

UM ESTUDO SOBRE ALOCAÇÃO EFICIENTE DE RECURSOS AO NÍVEL DE EMPRESA RURAL NO SUL DO BRASIL (1)

José F. Noronha

Este é um estudo da eficiência na alocação dos recursos no sul do Brasil, com o objetivo geral de analisar as possíveis diferenças entre funções de produção de fazendas de gado de corte, mistas e de trigo mecanizado.

Os pecuaristas usam terra, mão-de-obra e despesas de operação extensivamente. Os VPMA da terra e das despesas de operação aproximam-se de zero e o da mão-de-obra é muito baixo. Podem auferir maiores lucros aumentando a proporção do capital de investimento em relação aos demais fatores.

As fazendas mistas usam muito pouco capital e mão-de-obra em relação ao fator terra. Este grupo é o único com níveis de uso de mão-de-obra aquém do ponto ótimo. Portanto, há margem para transferência deste fator para as fazendas mistas com ganhos em produtividade para a região e maiores lucros individuais.

As fazendas de trigo atingiram níveis mais altos de produtividade do que as demais. Há evidência de uso adequado da mão-de-obra nestas fazendas, embora terra e capital estejam sendo usados a níveis aquém do ótimo. A alta produtividade do fator terra nestas fazendas é, provavelmente, devida ao uso de insumos modernos e melhor qualidade das terras.

Capital é o insumo mais produtivo. O capital de investimento foi o único insumo com alto nível de produtividade em todos os tipos de fazenda. A formação de capital ao nível da fazenda nessa região certamente elevaria os níveis da produtividade dos outros fatores.

A existência de altos retornos ao capital de investimento na região sugere que uma política de crédito bem formulada poderia conduzir a aumentos substanciais na produção regional.

A produtividade dos recursos na pecuária de corte é bem mais baixa do que nas demais atividades. Portanto, é de se esperar que recursos serão transferidos da produção de gado para fazendas mistas e fazendas de trigo, sob as atuais condições de produção.

1 — INTRODUÇÃO

As altas taxas de crescimento

da economia brasileira nos últimos anos tem provocado aumento na demanda por produ-

(1) Trabalho baseado na dissertação de Ph D. do autor apresentada à Universidade de Kentucky em 1973, e resultada da cooperação entre o Departamento de Economia Rural da Universidade de Kentucky, o Departamento de Economia e Sociologia Rural da Universidade de Ohio e o Centro de Estudos e Pesquisas Econômicas (IEPE) da Universidade Federal do Rio Grande do Sul. Liberado para publicação em 17 de setembro de 1974.

tos agrícolas, como resultado parcial do aumento na renda per capita.

A política de incentivos à exportação também tem afetado positivamente a demanda de produtos agrícolas.

De outro lado, verifica-se que: a) uma grande proporção da sua população ainda depende do setor agrícola; b) a agricultura é caracterizada por métodos tradicionais de produção e baixa produtividade, e c) são altas as taxas de crescimento da população e de urbanização.

Portanto, acréscimos substanciais na produção agrícola são prementes para atender ao consumo doméstico de alimentos e continuar apoiando o processo de desenvolvimento do País.

Políticas de diversificação das exportações e o crescimento do setor agrícola virão afetar a alocação dos recursos ao nível da empresa rural. Sob condições de pleno emprego, aumentos na produção agrícola teriam que advir de deslocamentos para a direita na curva de possibilidades de transformação deste setor. Contudo, pleno emprego não é o caso e assim a produção total pode ser aumentada ou por movimentos ao longo das funções de produção existentes,

ou deslocando-as para cima via mudanças nos níveis de tecnologia, ou ambos. ADAMS (1) prevê que "a maior parte do crescimento agrícola futuro será provavelmente determinado pela criação e adaptação, através da pesquisa, de novas tecnologias apropriadas para o Brasil".

Este estudo trata da alocação dos recursos, nas condições de tecnologia existentes, numa tentativa de avaliar o grau de eficiência dos produtores em combinar seus recursos, sob a pressuposição de que o objetivo de cada um é maximizar lucros. Vários níveis de agregação podem ser considerados em estudos desta natureza, desde o de micro, focalizando as unidades produtivas, até os modelos do setor como um todo. Este estudo é ao nível microeconômico, de três tipos de empresas supostamente diferentes. Focaliza-se a unidade produtiva isoladamente, embora a complexa interação entre produção e consumo nos negócios da empresa rural (fazenda) seja reconhecida.

1.1 — Objetivos

O objetivo geral é identificar e analisar possíveis diferenças na produtividade dos recursos ao nível da empresa rural no Sul do Brasil. Espera-se que tal

estudo venha esclarecer alguns aspectos da alocação de recursos e formação de capital no setor agrícola.

Os objetivos específicos são: a) determinar se existem diferenças entre as funções de produção de três tipos de empresa na região (fazendas de gado de corte, fazendas de trigo mecanizado e fazendas mistas); b) determinar se existem diferenças nos níveis de produtividade dos recursos usados por essas empresas como meio de avaliar a eficiência na alocação dos recursos na região; e c) analisar os possíveis efeitos da atual política de preços (na época da pesquisa, i.e., 1969/70) sobre o uso dos recursos na região e o potencial para formação de capital ao nível da empresa.

1.2 — Modelo Teórico

A análise de função de produção é o modelo econômico básico usado neste estudo. A função de produção é uma construção teórica que descreve um processo de transformação. Um fluxo de serviços dos fatores de produção (inputs) entra no processo e é transformado num fluxo de saída de produtos (outputs), em cada período de produção, dadas as condições da tecnologia conhecida. Esse processo de transformação está sujeito a restrições internas e

externas. As internas são caracterizadas pela forma da função de produção (tecnologia conhecida) e as externas, pelas condições dos mercados de insumos e produtos.

Teoricamente, o empresário tem em mente um objetivo a ser alcançado, ao iniciar o processo produtivo. O objetivo mais comumente aceito é o da maximização do lucro.

As condições de equilíbrio do lucro, podem ser expressas em termos das produtividades marginais dos insumos. É comum demonstrar-se que a melhor alocação dos recursos da empresa é obtida quando: a) a combinação dos insumos é feita de tal maneira que a razão entre a produtividade física marginal e o preço de cada insumo utilizado seja a mesma para todos, e b) a quantidade ótima de cada insumo é obtida quando o valor marginal da produtividade e o custo marginal do mesmo são iguais.

Uma alocação eficiente de recursos entre empresas operando em um mercado de competição perfeita é obtida quando o valor da produtividade física marginal de cada insumo é igual ao seu preço, pago por todas as empresas.

Este modelo é útil para ex-

plicar alocação de recursos porque é possível determinar empiricamente os valores das suas produtividades marginais usando modelos econométricos.

