. Na figura 2, o primeiro caso se refere ao ponto q , e o segundo ao ponto s . Os modelos de programação medem estes dois efeitos. No primeiro caso, contraem o vetor de insumos até que ele se coloque sobre a fronteira. No segundo caso, uma nova contração é feita de modo que o novo vetor tenha o mesmo custo daquele que corresponde ao custo mínimo. Na figura 2, no primeiro caso, move-se de q até s ; no segundo caso, de s até r , tudo ao longo do segmento oq . Trata-se de uma contração radical, ao longo de um raio que passa pela origem e pelo vetor de insumos do agricultor ob-

jeto de comparação. As funções objetivas dos modelos de programação linear expressam, rigorosamente, esta idéia.

A fronteira pode ser obtida por métodos econométricos que permitem testar hipóteses. A desvantagem desses métodos refere-se à necessidade de introduzir estruturas no modelo que dizem respeito à função de produção ou, então, à função custo. Uma discussão das vantagens e desvantagens de cada método encontra-se em Bauer (1990).

O método tem aplicação generalizada na agricultura, na indústria e para analisar eficiência de organizações. As aplicações do método são numerosas e diversificadas. A este respeito, ver Färe, Grosskopf & Lovell (1994) e Souza et alii (1997).²

2.1 Problemas de programação

Os três problemas seguintes responderão à mesma pergunta: de quanto é possível reduzir proporcionalmente o vetor de insumos do agricultor i e ainda obter, pelo menos, a mesma produção? Se esta redução for impossível em cada caso, a medida obtida será igual a 1. Caso contrário, será maior que zero e menor que 1. Quanto menor a medida, mais ineficiente é o agricultor. No problema 1, temos retornos constantes à escala (por isto a letra C , em t_C): se dobrarmos os insumos a produção também dobrará. Ou, se x produz y , tx produzirá ty , $t > 0$. No problema 2, temos retornos não-crescentes à escala: se dobrarmos os insumos podemos obter menos que o dobro da produção. Já no problema 3, os retornos são variáveis: crescentes numa fase, constantes em seguida e decrescentes, finalmente. Daremos critérios para identificar as três fases.

Formalmente, o problema 1 é assim especificado. Para $i = 1, \dots, n$:

$$\text{Min } t$$

Restrito a:

$$Mz \geq p^i \tag{1}$$

$$Nz - tx^i \leq 0 \tag{2}$$

$$z \geq 0 \tag{3}$$

² Trata-se de avaliar a eficiência relativa das unidades de pesquisa da Embrapa. O método é mais rico de detalhes na matemática que fundamenta o trabalho. A formulação é a partir do problema dual.

Principais propriedades:

- a) $0 < t_C \leq 1$;
- b) t_C é independente das unidades de medida;
- c) $t_C = 1$, se e somente se x^i pertencer à isoquanta correspondente à produção do respectivo agricultor.

O vetor p^i refere-se à produção obtida pelo agricultor i e x^i aos insumos consumidos para produzir p^i . E z é um vetor coluna que tem tantos elementos quantos forem os agricultores. Não tem qualquer coluna negativa e, afora isto, pode assumir qualquer valor.

Quando n é o número de agricultores, obtém-se o problema 2, adicionando-se ao problema 1, a restrição

$$\sum_{i=1}^n z_i \leq 1$$

É a desigualdade acima que introduz os retornos não-crescentes. Representaremos a medida obtida por t_{NA} .

No problema 2, se mudarmos a desigualdade acima para igualdade, obteremos o problema 3:

$$\sum_{i=1}^n z_i = 1$$

A igualdade acima permite a existência de retornos variáveis. Do problema 3, obtemos t_V , onde V simboliza retornos variáveis.

Pode muito bem ocorrer que, se aumentarmos o uso de um insumo, a produção não cresça ou mesmo decresça. Estamos na presença de congestão, e o modelo abaixo permite determinar um índice que será útil para saber de sua presença ou não. Para $i = 1, \dots, n$:

$$\text{Min } t$$

Restrito a:

