

ANÁLISE ECONOMÉTRICA DA FORMAÇÃO DE RENDA EM AGRICULTURA DE SUBSISTÊNCIA DE MINAS GERAIS^{1/}

Rosaria Maria S. Ferreira Pérez Menjívar^{2/}
Carlos Antônio Moreira Leite^{2/}
Miguel Ribon^{2/}
Sônia Coelho de Alvarenga^{2/}

1. INTRODUÇÃO

Entre os produtores agrícolas encontram-se os que são tidos como pequenos, incluindo parceiros e minifundiários, em geral produtores de subsistência que apenas comercializam pequeno excedente de sua produção.

Uma característica importante desse grupo de produtores é a exploração da unidade de produção, feita principalmente com a utilização da força de trabalho familiar, sem a adoção de práticas agrícolas modernas e sem o emprego de instrumentos comprados fora do estabelecimento agrícola.

Quanto à pauta de produção, PERES (14) afirma que esses produtores realizam uma parte importante da produção agrícola básica. No entanto, como se verificou em diversos trabalhos de pesquisa, o nível de renda desses produtores é muito baixo (6, 8).

TEIXEIRA (15) sugere que, para melhorar a renda desses agricultores e reduzir o fluxo migratório para os centros urbanos, uma alternativa seria elevar o nível de eficiência técnica.

^{1/} Parte da tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, pelo primeiro autor, como parte das exigências do Curso de Mestrado em Economia Rural, para obtenção do grau de Magister Scientiae.

Recebido para publicação em 15.08.1983.

^{2/} Departamento de Economia Rural da U.F.V. 36570 Viçosa, MG.

PANAGIDES e FERREIRA (12) acreditam que geralmente a mudança de tecnologia (Modernização) contribui, geralmente, para a utilização mais eficiente dos recursos disponíveis no estabelecimento e, dessa forma, para a elevação da renda do agricultor.

PAIVA (11) mostra que as técnicas modernas são muito mais produtivas que as tradicionais, tanto em produção por unidade de área de terra como em produção por unidade de capital. Por outro lado, demonstra que o uso de fatores modernos (máquinas, fertilizantes e outros) juntamente com os tradicionais, como terra e mão-de-obra, em proporções diferentes das empregadas pela técnica tradicional, quase sempre concorre para o aumento da produção e/ou maior liberação de mão-de-obra no setor agrícola. No entanto, sabe-se que o fato de dispor de pouco recurso para prover seu sustento, em favor da adoção de técnicas modernas, constitui risco muito grande para o pequeno produtor. Assim, as técnicas devem ser consistentes com as dotações de recursos dos pequenos produtores e simples, para que os riscos não sejam aumentados (2).

Basicamente, pode-se, então, supor que os recursos de que os pequenos produtores dispõem para a produção são a terra e a mão-de-obra. Percebe-se, todavia, haver tendência para que a distribuição desses recursos seja ineficiente, na medida em que tendem a utilizar excessivamente o fator de que dispõem em maior quantidade, o trabalho (3).

O objetivo deste estudo, portanto, foi analisar a formação da renda familiar dentro da propriedade, bem como a possibilidade de redistribuição da mão-de-obra, para que se possa ter maior lucro nos diversos empreendimentos.

2. METODOLOGIA

A Zona da Mata e a do Nordeste de Minas Gerais constituem o objetivo deste trabalho. Os dados utilizados foram os do «Programa Estadual de Promoção de Pequenos Produtores Rurais — MG-II» (10), coletados no ano agrícola 1980/81, sendo a amostra estratificada de acordo com as seguintes categorias de beneficiários:

- Categoria 1: parceiros (sem terra);
- Categoria 2: Proprietários de 0 — 10 ha;
- Categoria 3: Proprietários de 10 — 50 ha;
- Categoria 4: Proprietários de 50 — 100 ha;
- Categoria 5: Proprietários de 100 — 200 ha;

No Quadro 1 vê-se a composição da amostra nas regiões estudadas.

O método empregado para atingir o objetivo foi a estimativa de funções de produção agrícolas para as atividades agrícola e florestal, pecuária e outras explorações, incluindo a produção de aguardente, rapadura, farinha, polvilho, fubá, carvão, tijolos e móveis, para cada estrato, e uma função para cada uma das regiões.

Para determinar se a mão-de-obra estava sendo usada eficientemente, o valor do produto marginal (VPMa) da variável mão-de-obra, cujo coeficiente foi significativo, foi comparado com os respectivos preços, pois, supondo uma estrutura de mercado perfeitamente competitiva, a condição de maximização de lucro, para a firma, é que o valor do produto marginal do serviço do recurso variável seja igual ao preço de uma unidade desse fator.

A forma funcional selecionada para estimar as funções de produção foi tipo Cobb-Douglas, por causa das vantagens inerentes a esse tipo de função (4).

QUADRO 1 - Composição da amostra por região. 1980/81

| Categorias | Regiões | | Total |
|--------------|--------------|-------------------|-------|
| | Zona da Mata | Nordeste de Minas | |
| parceiros | 29 | 41 | 70 |
| 0 — 10 ha | 56 | 75 | 131 |
| 10 — 50 ha | 55 | 92 | 147 |
| 50 — 100 ha | 17 | 30 | 47 |
| 100 — 200 ha | 10 | 15 | 25 |
| TOTAL | 167 | 253 | 420 |

Fonte: (16)

Sendo assim, o modelo adotado foi dado por uma função em que $Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n)$, sendo Y a renda bruta e X_i as variáveis que se esperava influenciassem o nível de produção. A forma da função estimada foi a seguinte:

$$Y_{ij} = A \cdot \pi_{i=1}^3 \cdot X_{ij}^{b_{ij}} \cdot U_{ij}$$

sendo i = atividade e

j = regiões.