O modelo estocástico usado aqui foi proposto por ZELLNER et. alii (18). A principal pressuposição deste modelo é que o objetivo do empresário é maximizar a esperança matemática da função do lucro. Isto por sua vez implica em pressupor-se que existem duas fontes de erros no processo de maximização de lucros: a) na própria função de produção, e, b) na função de decisão. Erros na função de produção são devidos a fatores tais como clima, doenças e performance de maquinaria, enquanto erros na função de decisão são atribuídas ao agente humano. Ambos os tipos de erros levam a ineficiências que se refletem no tamanho do termo residual do modelo.

A forma geral deste modelo é:

$$Y = A D^{B_1} L^{B_2} K^{B_3} e^{U_0}$$

onde Y = fluxo da produção obtida no processo produtivo quando se usam: D = serviço

do fator terra; L = serviço do fator mão de obra; K = serviço dos fatores de capital, por período produtivo; A = termo constante que reflete o nível da função; B_i (i = 1, 2, 3) = coeficientes parciais de elasticidade de produção dos insumos; e U₀ = termo estocástico do modelo (onde e = base do sistema de logaritmos neperianos). Pressupõe-se que U₀ tem distribuição normal com média zero e variancia constante. Consequentemente e^{U₀} tem uma distribuição lognormal.

A característica mais interessante desse modelo é que a estimativa uni-equacional da forma linear de produção, usando os mínimos quadrados ordinários, conduz a estimativas não tendenciosas dos parâmetros do modelo, ZELLNER et alii (18).

Isto é, as estimativas dos parâmetros da função de produção Cobb-Douglas obtidas através do método dos mínimos quadrados ordinários estão livres do vizez de simultaneidade entre insumos e produto geralmente existente em estudos de função de produção usando dados de corte transversal (cross-section) (2)

(2) DE JANVRY (4), generalizou este resultado. Provou que, sob as pressuposições de maximização do valor esperado do lucro proposto por ZELLNER et. alii (18) «estimar diretamente a função de produção a partir de dados de corte transversal de firmas conduz sempre a estimativas livres do vizez de equações simultâneas, qualquer que seja a forma da função especificada».

2 — PROCEDIMENTO

Este estudo faz parte do Projeto de Formação de Capital (PFC) liderado por uma equipe técnica do Departamento de Economia Agrícola e Sociologia Rural da Universidade de Ohio. O objetivo geral do PFC é estudar o processo de formação de capital na agricultura, mudanças tecnológicas e crescimento do setor agrícola em alguns países em desenvolvimento, RASK, (13).

Os dados brasileiros usados neste estudo foram coletados pelo Centro de Estudos e Pesquisas Econômicas (IEPE) da Universidade Federal do Rio Grande do Sul, no Município de São Borja, RS. Usou-se o processo de entrevista direta aos fazendeiros para obter informações primárias que permitissem estudar diferentes aspectos do comportamento do complexo família-empresa.

SOUZA et alii (16) descreveram a amostragem, a região estudada e analisaram os primeiros resultados do "survey" conduzido no município de São Borja. Esse município se caracteriza por ser o maior produtor de trigo do Brasil. É também classificado, dentro do Estado do Rio Grande do Sul, em nono lugar quanto ao tamanho do rebanho bovino. Outros produtos

de importância econômica são a soja, arroz, milho, linho e mandioca.

A produção de trigo é altamente mecanizada, enquanto a pecuária se caracteriza pelos métodos tradicionais de produção.

A amostra de São Borja foi subdividida em três grupos de empresas, assim classificadas: 67 fazendas de gado de corte, 42 fazendas de trigo mecanizado e 60 fazendas mistas.

Fazendas de gado de corte ou, simplesmente, fazenda de gado foram definidas como as em que "60% ou mais da renda bruta proveniente da venda de animais (incluindo sub-produtos animais) e produtos vegetais, são devidos à venda de animais". Fazendas de trigo mecanizado ou, simplesmente, fazendas de trigo foram definidas como as em que "60% ou mais da venda anual de produtos agrícolas e animais são provenientes da venda de trigo, e cada fazenda tem pelo menos um trator". Fazendas mistas são todas as demais, na amostra, que não se classificaram em qualquer dos dois grupos acima.

O nível de 60% usado para separar grupos de fazendas, embora arbitrário, serviu ao duplo propósito de indicar um grau razoável de especialização das

fazendas e preservar os tamanhos das amostras a níveis aceitáveis do ponto de vista estatístico.

Procurou-se estimar funções de produção para diferentes tipos de fazenda, separadamente, porque isto permite que sejam feitas inferências, acerca da produtividade dos recursos, tanto dentro de cada tipo de empresa como para a região considerada.

Como os dados disponíveis não permitiam que fossem identificadas as quantidades de cada insumo usado, na mesma empresa, para produzir produtos específicos da empresa, tornou-se então necessário considerar como se cada tipo de fazenda usasse os vários insumos na produção de um só produto.

Esse procedimento pode ter implicações teóricas se o grau de especialização "per se" implicar em diferentes níveis de tecnologia. Se esse fosse o caso, quaisquer diferenças entre os três tipos de empresas teriam que ser atribuídas ao critério usado para classificar as fazendas, e não às diferenças reais no uso e combinação dos recursos. Entretanto, DRUMMOND (5) estudando fazendas brasileiras conclui que "a eficiência da firma na produção não está relacionada ao nível de diversificação".

2.1 — Serviços de Fatores de Produção

Os três fatores de produção clássicos foram especificados: terra, trabalho e capital. As definições e critérios usados são baseados no Projeto de Formação de Capital, conforme REICHERT, (14).

Os serviços do fator terra foram medidos em hectares; em termos da área operada pelo empresário; não necessariamente o total que o empresário possui.

Mão-de-obra foi medida pelo número de equivalentes-homens do trabalho familiar e contratado que se utilizou durante o ano em estudo. Um equivalente-homem é definido como uma unidade "standard" de trabalho que tenha prestado 300 dias de serviço por ano. Uma unidade "standard" de trabalho foi definida como sendo um homem entre 18 e 59 anos de idade. Pessoas que não se enquadravam neste intervalo foram ponderadas segundo a capacidade de trabalho efetivo.

Capital foi dividido em duas categorias principais: capital de operação e capital de investimento. Capital de operação, ou circulante, é a soma de todas as despesas efetuadas durante

o ano com as culturas, animais, máquinas e equipamentos, incluindo as despesas gerais. Capital de investimento (fixo ou semifixo) é a soma dos valores de construções e benfeitoriais, equipamento mecanizado, tratores, equipamento não-mecanizado, e animais de produção e de trabalho. Todos os itens de capital foram medidos em cruzeiros.

2.2 — Determinação dos Fluxos de Serviços dos Fatores de Produção

Tanto os insumos como a produção geralmente são especificados em termos de fluxo durante dado período de produção; no presente caso, o ano agrícola 1969/70. Entretanto, nem todos os insumos podem ser medidos em termos de fluxo, diretamente; alguns dados são disponíveis somente em termos dos valores de estoque existente, na ocasião da entrevista. Especificamente são os chamados itens de capital, os quais têm uma vida produtiva superior a um período produtivo. O problema que se coloca, então, é transformar esses estoques em fluxos, que deverão medir os serviços prestados pelos itens de capital durante dado período de produção. Este é um proble-

ma que sempre se apresenta em trabalhos empíricos de função de produção.