$$Mz \geq p^i \quad (4)$$

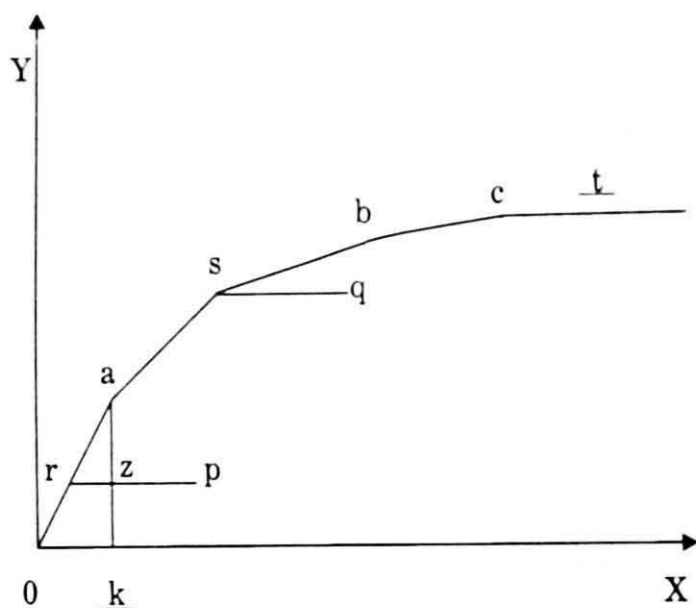
$$Nz - tx^i = 0 \quad (5)$$

$$\sum_{i=1}^n z_i = 1 \quad (6)$$

$$z \geq 0 \quad (7)$$

O mínimo é designado por t_G , onde G corresponde a congestão. Não é difícil entender que $0 < t_C \leq t_{NA} \leq t_V \leq t_G \leq 1$. Logo, se t_C for igual a 1, todas as demais medidas serão iguais a 1.

Figura 1
Retorno à escala — medidas de eficiência



O retorno à escala é dado por $esc = t_C/t_V$. Se $esc = 1$, estamos na presença de retorno constante à escala. Se $esc < 1$, podemos ter retornos crescentes ou decrescentes à escala. Se $t_C = t_{NA}$, estaremos na presença de retornos crescentes à escala; e se $t_C < t_{NA}$, teremos retornos decrescentes à escala. Retorno crescente à escala significa que o aumento proporcional no uso de insumos traz um aumento mais que proporcional na produção. Portanto, o aumento da produção se fará a custos decrescentes. O inverso ocorre com retornos decrescentes. Na figura 1, tem-se um insumo e um produto apenas. O segmento ao deve ser prolongado indefinidamente para se obter a fronteira de retornos constantes. A fronteira de retornos não-crescentes é dada por $oasbct$ e, finalmente, a de retornos variáveis é representada por $kasbct$. Note-se que p está numa região de retornos crescentes à escala e q numa região de retorno decrescente. Para p , $t_{NA} = t_C$, $r = t_C p$ e $z = t_V p$. Para q , $t_C < t_{NA}$. Note-se também que, quanto maior o segmento, menor terá de ser t . Para fazer p coincidir com r , o segmento pr terá de ser muito mais comprimido do que quando se faz p coincidir com z .

2.2 O modelo custo

Se houver dados de preços e quantidades de insumos consumidos e de produtos produzidos, é possível construir uma medida baseada no custo mínimo e desdobrá-la num produto de fatores. Para cada agricultor, calcula-se o custo mínimo e este valor é dividido pelo dispêndio observado. Leva-se em conta a combinação de produtos observada. Em termos formais para o agricultor i :

$$q^i = \min \left\{ \sum_{j=1}^J w_j^i x_j \right\}$$

restrito a:

$$Mz \geq p^i \quad (8)$$

$$Nz - x \leq 0 \quad (9)$$

$$z \geq 0 \quad (10)$$

$$x \geq 0 \quad (11)$$

O insumo x_i , consumido pelo agricultor i , tem preço w_i no nível do mesmo agricultor. Admitimos, assim, que os preços possam variar de agricultor para agricultor.

Podemos construir a seguinte medida de eficiência para o agricultor i :

$$ecusto(i) = q^i / \sum_{j=1}^J w_j^i x_j^i$$

Seria melhor representar a nova medida por $ecusto(C)$, porque foi calculada com base em um modelo que apresenta retornos constantes à escala. Poderíamos ter $ecusto(V)$, se o modelo usado suportasse retornos variáveis à escala. O custo mínimo (q^i) existe, porque $w > 0$. Além do mais, $0 < q^i \leq w^i x^i$. W e x são vetores: observações do agricultor i . Portanto, $0 < ecusto \leq 1$.

Em seguida, vamos desdobrar $ecusto$ num produto de fatores. Mas antes precisamos de uma interpretação. Ela pode ser feita para qualquer agricultor da amostra. Para simplificar a notação, não usaremos índice. É fácil verificar

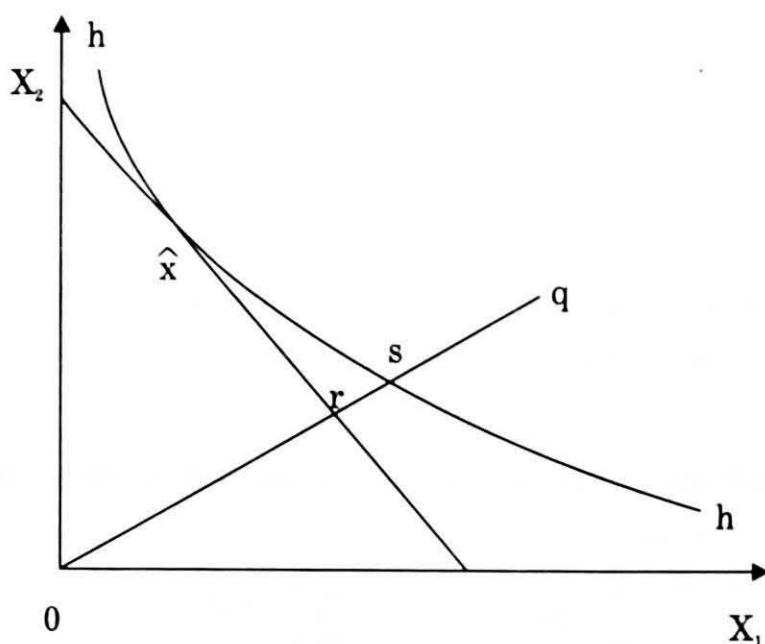
que existe $t > 0$ tal que: $w\hat{x} = t * w * x$, em que $\hat{x}$ é a solução ótima. Logo $t = ecusto = w\hat{x}/wx$. Portanto, $ecusto/t_C$ pode ser escrito como:

