

# **A CONTRIBUIÇÃO DA EDUCAÇÃO NA PRODUÇÃO AGRÍCOLA**

José Leonardo Ribeiro\*

## **SINOPSE**

O presente estudo tenta estimar taxas de retorno ao investimento em educação, considerando dois aspectos: número médio de anos de educação formal do produtor e diferentes níveis de educação entre eles.

A região escolhida para o estudo é aquela na qual foi implementado o Programa de Assentamento Dirigido do Alto Paranaíba (PADAP), no Estado de Minas Gerais.

As taxas de retorno ao investimento em educação foram determinadas através da combinação de duas técnicas: análise de "cash-flow" e função de produção. Os resultados revelaram uma taxa de retorno ao investimento em educação da ordem de 24,78%, quando se considera o número médio de anos de educação formal do produtor; por outro lado, quando taxas de retorno são calculadas para diferentes níveis de educação, o nível 4 a 8 anos de educação formal foi aquele que apresentou a maior taxa de retorno (25,45%).

## **SUMMARY**

This study has as its main goal to estimate the rates of return to investment in education. Two important points are considered; average number of years of farmer's education and different levels of education among farmers.

The data for this study were collected from farmers associated to the development program in the Alto Paranaiba Region (PADAP).

Rates of return to investment in education were estimated through the combination of two techniques: cash-flow and production function. The results show a rate of return of 24,78%, when we consider the average number of years of education of the average producer. On the other hand when rates of return are estimated considering different levels of education among farmers, the highest rate of return is achieved through investment in the 4-8 years of formal education.

---

\* Eng<sup>o</sup> Agr<sup>o</sup>, Ph. D. Pesquisador do Departamento de Economia da EPAMIG.

# A CONTRIBUIÇÃO DA EDUCAÇÃO NA PRODUÇÃO AGRÍCOLA

José Leonardo Ribeiro

## 1. INTRODUÇÃO

A modernização de uma agricultura de baixa produtividade é uma função da habilidade do produtor em usar os novos fatores de produção de um modo eficiente, tão logo eles se tornem disponíveis.

Segundo Weisch<sup>1</sup>, o valor produtivo da educação tem suas raízes em duas coisas diferentes: um nível mais alto de educação pode permitir ao produtor conseguir mais com os recursos que ele tem em mãos; isto é chamado o efeito trabalhador. O produto marginal da educação, medido pela função de produção, é o efeito trabalhador. A segunda coisa a distinguir é o efeito alocador. Este efeito diz que um nível mais alto de educação pode aumentar a habilidade do produtor em adquirir e codificar informações sobre os novos insumos e custos, facilitando, portanto, a adoção desses novos fatores de produção e consequente modernização.

Tem sido mostrado, por exemplo<sup>2</sup>, que, no caso dos Estados Unidos, uma grande percentagem do aumento da produção agrícola, após a segunda guerra mundial, é explicada por mudanças na qualidade dos insumos e por investimentos em pesquisa.

Entretanto, com relação ao Brasil, pode-se dizer que a contribuição da educação no desenvolvimento da agricultura não é propriamente reconhecida. Maior ênfase tem sido dada ao Direito e às Letras em comparação com a Ciência e a Tecnologia<sup>3</sup>.

---

<sup>1</sup> WELSCH, F. "Education in Production". *Journal of Political Economy*, 78, 1970.

<sup>2</sup> GRILICHES, Z. "The Sources of Measured Productivity Growth: United States Agriculture, 1940-1960", *Journal of Political Economy*, August, 1963.

<sup>3</sup> SCHUH, G. *The Agricultural Development of Brasil*. Praeger Publishers, New York, 1970.

Esta situação pode ser mais claramente visualizada pelo quadro 1.

**QUADRO 1. Diplomas Registrados no Ministério da Educação e Cultura no Período 1975-76**

Área	1975		1976	
	Número	% sobre o Total	Número	% sobre o Total
Ciências Biológicas	11.433	16,98	16.613	17,39
Ciências Exatas e Tecnológicas	11.051	16,42	19.148	20,03
Ciências Agrárias (1)	1.794	2,66	2.637	2,76
Ciências Humanas	30.531	45,36	46.550	48,71
Letras	5.463	8,12	9.072	9,49
Artes	7.042	10,46	1.545	1,62
<b>TOTAL</b>	<b>67.314</b>	<b>100</b>	<b>95.565</b>	<b>100</b>

Fonte: Fundação IBGE.

(1) Agrimensura, Agronomia, Medicina Veterinária e Zootecnia.

O quadro 1 mostra ser bastante pequena a participação da área de Ciências Agrárias, no que toca ao total de diplomas registrados no Ministério de Educação e Cultura.

### **1.1. Aspectos Gerais do Sistema Educacional no Brasil**

A organização do ensino no Brasil abrange, atualmente, três sistemas básicos: regular, supletivo e especial. Nesta seção serão consideradas informações a respeito apenas do sistema regular.

O ensino regular compreende o pré-escolar, 1º, 2º e 3º graus e mais um 4º, o de pós-graduação. O ensino pré-escolar é dirigido para menores de idade inferior a 7 anos em jardins de infância e instituições equivalentes. O ensino de 1º grau, o qual é obrigatório e também gratuito, é dirigido para alunos dos 7 aos 14 anos. É uma fusão do antigo ensino primário comum e do ensino médio de primeiro ciclo.

O ensino de 2º grau constitui-se de 3 a 4 séries e destina-se a conferir habilitação profissional de nível médio à faixa etária de 15 a 18 anos. Este tipo

equivale ao antigo ensino médio de 2º ciclo. Por outro lado, o ensino de 3º grau corresponde à formação de nível universitário, ao passo que o ensino de 4º grau abrange os cursos de pós-graduação.

## 1.2. Os Meios Urbano e Rural

Os dados atualmente existentes revelam que há uma grande diferença entre os meios rural e urbano, no que se relaciona ao número de estudantes matriculados em escolas primárias. Do total de matrículas no início do ano de 1970, aproximadamente 63% estavam direcionados para escolas localizadas no meio urbano.