Para a exploração agrícola e florestal, têm-se:

Y = valor bruto da produção agrícola e florestal, medido em cruzeiros de 1981: valor da produção total de todas as culturas perenes e anuais exploradas pelo produtor, incluindo a produção total de reflorestamento;

X_1 = área, medida em ha: área total utilizada em culturas e reflorestamento;

X_2 = mão-de-obra familiar, em equivalente dias-homem (EQDH);

X_3 = mão-de-obra comprada, em EQDH;

X_4 = insumos modernos, medidos em cruzeiros de 1981: quantidade própria e/ou comprada de sementes, adubo químico, adubo orgânico, inseticida e formicida utilizada em cada cultura, multiplicada pelo preço;

X_5 = serviço de capital, medido em cruzeiros de 1981: somatório do serviço de capital na forma de benfeitorias e na forma de máquinas e equipamentos. Para calcular o serviço de capital em instalações e benfeitorias, foram somados os valores das benfeitorias destinadas à atividade agrícola e florestal, aplicando a esse valor a taxa de 5%. O serviço de capital na forma de máquinas e equipamentos foi a soma do valor de máquinas e equipamentos destinados à atividade agrícola e florestal, aplicando a esse valor taxa de 12;

X_6 = serviço de tração, em cruzeiros de 1981: somatório do serviço de tração mecânica próprio e comprado com o serviço de tração animal próprio e comprado, vezes o preço;

U = termo de erro.

Para a pecuária, utilizaram-se as seguintes variáveis:

Y = valor bruto da produção pecuária, medido em cruzeiros de 1981. Somatório do valor da produção vendida mais o valor da produção consumida de animais e derivados;

X_1 = área destinada à pecuária: somatório da área com pastagens mais a área com forrageiras para corte, tanto em formação como em conservação, e com forrageiras anuais, medida em ha;

X_2 = mão-de-obra familiar, em EQDH;

X_3 = mão-de-obra comprada, em EQDH;

X_4 = insumos modernos, medidos em cruzeiros de 1981: o somatório do valor de adubos, sementes, herbicidas, inseticidas usadas em pastagens e forrageiras para corte, despesas com sanidade, ração e silagem, tanto de bovinos quanto suínos, aves, eqüinos e ruminantes, caprinos e ovinos;

X_5 = serviço de capital na forma de animais produtivos, medido em cruzeiros de 1981. Foi calculado o valor no dia da entrevista, considerando os seguintes percentuais:

para bovinos com mais de 2 anos: 16,5%.

para bovinos com até 2 anos: 30%.

para suínos, caprinos e ovinos: 20%.

para aves: 100%.

X_6 = serviço de capital na forma de máquinas, benfeitorias e animais de trabalho, em cruzeiros de 1981: calculado de acordo com o mesmo critério utilizado para as atividades agrícola e florestal. Para animais de trabalho (eqüinos,

no, muares e bois de carro), aplicou-se a taxa de 6% sobre esse valor.

U = termo de erro.

Para outras explorações, têm-se:

Y = valor bruto de outras explorações, incluindo o valor da produção de aguardente, rapadura, farinha, polvilho, fubá, carvão, tijolos e móveis, medido em cruzeiros de 1981;

X₁ = mão-de-obra própria, em EQDH;

X₂ = mão-de-obra comprada, em EQDH;

X₃ = valor dos insumos utilizados no processo produtivo, em cruzeiros de 1981: valor da matéria-prima comprada e valor da matéria-prima produzida e destinada à transformação;

X₄ = serviço de capital na forma de benfeitorias, medido em cruzeiros de 1981, incluindo o valor das benfeitorias destinadas a esse tipo de produção, como alambique, moinho, queijeira, engenho, casa de farinha, forno para carvão, olaria e serraria. Foi computado o valor atual das referidas benfeitorias, considerando uma aproximação do capital efetivamente usado durante o ano;

U = termo de erro.

Foram utilizados, para a transformação em variável fluxo, os percentuais indicados por BANDEIRA (1).

Considerando que as variáveis selecionadas foram as mais relevantes no processo de produção e que os pressupostos básicos (7), quanto à U_{ij} , foram válidos, o ajustamento das funções de produção foi feito por meio do método dos mínimos quadrados ordinários, uma vez que esses pressupostos garantem que os estimadores de mínimos quadrados dos coeficientes de regressão serão os melhores estimadores lineares não-tendenciosos.

3. RESULTADOS

Foi aplicado ao conjunto de equações das diversas categorias de produtores o teste de Chow, citado por MADDALA (8), que consiste em verificar se o vetor dos coeficientes da equação estimada para a região como um todo é igual aos coeficientes dos estratos que a compõem. A hipótese de igualdade foi aceita para a pecuária no Nordeste de Minas. Para os demais casos, o teste indicou que não se podia aceitar a hipótese nula, aos níveis de significância estabelecidos, havendo, portanto, uma equação específica a cada estrato.

Foi aplicado, também, às variáveis que apresentaram coeficientes estatisticamente diferentes de zero o teste de Park, com o objetivo de detectar a presença de heterocedasticidade (13). Verificou-se a ocorrência desse problema nas seguintes variáveis: (a) mão-de-obra contratada (**X₂**) por proprietários de 10 — 50 ha, para outras explorações no Nordeste de Minas; (b) serviço de capital em benfeitorias, máquinas e equipamentos (**X₅**), usado por proprietários de 0 — 10 ha na exploração agrícola e florestal, na Zona da Mata; (c) terra usada em culturas (**X₁**) por produtores de 10 — 500 ha, na Zona da Mata; (d) terra usada em pastagens e forrageiras (**X₁**) por proprietários de 0 — 10 ha, na Zona da Mata. Para corrigir esse problema empregou-se a técnica dos mínimos quadrados ponderados, conforme sugerido por Park (13).