$$ecusto/t_C = \frac{w(ecusto * x)}{w(t_C * x)}$$

E x é um vetor de insumos consumidos. O termo $ecusto * x$ indica quanto tem-se de contrair x para se obter um custo igual ao mínimo. Já sabemos que $t_C * x$ representa quanto se contrai x para mover este vetor até a isoquanta correspondente. Na figura 2, $or = ecust * |x|$ e $os = t_C * |x|$,

$$or/os = ecusto/t_C$$

Figura 2
Eficiência-custo



Se pensarmos em termos de movimento, temos duas etapas. Primeiramente, move-se x para a isoquanta correspondente e avalia-se o novo custo. Se não for igual ao mínimo, move-se x para a linha de preço que passa em $\hat{x}$. A fração mede, assim, o desvio em relação à combinação ótima, do ponto eficiente. Daí o quociente $ecusto/t_C$ ser designado por eficiência-preço (*epreço*) ou alocativa.

Na figura 2, q move-se para s e depois para r . O ponto r tem o mesmo custo do ponto mínimo $\hat{x}$. Ver: $os = t_C * oq$ e $or = ecusto * oq$. Segue-se que, tendo-se em conta comprimentos de segmentos:

$$or/os = ecusto/t_C$$

Da seção anterior, segue-se que:

$$ecusto = epreço * esc * cong * t_G.$$

O leitor pode, facilmente, verificar que $0 < epreço \leq 1$. Logo, *ecusto* é igual a 1 se e somente se cada um dos fatores for igual a 1. O desdobramento permite-nos verificar quais as razões de não se obter uma eficiência-custo elevada: efeito alocação de fatores, escala inapropriada, efeito congestão e, finalmente, tecnologia incorretamente escolhida, visto não se estar na fronteira (isoquanta).

Para *ecusto* < 1, toma-se o logaritmo de ambos os lados da igualdade acima e divide-se pelo logaritmo de *ecusto*, multiplicando-se por 100 os dois lados. Quanto maior for o valor obtido para uma componente da decomposição, maior terá sido sua contribuição para *ecusto* não ser 100.

3. A Amostra

Os dados são de produtores de leite de Minas Gerais e referem-se a 1995. Em linhas gerais, a amostra foi selecionada da seguinte forma: em 12 mesorregiões do estado de Minas Gerais, os municípios foram selecionados ao acaso: 69 municípios, num total de 725, foram amostrados. Em oito mesorregiões há seis municípios. Duas delas contêm três municípios cada. As outras duas tiveram, respectivamente, oito e sete municípios na amostra. O critério de proporcionalidade na produção de leite e produtividade foi usado para distribuir a amostra de produtores nas mesorregiões. Depois, a Emater, cooperativas e sindicatos informaram os produtores típicos de cada estrato de produção diária, e uma amostra aleatória foi obtida. Aqui o critério de alocação foi proporcionalidade em relação à produção e ao número de produtores do estrato. Mil produtores compuseram a amostra e em 350 deles foi aplicado um questionário detalhado que é a base deste artigo. Informações qualitativas foram obtidas dos demais amostrados.

Na tabela 1 as mesorregiões Jequitinhonha e Mucuri foram fundidas numa só. Na realidade três municípios foram amostrados em cada uma delas. Depois de realizada a apuração dos dados, dois questionários não satisfizeram as exigências da crítica e foram eliminados. A perda foi, portanto, mínima.

Tabela 1

Distribuição da amostra: mesorregiões, número de municípios e número de produtores de acordo com o estrato de produção (litro/dia)

Mesorregião	N ^o de municípios	Estratos de produção (litro/dia)			Total
		Até 50	51 a 250	Acima de 250	
Triângulo/Alto Paranaíba	08	11	27	09	47
Sul/Sudeste	06	16	19	14	49
Mata	07	18	14	10	42
Vale do Rio Doce	06	09	13	06	28
Metropolitana de BH	06	10	23	05	27
Oeste de Minas	06	10	12	05	27
Central Mineira	06	05	19	04	28
Campos das Vertentes	06	16	17	06	39
Nordeste de Minas	06	06	09	03	18
Norte de Minas	06	05	07	03	15
Jequitinhonha/Mucuri	06	06	19	04	29
Total	69	112	169	69	350

Fonte: Sebrae-MG & Faemg (1996).