Por outro lado, é flagrante a concentração de matrículas em escolas do meio rural que apresentavam apenas um professor (quadro 2).

Esta concentração de matrículas em escolas do meio rural que apresentam apenas um professor pode ser um provável indicador da qualidade do ensino ali praticado. Em contraste, a maior concentração de matrículas no setor urbano está endereçada a escolas com 2 ou mais professores. Estes dois fatos indicam uma provável diferença de qualidade no ensino recebido nas duas zonas.

Um grande contraste entre os dois meios é revelado quando se comparam taxas de escolarização entre eles.

A taxa de escolarização no meio urbano, considerando a faixa etária 7-11 anos, é igual a 92,45%, ao passo que a escolarização da faixa etária equivalente no meio rural é de 53,17% (quadro 3).

### QUADRO 2. Número de Matrículas no Início do Ano de 1970. Meios Urbano e Rural

Localização	Nº de matrícula	Participação (%)
Urbana	8.062.420	62,93
Escola de 1 professor	332.816	4,13
Escola de 2 ou mais professores	7.729.604	95,87
Rural	4.749.609	37,07
Escola de 1 professor	2.873.284	60,5
Escola de 2 ou mais professores	1.876.325	39,5
TOTAL	12.812.029	100
Escola de 1 professor	3.206.100	25,02
Escola de 2 ou mais professores	9.605.929	74,98

Fonte: Estatísticas da Educação Nacional, 1960-1971. Ministério da Educação e Cultura – serviço de Estatística da educação e cultura

**QUADRO 3. Taxas de Escolarização por Faixas Etárias Segundo a Localização, 1970**

Localização	Faixas etárias		
	7-11	7-14	5-
<b>Urbana</b>			
Níveis de Ensino			
Primário	5.874.384,00	7.479.606,00	7.768.683,00
Médio	179.874,00	1.368.965,00	1.368.965,00
População Escolar	6.054.258,00	8.848.571,00	9.431.554,00
População Total	6.548.800,00	10.057.300,00	12.911.900,00
Taxa de Escolarização (%)	92,45	87,98	73,5
<b>Rural</b>			
Níveis de Ensino			
Primário	3.208.887,00	4.341.744,00	4.487.730,00
População Escolar	3.208.887,00	4.341.744,00	4.487.730,00
População Total	6.035.300,00	9.268.800,00	11.899.600,00
Taxa de Escolarização (%)	53,17	46,84	37,71

Fonte: Estatísticas da Educação Nacional, 1960-1971. Ministério da Educação e Cultura – Serviço de Estatística da Educação e Cultura

O quadro 3 não apresenta estatísticas referentes ao ensino médio na zona rural, visto serem estes dados completamente inexpressivos quando comparados aos demais, denotando, assim, praticamente, a inexistência do ensino de nível médio no meio rural.

**1.3. Investimento em Educação**

O nível de investimento em educação no Brasil é relativamente baixo. O quadro 4 mostra estes níveis de investimento em comparação com o produto interno bruto do país.

É interessante frisar que, em 1963, o nível de investimento em educação foi inferior àquele registrado em 1960, quando se comparam estes níveis tomados como percentagens do produto interno bruto. Após 1964, constata-se ano a ano ligeiros acréscimos nestes níveis de investimento, com exceção do ano de 1968.

Não há dados disponíveis com respeito a investimento "per capita" relacionado às populações rural e urbana.

Entretanto, um exame das despesas "per capita" e por estado pode fornecer algum esclarecimento sobre o problema porque alguns estados são mais agrícolas do que outros. O quadro 5 mostra as despesas "per capita" efetuadas com a educação.

**QUADRO 4. Investimentos em Educação, em Termos Percentuais, Comparados ao Produto Interno Bruto, 1960-70**

<b>Ano</b>	<b>Produto interno Bruto (PIB) (Bilhões de Cr\$)</b>	<b>Investimento em educação (Bilhões de Cr\$)</b>	<b>Porcentagem sobre o PIB</b>
1960	95.604.800	1.921.891	2,01
1961	102.587.000	2.148.480	2,09
1962	110.203.800	2.471.055	2,24
1963	113.560.300	1.951.293	1,72
1964	115.205.800	2.060.728	1,79
1965	117.337.700	3.290.260	2,8
1966	124.156.400	3.589.556	2,89
1967	128.673.500	4.095.025	3,18
1968	143.842.100	4.356.419	3,03
1969	158.017.800	5.238.327	3,32
1970	172.239.400	5.780.200	3,36

Fonte: Estatísticas da Educação Nacional, 1960-1971. Ministério da Educação e Cultura.

Os dados do quadro 5 dizem que existe uma clara diferença quando os altamente urbanizados estados da Guanabara e São Paulo são comparados aos outros. O investimento "per capita" em educação é muito maior nesses dois estados.

Por outro lado, estados que são tipicamente agrícolas, como Goiás e Mato Grosso, têm uma despesa "per capita" efetuada em educação bastante pequena. O Estado de Minas Gerais, o qual é notório produtor de café, leite e derivados, também se classifica numa posição inferior quando comparado aos estados de São Paulo e Guanabara.

A situação torna-se pior ainda, se considerarmos que grande parte da população do Brasil situa-se em áreas urbanas. Os dados no quadro 5 parecem suportar a idéia de que a maior parte dos recursos destinados à educação vai para o setor urbano. Este comportamento na aplicação de recursos pode ser um fator que promove a desigualdade de distribuição da renda no país. A renda do setor não agrícola é quase que o triplo daquela auferida na agricultura (quadro 6).

Os dados do quadro 6 mostram, por exemplo, que os grupos de renda mais baixa pertencem à agricultura. É bastante interessante notar o fato de que entre os 20% mais pobres do Brasil, 62,2% pertencem ao setor agrícola. Por outro lado, considerando o grupo de renda mais alta, apenas 12,1% pertencem à população rural.