Pretendia-se verificar a eficiência da mão-de-obra familiar e contratada empregada nas atividades da propriedade, no entanto, em algumas funções não foi possível estimá-las separadamente, porém apagadamente, em razão do número de observações.

Para todas as equações estimadas, nas duas regiões, o teste de «F» mostrou-

se significativo a 1% de probabilidade, e os coeficientes de correlação simples (r) não indicaram a existência de variáveis correlacionadas em grau bastante alto que pudesse influenciar a análise de regressão.

A categoria de 100 —| 200 ha, na atividade «Outras Explorações», no Nordeste de Minas, foi excluída em razão da ausência de graus de liberdade suficiente para a realização dos testes estatísticos. Em alguns casos, as categorias de 50 —| 100 ha e 100 —| 200 ha, foram agregadas, com o objetivo de atingir maior grau de liberdade.

No caso de parceiros, não foi possível estimar uma função de produção para a pecuária, em razão da inclusão no modelo de variáveis explicativas com valor zero, como terra de pastagens e forrageiras.

Os Quadros 2, 3, 4, e 5, 6, 7 resumem os resultados das equações estimadas para as atividades agrícola e florestal, pecuária e outras explorações, para a Zona da Mata e Nordeste de Minas, respectivamente.

3.1. Função de Produção Agrícola e Florestal para a Zona da Mata

O menor coeficiente de determinação, corrigido pelos graus de liberdade (R^2), para as funções estimadas foi de 0,5226, indicando que pelo menos 52% das variações ocorridas na renda da produção agrícola e florestal são explicadas pela ação conjunta das variáveis incluídas no modelo (Quadro 2).

O coeficiente da variável terra (X_1), ao contrário do esperado, não foi significativo, aos níveis de significância estipulados, para que se pudessem realizar os testes estatísticos dos coeficientes de regressão da equação da categoria de 50 —| 200 ha. Isso pode ser explicado, relativamente, pela pequena variação de uso de terras com esse tipo de atividade por essas categorias. No entanto, para as demais categorias, pode-se dizer que a terra está sendo um fator escasso e que, se aumentada, propiciaria, provavelmente, maior produção e, consequentemente, maior excedente comercializável, como pode ser verificado com base nas elasticidades parciais de produção.

O coeficiente de regressão da variável mão-de-obra familiar (X_2) só foi estatisticamente diferente de zero na equação estimada para a categoria de 10 —| 50 ha, cujo valor foi negativo, o que sugere uma utilização intensiva desse fator por essa categoria de produtores e na equação estimada para a categoria de 0 —| 10 ha, 10% de probabilidade, com valor de 0,2293.

Para a variável insumos (X_4), somente as categorias de 0 —| 10 ha e 50 —| 200 ha obtiveram coeficientes significativos, com valores de 0,2911 e 0,1426. Isso indica que, para esses produtores, uma variação de 1% na quantidade física desse fator representa uma variação no valor da produção de 0,29 e 0,14 por cento, aproximadamente.

A variável X_5 , capital em benfeitorias, máquinas e equipamentos, apresentou coeficiente de regressão estatisticamente diferente de zero apenas para as categorias de 0 —| 10 ha e 50 —| 200 ha, com valores de 0,6513 e 0,2054, respectivamente, indicando também que, se 1% a mais desse fator fosse utilizado, o valor da produção aumentaria de 0,65% e 0,21%, aproximadamente.

O coeficiente de regressão da variável serviço de tração (X_6) só apresentou significância estatística a 5% de probabilidade, para a categoria de parceiros, com valor de 0,0687.

3.2. Função de Produção Pecuária para a Zona da Mata

A variável terra de pastagens e forrageiras (X_1) apresentou níveis de signifi-

QUADRO 2 - Resumo dos resultados estatísticos das funções de produção agrícola e florestal para a Zona da Mata de Minas Gerais.
 Ano agrícola 1980/81

| Categorias | Constante LN | Terra X ₁ | Mão-de-obra familiar X ₂ | Mão-de-obra contratada X ₃ | Insumos X ₄ | Serviço de capital em benfeitorias, máquinas e equipa- mentos X ₅ | Serviço de trajão X ₆ |
|--------------------|--------------------|-------------------------|---|---|---------------------------|--|--|
| Parceiros | 9,378 (0,2873) | 0,778*** (0,0785) | 0,0838 (0,0542) | 0,0764 (0,0418) | 0,0036 (0,0418) | 0,0100 (0,0327) | 0,0687** (0,0343) |
| Propr. 0 — 10 ha | 2,6235 (0,3551) | 0,4459* (0,1239) | 0,2293** (0,1503) | -0,1012 (0,1039) | 0,2911*** (0,1202) | 0,6513*** (0,0621) | 0,7451*** (0,0289) |
| Propr. 10 — 50 ha | 9,0688 (0,1062) | 0,6871*** (0,0421) | -0,0776** (0,0356) | 0,0436 (0,0832) | 0,1013 (0,0395) | 0,0457 (0,0287) | 0,0055 (0,0345) |
| Propr. 50 — 200 ha | 9,0954 (0,1953) | 0,2173 (0,0738) | -0,0571 (0,0744) | 0,0948 (0,0747) | 0,1426* (0,0738) | 0,2054*** (0,0545) | -0,0387 (0,0345) |

Obs.: Os valores entre parênteses representam os desvios-padrão. Níveis de significância: *** 1%; ** 5%; * 10% e + 20%.

cância de 10% e 20% de probabilidade para as categorias de 0 —| 10 ha e 10 —| 50 ha, com elasticidades de produção de 0,5341 e 0,2614, respectivamente (Quadro 3).