A classe de menor produção, até 50 litros/dia, contém 32% dos produtores amostrados. E os agricultores que produzem até 250 litros/dia são 80,3% do total da amostra. Nas condições de Minas Gerais, esta é aproximadamente a distribuição dos produtores de leite.

A menor produção foi 6 litros e a maior de 1.472 litros/dia, sendo a média igual 165,3 litros/dia e a mediana 87 litros. O desvio-padrão da média alcançou 221,1 litros. A amostra não cobre bem os maiores produtores. Representa, porém, a grande maioria dos produtores mineiros, que era seu objetivo.

No dia da entrevista, o menor número de vacas em lactação foi 2 e o maior 300. A média equivaleu a 28 (desvio-padrão de 33) e a mediana foi igual a 18. Cerca da metade da amostra ordenhou 18 ou menos vacas.

A média de curral (litros produzidos por vacas ordenhadas) situou-se em 5,73 litros (desvio-padrão de 3,29); a mediana foi igual a 4,76 litros. A menor média de curral igualou-se 1,29 litros e a maior foi de 20,88 litros. Em 1955, para bacia leiteira de Belo Horizonte, encontrou-se uma média de 2,3 litros (Carneiro et alii, 1956) e para Pará de Minas, em 1963, ela foi de 2,49 litros (Alves, 1964). Em relação a 1955, a taxa geométrica anual de crescimento da média de curral foi de 2,4%, embora estejamos comparando a bacia de Belo Horizonte, muito atrasada à época do estudo, com o estado. Em relação a 1963, o crescimento foi de 2,6%. Correlacionou-se a produção com vacas em lactação. O coeficiente de correlação equivaleu a 0,83. Logo, cerca de 69% da variação da produção são explicados pela variação do número de vacas. De uma certa forma, este resultado é surpreendente: implica uma grande uniformidade de tecnologia entre os amostrados, não obstante a grande dispersão geográfica e diversidade de bacias leiteiras. Carneiro et alii (1956) encontraram um coeficiente de correlação de 0,93 para a bacia leiteira de Belo Horizonte, em 1955.

Já o coeficiente de correlação entre a média de curral e o número de vacas, que foi igual a 0,044, estatisticamente não diferente de zero, indica ausência de associação entre tamanho do rebanho, em termos de vacas em lactação, e a média de curral.

O número de vacas em lactação não costuma ser uma boa medida do tamanho da produção de leite, tendo em conta que a amostra contém muitos rebanhos de duplo propósito: produção de carne e de leite. Por isso, procurou-se encontrar o coeficiente de correlação entre a média de curral e a produção diária de leite. O coeficiente resultou igual a 0,46. É estatisticamente diferente

de zero (nível de significância de 0,0001). A associação entre as duas variáveis, embora fraca, existe. Ressalte-se também que a amostra não é a mais apropriada para medir este fenômeno. No caso, haveria de ser proporcional à produção de leite e, assim, teríamos mais representantes dos produtores maiores.

4. Resultados do Modelo

A análise será feita em duas subseções. A primeira procura responder à questão: mantendo-se a produção fixa, de quanto se pode reduzir, proporcionalmente, o vetor insumos e ainda obter a mesma produção? Convém salientar que o vetor produção tem duas componentes: produção diária de leite e venda de animais. A segunda seção cuidará dos custos e procurará identificar por que uma grande maioria de produtores não foi capaz de minimizar custos.

Mas, antes de procedermos à análise, indicaremos os insumos e produtos utilizados e como foi gerada a fronteira de produção.

Os insumos foram medidos em valor e resultam da agregação de um número grande de insumos utilizados pelos agricultores. Para uma descrição detalhada, ver Sebrae-MG, Faemg (1996). O modelo contém sete variáveis do lado dos insumos e duas do lado dos produtos. São as seguintes: x_1 , aluguel de pastagens; x_2 , despesas com silagem, cana-de-açúcar e capineiras (exceto mão-de-obra); x_3 , despesas com o rebanho (concentrados, sal mineral, inseminação artificial, medicamentos e serviços de veterinária); x_4 , depreciação de benfeitorias; x_5 , depreciação de máquinas, motores e equipamentos; x_6 , despesas de energia e combustível; x_7 , despesas com mão-de-obra, inclusive a familiar; y_1 , valor da produção de leite e derivados, incluindo-se o autoconsumo; y_2 , venda de animais.

Considerando as disparidades das mesorregiões e a pressuposição implícita do modelo, de homogeneidade do meio físico, geramos a fronteira para cada mesorregião e os índices de eficiência decorrentes. A partir dessas informações construímos as tabelas que se seguem.

4.1 Fronteira técnica

Cerca de 189 produtores tiveram o $t_C = 1$, ou seja, estão na fronteira do modelo de retornos constantes à escala. Não têm problema de escala. Eles

equivalem a 54,3% da amostra. O restante não atingiu este índice, ou porque tem problema de escala, de congestão, ou, ainda, porque não aprendeu se localizar na fronteira do modelo congestivo. Este restante corresponde a 45,7%. Assim, mais da metade dos agricultores é eficiente, do ponto de vista técnico, considerando-se como paradigma o modelo de retornos constantes à escala. No âmbito do modelo congestivo, 343 agricultores têm $t_C = 1$, correspondendo a 98,6% da amostra.