**QUADRO 5. Despesas "Per Capita" Efetuadas com Educação por Estado, 1961**

<b>Estado</b>	<b>Despesas estaduais e municipais (Cr\$)</b>	<b>Despesas federais (Cr\$)</b>	<b>Despesa total (Cr\$)</b>
Amazonas	442	101	543
Pará	350	382	732
Maranhão	71	43	114
Piauí	110	52	162
Ceará	236	280	516
Rio Grande do Norte	214	190	404
Paraíba	234	149	383
Pernambuco	124	380	504
Aiagoas	242	156	398
Sergipe	208	104	312
Bahia	261	208	469
Minas Gerais	604	202	806
Espírito Santo	673	111	784
Rio de Janeiro	666	193	859
Guanabara	478	5.658	6.137
São Paulo	2.481	28	2.508
Paraná	740	246	986
Santa Catarina	652	89	740
Rio Grande do Sul	1.717	354	2.072
Mato Grosso	370	56	426
Goiás	427	112	538

Fonte: Aspectos da Inflação Brasileira e suas Perspectivas para 1965.

**QUADRO 6. Rendas Urbana e Rural no Brasil**

<b>País</b>	<b>Renda média (Média rural = 100)</b>	<b>Participação de todas as unidades de renda</b>	<b>Grupos de renda</b>				
			<b>Mais baixa 20%</b>	<b>30% acima da mediana</b>	<b>30% acima da mediana</b>	<b>15% abaixo da mais alta</b>	<b>5% mais alta</b>
Brasil							
Rural	100	45,4	62,2	65,1	43,5	17,3	12,1
Urbana	273	54,6	37,8	34,9	56,5	82,7	87,9

Fonte: Economic Commission For Latin America. "Income Distribution in Latin America". Economic Survey of Latin America, 1969. United Nations, New York, 1969.

A contribuição importante da educação na produção é o aumento da habilidade alocativa do produtor. Por outro lado, é bastante provável que a educação aumenta a amplitude de oportunidades ao produtor, permitindo a muitos exercerem ocupações de remuneração mais alta.

## **2. ÁREA DO ESTUDO, O PROBLEMA, FONTE DE DADOS E TÉCNICA DE ESTIMAÇÃO**

### **2.1. Área do Estudo**

A área estudada no presente trabalho é a região do Alto Paranaíba. Algumas características dessa região são, a seguir, discutidas. Em perfeita consonância com a política agrícola do governo federal, foi criado em 1974 o Programa de Assentamento Dirigido do Alto Paranaíba (PADAP), no Estado de Minas Gerais. Este programa tem como objetivo principal a introdução de atividades agrícolas na região, fazendo uma associação entre os setores público e privado.

A área do programa envolve as regiões de São Gotardo, Ibiá, Campos Altos e Rio Paranaíba, perfazendo um total de 61.000 hectares. Os principais produtos agrícolas da região são café, soja e trigo. O PADAP foi idealizado para a região com a finalidade de expandir a área cultivada da exploração dos cerrados, sendo que a Cooperativa Agrícola de Cotia foi a responsável pela seleção dos colonos que iriam fazer parte do programa. Outras instituições ligadas ao programa são: Banco do Desenvolvimento do Estado de Minas Gerais, Caixa Econômica Estadual, EMATER-MG, RURALMINAS e EPAMIG.

A seleção desta região como área para o estudo deve-se aos seguintes fatos:

- Toda a região do programa encontra-se sob solos de cerrado.
- Esses solos não foram anteriormente explorados.
- A exploração dos cerrados envolve algumas características especiais para que o sucesso da mesma, quer agronomicamente, quer economicamente, seja razoável.

Em uma situação deste tipo torna-se interessante verificar qual seria a contribuição da educação na produção obtida pelos membros do programa.

### **2.2. O Problema**

No item 1 foi mencionado que, para o caso dos Estados Unidos, grande percentagem do aumento da produção agrícola, após a segunda guerra mundial, é explicada por mudanças na qualidade dos insumos e por investimento em pesquisa<sup>4</sup>.

---

<sup>4</sup> GRILICHES, Z. "The Sources of Measured Productivity Growth: United States Agriculture, 1940-1960", *Journal of Political Economy*, August 1963.

Entre os diversos fatores em que houve melhoria de qualidade destaca-se a mão-de-obra. É evidente que um dia-homem de mão-de-obra especializada produz mais do que um dia-homem de mão-de-obra não especializada.

Em recentes anos, tem havido uma grande aceitação do fato de que a aquisição de conhecimento e treinamento por seres humanos resulta na criação de capital - capital humano. É sabido que indivíduos sem ferramentas e sem conhecimento são criaturas muito improdutivas e que a formação de capital humano gera também a formação de capital não humano.

Na introdução deste estudo foram discutidos alguns pontos relativos ao papel da educação na produção agrícola, isto é, o efeito trabalhador e o efeito alocativo da educação.

O presente estudo estará endereçado à seguinte questão: qual a taxa de retorno ao investimento efetuado em educação, relativo aos produtores componentes do PADAP?

De acordo então com a questão acima proposta, são delineados dois objetivos para o presente estudo:

- a) estimar a taxa de retorno ao investimento em educação, considerando-se um valor médio para o número de anos de educação formal;
- b) estimar taxas de retorno ao investimento em educação por níveis de educação formal.

### **2.3. Fonte de Dados**

Os dados para a presente pesquisa foram coletados através de entrevistas diretas com os produtores da região. Para tal, foi empregado um questionário previamente testado para que fossem corrigidas algumas distorções.

O número de produtores incorporados ao PADAP, por ocasião da coleta de dados, era de 92. Pretendia-se entrevistar toda a população mas, devido ao fato de não se encontrarem na região alguns dos proprietários, decidiu-se tomar uma amostra igual a 74 produtores.

É evidente que este tamanho de amostra não foi calculado estatisticamente, visto ser objetivo fundamental entrevistar o maior número possível de produtores.

### **2.4. Técnica de Estimação**

O objetivo do estudo é estimar taxas de retorno ao investimento em educação e verificar a contribuição que a educação tem na produção agrícola.

Duas técnicas podem ser utilizadas para gerar as informações necessárias para o cálculo de taxas de retorno: a análise de "cash-flow" e a função de produção.