Para produtores de 50 —| 200 ha, essa variável obteve valor negativo. Pode ser que, como medida, essa variável tenha relação muito pequena com a produção. Segundo YOUNMANS e SCHUH (17), se os fazendeiros investirem pesadamente em terra para proteger seus ativos, grande parte das terras destinadas às pastagens será meramente terra não utilizada.

O coeficiente estimado da variável X_2 , mão-de-obra familiar, só não foi significativo para a categoria de 0 —| 10 ha. Para os proprietários de 10 —| 50 ha, apresentou significância a 1% de probabilidade, com valor de elasticidade de produção de 0,65, que pode ser considerado alto, com relação às demais elasticidades encontradas para essa variável. Para a categoria de 50 —| 200 ha, o nível de significância foi de 20% de probabilidade, com coeficiente de elasticidade de produção de 0,4735.

O coeficiente da variável mão-de-obra contratada (X_3) obteve significância a 20% para a categoria de 0 —| 10 ha. O sinal negativo do coeficiente de elasticidade de produção dessa variável indica decréscimo bruto na produção de 0,27%, caso 1% a mais desse fator seja utilizado na produção pecuária por esses proprietários, *ceteris paribus*. Dada a atual combinação de recursos produtivos, pode-se concluir que há uso excessivo desse fator nessa atividade. Leve-se em consideração que a forma como se coletaram os dados relativos a essa variável pode ter causado a suposta estimação, pois o controle feito pelos produtores da mão-de-obra empregada na pecuária não é tão rígido quanto o da atividade agrícola.

Para a variável insumos (X_4) obteve-se significância de 1% em quase todas as equações. O coeficiente de elasticidade de produção dessa variável, para proprietários de 0 —| 10 ha, foi de 0,9367, o maior coeficiente de elasticidade obtido na equação estimada para essa categoria de produtores. De acordo com esses valores, conclui-se que seria de grande proveito maior utilização de insumos na pecuária por esses produtores, visto que isso implicaria maior valor bruto da produção. A indicação de que mais insumos modernos devem ser empregados, nessa atividade, por essa categoria de produtores confirma o caráter extensivo e rudimentar com que está sendo feita ou, então, a dificuldade desses produtores em adquirir tais insumos, em consequência, talvez, da relação de preços. O coeficiente da variável serviço de capital em benfeitorias, máquinas e animais de trabalho (X_5), para a categoria de 50 —| 200 ha, obteve significância a 1% de probabilidade com valor de 2,53, o que indica um aumento mais que proporcional no valor bruto da produção pecuária, se o fator capital fosse aumentado 1%.

3.3. Função de Produção de Outras Explorações para a Zona da Mata

Para esta função foram encontrados coeficientes de determinação bastante altos, com menor valor de 0,8353, o que implica que, para a equação, 83% das variações da renda de outras explorações são explicados pela ação conjunta das variáveis incluídas no modelo (Quadro 4).

A variável mão-de-obra familiar (X_1) apresentou valor significativo, a 5%, apenas para a categoria de 0 —| 10 ha. Já a variável mão-de-obra contratada (X_2) só não foi significativa na equação estimada para essa categoria de produtores, tendo apresentado, para os proprietários de 50 —| 100 ha, o maior nível de significância (5%), com coeficiente negativo, o que indica que, dada a combinação de insumos produtivos, esse fator é utilizado de forma excessiva.

A variável insumos (X_3) parece ser a mais importante. A significância foi a 1% de probabilidade, em todas as equações estimadas, e os coeficientes de elasticida-

QUADRO 3 - Resumo dos resultados estatísticos da função de produção pecuária para a Zona da Mata de Minas Gerais. Ano agrícola 1980/81

| Categoria | Constante | Terra | Mão-de-obra familiar | Mão-de-obra contratada | Instrumentos | Serviço de capital em bens, terras, máquinas e animais de produção | R^2 |
|--------------------|-----------|----------------|----------------------|------------------------|----------------|--|-----------|
| | IN | X ₁ | X ₂ | X ₃ | X ₄ | X ₅ | |
| Propr. 0 → 10 ha | -0,0016 | 0,5341* | 0,0010 | -0,2701* | 0,9367*** | 0,0033 | 0,1040 |
| | (0,2961) | (0,3019) | (0,2098) | (0,2165) | (0,0363) | (0,0915) | 0,5064*** |
| Propr. 10 → 50 ha | 1,3801 | 0,2614* | 0,6589*** | 0,1035** | 0,6135*** | 0,0245 | 0,0115 |
| | (0,1646) | (0,1594) | (0,0585) | (0,1489) | (0,0501) | (0,0741) | 0,7080*** |
| Propr. 50 → 200 ha | -11,8415 | -0,7471 | 0,4735* | 0,5824 | -0,5587 | 0,2781 | 2,5279 |
| | (0,7459) | (0,3240) | (0,694) | (0,7221) | (0,4226) | (0,7391) | 0,5423*** |

Obs.: Os valores entre parênteses representam os desvios-padrão.

Níveis de significância: *** 1%; ** 10% e * 20% de probabilidade.