O número de agricultores que têm $cong = 1$ é igual a 258, ou seja, 74,1% da amostra. Os demais estão usando algum insumo além do nível em que contribui para o incremento da produção, no caso 25,9% dos produtores.

Sabe-se que $t_C = esc * cong * tg$. Tomando logaritmos de ambos os lados e para $t_C < 1$ (159 produtores), e dividindo por $\log(t_C)$, organizamos a tabela 2. Note-se que os valores (percentuais) indicam a contribuição de cada fator para t_C não ter sido 1. Referem-se à média dos logaritmos das 159 observações. A maior contribuição foi a da escala de produção. Depois, de bem menor influência, segue-se a congestão. E, finalmente, temos tecnologia, que tem muito pequena influência.

Tabela 2
Decomposição de $t_C < 1$; 159 produtores

Fatores	%
Escala	60
Congestão	38
Tecnologia	2
Total	100

Fonte: Sebrae-MG & Faemg (1996).

Com relação à escala, é importante saber quantos agricultores estão em cada região da fronteira de produção: retornos crescentes, constantes e decrescentes. Encontramos 83 produtores operando na região de retornos crescentes (23,8%). Estes podem expandir a escala de produção a custos decrescentes. Na região de retornos decrescentes há 76 produtores (21,8%), que estão gastando muito para o que produziram. Finalmente, como já salientamos, há 189

produtores (54,3%) operando na região de retornos constantes da função de produção.

Outra questão interessante é saber como se correlacionou o índice de eficiência tecnológica com o tamanho, este medido pela produção diária de leite. Encontramos um coeficiente de correlação de 0,07, muito pequeno, e não significativo no nível de 5%. Contudo, quando se considera o coeficiente de correlação para os que operam na região de retornos crescentes (83 produtores), ele resultou igual a 0,20, não significativo no nível de 5%. Assim, os maiores não são mais eficientes. Para aqueles da região de retornos decrescentes (76 produtores) o coeficiente de correlação é igual a -0,008, também não-significante no nível de 5%.³

Já a média de curral teve um comportamento menos ruim. A eficiência (t_C) mostrou associar fracamente com o tamanho, quando medida pela produção diária. Somente o coeficiente de correlação calculado para 348 observações é significativo no nível de 5%, resultando igual a 0,20. Os outros dois são iguais a 0,03 e 0,16, respectivamente, porém não significantes no nível 5%.

Os dados estão sujeitos a erros de entrevista. Como alguns dos dados foram tabulados em valor, é inevitável o erro de agregação. A fim de testarmos a hipótese sobre eficiência, consideramos os agricultores que obtiveram índices maiores que 0,9 como não havendo violado (*não violaram*), no sentido de Schultz (1964).⁴ (Lembre-se de que 1 é o máximo.) Foram considerados com *violação fraca* índices maiores que 0,75 e menores ou iguais a 0,9; com *violação moderada*, índices maiores que 0,50 e menores ou iguais a 0,75; com *violação forte*, maiores que 0,25 e menores ou iguais a 0,50; e, finalmente, com *violação muito forte*, índices menores ou iguais a 0,25. Lembremos que os índices são sempre maiores que zero. A classificação é adaptada de Ray & Bhadra (1993) e procura traduzir o grau de violação da condição de eficiência máxima.

A tabela 3 associa tamanho e eficiência técnica. O tamanho é medido em termos de salários mínimos anuais gerados pela venda de leite e seus subprodutos, bem como pelo autoconsumo. A análise de correlação mostrou ser muito fraca essa associação. Mas convém salientar que as últimas duas classes de tamanho não contêm produtores nas classes de violação *forte* e *muito forte*.

³ O coeficiente de correlação não é definido para $t_C=1$.

⁴ Ela diz que os agricultores são eficientes. Por tentativa e erro, acabam-se localizando na fronteira eficiente e minimizando os custos.

Aliás, somente há um agricultor na classe de violação *muito forte* e sua venda de leite é muito pequena: dois ou menos salários mínimos anuais.

Tabela 3
Classes de produção em salários mínimos anuais e
graus de violação da hipótese de eficiência

Classes (SM)	Não violou	Fraco	Moderado	Forte	Muito forte	Total
Até 1	13	0	3	2	0	18
1 a 2	42	7	5	2	1	57
2 a 5	51	9	18	5	0	83
5 a 10	40	14	21	2	0	77
10 a 25	45	13	11	3	0	72
25 a 50	21	4	3	0	0	28
50 a 106	10	1	2	0	0	13
Total	222	48	63	14	1	348

Fonte: Sebrae-MG & Faemg (1996).