Estas duas técnicas são combinadas para que se possam estimar as taxas de retorno aos investimentos efetuados em educação.

A função de produção usada no presente estudo será estimada pelo método dos mínimos quadrados, o qual, por ser de conhecimento geral, não será aqui discutido.

As pressuposições do método podem ser facilmente compreendidas em diversos autores<sup>5</sup>.

### **3. ESPECIFICAÇÃO DAS VARIÁVEIS**

#### **3.1. O Problema da Agregação**

É fato bastante conhecido que nos estudos de funções de produção da firma algum grau de agregação é necessário<sup>6</sup>. Dois tipos de agregação podem ser usados em estudos de função de produção: soma aritmética e agregação geométrica. Quando fatores de produção são agregados usando a soma aritmética é impossível determinar a tendenciosidade que resulta do processo. Por outro lado, como Griliches<sup>7</sup> tem mostrado, o uso da agregação geométrica de fatores permite determinar as tendenciosidades que se originam do método, caso alguma informação auxiliar esteja disponível.

A agregação geométrica aproxima-se do método ideal para as funções de produção Cobb-Douglas. O método ideal consiste em agregar os insumos multiplicativamente e usar como peso para cada insumo sua elasticidade de produção.

Entretanto, o método é impossível de ser levado a efeito porque as elasticidades de produção não são conhecidas. É bastante razoável, entretanto, agregar pela soma aritmética insumos que são próximos da situação de substitutos perfeitos, ou próximos a complementos perfeitos. Por exemplo, dias-homem de mão-de-obra familiar podem ser agregados com dias-homem de mão-de-obra contratada, usando a soma aritmética para formar a variável trabalho.

---

<sup>5</sup> JOHNSTON, J. *Econometric Methods*, New York, Mac Graw Hill, 1972, p. 123.

<sup>6</sup> HEADY, E., Dillon, J. *Agricultural Production Functions*. Iowa State, University Press, Ames, 1966.

<sup>7</sup> GRILICHES, Z. "Specification Bias in the Estimates of Production Functions", *Journal of Farm Economics*, Feb., 1957.

O ponto de vista geral deste estudo é usar a agregação geométrica sem utilização de pesos quando este tipo de agregação for necessária e usar a soma aritmética quando esta for possível. Por outro lado, o estudo usará insumos em categorias bastante desagregadas tanto quanto for possível.

Outro problema de agregação está relacionado à produção da firma. O problema aparece porque quase todos os produtores produzem mais de um tipo de produto. Entretanto, se quantidades específicas de cada insumo puderem ser associadas a um tipo particular de produto, então os problemas resultantes da agregação do produto podem ser evitados ajustando-se uma função de produção para cada produto, desde que a produtividade dos recursos seja independente entre os vários tipos de produtos. Caso esta pressuposição não seja verdadeira, então não haverá outro jeito senão agregar os produtos.

Outro problema na estimativa da função de produção é o fato de que os produtores podem se encontrar frente aos mesmos preços relativos para os insumos. Conseqüentemente, poderá não existir bastante variação para se obterem estimativas dos coeficientes. Entretanto, mesmo que os produtores na amostra estejam diante de preços relativos comuns, diferentes misturas de fatores poderão ser observadas se:

- a) produtores exibirem diferentes taxas de ajustamento a preços passados;
- b) produtores tiverem diferentes expectativas com relação a preços futuros dos fatores de produção.

### **3.2. Função de Produção para Produtores Membros da Cooperativa de Cotia**

Este grupo de produtores cultiva soja, café e trigo.

As seguintes variáveis são especificadas:

#### **Produção**

Este grupo de produtores começou a sua atividade em 1974, cultivando soja, trigo e café. Devido ao fato deste estudo estar relacionado ao ano de 1976, alguns procedimentos diferentes são usados para especificar a variável produção, principalmente com relação à produção de café. Café é um tipo de produto que leva tempo para produzir; em média, 2,5 anos. Portanto, um modo de incluir café na variável dependente é determinar o aumento no valor de um pé de café. Isto foi feito tomando-se o preço médio de uma árvore de café durante os anos de 1974, 1975 e 1976, fazendo-se os cálculos apropriados para se encontrar o acréscimo de valor correspondente ao ano de 1976. Este aumento em valor na árvore de café é então ajustado para se levar em conta a inflação, utilizando-se o índice geral de preços da Fundação Getúlio Vargas.

Outra alternativa seria tomar o preço médio da terra com café e subtrair deste preço o preço da terra sem café. Entretanto, esta medida pode refletir mais do que um ano de crescimento. Também esta medida pode refletir limpeza de áreas em anos anteriores e, portanto, não será usada.

Para produtores começando a operar numa área nova em desenvolvimento, um componente da variável dependente (produção) é a mudança no valor de construção, cercas e outros investimentos fixos efetuados pelos produtores. A mudança em valor para 1976 foi ajustada para a inflação, usando o índice geral de preços da Fundação Getúlio Vargas.

Portanto, a variável dependente (produção) é especificada como quantidades de soja e trigo produzidas, multiplicadas pelos preços médios da amostra, mais a mudança no valor dos investimentos fixos efetuados pelos produtores, mais a mudança em valor nas árvores de café.

### **Terra**

A área cultivada com soja e trigo mais a área cultivada com café representam a variável terra.

Com relação ao problema de qualidade da terra pode-se dizer que o mesmo não é bastante severo neste caso, porque a área de cerrado é bastante homogênea; a maioria das áreas apresenta baixo pH, baixo teor de cálcio e uma baixa capacidade de retenção de água.

### **Mão-de-obra**

Esta variável inclui dois tipos de mão-de-obra usada em 1976: familiar e contratada.

A quantificação desta variável é feita do seguinte modo:

$$X_2 = X_f + \frac{C}{S}$$

onde:

$X_2$  = dias-homem;

$X_f$  = dias-homem de mão-de-obra familiar;

$C$  = despesas com mão-de-obra contratada;

$S$  = salário médio na região.