Ressalta-se ainda que alguns fatores de produção depreciam, enquanto outros apreciam (aumentam de valor) em termos reais. Para alguns, o fluxo de serviços é relativamente constante durante sua vida útil enquanto para outros esse fluxo varia com a idade do fator de produção. Medidas precisas e detalhadas desses fluxos de serviços requerem uma análise das características de cada fator de produção (item de capital) individualmente ⁽⁸⁾.

O procedimento adotado no presente trabalho é apenas uma aproximação grosseira usada para medir os fluxos dos serviços dos fatores de produção, porque os dados não permitiam análise mais elaborada. Aplicou-se taxas de conversão, sobre os valores dos itens de capital, as quais foram "escolhidas para refletir os custos de oportunidades do capital em investimentos fora da empresa", conforme DRUMMOND (5). Essas taxas de conversão foram determinadas e usadas por Drummond para fazendas brasileiras de características seme-

⁽⁸⁾ Para uma análise detalhada da teoria sobre medidas dos fluxos de serviços dos fatores de produção veja YOTOPOULOS, (17).

lhantes às do presente estudo. Os valores foram: 6% para animais, 4% para estruturas permanentes, 12% para máquinas e equipamentos, e 100% para pespesas de operação em geral.

2.3 — Fluxo de Produção

A produção anual foi medida pela renda bruta da empresa naquele ano, assim definida: renda bruta ou produto total é a soma das vendas de animais e produtos vegetais, mudanças no valor do inventário animal, valor das perdas anormais de animais, valor dos produtos usados para pagamento de aluguel, menos o valor das compras de animais.

O valor das compras de animais e o valor das perdas anormais fazem parte da definição operacional da produção pela seguinte razão: o primeiro entra no valor total da produção através da mudança no inventário, sem ser, na verdade, o resultado do processo produtivo. Portanto teria que ser subtraído. O segundo item (perdas anormais), foi definido como a diferença entre as perdas observadas e um nível de perdas normais determinado estatisticamente a partir dos dados da amostra (*).

Quando o nível de perdas é significativamente grande (isto é, quando perdas anormais ocorrem) os valores observados na variação do inventário de animais e no valor total da produção ficam subestimados. Portanto, o valor das perdas foi adicionado aos demais itens de produção como uma medida corretiva.

2.4 — Ajustamento dos Modelos

Com base na justificativa teórica discutida anteriormente vários modelos de equação única foram especificados, alguns bem desagregados, outros agregando variáveis independentes supostas estreitamente relacionadas. A técnica estatística dos mínimos quadrados ordinários foi usada para ajustar os modelos aos dados da amostra. Verificou-se que os modelos mais desagregados não se ajustavam bem aos dados, provavelmente devido à qualidade das informações disponíveis sobre algumas variáveis independentes. As melhores estimativas obtidas foram com modelos mais agregados, dos quais dois foram escolhidos para análise.

O modelo I inclui terra, trabalho, capital de investimento

(*) Para uma explicação detalhada sobre a determinação das perdas anormais veja REICHERT (14).

QUADRO 1. — Níveis de Uso de Insumos e Produção por Tipo de Fazenda, Médias Aritméticas e Coeficientes de Variação (1), São Borja, 1969/70

Insumo	Fazendas de gado			Fazendas mistas			Fazendas de trigo		
	Quantidade	Porcentagem	C.V.	Quantidade	Porcentagem	C.V.	Quantidade	Porcentagem	C.V.
Terra (ha)									
Cultivada	12,35	2	226	44,60	31	190	104,70	55	162
Pasto natural	476,69	89	150	89,05	61	126	74,73	40	231
Outras terras	50,22	9	219	11,39	8	149	9,94	5	352
Total	539,26	100	151	145,04	100	96	189,37	100	172
Mão-de-obra (eqH)									
Familiar	1,43	56	66	1,57	26	84	1,65	32	61
Contratada	1,11	44	140	4,43	74	152	3,56	68	108
Total	2,54	100	59	6,00	100	114	5,21	100	73
Capital (Cr\$)									
Construções	33.274,78	24	178	39.415,00	21	167	31.498,57	15	140
Máq. e equipamentos	9.153,09	7	142	86.951,03	46	146	125.809,12	60	67
Animais	95.801,49	69	121	62.391,20	33	229	51.066,12	25	163
		100			100			100	
Cap. Investimentos	138.229,36	(96)	123	188.757,23	(82)	145	208.373,81	(77)	74
Despesas c/ culturas	412,87	8	319	16.899,80	40	149	32.713,05	54	92
Despesas c/ máquinas	1.297,51	26	183	20.576,72	49	147	25.037,24	41	100
Despesas c/ criações	1.655,07	33	157	1.545,47	4	230	1.353,67	2	172
Despesas gerais	1.639,10	33	186	2.756,88	7	184	1.707,48	3	139
		100			100			100	
Despesa de operação	5.004,55	(4)	161	41.778,87	(18)	139	60.811,44	(23)	85
Capital total	143.233,91	(100)	123	230.536,10	(100)	138	269.185,25	(100)	70
Produção (Cr\$)	23.429,42		114	122.753,67		156	162.762,12		78

(1) $C.V. = \frac{D.P.}{\bar{X}}$ onde D.P. = desvio padrão e \bar{X} é a média aritmética de cada variável.

e capital de operação, como variáveis independentes.

No modelo II as duas variáveis de capital foram agregadas em uma única.

3 — RESULTADOS, DISCUSSÃO e CONCLUSÕES

As fazendas de gado superam as demais em área com uma média de 539 ha de terra utilizada. As fazendas de trigo operam em média 189 ha e as mistas, apenas 145 ha (quadro 1).

Com relação ao uso da terra os dados da amostra permitem verificar que as fazendas de gado cultivam apenas 2% da terra que operam, 89% estão sob a forma de pastagem natural e 9% constituem "outras terras". Esses fazendeiros geralmente usam alguma terra para culturas, e praticamente não têm pastagens melhoradas.

Nas fazendas mistas, 61% da terra operada estão na forma de pastagem natural, 31% em terra cultivada e 8% são "outras terras".

Nas fazendas de trigo 55% da terra operada são cultivadas, 40% usados como pastagens e 5% são "outras terras". Esta alta porcentagem de terras em pastagens naturais nas fazendas de trigo parece indicar que

têm uma considerável flexibilidade no uso da terra para a produção de trigo.

Com relação ao uso da mão-de-obra, existem também diferenças apreciáveis entre os três tipos de fazendas. A quantidade média nas fazendas de gado é 2,54 eqH., enquanto as mistas e as de trigo usam 6,7 eqH. e 5,21 eqH., respectivamente. Do total da mão-de-obra utilizada, a família contribui com 56% nas fazendas de gado, 26% nas mistas e 32% nas de trigo.