Encontramos 189 produtores que tiveram $t_C = 1$, ou seja, 54,3% da amostra e 222 produtores pertencem à classe *não violou*, 63,8% da amostra. As classes *não violou* e *violação fraca* contêm 270 agricultores, 77,6% da amostra. Considerando-se a heterogeneidade do meio físico de cada mesorregião, dificuldades de se medir corretamente as variáveis, a transformação rápida da pecuária leiteira⁵ e o fato de os agricultores não terem contabilidade, o que traz problemas na coleta de dados, pode-se considerar que a hipótese de Schultz não foi rejeitada pelos dados, quando se refere à eficiência técnica. Se tivéssemos considerado, como paradigma o modelo congestivo, então, apenas três agricultores teriam violado a referida hipótese. Convém, contudo, salientar que a hipótese original de Schultz refere-se à eficiência econômica, mas uma condição necessária para que ela seja válida é que a eficiência técnica exista.

⁵ Os agricultores ajustam-se à fronteira por tentativa e erro. Num mundo de rápidas transformações, esse ajustamento é complexo.

A tabela 3 confirma que o plano de amostragem privilegiou os pequenos produtores de leite. Apenas 41 deles obtiveram mais de 25 salários anuais, provenientes da venda de leite e derivados, sendo o autoconsumo imputado (em termos mensais, 2,1 salários). Portanto, a renda bruta, exclusivamente a originária do leite, é muito baixa, insuficiente para dar um padrão de vida que desestimule os produtores de migrar. É óbvio que há outras fontes de renda que não foram medidas. Mas, cobrem elas as despesas com a produção de leite? Este estudo não permitiu responder à questão.

Entre os pequenos produtores de leite, aqueles que não intensificarem a produção deverão mudar de ramo ou mudar para a cidade. É verdade que, apesar desta renda baixa, eles continuam na atividade, mas por três razões: quando possível, a família completa a renda com fontes urbanas; não repõem ao solo aquilo que é extraído pelo gado e lavouras, o que resultará num empobrecimento gradativo; e, finalmente, a família, por algum tempo, aceita ver seu padrão de vida degradar, sem recursos para a educação dos filhos, nutrição adequada e assistência médica. Este quadro, contudo, é muito instável. Certamente, os filhos deixarão o meio rural, com destino ou para a cidade (a grande maioria), ou, então, para a fronteira agrícola do país (apenas alguns).

4.2 Custo mínimo

Cuidaremos da eficiência-custo. Recordemos que $efcus = efpreço * esc * cong * t_C$. Tomando-se o logaritmo de ambos os lados e dividindo-se por $\log(efcus)$, obtêm-se os resultados descritos na tabela 4, quando $efcus < 1$. Tem-se $\log(efcus) = 1$ para 24 observações: aquelas que estritamente não violaram a hipótese de eficiência.

O fator que tem a grande responsabilidade pelo fato de a eficiência-custo não ter sido igual a 1 (em %, 100) é a eficiência-preço. Responde por 83,4%. A influência negativa da congestão e escala, praticamente equivalentes, é muito menor. Escala correspondeu a 8,2% e congestão resultou igual a 7,9%. Já a tecnologia teve influência insignificante, igual a 0,5%.

Em períodos de grande instabilidade de preços, é difícil para os produtores encontrarem o ponto de custo mínimo, já que normalmente o determinam por tentativa e erro. No nosso caso, isto acontece por não terem a eficiência-preço igual a 1, já que este é o fator que tem maior peso para explicar os

desvios, em relação a 1, da eficiência-custo. Assim, a instabilidade de preços é uma das causas de termos tido apenas 24 produtores não violando estritamente a hipótese de Schultz. Restrições ao crédito são uma outra importante causa.⁶ Adicionam-se, ainda, como causas, a desinformação e o baixo nível de conhecimento dos produtores. A desinformação é uma das responsáveis pela desuniformidade tecnológica; a heterogeneidade do meio físico de cada região é outra; e, finalmente, se houver segmentação de mercados, a segmentação será a terceira causa.

Tabela 4
Decomposição de $efcus < 1$: 324 produtores

Fatores	%
<i>Efpreço</i>	83,4
Escala	8,2
Congestão	7,9
Tecnologia	0,5
Total	100,0

Fonte: Sebrae-MG & Faemg (1996).

Cabe indagar como estão associados a eficiência-custo e o tamanho da produção, tanto no caso geral (348 produtores), como para retornos crescentes (83 produtores), decrescentes (76 produtores) e retornos constantes (189 produtores). Há indicações de associação entre eficiência-custo e tamanho, à exceção de rendimentos decrescentes. Contudo, a associação é muito fraca, tendo-se em conta a magnitude do coeficiente de correlação. Quando se faz o cálculo do coeficiente de correlação, mesorregião por mesorregião, a associação não existe. E o mesmo é válido para eficiência-preço. Mas eficiências-custo e preço estão fortemente associadas, como era de se esperar, tendo-se em conta a identidade de decomposição. A eficiência-preço está relacionada com o tamanho, à exceção da classe rendimentos crescentes. Assim, a afirmativa de que os maiores produtores sejam mais eficientes tem pouca sustentação.

⁶ Estas duas causas são externas ao modelo. As internas são congestão, escala e tecnologia.