QUADRO 4 - Resumo dos resultados estatísticos da função de produção de "outras explorações" para a Zona da Mata de Minas Gerais. Ano agrícola (1980/81)

| Categoría | Constante LN | Mão-de-obra familiar X_1 | Mão-de-obra contratada X_2 | Insumos X_3 | Serviço de capital em beneficiárias X_4 | R ² |
|--------------------|-----------------|----------------------------------|------------------------------------|------------------------|--|----------------|
| Parceiros | 0,6668 | -0,0391 (0,0414) | 0,8275* (0,0558) | 0,9703*** (0,0611) | 0,0107 (0,0247) | 0,9302*** |
| Propr. 0 — 10 ha | 1,4537 | 0,1072*** (0,538) | 0,0434 (0,0724) | 0,8782*** (0,0653) | 0,0091 (0,0162) | 0,8353+** |
| Propr. 10 — 50 ha | 1,8048 | 0,0455 (0,0577) | 0,0758* (0,0582) | 0,8362*** (0,06124) | 0,0013 (0,01057) | 0,8826*** |
| Propr. 50 — 100 ha | 0,4396 | 0,0465 (0,0754) | -0,4657*** (0,1545) | 0,9890*** (0,0809) | 0,0098 (0,0175) | 0,9441*** |

Obs.: Os valores entre parênteses são os desvios-padrão.

Níveis de significância: *** 1%; ** 5% e * 20% de probabilidade.

dade de produção desse fator variaram de 0,8362 a 0,9890. Foram essas as maiores elasticidades encontradas nas funções estimadas para essa atividade na região.

3.4. Função de Produção Agrícola e Florestal para o Nordeste de Minas

No Quadro 5, observa-se que o menor coeficiente de determinação, ajustado pelos graus de liberdade (\bar{R}^2), foi obtido pela equação estimada para a categoria de 50 -| 100 ha, com valor de 0,64, sugerindo que 64% das variações ocorridas na renda da produção agrícola e florestal são explicados pela ação conjunta das variáveis incluídas no modelo.

A variável terra (X_1) só não foi significativa a 1% para a categoria de 100 -| 200 ha, visto ter apresentado significância a 10%. Em todas as equações estimadas os coeficientes obtidos foram maiores que os das demais variáveis, sugerindo ser proveitoso, para o aumento da renda agrícola, a utilização de maior quantidade desse fator, principalmente pelos parceiros, para os quais o coeficiente dessa variável foi o mais expressivo.

A variável mão-de-obra utilizada (X_2) apresentou significância a 1% para produtores de até 10 ha e significância a 10% para produtores de 100 -| 200 ha. Para esses produtores, o coeficiente de elasticidade de produção foi o maior (0,6535) obtido por essa variável nessas equações.

Para a variável insumos destinados à produção agrícola e florestal (X_3), foram encontrados coeficientes significativos apenas para proprietários de 0 -| 10 ha (a 20% de probabilidade e para proprietários de 10 -| 50 ha (a 1% de probabilidade), com valores de elasticidade de produção de 0,0701 e 0,1221, respectivamente.

3.5. Função de Produção Pecuária para o Nordeste de Minas

Verifica-se (Quadro 6) que o coeficiente de determinação (\bar{R}^2) obtido pela estimação desta função foi de 0,3461, considerado relativamente baixo, o que poderia indicar uma especificação incorreta do modelo, com a exclusão de variáveis relevantes. No entanto, nota-se, pelo teste «t», que as variáveis usadas são significativas aos níveis estatísticos analisados, de forma que explicam as variações ocorridas na variável dependente.

Para essa equação, excetuando a variável terra (X_1), todas as demais apresentaram coeficientes estatisticamente diferentes de zero.

Das elasticidades de produção encontradas, as maiores foram as das variáveis insumos (X_1) e mão-de-obra agregada (X_2), o que sugere que maiores quantidades desses fatores implicariam maiores aumentos na produção pecuária da região.

A variável animais de produção (X_4) apresentou valor significativo, a 10% de probabilidade, porém com sinal negativo. Evidencia-se, nesse caso, o fato de ser grande o investimento em animais produtivos na região.

O coeficiente da variável serviço de capital em benfeitorias, máquinas e equipamentos e animais de trabalho (X_5), por sua vez, apresentou significância a 10% de probabilidade, com valor de 0,1098.

Os resultados obtidos sugerem que a atividade pecuária, nessa região, é bastante extensiva, com carência, principalmente, de fatores como mão-de-obra e insumos.

3.6. Função de Produção de Outras Explorações para o Nordeste de Minas

Para essa função, foram encontrados coeficientes de determinação (\bar{R}^2) de 0,4373 a 0,7980 (Quadro 7).

QUADRO 5 - Resumo dos resultados estatísticos das funções e produção agrícola e florestal, para o Nordeste de Minas Gerais. Ano agrícola 1980/81

| Categoria | Constante IN | Terra X_1 | Mão-de-obra total X_2 | Instrumentos X_3 | Serviço de capital em benfeitorias, maquinários e equipa- mentos X_4 | | R^2 |
|---------------------|-----------------|------------------------|-------------------------------|------------------------|--|--------------------------------|------------|
| | | | | | Serviço de capital em benfeitorias, maquinários e equipa- mentos X_4 | Serviço de atração X_5 | |
| Parceiros | 7,5444 | 0,8498**** (0,1766) | 0,3185**** (0,1557) | 0,0225 (0,0309) | 0,0385 (0,0611) | -0,0061 (0,0404) | 0,6472**** |
| Propr. 0 — 10 ha | 7,6009 | 0,7028**** (0,1295) | 0,1840**** (0,0628) | 0,0701* (0,0494) | 0,0463** (0,0248) | 0,0079 (0,0201) | 0,6918**** |
| Propr. 10 — 50 ha | 8,1322 | 0,5811**** (0,100) | 0,0732 (0,0610) | 0,1221**** (0,0440) | 0,0286 (0,0781) | 0,0109 (0,0185) | 0,5982**** |
| Propr. 50 — 100 ha | 8,1692 | 0,7495**** (0,2157) | 0,1374 (0,1781) | 0,0214 (0,0655) | 0,1222** (0,0685) | -0,0315 (0,0318) | 0,6468**** |
| Propr. 100 — 200 ha | 6,3291 | 0,6998** (0,3221) | 0,6555** (0,2350) | -0,1652 (0,2092) | 0,1348 (0,1589) | -0,0068 (0,0475) | 0,8026**** |

Obs.: Os valores entre parênteses representam os desvios-padrão.