As maiores diferenças entre esses tipos são encontradas nas estruturas de capital, particularmente entre as fazendas de gado e as de trigo. O valor médio dos investimentos das fazendas de trigo é quase o dobro dos investimentos equivalentes das fazendas de gado, excluindo terras.

A forma do capital de investimento também varia consideravelmente; fazendas de gado têm 96% de seu capital investido em gado, máquinas e equipamentos, e animais, enquanto as fazendas mistas e as de trigo investem 82% e 77% nesses itens, respectivamente.

As fazendas de trigo aplicam relativamente mais em

máquinas e equipamentos enquanto as de gado se concentram nos investimentos em rebanhos e construções (quadro 1).

Os coeficientes de variação de cada variável considerada estão acima de 100%, para a maioria delas. Mão-de-obra familiar é a única que apresenta um C.V. consistentemente abaixo de 100 em todos os tipos de fazenda. Este fato é consistente com a importância da mão-de-obra familiar nos negócios da fazenda.

Outra característica impor-

tante é a posse da terra. As fazendas de gado são operadas essencialmente pelos próprios donos das terras (quadro 2). As fazendas de trigo, ao contrário, geralmente alugam de outros pelo menos parte das terras. Aproximadamente 33% das fazendas de trigo alugam toda a terra de outros, e somente 5% não alugam nenhuma terra de outros. Essas diferenças com relação à posse da terra explica, em parte, as diferenças observadas quanto à estrutura de capital dos três tipos de fazendas.

QUADRO 2. — Distribuição de Frequência das Fazendas da Amostra Segundo Classe de Posse da Terra e Tipo de Fazenda, São Borja, 1969/70

Classe de posse da terra (1)	Faz. de gado		Faz. mistas		Faz. de trigo	
	N.º	Porcentagem	N.º	Porcentagem	N.º	Porcentagem
A	15	23	7	12	2	5
B	3	5	7	12	17	40
C	41	61	21	35	2	5
D	0	0	17	28	14	33
E	8	11	8	13	7	17
Amostra	67	100	60	100	42	100

(1) A = Não aluga terra de outros nem para outros.

B = Opera terra própria e aluga de outros. Podê alugar mais de 50% das terras operadas, mas não aluga para outros.

C = Opera parte de suas terras e aluga o restante para outros.

D = Aluga de outros toda a terra operada.

E = Outros sistemas.

3.1 — Estimativas Empíricas

Algumas das estimativas estatísticas são bem semelhantes entre os três tipos de fazendas em ambos os modelos selecionados. Por exemplo, todas as três funções apresentam um coeficiente de determinação múltipla corrigido

(R^2 corrigido) variando entre 0,80 e 0,86, e um alto nível de significância do ajustamento do modelo, segundo o teste de F (quadro 3). Outros pontos onde há semelhança nos resultados e relacionam-se com os retornos à escala e multico-linearidade.

QUADRO 3. — Características das Funções de Produção Estimadas, Segundo o Tipo de Fazenda, São Borja, 1969/70

Modelo e características	Faz. de gado	Faz. mistas	Faz. de trigo
Modelo I			
\bar{R}^2 (corrigido)	0,8133	0,8593	0,8588
Valor de F (1)	75,3010	91,0864	63,3334
S^2	0,0434	0,2856	0,1457
Y.X			
g.l.	62	55	37
Ret. à escala (2)	1,0600	1,0318	1,0826
(D.P.)	(0,0970)	(0,1048)	(0,0903)
Modelo II			
\bar{R}^2 (corrigido)	0,7987	0,8641	0,8570
Valor de F (1)	85,1348	126,0580	82,9344
S^2	0,0495	0,2807	0,1466
Y.X			
g.l.	63	56	38
Ret. à escala (2)	1,0126	1,0316	1,0951
(D.P.)	(0,1012)	(0,1021)	(0,0755)

(1) Todos os valores de F são estatisticamente significantes ao nível de 1% de probabilidade.

(2) Nenhum dos retornos à escala foi significativamente diferente de um, a nível de 1% de probabilidade.

3.1.1 — Retornos à escala

A soma das estimativas das elasticidades parciais de produção é geralmente considerada como a estimativa dos re-

tornos à escala. Nesse sentido os resultados apresentados no quadro 3 indicam que a produção agrícola da região em estudo está sujeita a retornos constantes à escala. A so-

ma das elasticidades de produção (para cada tipo de fazenda) não difere estatisticamente da unidade ao nível de 1% de probabilidade (5).

Resultados semelhantes têm sido obtidos em vários outros países, como nos estudos de HEADY (7) e YÓTOPOULOS (17).

3.1.2 — Viés de especificação

Como a variável administração não foi incluída no modelo, as estimativas das elasticidades parciais de produção (e conseqüentemente, os retornos à escala) estão sujeitos a um viés de especificação. A direção do viés depende da associação entre as variáveis especificadas e a administração. Existem razões teóricas para se acreditar "a priori" que retornos constantes à escala prevalecem se todos os insumos são incluídos. Na verdade, a exclusão do insumo administração levaria a uma subestimação dos retornos à escala, pressupondo-se que esse insumo varia menos que proporcionalmente quando há variações nos insumos especificados, dentro dos limites de variação

das observações da amostra, YOTOPOULOS (17). Omitir administração no modelo Cobb-Douglas de função de produção implica em que as inferências têm que ser feitas em termos de firma média. Pois tal procedimento pressupõe, implicitamente, que a estimativa da função é baseada no nível médio de administração na amostra, MUNDLAK (9).

3.1.2 — Multicolinearidade

Sempre que variáveis explicativas estão correlacionadas entre si em análise de regressão a multicolinearidade está presente. "De interesse particular são os casos de alto grau de multicolinearidade, que surgem sempre que uma variável explicativa está altamente correlacionada com outra variável explicativa ou com uma combinação de outras variáveis explicativas. Multicolinearidade "é uma questão de grau e não de espécie", KMENTA (8).

A mais séria consequência de um alto grau de multicolinearidade é a superestimação dos desvios-padrões dos coeficientes de regressão. Isto implica que a probabilidade de

(5) Esses resultados devem ser interpretados com o devido cuidado, porque a variável administração foi especificada nos modelos, e outras variáveis relevantes podem ter sido omitidas, também. Algumas tentativas têm sido feitas para evitar esse viés de especificação em outros estudos mas sem sucesso, SORENSON (15).

cometer um erro do tipo II aumenta consideravelmente. Isto é, o teste de t aplicado aos coeficientes de regressão individualmente deixa de rejeitar a hipótese nula, quando deveria, com maior frequência quando existe problema sério de multicolinearidade.

Os coeficientes de correlação linear simples entre pares de variáveis explicativas são usualmente considerados como indicadores de multicolinearidade. Neste estudo, altos níveis de correlação entre investimentos de capital e despesas de operação resultaram em problemas de multicolinearidade no modelo I (quadro 4).