A mão-de-obra familiar consiste do trabalho efetuado por homens, mulheres e crianças. Mulheres e crianças foram transformadas em equivalentes-homem, tomando-se as seguintes frações: dia-mulher equivalente a 0,75 dias-homem e dia-criança equivalente a 0,5 dias-homem. A mão-de-obra assim especificada inclui trabalho usado na produção de soja, trigo e café mais mão-de-obra usada na construção de casas e cercas e outros investimentos fixos em 1976.

### **Fertilizantes e Calcário**

Esta variável é representada por:

$$PQ + \sum P_j Q_j$$

onde:

P = preço médio pago pelos produtores por calcário usado na produção;

Q = quantidade de calcário usado;

P<sub>j</sub> = preço pago pelos fazendeiros pelo j-ésimo tipo de fertilizante;

Q<sub>j</sub> = quantidade do j-ésimo tipo de fertilizante.

Esta especificação assume que diferenças em preços refletem diferenças em qualidade dos fertilizantes. Por outro lado, a quantidade de calcário usado na produção é multiplicada pelo preço médio da amostra, preço este pago pelos produtores.

### **Defensivos**

Esta variável inclui inseticidas, herbicidas e fungicidas. Uma boa medida desta variável seria aquela na qual se poderia indicar a quantidade de ingredientes ativos no defensivo. Na ausência deste tipo de dado, esta variável é especificada como:

$$\sum P_i Q_i$$

onde:

i = 1

P<sub>i</sub> = preço pago pelos produtores pelo i-ésimo tipo de defensivo;

Q<sub>i</sub> = quantidade usada do i-ésimo defensivo.

Ao se usar esta especificação assume-se que diferenças em preços refletem diferenças em qualidade dos defensivos.

### **Máquinas**

Esta variável consiste de dois componentes: fluxo de serviços de máquinas e despesas com fontes de energia.

O fluxo de serviços é calculado utilizando-se a hipótese de que ele é constante durante toda a vida útil da máquina.

Outra alternativa aqui seria tomar alguma percentagem do valor de mercado da máquina. Entretanto, esta alternativa é inferior à primeira porque ela subestima o fluxo de serviços da máquina. Esta subestimação é proveniente do fato de que o valor corrente de mercado deve ser igual ao valor presente descontado dos esperados serviços correntes e futuros. Demonstra-se interesse apenas no fluxo de serviços correntes<sup>8</sup>. Portanto, a variável máquinas é representada por:

$$0,15 (A. V. M.) + \sum \bar{P}_j Q_j$$

onde:

A.V.M. = valor de aquisição das máquinas;

P<sub>j</sub> = preço médio do j-ésimo tipo de fonte de energia na amostra;

Q<sub>j</sub> = quantidade da j-ésima fonte de energia.

O valor da aquisição das máquinas é calculado a um nível constante de preços, para que a inflação possa ser levada em consideração.

### **Sementes**

Esta variável é representada por despesas efetuadas na compra de sementes, assumindo-se que diferenças em preços refletem diferenças em qualidade das sementes.

---

<sup>8</sup> GRILICHES, Z. "Measuring Inputs in Agriculture: "A Critical Survey", Journal of Farm Economics, December, 1960.

## **Educação**

Alguns estudos que incluem educação como um fator de produção fazem-no colocando número de anos de educação formal da função de produção<sup>9</sup>.

Neste estudo esta especificação será usada; porém, uma especificação alternativa será testada. Griliches<sup>10</sup>, em um de seus estudos, mediu educação pela quantidade de dólares por ano que um nível comparável de educação poderia obter no setor não agrícola. Neste estudo, um procedimento similar é usado. Educação é medida como cruzeiros por ano que um nível comparável de educação poderia obter no setor não agrícola. Entretanto, os ganhos no setor não agrícola são especificados por intervalos de anos de educação formal; por exemplo, entre 0 e 4 anos de escolaridade existe um salário médio correspondente em cruzeiros por ano. Estes salários médios são aqueles que prevalecem para o estudo de Minas Gerais.

## **Despesas Diversas**

Esta variável consiste de materiais de construção comprados e usados em 1976. Esta variável é incluída na função de produção porque a mudança no valor de benfeitorias e em outros investimentos fixos é considerada como produção para o ano de 1976.

## **4. RESULTADOS**

### **4.1. A Equação Estimada**

Entre as equações estimadas para os membros da Cooperativa Agrícola de Cotia uma foi selecionada para a análise. Como foi mencionado, esses produtores cultivam soja, trigo e café. Eles foram selecionados para participar do programa de colonização na região do Alto Paranaíba, pela Cooperativa de Cotia.

A seleção da equação foi baseada nos seguintes indicadores estatísticos:

- a) quase todos os coeficientes são estatisticamente significativos aos níveis usuais de confiança (95 e 99%), exceto no caso do coeficiente da variável semente;

---

<sup>9</sup> SIDHU, S. "The Productive Value of Education in Agricultural Development", Staff Paper, p. 76-17. Department of Agricultural and Applied Economics, University of Minnesota, April, 1976.

<sup>10</sup> GRILICHES, Z. "Research Expenditures, Education and the Aggregate Agricultural Production Function". American Economic Review, 1964.

- b) todos os coeficientes apresentam os sinais esperados e seus tamanhos são aceitáveis;
- c) o coeficiente de determinação (R<sup>2</sup>) é relativamente alto;
- d) a inspeção da matriz de correlação simples não apresentou presença de multicolinearidade entre as variáveis independentes (Anexo, A1).

A equação selecionada pode ser vista no quadro 7.

A análise de variância da regressão múltipla mostrou que a amostra oferece evidência de que as variáveis independentes afetam a média da variável dependente (Anexo, A3). O coeficiente da variável sementes não é estatisticamente significativo aos níveis usuais de confiança (95 e 99%), entretanto, devido ao fato de que sementes são um importante fator de produção e que seu coeficiente é maior do que o desvio-padrão correspondente, esta variável não foi eliminada da equação.