Níveis de significância: *** 1%; ** 10% e * 20% de probabilidade.

QUADRO 6 - Resumo dos resultados estatísticos da função de produção pecuária para o Nordeste de Minas Gerais. Ano agrícola 1980/81

| Variável | Coeficientes | Desvio-padrão | R ² |
|---|--------------|---------------|----------------|
| Constante (LN) | 2,3295 | - | |
| Terra X ₁ | -0,1053 | 0,0964 | |
| Mão-de-obra total X ₂ | 0,5537**** | 0,1511 | |
| Insumentos X ₃ | 0,5663*** | 0,1139 | |
| Serviço de capital em animais de produção X ₄ | -0,0393** | 0,0224 | |
| Serviço de capital em benfeitorias, máquinas, equipamentos e animais de trabalho X ₅ | 0,1098** | 0,0592 | 0,3461**** |

Níveis de significância: **** 1% e ** 10% de probabilidade.

QUADRO 7 - Resumo dos resultados estatísticos da função de produção de "outras explorações" para o Nordeste de Minas. Ano agrícola 1980/81

| Categorias | LN Constante | Mão-de-obra familiar X ₁ | Mão-de-obra contratada X ₂ | Insumos X ₃ | Serviço de capital em benfeitorias X ₄ |
|--------------------|--------------|--|--|---------------------------|--|
| Parceiros | 1,8700 | 0,2251 (0,2035) | 0,0183 (0,2654) | 0,7871*** (0,8192) | -0,0676 (0,0722) |
| Propr. 0 — 10 ha | 7,5592 | 0,2478*** (0,1087) | 0,4295*** (0,1120) | 0,0731 (0,0606) | -0,0442 (0,0372) |
| Propr. 10 — 50 ha | 3,7952 | 0,3858** (0,1760) | 0,3620* (0,2051) | 0,4559*** (0,1769) | 0,0255 (0,0552) |
| Propr. 50 — 100 ha | 3,4921 | 0,0128 (0,1251) | 0,1154 (0,1185) | 0,6089*** (0,1599) | 0,0840* (0,0578) |

Obs.: Os valores entre parênteses correspondem aos desvios-padrão.

Níveis de significância: *** 1%; ** 5%; * 10% e * 20% de probabilidade.

A variável mão-de-obra familiar (X_1) obteve significância a 5% e 10% de probabilidade nas equações estimadas para as categorias de 0 —| 10 ha e 10 —| 50 ha, respectivamente. Para os proprietários de 10 —| 50 ha, essa variável obteve o maior coeficiente de elasticidade de produção.

A variável mão-de-obra comprada (X_2) apresentou o maior coeficiente de elasticidade, dentre as variáveis da equação estimada para a categoria de 0 —| 10 ha, cerca de 0,4295, com significância a 1% de probabilidade. Para a categoria de 10 —| 50 ha, obteve significância a 20% e coeficiente com valor de 0,3620.

O coeficiente da variável insumos (X_3) não obteve significância, aos níveis analisados, na equação estimada para a categoria de 0 —| 10 ha. Nas demais equações, obteve significância aos níveis de 1% e 5% de probabilidade. Para os parceiros e proprietários de 50 —| 100 ha, apresentou os maiores coeficientes de elasticidade de produção, dentre todas as variáveis.

A variável capital em benfeitorias (X_4) apenas na equação estimada para a categoria de 50 —| 100 ha apresentou coeficiente significativo, a 20% de probabilidade.

3.7. Comparação entre o Valor do Produto Marginal da Mão-de-Obra e o Salário Recebido

Nesta seção encontra-se o Valor do Produto Marginal (VPMa) da mão-de-obra empregada pelas diversas categorias nas atividades e regiões estudadas, comparado com os salários pagos.

Esse salário foi calculado pela diária «a seco» e pela diária «a molhado» pagas pelos grupos de produtores de cada uma das regiões.

O resultado obtido foi que somente para a mão-de-obra contratada pelos parceiros da Zona da Mata para outras explorações VPMa foi maior que o salário. Nos demais casos, o salário foi maior que o VPMa.

Como, nos casos analisados, o VPMa foi diferente de zero, visto que os coeficientes estimados para a mão-de-obra foram significativamente diferentes de zero, foram feitas comparações estatísticas para verificar se havia diferença entre o VPMa da mão-de-obra e o salário. Para a realização deste teste, seguiram-se HEADY e DILLON (5).

O critério de decisão foi que, se o valor de «t» calculado indicasse significância, a hipótese de ser o valor do produto marginal da mão-de-obra diferente do salário seria aceita.

Verificou-se que, para a mão-de-obra contratada pelos parceiros da Zona da Mata para outras explorações, para a mão-de-obra total usada pelos proprietários de 0 —| 10 ha, no Nordeste de Minas, na exploração agrícola e florestal, para a mão-de-obra total usada na pecuária, no Nordeste de Minas, e para a mão-de-obra familiar usada pelos proprietários de 0 —| 10 ha, na Zona da Mata, na atividade agrícola e florestal, o valor do produto marginal da mão-de-obra foi significativamente diferente do salário, a 20%, 10%, 1%, e 1% de probabilidade, respectivamente.