QUADRO 4. — Matriz dos Coeficientes de Correlação Linear Simples entre as Variáveis Especificadas, nas Três Sub-Amostras, São Borja, 1969/70

Variável e sub-amostra	Variável					
	X ₁	X ₅	X ₉	X ₂₇	X ₃₀	X ₄₁
X ₁ = Produção						
Faz. de gado	1.00					
Faz. mistas	1.00					
Faz. de trigo	1.00					
X ₅ = Terra						
Faz. de gado	0.55	1.00				
Faz. mistas	0.10	1.00				
Faz. de trigo	0.60	1.00				
X ₉ = Mão-de-obra						
Faz. de gado	0.52	0.31	1.00			
Faz. mistas	0.80	0.17	1.00			
Faz. de trigo	0.70	0.44	1.00			
X ₂₇ = Capital de investimento						
Faz. de gado	0.90	0.57	0.48	1.00		
Faz. mistas	0.89	0.25	0.79	1.00		
Faz. de trigo	0.87	0.59	0.77	1.00		
X ₃₀ = Capital de operação						
Faz. de gado	0.79	0.48	0.49	0.87	1.00	
Faz. mistas	0.90	0.06	0.76	0.87	1.00	
Faz. de trigo	0.87	0.40	0.64	0.79	1.00	
X ₄₁ = Capital total						
Faz. de gado	0.89	0.55	0.49	0.98	0.94	1.00
Faz. mistas	0.93	0.13	0.80	0.95	0.98	1.00
Faz. de trigo	0.91	0.47	0.70	0.88	0.98	1.00

Com o modelo II, no qual essas duas variáveis foram agregadas na variável capital, esperava-se resolver o problema. Mas a nova variável (capital) está também altamente correlacionada com mão-de-obra nas amostras de fazendas mistas e fazendas de trigo.

Os resultados empíricos revelam que os problemas de multicolinearidade existentes nessas amostras não afetaram seriamente os testes das elasticidades de produção, mas as variâncias dos valores das produtividades marginais dos insumos foram seriamente afetadas. Consequentemente, os intervalos de confiança inicialmente calculados para os VPMA não foram apresentados (9).

3.2 — Função de Produção para Gado de Corte

O modelo I, incluindo mão-de-obra, terra e duas variáveis capital explica 82% da variação na produção de gado de corte (quadro 5).

A elasticidade de produção do capital de investimento é 0,8148 o que indica uma alta resposta na produção e variações nesse insumo. A elasticidade de produção das despe-

sas de operação, por outro lado, não foi significativamente diferente de zero, mesmo ao nível de 25% de probabilidade. Além disso, esta elasticidade tem o sinal negativo ao invés do sinal positivo esperado.

As elasticidades de produção da terra e da mão-de-obra são significativamente diferentes de zero aos níveis de 25% e 5% de probabilidade, respectivamente. Mas indicam que respostas na produção de gado devido a variações nessas variáveis são bem inferiores as respostas aos investimentos de capital (gado, benfeitorias e equipamentos, principalmente o primeiro).

A variável capital de investimento contribui com a maior parte da explicação das variações na produção em ambos os modelos. Muito pouco é explicado pelas demais variáveis. Este pode ser um problema de estimação apontado por RAO e MILLER (12) como muito frequente em pesquisas empíricas, quando a variável dependente é, de algum modo, funcionalmente relacionada com uma variável independente em proporção relativamente fixa. Esta relação funcional é bastante provável existir no caso da produção

(9) Para o cálculo da Var. (VPMA) ver CARTER & HARTLEY (2).

QUADRO 5. — Coeficientes de Regressão, Valores das Produtividades Média e Marginal, Médias Geométricas e Coeficiente de Determinação Múltipla Corrigido (\bar{R}^2), Fazendas de Gado, São Borja, 1969/70

Modelo, insumo e produção	Coefficiente de regressão (¹) (D.P.)	Valor do produto médio	Valor do produto marginal (²)	Média geométrica
Modelo I ($\bar{R}^2 = 0,82$):				
Constante	0,9656 ^a (0,2107)	—	—	—
Terra (ha)	0,0448 ^c (0,0569)	53,28	(2,39)	246,00
Mão-de-obra (eqH)	0,2007 ^b (0,1072)	6.182,54	1.240,84	2,12
Capital de Investimento (Cr\$)	0,8148 ^a (0,1116)	2,88	2,35	4.544,00
Despesas de operação (Cr\$)	-0,0003 (0,0828)	6,56	(-0,00)	1.997,00
Modelo II ($\bar{R}^2 = 0,80$):				
Constante	1,0337 ^a (0,2185)	—	—	—
Terra (ha)	0,0769 ^d (0,0598)	6.182,54	(4,10)	2,12
Mão-de-obra (eqH)	0,1969 ^b (0,1138)	2,88	1.217,34	4.544,00
Capital (Cr\$)	0,7388 ^a (0,0687)	1,90	1,41	6.890,00
Produção (Cr\$)	—	—	—	13.107,00

(¹) a, b, c, d e indicam significância estatística aos níveis de 1, 5, 10, 12 e 25 por cento de probabilidade, respectivamente.

(²) Todos os VPMA foram computados aos níveis das médias geométricas dos insumos e da produção. Os VPMA entre parêntesis foram calculados com elasticidades de produção não significantes aos níveis de 10 por cento.

de gado por métodos tradicionais, entre as variáveis valor do rebanho e valor da produção. Estes autores também chamam a atenção para o fato de que não é possível determinar a priori "se uma variável é na verdade supérflua ou se é uma consequência da presença de uma variável dominante". No presente caso, dois fatores parecem explicar o efeito dominante da variável investimento de capital na produção: a) o baixo nível de tecnologia predominante na região, e, b) o uso extensivo do fator terra na produção de gado. Foi observado anteriormente que 96% do capital total nessas fazendas está sob a forma de investimentos de capital, e que o valor do rebanho representa 69% deste item de capital.

Em termos de alocação ótima de recursos, as estimativas dos valores das produtividades físicas marginais indicam que terra e despesas de operação estão sendo usados a níveis excessivamente altos, comparados com outras variáveis. A menos que o custo de oportunidade da terra seja nulo, é evidente a ineficiência econômica no uso deste fator de produção. Decrescendo-se a quantidade de terra "ceteris paribus", levar-se-ia a aumento nos lucros.

A estimativa do VPMA dos in-

vestimentos de capital é Cr\$ 2,35 em termos de valor da produção, por cruzeiro adicional usado no processo produtivo (Modelo I). Quando se considera o capital total (Modelo II), o retorno ao capital decresce para Cr\$ 1,41 por cruzeiro adicional usado.

A agregação das variáveis capital afetou ligeiramente a elasticidade da variável terra, que aumentou de 0,04 para 0,08 tornando-se significativamente diferente de zero, ao nível de 10% de probabilidade. A mudança no VPMA da terra foi insignificante.