Tabela 5

Coefficientes de correlação e níveis de significância, tendo como variáveis eficiência-custo (*efcus*), eficiência-preço (*efpreço*), produção (litro/dia), média de curral (litro/dia) e tecnologia (T_C)

Itens	Produção (litro/dia)	Média de curral (litro/dia)	Tecnologia	<i>Efcus</i>
Todos os produtores				
<i>efcus</i>	0,20*	0,29**	0,53**	1,00
<i>efpreço</i>	0,19*	0,27**	0,07 ^{ns}	0,88**
Retornos crescentes				
<i>efcus</i>	0,31**	0,12 ^{ns}	0,53**	1,00
<i>efpreço</i>	0,14 ^{ns}	0,15 ^{ns}	-0,17 ^{ns}	0,72**
Retornos decrescentes				
<i>efcus</i>	0,21 ^{ns}	0,34*	-0,55 ^{ns}	1,00
<i>efpreço</i>	0,30**	0,28*	0,26 ^{ns}	0,64**
Retornos constantes				
<i>efcus</i>	0,20**	0,25**	nd	1,00
<i>efpreço</i>	0,20**	0,25**	nd	1,00**

Fonte: Sebrae-MG & Faemg (1996).

*1% de significância; **5% de significância; ns: não-significativo; nd: não-definido.

Embora fracamente, a média de curral está associada com o tamanho, à exceção da classe rendimentos crescentes. Outra vez, a associação é fraca.

O coeficiente t_C importa no quociente de duas medidas: primeiramente, mede-se a distância entre o ponto que o vetor do agricultor (o de insumos) corta a isoquanta e a origem. Esta é a primeira medida. A segunda é a própria distância do vetor em relação à origem. A medida é igual a 1 quando o agricultor se localiza exatamente na fronteira. No que diz respeito a esta medida, os maiores produtores são mais eficientes em todos os casos.⁷ Mas, note-se que t_C não está correlacionado com a eficiência-preço.

⁷ A decomposição da eficiência-custo em $efcus = efpreço * t_C$ induz esta associação, mas não uma associação positiva.

Tabela 6

Classes de eficiência-custo (*efcusto*) e eficiência-preço (*efpreço*):
graus de violação da hipótese de eficiência

<i>Efcusto</i>	Não violou	<i>Efpreço</i>				Total
		Fraco	Moderado	Forte	Muito forte	
Não violou	33	0	0	0	0	33
Fraco	0	30	0	0	0	30
Moderado	0	8	97	0	0	105
Forte	0	2	59	95	0	156
Muito forte	0	0	3	13	8	24
Total	33	40	159	108	8	348

Fonte: Sebrae-MG & Faemg (1996).

A hipótese de eficiência de Schultz pode ser reinterpretada. Em vez de se supor que os produtores tenham os índices de eficiência ao redor de 1, podemos supor que estejam concentrados em poucas classes de violação. De fato, as classes *violação moderada* e *violação forte* concentram 261 observações, no caso da eficiência-custo (ou seja, 75% da amostra) e 267, no caso da eficiência-preço (77% da amostra).

A tabela 7 permite o estudo da eficiência, em termos de classes de violação. Procura mostrar o comportamento da média de curral, vacas em lactação e da produção. Contém para cada classe o mínimo, a média e o máximo para cada variável. A classe “todos” serve de orientação. Note-se que o produtor que obteve a maior média de curral pertence a uma classe de baixa eficiência-custo: *violação forte*. O maior produtor, em termos de vacas em lactação e produção, pertence à classe *violação moderada*, portanto está bem longe do topo da escala de eficiência. Há 10 produtores com duas vacas em lactação, os quais registraram presença em todas as classes de violação. A tabela 7 confirma, assim, a afirmação de que a eficiência-custo não se associa fortemente nem ao tamanho nem à média de curral.

Tabela 7

Mínimo, média e máximo de média de curral,
vacas em lactação e produção diária, para diversas classes de violação

Itens	Mínimo	Média	Máximo
Todos os produtores (348*)			
Média de curral	1,29	5,73	20,88
Vacas em lactação	2,00	28,00	300,00
Produção	5,92	165,32	1.471,92
Não-violação (estrita) (24*)			
Média de curral	1,66	6,73	14,17
Vacas em lactação	2,00	28,29	80,00
Produção	8,75	202,35	1.059,18
Não violou (33*)			
Média de curral	1,66	7,48	15,67
Vacas em lactação	2,00	26,45	80,00
Produção	8,75	198,32	1.059,18
Violação fraca (30*)			
Média de curral	1,68	6,81	13,63
Vacas em lactação	2,00	32,50	120,00
Produção	11,65	181,64	732,33
Violação moderada (105*)			
Média de curral	1,84	6,12	14,39
Vacas em lactação	2,00	37,93	300,00
Produção	9,65	232,50	1.471,92
Violação forte (156*)			
Média de curral	1,42	5,28	20,88
Vacas em lactação	2,00	23,54	170,00
Produção	5,92	127,72	1.170,00
Violação muito forte (24*)			
Média de curral	1,29	3,13	5,35
Vacas em lactação	2,00	18,12	60,00
Produção	7,89	49,96	138,37

Fonte: Sebrae-MG & Faemg (1996).