Nesses casos, portanto, é ineficiente a distribuição do fator mão-de-obra. No caso da mão-de-obra contratada pelos parceiros da Zona da Mata para outras explorações, o VPMa é maior que o salário.

Excetuando a possibilidade de problemas nos dados estimados e de tendência na função de produção estimada, YOUNMANS e SCHUH (17) explicam, pelo menos de duas formas diferentes, o fato de ser o VPMa do trabalho maior que as respectivas taxas de salário: 1) os trabalhadores agrícolas podem estar empregando a mão-de-obra num mercado competitivo, mas, pela falta de conhecimento da contribuição da mão-de-obra para a produção, não utilizam em quantidades

adequadas. Dessa forma, os produtores poderiam admitir, com lucro, mais mão-de-obra, 2) os proprietários agrícolas podem ser compradores monopsonistas de trabalho, por causa da falta de alternativa para a força de trabalho, e, assim, podem explorar os trabalhadores, não lhes pagando o valor de seu produto marginal.

É possível, em se tratando do tipo de produtores, que a primeira razão seja a que mais se ajuste a este caso.

Nos demais casos, entretanto, a mão-de-obra tem recebido salário maior que o VPMA que agrega ao valor da produção. É provável que esteja havendo, nesses casos, distorções no mercado de trabalho, com emprego excessivo de mão-de-obra.

4. CONCLUSÕES

Os fatores de produção, para as categorias de produtores menores, constituem-se, basicamente, de mão-de-obra e terra. Desses fatores, a mão-de-obra contribuiu de forma expressiva para a realização das atividades dentro da propriedade. Verificou-se, entretanto, que a distribuição desse fator de produção tem sido feita de forma economicamente ineficiente por alguns produtores. Se considerar que esses agricultores contam com limitações na quantidade dos demais recursos para a produção, parece lógico que elas tendam a utilizar o fator de maior acesso — o trabalho — em maior quantidade.

Com base nas elasticidades parciais de produção, pode-se dizer que, para os parceiros da Zona da Mata, seria vantajoso que a mão-de-obra familiar usada noutras explorações fosse aproveitada na agricultura e que se utilizasse mais mão-de-obra contratada noutras explorações, tanto no aspecto físico, de acréscimo à produção, quanto econômico, uma vez que esses produtores obtiveram relação VPMA maior que o salário, com relação à mão-de-obra contratada utilizada noutras explorações.

Para os parceiros do Nordeste de Minas, seria conveniente, se possível, houvesse mais utilização de matéria-prima noutras explorações e mais mão-de-obra na atividade agrícola e florestal.

Para os proprietários de 0 — 10 ha, na Zona da Mata, observou-se utilização excessiva da mão-de-obra contratada na atividade pecuária. Essa mão-de-obra poderia ser aproveitada dentro da propriedade noutras explorações, o que, provavelmente, aumentaria a renda desses proprietários.

Para os proprietários de 0 — 10 ha, no Nordeste de Minas, deveria ser incrementada a utilização de mão-de-obra, tanto na atividade agrícola e florestal quanto noutras explorações, e a utilização de insumos e capital em benfeitorias, máquinas e equipamentos, na atividade agrícola.

Para os proprietários de 10 — 50 ha, na Zona da Mata, verificou-se utilização excessiva de mão-de-obra familiar nas atividades agrícola e florestal. Seria interessante que essa mão-de-obra fosse redistribuída entre as atividades. Para esses produtores, maior utilização de insumos na pecuária seria vantajosa para a obtenção de maior valor de produção. Também a utilização de insumos noutras explorações, em ambas as regiões, deveria ser incrementada.

A mão-de-obra contratada por proprietários de 50 — 100 ha, na Zona da Mata, para a atividade «Outras Explorações» poderia ser reduzida, com lucro.

Para os proprietários de 50 — 100 ha no Nordeste de Minas, a utilização de mais capital em benfeitorias na atividade agrícola e de matéria-prima noutras explorações seria vantajosa para o aumento do valor da produção. Para proprietários de 100 — 200 ha, mão-de-obra e terra na atividade agrícola são os fatores de maior expressão para o aumento de valor da produção. Dessa forma deveria ser incrementado seu uso por esses produtores.

Quanto aos proprietários do Nordeste de Minas, com relação à pecuária, observa-se que mão-de-obra, insumos e capital na forma de benfeitorias, máquinas e animais de trabalho são fatores que provocariam aumento no valor da produção se fossem mais utilizados. No entanto, é importante lembrar que nessa atividade foi obtida relação VPMa maior que o salário, e aumentos na utilização de mão-de-obra, em relação a outros fatores, podem não ser vantajosos economicamente.

Pode-se dizer que há diferenças específicas entre os grupos de produtores, o que leva à conclusão de que as políticas agrícolas não devem ser generalizadas para todo o setor agrícola, visto que há possibilidades de se tornarem ineficazes, uma vez que os produtores menores não dispõem de recursos para enfrentar riscos e eventuais prejuízos.

O fator terra, por exemplo, é o recurso limitante à obtenção de melhores níveis de renda na propriedade, para esses pequenos produtores, ao mesmo tempo que parece estar sendo usado com fins especulativos pelos maiores produtores.

Capacidade de investimentos, melhoria tecnológica, crédito, volume de produção e, consequentemente, nível de renda, como se sabe, estão vinculados à disponibilidade de terras, bem como ao assalariamento, pois, à medida que a terra disponível para o sustento não é suficiente, os pequenos produtores optam pelo assalariamento, até mesmo em propriedades maiores, a fim de complementar necessidade de sobrevivência.