Como foi mencionado anteriormente, duas especificações foram utilizadas para a variável educação: a primeira mede educação como número de anos de escolaridade dos produtores, enquanto que a segunda especifica educação como o total de cruzeiros por ano que comparáveis intervalos de educação (0 a 4 anos, 4 a 8 anos, 8 a 11 anos, 11 a 14 anos e mais de 14) obteriam no setor não agrícola.

A segunda especificação resultou num coeficiente para a variável educação, o qual não foi estatisticamente significativo aos níveis usuais de confiança, e, portanto, a primeira especificação é a usada para a análise.

É possível que a menor quantidade de variação existente na segunda especificação da variável educação, por causa do uso de amplitudes de rendas, seja a causa da não significância do coeficiente.

#### **4.1.1. Análise Econômica**

As elasticidades parciais de produção, representadas pelos coeficientes de regressão da equação estimada, significam a variação percentual na variável dependente originária da variação de 1 % no insumo correspondente, mantendo-se constantes os outros fatores de produção. Cada elasticidade parcial de produção é maior do que zero e menor do que a unidade, o que sugere que os produtores estão operando no estágio racional de produção. A soma das elasticidades parciais de produção dos insumos convencionais é 1,263. Isto sugere que, se todos os fatores de produção fossem simultaneamente aumentados em 100%, a produção aumentaria em 126%, o que supõe a existência de retornos crescentes à escala.

**QUADRO 7. Estimativas de Mínimos Quadrados Ordinários. Função de Produção. Membros da Cooperativa Agrícola de Cotia: 74 Produtores, 1976**

"Inputs" (1)	Estimativas de mínimos quadrados ordinários (2)	
Terra	0,308	(2,78)***
Sementes	0,071	(1,02)
Mão-de-obra	0,181	(2,17)**
Máquinas	0,22	(1,96)**
Defensivos	0,053	(1,71)**
Fertilizantes e calcário	0,328	(1 98)**
Despesas diversas	0,102	(1,81)**
Educação	0,145	(2,46)**
Soma (3)	1,263	
R2	0,87	

(1) Descrição de variáveis:

- |                          |   |  |
|--------------------------|---|--|
| Produção                 | - | Quantidade de trigo e soja produzidos multiplicada pelos preços médios correspondentes na amostra, mais as mudanças no valor de construções, cercas e outros investimentos fixos efetuados em 1976, mais a mudança no valor de árvores de café em 1976, ambas as mudanças ajustadas em relação à inflação. |
| Terra                    | - | Hectares com trigo, soja e café.   |
| Sementes                 | - | Despesas com sementes.   |
| Mão-de-obra              | - | Dias-homem de mão-de-obra familiar e contratada.   |
| Máquinas                 | - | Fluxo de serviço de máquinas mais despesas com fontes de energia.  |
| Defensivos               | - | Despesas com defensivos.   |
| Fertilizantes e calcário | e | Despesas com fertilizantes mais quantidade de calcário usado na produção multiplicada pelo preço médio da amostra.   |
| Despesas diversas        | - | Materiais de construção comprados e usados em 1976 mais despesas com reparos.  |
| Educação                 | - | Anos de educação formal dos produtores.  |

(2) Os valores entre parênteses representam a estatística t. Os asteriscos indicam o nível de confiança no qual a hipótese nula é rejeitada; \*\*representa o nível de 95%, \*\*\*representa o nível de 99%.

(3) Soma das elasticidades parciais de produção dos insumos convencionais.

Entretanto, esta estimativa dos retornos à escala será tendenciosa, a menos que todos os fatores sejam incluídos na equação<sup>11</sup>.

Também, omissão de diferenças em qualidade na mão-de-obra e terra subestimarão os retornos à escala<sup>12</sup>.

Assuma que a especificação correta da função de produção, em termos matriciais, é:

$Y = XB + U$ , onde  $E(u) = 0$  e a matriz  $X$  de ordem  $N$  por  $M$  é não estocástica. Agora assumamos que uma equação de regressão é ajustada com  $M_0$  variáveis explanatórias no lugar de usar a matriz  $X$ . Se  $X = X_0$ , nenhum erro de especificação é cometido. Assumamos agora que  $X_0$  é idêntica a  $X$ , exceto pelo fato de que  $X_0$  possui uma coluna a menos em relação a  $X$ . O problema resume-se então em comparar o vetor dos coeficientes  $B_0$  da especificação incorreta com o vetor da especificação correta. O modelo incorreto é, portanto:

$$\bar{Y} = X_0 B_0 + E.$$

A aplicação do método dos mínimos quadrados resulta em:

$$B_0 = (X_0' X_0)^{-1} X_0' Y, \text{ porém } Y = XB + U \text{ e, substituindo } XB + U \text{ por } Y,$$

resulta em:

$$B_0 = (X_0' X_0)^{-1} X_0' (XB + U).$$

$$B_0 = (X_0' X_0)^{-1} X_0' XB + (X_0' X_0)^{-1} X_0' U.$$

Tomando o operador expectativa em ambos os membros da equação, temos:

$$E(B_0) = (X_0' X_0)^{-1} X_0' XB + (X_0' X_0)^{-1} X_0' E(u), \text{ porém}$$

$$E(u) = 0, \text{ o que resulta em:}$$

$$E(B_0) = (X_0' X_0)^{-1} X_0' XB = P_0 B,$$

havendo, portanto, uma relação linear entre o valor esperado do vetor dos coeficientes do modelo incorreto e o desconhecido vetor dos coeficientes  $B$ . A

<sup>11</sup> HEADY, E., Dillon, J. *Agricultural Production Functions*, Iowa State, University Press, Ames, 1966, p. 230.