3.3 — Função de Produção para as Fazendas Mistas

Ambos os modelos explicam 86% da variação na produção das fazendas mistas. As elasticidades de produção de todos os insumos, exceto terra, são significativamente diferentes de zero ao nível de 5% de probabilidade (quadro 6). A elasticidade de produção do fator terra, além de não significativa, traz o sinal negativo. Uma explicação plausível para o sinal negativo pode ser encontrado na composição do grupo das fazendas mistas. Desde que este grupo inclua tanto fazendas com uso intensivo como fazendas com uso extensivo da terra, o efeito líquido de variações na quanti-

QUADRO 6. — Coeficientes de Regressão, Valores das Produtividades Média e Marginal, Médias Geométricas e Coeficiente de Determinação Múltipla Corrigido (\bar{R}^2), Fazendas Mistas, São Borja, 1969/70

Modelo, insumo e produção	Coefficiente de regressão (1) (D.P.)	Valor do produto médio	Valor do produto marginal (2)	Média geométrica
Modelo I ($\bar{R}^2 = 0,86$):				
Constante	1,2109 ^a (0,3467)	—	—	—
Terra (ha)	-0,0758 (0,0856)	384,25	(-29,09)	89,10
Mão-de-obra (eqH)	0,2512 ^b (0,1315)	9.743,02	2.447,45	3,51
Capital de Investimento (Cr\$)	0,4775 ^a (0,1482)	5,18	2,47	6.607,00
Despesas de operação (Cr\$)	0,3789 ^a (0,0908)	3,54	1,34	9.661,00
Modelo II ($\bar{R}^2 = 0,86$):				
Constante	0,9275 ^a (0,3363)	—	—	—
Terra (ha)	-0,0532 (0,0779)	384,25	(-20,42)	3,51
Mão-de-obra (eqH)	0,2481 ^b (0,1287)	9.743,02	2.417,24	6.607,00
Capital (Cr\$)	0,8367 ^a (0,0825)	1,82	1,52	18.763,00
Produção (Cr\$)	—	—	—	34.198,00

(1) a, b, c, d e e indicam significância estatística aos níveis de 1, 5, 10, 12 e 25 por cento de probabilidade, respectivamente.

(2) Todos os VPMA foram computados aos níveis das médias geométricas dos insumos e da produção. Os VPMA entre parêntesis foram calculados com elasticidades de produção não significantes aos níveis de 10 por cento.

dade de terra operada pode eventualmente tornar-se negativo. Aumentos na quantidade de terra usada por alguns fazendeiros podem estar provindo do aluguel de terras de outros do mesmo grupo. Este resultado é mais provável em grupos de fazendas mistas, mas isto não quer dizer que é sempre assim. Elasticidades de produção do fator terra, com sinais positivos e estatisticamente significantes tem sido encontradas em funções de produção para fazendas diversificadas, DRUMOND (5).

Os VPMA deste grupo também revelam a presença de ineficiência econômica na alocação dos recursos. Terra está sendo usada em proporções maiores que o desejável sob o ponto de vista de maximização de lucros (quadro 6). Mão-de-obra, por outro lado, com VPMA = Cr\$ 2.477,45 está sendo sub-utilizada já que o salário médio na região é de apenas Cr\$ 1.725,00 por equivalente-homem. Portanto, mais mão-de-obra pode ser lucrativamente usada nas fazendas mistas da região. O VPMA das variáveis de capital também indicam uso baixo do nível ótimo nessas empresas. As margens brutas de retorno ao capital são de 34% para despesas de operação e 147% para capital de investimento (Modelo I). No a-

gregado, i. e., considerando-se o capital total (Modelo II) essa margem é de 52%.

Em resumo, os recursos não estão sendo alocados da maneira econômica mais eficiente, considerando-se as normas da teoria neo-clássica da produtividade marginal. Os resultados sugerem que o grupo de fazendas mistas pode aumentar os lucros alugando parte de suas terras para outros, contratando mais mão-de-obra e aumentando o uso de capital, principalmente sob a forma de investimentos de médio e longo prazos.

3.4 — Função de Produção para Fazendas de Trigo

Os modelos especificados explicam cerca de 80% da variação da produção nas fazendas de trigo. A elasticidade de produção da mão-de-obra apresenta-se com o sinal positivo, como era de se esperar, mas não difere de zero, ao nível de 5% (Modelo I). No modelo II, onde as duas variáveis capital são agregadas em uma, a elasticidade de produção da mão-de-obra sobe de 0,05 para 0,10 tornando-se então significativo ao nível de 25% de probabilidade. Esta pequena variação no valor absoluto e no nível de significância da elasticidade de produção de mão-de-

-obra podem ser atribuídos à agregação das variáveis capital que estão altamente correlacionadas. Medidas mais perfeitas dos fluxos de serviços das variáveis de capital provavelmente melhorariam as estimativas de todas as elasticidades de produção. Outra maneira de melhorar a qualidade das estimativas seria considerar e medir explicitamente variação na qualidade dos fatores de produção, principalmente terra e mão-de-obra. A dificuldade está em encontrar uma boa medida de qualidade dos insumos.

As elasticidades de produção dos fatores terra e investimentos de capital são altamente significantes. E a elasticidade de produção do capital de operação é particularmente alta (0,55). Esta alta resposta a variações no capital de operação associada com intensivo uso da terra é consistente com o fato da maioria dos triticultores alugarem parte ou toda a terra que operam (quadro 7).

O VP_{Ma} da mão-de-obra no modelo II permite concluir, cautelosamente, que há alguma resposta positiva na produção ao uso adicional de mão-de-obra. Embora um pouco acima da média regional de salários pagos, não pode se

afirmar que VP_{Ma} da mão-de-obra seja significativamente diferente do salário médio, principalmente se se considerar que a mão-de-obra usada na produção de trigo (mecanizada) deve auferir salários acima da média regional. Portanto, pode-se concluir que as empresas produtoras de trigo estão usando a quantidade economicamente mais eficiente de mão-de-obra.

Por outro lado, a sub-utilização da terra fica evidenciada quando se compara o VP_{Ma} deste insumo com o custo de oportunidade do mesmo. Segundo NOSKOSKY (10), o custo de oportunidade da terra, medido pela taxa de juros sobre o capital investido, era de Cr\$ 12,48 por hectare na época da pesquisa. Como o VP_{Ma} foi de Cr\$ 193,00 para esse insumo (Modelo I), infere-se que há margem para aumentos nos lucros das empresas da região através do uso adicional do fator terra.