Parece, portanto, ser de uma importância se faça uma revisão da estrutura fundiária nas regiões estudadas, o que, provavelmente, promoveria a elevação dos padrões de vida da população rural e de suas condições de sobrevivência visando a evitar um grande problema tanto do campo quanto da cidade, o êxodo rural.

5. RESUMO

Este estudo teve por finalidade analisar a determinação de renda e a utilização da mão-de-obra em atividades dentro da Unidade de produção por pequenos produtores da Zona da Mata e do Nordeste de Minas, bem como, mediante o emprego da mão-de-obra, verificar a eficiência distributiva, economicamente, desse fator.

Foram utilizados dados coletados pelo Departamento de Economia Rural, U.F.V., para o «Programa Estadual de Promoção de Pequenos Produtores Rurais (MG-II)», para o ano agrícola 1980/81. Como processo analítico, utilizou-se a estimativa de funções de produção agregadas para cada atividade e estrato, nas duas regiões escolhidas para o estudo.

As principais conclusões foram que a mão-de-obra, apesar de ser um dos principais fatores de produção dos pequenos produtores, em alguns casos, é usada de forma economicamente ineficiente. Com base nas elasticidades parciais de produção, pode-se concluir que seria interesse que alguns produtores dirigissem a mão-de-obra a outras atividades da propriedade, visando, com isso, a auferir maiores lucros. Finalmente, também com base nas elasticidades parciais de produção, a terra é o fator limitante à obtenção de maior produção e, consequentemente, de maior nível de renda.

6. SUMMARY

(AN ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE STRUCTURE OF INCOME IN SUBSISTANT AGRICULTURE IN MINAS GERAIS)

The objective of this study was to analyse the process of income determination and the use of labor among small farmers in two regions of the State of Minas Ge-

rais designated as the Zona da Mata and Nordeste de Minas.

Econometric tools were used to estimate aggregated production functions considering four different sources of income. The analysis of labor indicated that, in some production systems, this resource is not allocated efficiently and that its reallocation would increase the farm profitability.

7. LITERATURA CITADA

1. BANDEIRA, A. L. *Capital labor ratios in small rural farm-households in Brazil*. West Lafayette, Purdue University, 1977. 134 p. (Tese Ph.D.).
2. BARBOSA, T. Agricultura de baixa renda: questões e opções de desenvolvimento. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA RURAL, 15.^a, Viçosa, 1977. *Anais... Política agrícola e agricultura de baixa renda*. Viçosa, s.d. 3v. v.2.
3. GARCIA, J. C. *Análise da alocação de recursos por proprietários e parceiros em áreas de agricultura de subsistência*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1975. 54 p. (Tese M.S.).
4. GIRÃO, J.A. *A função de produção de Cobb-Douglas e a análise inter-regional da produção agrícola*. Lisboa, Fundação Calouste Gulbenkian, 1965. 177 p.
5. HEADY, E. O. & DILLON, J. L. *Agricultural production functions*. Ames, Iowa State College Press, 1969. 667 p.
6. JORDÃO FILHO, A. *Determinantes da renda familiar em áreas de agricultura de subsistência no Estado de Sergipe*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1976. 86 p. (Tese M.S.).
7. KMENTA, J. *Elementos de Econometria*. São Paulo. Atlas, 1978. 670 p.
8. MADDALA, G. S. *Econometrics*. New York, McGraw-Hill, 1977. 516 p.
9. MAGALHÃES, G. F. P. *Renda e lazer em agricultura de subsistência: o caso da Zona da Mata e Campo das Vertentes, MG*. Viçosa U.F.V., Imprensa Universitária, 1976. 44 p. (Tese M.S.).
10. MINAS GERAIS. Secretaria do Estado do Planejamento e Coordenação Geral; Secretaria do Estado da Agricultura; Fundação João Pinheiro. *Programa Estadual de Promoção de Pequenos Produtores Rurais*. Belo Horizonte, s.d., 253 p. (Documento Síntese, 1).
11. PAIVA, R. M. O problema da pobreza na agricultura. In: REUNIÃO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA RURAL, 15.^a, Viçosa, 1977. *Anais... Política agrícola e agricultura de baixa renda*. Viçosa, s.d. 3v. v.1.
12. PANAGIDES, S. S. & FERREIRA, L. R. Absorção de mão-de-obra na agricultura da Zona da Mata de Minas Gerais. In: PANAGIDES, S.S.; FERREIRA, L. R.; CESAL, L. C.; BANDEIRA, A. L.; WHITE JR, T.K.; ROCHA, D. S. *Estudos sobre uma região agrícola: Zona da Mata de Minas Gerais*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1973. P. 23-106. (Série Monográfica, 9).

13. PARK, R.E. Estimation with heterocedastic error terms. *Econometrica*. 34(4): 888, 1966.
14. PERES, F. C. O pequeno produtor e o abastecimento do mercado interno de gêneros alimentícios. *Revista de Economia Rural*, 17(3): 79-83, 1977.
15. TEIXEIRA, T. D. Eficiência técnica em uma agricultura de baixa renda. *Revista de Economia Rural*. 16(3): 9-29, 1978.
16. UNIVERSIDADE FEDERAL DE VIÇOSA, Viçosa. *Programa estadual de pequenos produtores rurais de Minas Gerais — MG-II*. Viçosa, U.F.V., Imprensa Universitária, 1980. p. irr. (Estudo Referencial, 1).
17. YOUNMANS, R. & SCHUH, G.E. Um estudo empírico do mercado de mão-de-obra em um país em desenvolvimento, Brasil. In: ARAÚJO, P.F.C.; SCHUH, G.E. *Desenvolvimento da agricultura; natureza do processo e modelos dualistas*. São Paulo, Liv. Pioneira Ed., 1975. p. 92-173. (Série Estudos Agrícolas, 1).