<sup>12</sup> GRILICHES, Z. "Specification Bias in the Estimates of Production Functions", *Journal of Farm Economics*, Feb., 1957.

matriz  $P_0$  é a matriz dos coeficientes da regressão das variáveis explanatórias corretas com as incorretas, isto é,  $X = X_0 P_0 + W$ , onde  $W$  é a matriz dos resíduos. Assuma agora que  $X_0$  é de ordem  $N$  por  $N-1$  e idêntica à matriz  $X$ , exceto pelo fato de que a última coluna é eliminada. Deixe  $P_{hm}$  ser o  $(h,m)$  elemento de  $P_0$ . O  $h$ -ésimo elemento de  $E(B_0) = P_0 B$  é dado por:

$$E(B_0)_h = \sum_{m=1}^M P_{hm} B_m = B_h + P_{hm} B_m, \text{ onde } h = 1, 2, \dots, M-1$$

e conclui-se que  $P_{hm} B_m$  é a tendenciosidade na especificação o  $h$ -ésimo elemento de  $E(B_0)$ . Tem-se zero tendenciosidade, se, e somente se,  $P_{nm} = 0$ , assumindo-se que  $B_m \neq 0$ . Por outro lado,  $P_{1m} = P_{2m} = \dots = P_{m-1, m} = 0$ , se, e somente se, a última coluna da matriz  $X$  é ortogonal às outras colunas de  $X$ . Esta condição reduz-se a zero correlação entre a  $M$ -th variável e as outras<sup>13</sup>.

Assuma agora que se tenha uma função de produção do tipo Cobb-Douglas:

$Y = A X_1^{B_1} \dots X_n^{B_n} + E$ , onde  $Y$  é produção,  $X_i$  é o  $i$ -ésimo fator de produção e  $E$  é o distúrbio. Assuma agora que os coeficientes  $B_i > 0$ , e  $A = 1$ . Tomando-se logaritmos em ambos os lados, tem-se:

$$\log Y = \sum_{n=1}^M B_n \log X_n + E$$

Assumindo agora que uma equação de regressão é estimada excluindo-se  $X_m$ , a relação entre a variável excluída e aquelas usadas na regressão é dada por:

$$\log X_m = \sum_{n=1}^{M-1} P_{nm} \log X_n + \text{resíduo}$$

Caso se esteja estimando retorno à escala, pode-se escrever, por exemplo, que:

- a) retorno verdadeiro à escala:  $S = B_1 + B_2 + \dots + B_n$ ;
- b) retorno estimado à escala:  $S = b_1 + b_2 + \dots + b_{n-1}$ ,

A tendenciosidade nesta estimativa é dada por:

$$(\hat{S} - S) = \sum_{n=1}^{M-1} b_n - \sum_{h=1}^N B_h$$

e tomando o operador expectância em ambos os membros da equação acima, tem-se:

<sup>13</sup> Para detalhes, veja THEIL, H. Principles of Econometrics. John Willey and Sons, New York, 1971.

$$E(\hat{S}-S)=E \sum_{n=1}^{M-1} b_n - E \sum_{h=1}^N B_h$$

$$= B_m \left( \sum_{n=1}^M P_{hm} - 1 \right)$$

Esta metodologia pode ser aplicada para analisar os efeitos sobre a estimativa dos retornos à escala quando a qualidade da mão-de-obra não é incluída na equação.

Assuma que a verdadeira função de produção é:

$Y = X_1 B_1 (X_{2p}) B_2$  e  $u$ , onde  $X_1$ , é capital,  $X_p$  é mão-de-obra,  $Y$  é produção e é um distúrbio;  $p$  é o multiplicador associado com o  $i$ -ésimo fator mão-de-obra, qual a transforma em equivalentes efetivos de mão-de-obra<sup>14</sup>.

Assuma agora que a função estimada seja:  $Y = X_1 b_1 X_2 b_2$  e a omissão de  $p$  é equivalente a omitir uma variável com o coeficiente  $B_2$ , Aplicando a metodologia desenvolvida, tem-se:

$$E(b_1) = B_1 + P_1 + P_1 B_2$$

$$E(b_2) = B_2 + P_2 B_2 = B_2 (1 + P_2),$$

onde  $P_1$  e  $P_2$  são coeficientes na equação auxiliar

$$p = X_1 P_1 X_2 p_2$$

Para se dizer alguma coisa a respeito dos valores esperados de  $b_1$  e  $b_2$ , algumas pressuposições estão em ordem: assume-se que qualidade é um substituto para quantidade e assumindo que capital é mantido constante, fazendas com alta qualidade de mão-de-obra usarão menos mão-de-obra. Por outro lado, é provável que fazendas com alta qualidade de mão-de-obra estejam associadas com intenso uso de capital, porque isto aumenta a produtividade marginal de capital. Estas considerações sugerem que  $P_1$  é maior do que zero e  $P_2$  é menor do que zero. Nesta situação, retornos ao capital são superestimados e retornos à mão-de-obra são subestimados.

A tendenciosidade na estimativa dos retornos à escala é dada por:

$E(\hat{S} - S) = B_2 (P_1 + P_2 - 1)$  e espera-se que  $P_1 + P_2 < 1$  porque é improvável que a qualidade da mão-de-obra varie proporcionalmente com a quantidade da mão-de-obra e insumos de capital. Nesta situação, retornos à escala são subestimados, visto que, assumindo  $B_2 > 0$ ,  $E(\hat{S} - S)$  torna-se menor do que zero.

<sup>14</sup> GRILICHES, Z. "Specification Bias in the Estimates of Production Functions", Journal of Farm Economics, Feb., 1957.

Análise similar pode ser desenvolvida no caso de não se considerar a qualidade da terra ao se estimar a função de produção.

Assuma que a verdadeira função de produção seja expressa por:

$Y = (X_{1q})B_1X_2B_2$  e  $u$ , onde  $Y$  é produção,  $X_{1q}$  é a medida verdadeira para a variável terra, onde  $X_1$  é hectares e  $q$  é o fator multiplicativo que torna qualidade da terra em consideração;  $X_2$  é mão-de-obra e  $u$  é o termo de erro.

Assuma agora que a função estimada é dada por:

$Y = X_1b_1X_2b_2$ , isto é, a função de produção é estimada não se considerando a qualidade da terra.