Capital está também sendo usado a níveis abaixo do ótimo, na produção de trigo. Capital de investimento e capital de operação apresentam retornos de Cr\$ 2,83 e Cr\$ 1,44 na forma de produção, por cruzeiro adicional usado na produção de trigo, respectivamente (Modelo I). Considerando-se

QUADRO 7. — Coeficientes de Regressão, Valores das Produtividades Média e Marginal, Médias Geométricas e Coeficiente de Determinação Múltipla Corrigido (\bar{R}^2), Fazendas de Trigo, São Borja, 1969/70

Modelo, insumo e produção	Coeficiente de regressão ⁽¹⁾ (D.P.)	Valor do produto médio	Valor do produto marginal ⁽²⁾	Média geométrica
Modelo I ($\bar{R}^2 = 0,82$):				
Constante	0,7471 ^b (0,4137)	—	—	—
Terra (ha)	0,1235 ^a (0,0498)	1.564,00	193,26	74,96
Mão-de-obra (eqH)	(0,0491) (0,1119)	28.750,00	(1.413,01)	4,08
Capital de Investimento (Cr\$)	0,3599 ^a (0,1435)	7,86	2,83	14.928,00
Despesas de operação (Cr\$)	0,5501 ^a (0,1033)	2,62	1,44	44.751,00
Modelo II ($\bar{R}^2 = 0,80$):				
Constante	0,6331 ^c (0,4116)	—	—	—
Terra (ha)	0,1393 ^a (0,0463)	1.564,00	217,98	74,96
Mão-de-obra (eqH)	0,0959 ^d (0,1018)	28.750,00	2.759,83	4,08
Capital (Cr\$)	0,8599 ^a	1,92	1,65	61.249,00
Produção (Cr\$)	—	—	—	117.300,00

(1) a, b, c, d e e indicam significância estatística aos níveis de 1, 5, 10, 12 e 25 por cento de probabilidade, respectivamente.

(2) Todos os VPMA foram computados aos níveis das médias geométricas dos insumos e da produção. Os VPMA entre parêntesis foram calculados com elasticidades de produção não significantes aos níveis de 10 por cento.

o capital total (Modelo II) a taxa de retorno marginal é de 65% (quadro 7).

Em resumo, os fatores capital e terra apresentam altas produtividades marginais dado o baixo nível de uso desses insumos, enquanto a mão-de-obra se encontra a um nível eficiente de uso. Deve-se ressaltar que esse tipo de fazenda é o único que apresentou alta produtividade marginal do fator terra. Esse é um caso raro em países onde a terra é considerada um fator abundante.

3.5 — Análise Comparativa

As análises precedentes das funções de produção individuais mostraram que os recursos não estão sendo alocados

na maneira mais rentável dentro de cada tipo de fazenda. Essas fazendas estão todas localizadas numa região relativamente homogênea e com certo grau de mobilidade dos recursos. Portanto, torna-se imperativo analisar a alocação dos recursos entre fazendas tentando identificar possíveis tendências futuras no uso dos recursos na região.

A análise preliminar, descritiva, dos três tipos de fazendas mostrou que diferem significativamente em muitos aspectos. O teste estatístico de CHOW (3) confirma esse resultado; indica a rejeição da hipótese nula, ou de igualdade entre todas as funções de produção, ao nível de 5% de probabilidade (quadro 8).

QUADRO 8. — Comparação das Funções de Produção entre Tipos de Fazenda, pelo Teste de Chow, São Borja, 1969/70

Tipo de fazenda	Modelo I		Modelo II	
	Valor de F (1)	g.l. (2)	Valor de F (1)	g.l. (2)
Gado Vs trigo	9,35 ^a	(5;99)	3,44 ^b	(4;101)
Gado Vs mistas	3,14 ^b	(5;122)	0,71	(4;124)
Trigo Vs mistas	1,37	(5;92)	1,62	(4;94)
Os 3 tipos	4,35 ^a	(8;161)	2,07 ^b	(6;163)

(1) a, b e c indicam significância estatística aos níveis de 1,5 e 10 por cento de probabilidade, respectivamente.

(2) (N;D) onde N = graus de liberdade do numerador, D = graus de liberdade do denominador.

Os resultados indicam que a hipótese de igualdade entre as funções de produção de gado de corte e de trigo deve ser rejeitada, ao nível de 5% de probabilidade (Modelos I e II). O modelo I conduz a este mesmo resultado, quando se compara fazendas de gado de corte com fazendas mistas. Entretanto, nenhum dos dois modelos conduz à rejeição da hipótese nu-

la, ao nível de 5% quando as funções de produção de trigo e de fazendas mistas são comparadas.

Uma análise mais detalhada das diferenças entre os três tipos de fazendas foi feita comparando-se as elasticidades de produção dos diferentes insumos (quadro 9).

QUADRO 9. — Estimativas de F ⁽¹⁾ Usadas para Testar Diferenças entre Elasticidades de Produção dos Insumos (Modelo I), São Borja, 1969/70

Insumo	Gado Vs mistas	Mistas Vs trigo	Gado Vs trigo
Constante	0,71	2,35	0,62
Terra	2,48	16,19 ^b	1,94
Mão-de-obra	0,14	4,86 ^a	1,87
Capital de investimento	5,30 ^b	1,10	13,66 ^a
Despesas de operação	13,03 ^a	5,01 ^b	37,13 ^a
g.1. ⁽²⁾	(1;122)	(1;92)	(1;99)

(1) a, b e c indicam significância estatística aos níveis de 1,5 e 10 por cento de probabilidade, respectivamente.

(2) (N; D) onde N = graus de liberdade do numerador, D = graus de liberdade do denominador.

Diferenças estatisticamente significantes foram encontradas entre as elasticidades de produção do fator capital, quando se comparou as fazendas de gado de corte com as mistas, bem como as de gado com as de trigo. Quando as

fazendas mistas e as de trigo foram comparadas, encontrou-se também diferenças estatisticamente significantes entre as elasticidades de produção dos fatores mão-de-obra, terra e despesas de operação. Apenas capital de investimento

não apresentou diferenças estatisticamente significantes ao nível de 5% de probabilidade, neste caso.

Com respeito ao termo constante da função de produção, não se encontrou evidência para rejeitar a hipótese de que era o mesmo em todos os pares de função de produção estudados, ao nível de 5% de probabilidade.

Os resultados da análise comparativa mostram que, em geral os recursos da região estão sendo mal alocados.

A eficiência econômica no uso dos recursos poderia ser substancialmente aumentada através da simples re-alocação dos recursos existentes. O excesso de mão-de-obra e terra que está sendo usado nas fazendas de gado de corte poderia ser transferido para as fazendas mistas e as de trigo, aumentando desta forma o nível de eficiência. As fazendas mistas poderiam também alugar mais terras para as fazendas de trigo onde a produtividade marginal desse fator é alta. Entretanto, os resulta-

dos sugerem que o fator capital é o recurso limitante. Os retornos ao fator capital são altos, principalmente na forma de investimentos de longo prazo (7). Este resultado sugere que existem ineficiências no mercado de capital, cuja oferta parece não satisfazer a alta demanda existente (8). RAO (11) encontrou que "tipos de fazendas representando agricultura de pequena escala, parecem estar enfrentando racionamento de crédito "enquanto as grandes fazendas mecanizadas "parecem estar relativamente livres de restrições de capital". Racionamento de capital pode existir nesse caso, embora nenhum dos três tipos de fazendas possa ser considerado de agricultura em pequena escala.