*Número de produtores.

4.3 Comparação de dois modelos

Se o estado de Minas Gerais fosse homogêneo em relação ao meio físico e fluxo de informações para os agricultores e não houvesse segmentação de mercados, poderíamos ter gerado os índices de eficiência tendo como base as 348

observações. Por sabermos da heterogeneidade, optamos pelo procedimento já descrito. Contudo, a tabela 8 mostra o que teria ocorrido se tivéssemos optado pelas 348 observações. Na tabela, modelo 1 refere-se ao índice de eficiência-custo gerado pelas 348 observações. No modelo 2, geramos os índices de eficiência para cada mesorregião e depois agregamos os dados para construir a tabela: o procedimento do texto. No modelo 1, é muito grande a concentração nas duas piores classes de violação e há apenas duas observações nas duas primeiras classes, contra 63 no modelo 2. Assim, os resultados dos dois modelos são muito díspares. Não se pode, portanto, deixar de lado aspectos ligados à homogeneidade da amostra, quanto ao meio físico e econômico, e a literatura que aplica este tipo de modelo é omissa a este respeito.

Tabela 8
 Comparação entre índices de eficiência-custo
 (modelo 1 – 348 observações;
 modelo 2 – mesorregião por mesorregião)

Classes	Modelo 1	Modelo 2
Não violou	1	33
Fraco	1	30
Moderado	16	105
Forte	151	156
Muito forte	179	24
Total	348	348

Fonte: Sebrae-MG & Faemg (1996).

5. Conclusões

Os modelos não-paramétricos têm sido usados para o teste da hipótese de eficiência. A hipótese de eficiência, como originariamente formulada por Schultz, é rejeitada pelos dados, já que a grande maioria dos agricultores se encontra fora das classes *não violou* e *violação fraca*. A eficiência-preço foi o principal responsável pela sua rejeição. Mas a concentração da grande maioria dos agricultores em duas classes, *violação moderada* e *violação forte*, faz-nos supor que existe algum conjunto de fatores impedindo que esses agricultores,

como dois grupos, façam ajustamento na direção do ótimo, juntando-se àqueles que têm a eficiência-custo máxima. Assim, se generalizarmos a hipótese de Schultz, no sentido de que os agricultores tendem a agrupar-se em determinadas classes de violação, os dados não a rejeitam.⁸

Num ambiente de mudanças econômicas e tecnológicas rápidas e de instabilidade de preços, grupos de agricultores podem ser simetricamente afetados, tendo-se, como consequência, o agrupamento dos índices de eficiência em torno de alguns valores. Note-se que para um teste rigoroso da hipótese de Schultz exige-se que a agricultura esteja estagnada.

Outro uso da metodologia é descobrir fatores que impedem os agricultores de alcançarem o ótimo. A causa principal está na eficiência-preço. Escala, congestão e tecnologia têm muito menor influência. Entre as principais causas aduzem-se instabilidade da economia, desinformação dos agricultores, restrições ao crédito e heterogeneidade do meio físico dentro das mesorregiões.

O modelo calcula índices de eficiência para cada agricultor, os quais podem ser utilizados pela extensão rural para orientar os produtores. O modelo funciona melhor se o meio físico for homogêneo.

É fraca, no sentido de explicar a variação, a associação entre tamanho, medido pela produção de leite, e a eficiência-custo. Vale o mesmo para a média de curral. Também é muito fraca a associação entre eficiência-preço, tamanho e média de curral.

Apesar de ser ainda muito pequena, a média de curral cresceu a taxas expressivas, como os dados de 1955, 1963 e 1995 indicam.

Referências Bibliográficas

Alves, E. *Desenvolvimento do projeto gado de leite: escritório de Pará de Minas*. Belo Horizonte, Emater, 1964.

_____. *Medidas de eficiência: métodos não-paramétricos*. Brasília, 1996.

Bauer, P. W. Recent developments in the econometric estimation of frontiers. *Journal of Econometrics*, 46:39-56, 1990.

Färe, R.; Grosskopf, S.; Lovell, C. & Knox, A. *Production frontiers*. New York, Cambridge University Press, 1994.

⁸ Admitimos que a distribuição dos índices de eficiência-custo tenha, pelo menos, duas modas.

Ray, S. C. & Bhadra, D. Nonparametric test of cost minimizing behavior: a study of Indian farms. *American Journal of Agricultural Economics*, 75(4):990-9, 1993.

Sebrae-MG & Faemg. *Diagnóstico da pecuária leiteira do estado de Minas Gerais*. Belo Horizonte, Sebrae-MG, 1996. (Relatório de Pesquisa.)

Schultz, T. W. Transforming traditional agriculture. New Haven, Yale University Press, 1964.

Souza, G.; Alves, E.; Ávila, A. F. D. & Cruz, E. R. Produtividade e eficiência relativa de produção em sistemas de produção de pesquisa agropecuária. *Revista Brasileira de Economia*. Rio de Janeiro, FGV, 51(3):281-307, jul./set. 1997.