Re-alocação dos recursos pode também ser obtida através de política econômica. Se a política de subsídio à produção de trigo fosse eliminada, mudanças consideráveis poderiam ocorrer no uso dos recursos da região. Equipamentos de mecanização e fertilizantes atualmente usados na produção de trigo seriam provavel-

(7) Esta alta produtividade do fator capital é evidência favorável à formação de capital ao nível da fazenda, e independe do tipo de fazenda.

(8) Pode ser também o caso de auto-acionamento de capital causado por riscos e incertezas.

mente transferidos para produção em fazendas mistas e de gado ⁽⁹⁾. Consequentemente, maiores níveis de produtividade seriam atingidos por esses dois tipos de fazendas. Entretanto, enquanto persistir a política de subsídio, é provável que alguns recursos serão transferidos da produção em fazendas de gado de corte para as mistas e tritícolas, que oferecem maiores retornos aos investimentos ⁽¹⁰⁾.

Trigo e soja, que são produtos complementares, e carne estão sujeitos a contínuos aumentos na demanda. Consequentemente, os preços relativos desses produtos poderão não mudar significativamente no curto prazo. Dessa forma, a posição competitiva da pecuária de corte no sul do Brasil continuará a depender de mudanças significantes na tecnologia da produção.

A STUDY OF ALLOCATIVE EFFICIENCY AT THE FARM LEVEL IN SOUTHERN BRAZIL

SUMMARY

This is a study of the economics of resource allocation in Southern Brazil. The specific objectives are: a) to determine possible differences between production functions of three types of farms in the region: beef cattle, mechanized wheat farms and «mixed» farms; b) to determine differences in productivity levels, as measured by the production estimates, as a means to appraise resource allocative efficiency; c) to determine possible effects of the current price policy on the pattern of resource use in the region.

Cattle farmers are using land, labor and operating expenses very extensively. The MVPs of land and operating expenses are practically zero, and the MVP of labor is very low. These farmers are usually owneroperators and rely mostly on family labor. They can increase profits by increasing the proportion of working assets, particularly in the form of cattle, to other inputs.

Mixed farms use too little capital and labor, while land is being used beyond the profitable point. Results indicate that these farms are potential users of additional labor. They are the only ones in the region with underinvestment in labor.

(9) Parte da maquinaria e equipamento usados na produção de trigo não pode ser adaptada para a produção de outras culturas e criações no curto prazo. Desta forma, o processo de ajustamento seria relativamente lento.

(10) ENGLER (6), mostra que a melhor alternativa econômica para os pecuaristas na região é deixar a pecuária em favor de uma combinação trigo-soja, a menos que os preços da carne e o nível de tecnologia da produção pecuária aumentem substancialmente.

Wheat farmers have attained the highest productivity levels in the region. There is evidence of adequate use labor by these farmers with underinvestment in land and capital. This farm type presents a rare case of high productivity of land. The explanation for high land productivity appears to be the use of modern inputs (including mechanized equipment) and possibly a better quality of land. Intensive use of land is also explained the fact that wheat farmers usually rent most of their land from others.

The most productive input is capital. Working assets represent the only input which has consistently very high MVP as well as AVP across all types. Increases in capital formation would certainly increase the MVP of other inputs as well.

This general high return to capital investment suggest that a well formulated credit policy would result in substantial increases in agricultural production.

Cattle farms have relatively low average and marginal productivities as compared to mixed and wheat farms.

Therefore, it is logical to expect resources to be transferred from beef cattle production into mixed farming and wheat production, respectively, under present situation.

LITERATURA CITADA

1. ADAMS, Dale W. Agricultural development strategies in Brazil 1950-70. Columbus, Ohio State Univ., 1970. 37p.
2. CARTER, H. O. & HARTLEY, H. O. A variance formula for marginal productivity estimates using the Cobb-Douglas function. *Econometrica*, 26 (2):306-313, abr. 1958.
3. CHOW, Gregory C. Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28 (3):591-605, jul. 1960.
4. DE JANVRY, Alain. The generalized power production function. *Jour. Agr. Econ.*, 54 (2):234-237, may 1972.
5. DRUMMOND, Harold Evan. An economic analysis of the farm enterprise diversification and associated factors in two regions of Minas Gerais, Brasil. Lafayette, Indiana, Purdue Univ., 1972. 189p. (Tese de Ph. D. não publicada).
6. ENGLER, Joaquim J. de Camargo. Alternative interprise combinations under various price policies on wheat and cattle farms in Southern Brazil. Columbus, Ohio State Univ., 1971. 221p. (Tese de Ph. D. não publicada).
7. HEADY, Earl O. & DILLON, John L. Agricultural production functions. Ames, Iowa State Univ., 1961. 667p.

8. KMENTA, Jan. Elements of econometrics. New York, Mac-Millan Co., 1971. 655p.
9. MUNDLAK, Y. Empirical production functions free of management bias. Jour Farm Econ., 43 (1):44-56, jan. 1961.
10. NOSKOSKI, Carlos. Análise econômica do uso de corretivos na cultura do trigo, safra 1969 - Ibirubá, RS. Porto Alegre, IEPE, 1971. 91p. (Tese de M. S.)
11. RAO, Bodepudi Presada. The economics of agricultural credit: use in Southern Brazil. Columbus, Ohio State Univ., 1970. 161p. (Tese de Ph. D. não publicada).
12. RAO, P. & MILLER, R. LeRoy. Applied econometrics. Belmont, Cal., Wadsworth Pub. Co., 1971. 235p.
13. RASK, Norman & MEYER, Richard L. Analysis of capital formation and technological innovation at the farm level in LDC's. Columbus, Ohio State Univ., 1972. 47p. (Agr. Econ. Res. Series).
14. REICHERT, Allen. Capital formation project — Summary data set: coding format, variable description and source location. Columbus, Ohio State Univ., 1972. 36p.
15. SORENSON, Donal M. Capital productivity and management performance in small farm agriculture in Southern Brazil. Columbus, Ohio State Univ., 1968. 164p. (Tese de Ph. D. não publicada).
16. SOUZA, Eli de Moraes et alii. Formação de capital e mudanças tecnológicas ao nível de empresas rurais, São Borja, RS. Porto Alegre, IEPE, 1972. 51p. (Estudos e Trabalhos Mimeografados, 20).
17. YOTOPOULOS, Pan A. Allocative efficiency in economic development. Athens, CPER, 1967. 313p.
18. ZELLNER, A.; KMENTA, J.; DREZE, J. Specification and estimation of Cobb-Douglas production function models. Econometrica, 34 (4):784-795, out. 1966.

“AGRICULTURA EM SÃO PAULO”

BOLETIM TÉCNICO DO INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA

Comissão Editorial: Antônio Augusto Botelho Junqueira
Décio Sodrzeieski
Ismar Florêncio Pereira
Luiz Henrique de Oliveira Piva
Natanael Miranda dos Anjos
Paul Frans Bemelmans
Paulo David Criscuolo

Bibliografia: Gabriella Menni Ferreri



Endereço:

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA

Centro Estadual da Agricultura
Av. Miguel Stefano, 3.900
04301 - São Paulo, SP

Caixa Postal, 8114
01000 - São Paulo, SP