Pode-se escrever, então, que:

$$E(b_1) = B_1 + P_1B_1 = B_1(1 + P_1).$$

$E(b_2) = B_2 + P_2B_1$ , onde  $P_1$  e  $P_2$  são os coeficientes da regressão de mínimos quadrados da equação auxiliar:

$$q = X_1P_1 X_2P_2$$

Assumindo que  $B_2 > 0$ , pode-se dizer que a qualidade da terra varia inversamente com a quantidade de terra e pode-se esperar, portanto, que  $P_1$  seja menor do que zero.

Por outro lado, é provável que a qualidade da terra varie inversamente com a quantidade de mão-de-obra e, neste caso, pode-se esperar  $P_2 < 0$ .

Estas considerações implicam em que  $E(b_1) < B_1$  e  $E(b_2) < B_2$  e, portanto, retornos à mão-de-obra e à terra são subestimados. Desde que  $P_1 < 0$ ,  $P_2 < 0$ , retornos à escala são subestimados, visto que:

$$E(\hat{S}-S) = B_1(P_1 + P_2 - 1) < 0, \text{ assumindo-se que } B_1 > 0.$$

Lembrando sempre a possibilidade de ocorrência destas tendenciosidades, um teste estatístico pode ser desenvolvido para testar se a soma das elasticidades parciais de produção é estatisticamente diferente de 1.

As hipóteses nula e alternativa são:

$$H_0 : \sum_{i=1}^K B_i = 1$$

$$H_1 : \sum_{i=1}^K B_i > 1$$

A seguinte razão é tomada:

$$\frac{\sum_{i=1}^K \hat{B}_i - 1}{\sqrt{\hat{S}^2 (\sum_{i=1}^K \hat{B}_i)}}$$

a qual é distribuída como uma distribuição de t com n-K-1 graus de liberdade, onde K é o número de variáveis independentes.

O problema é, portanto, desenvolver uma expressão para  $\hat{S}^2 (\sum_{i=1}^K \hat{B}_i)$ .

Pode-se escrever que:  $\sum_{i=1}^K \hat{B}_i = \hat{B}_1 + \hat{B}_2 + \dots + \hat{B}_K = Y$ , donde

$$\begin{aligned} V(Y) &= [Y - E(Y)]^2 \\ &= \left[ \sum_{i=1}^K \hat{B}_i - \sum_{i=1}^K E(B_i) \right]^2 \end{aligned}$$

e expandindo-se esta expressão pelo teorema multinomial, tem-se:

$$V(Y) = \sum_{i=1}^K E[B_i - E(B_i)]^2 + \sum_{i < j} \sum_{j=2, 3, \dots, K} \text{Cov}(B_i, B_j), \text{ para } i=1, 2, \dots, K$$

Em tal situação, o valor calculado para t é igual a 1.97, o qual é estatisticamente significativo ao nível de 95% de confiança, rejeitando-se, portanto, a hipótese nula a este nível.

## 4.2. Retornos aos Investimentos em Educação

### 4.2.1. A Variável Educação na Função de Produção

O coeficiente da variável educação é estatisticamente significativo ao nível de 99% de confiança, implicando, portanto, em que educação afeta a produção agrícola. É interessante, por outro lado, verificar se o coeficiente da variável educação é estatisticamente diferente do coeficiente da variável mão-de-obra. Caso estes dois coeficientes não sejam estatisticamente diferentes, a mão-de-obra poderia ser ajustada para diferenças em qualidade<sup>15</sup>.

<sup>15</sup> GRILICHES, Z. "Research Expenditures, Education and the Aggregate Agricultural Production Function", American Economic Review, 1964.

As hipóteses nula e alternativa são:

$$H_0 : \hat{B}_i = \hat{B}_j,$$

$$H_1 : \hat{B}_i > \hat{B}_j,$$

onde  $B_i$  é o coeficiente da variável mão-de-obra e  $B_j$  é o coeficiente da variável educação.

O teste de hipóteses é feito utilizando-se a relação:

$$\frac{\hat{B}_i - \hat{B}_j}{\hat{S}(\hat{B}_i - \hat{B}_j)}$$

a qual é distribuída como uma distribuição de t com  $n-K-1$  graus de liberdade.

O desvio-padrão da diferença entre os dois coeficientes é dado por:

$$\hat{S}(\hat{B}_i - \hat{B}_j) = \sqrt{\hat{S}^2 \hat{B}_i + \hat{S}^2 \hat{B}_j - 2 \text{E st. Cov}(\hat{B}_i, \hat{B}_j)}$$

Nesta situação, o valor calculado para, t não é estatisticamente significativo a 95% de confiança. Isto sugere que a variável mão-de-obra pode ser ajustada para diferenças em qualidade. Resultado semelhante foi encontrado por Griliches<sup>16</sup> e Hayami-Ruttan<sup>17</sup>, embora os coeficientes encontrados neste estudo sejam bem menores do que aqueles encontrados nos estudos de Griliches e Hayami-Ruttan.

#### **4.2.2. O Nível de Educação dos Produtores na Área do PADAP**

A média do número de anos de educação formal dos produtores membros da Cooperativa Agrícola de Cotia está em torno de 9,35 anos e há 11 produtores que são portadores de graus universitários (quadro 8).

<sup>16</sup> GRILICHES, Z. "Research Expenditures, Education and the Aggregate Agricultural Production Function", American Economic Review, 1964.

<sup>17</sup> HAYAMI, Y., RUTTAN, V. Agricultural Development: An international Perspective. The John Hopkins Press, London, 1971.

**QUADRO 8. Anos de Educação Formal dos Produtores na Área de Atuação do PADAP. Membros da Cooperativa Agrícola de Cotia**

<b>Classe (Anos de educação formal)</b>	<b>Frequência absoluta (nº)</b>	<b>Frequência relativa (%)</b>
0-4	11	14,86
4-8	24	32,43
8-11	13	17,57
11-14	15	20,28
14	11	14,86
TOTAL	74	100,00

**4.2.3. Taxa de Retorno a um Nível Médio de Educação**

Como foi discutido anteriormente, o coeficiente da variável educação é estatisticamente significativo ao nível de 99% de confiança. Por outro lado, o teste estatístico mostrou que este coeficiente não é estatisticamente diferente daquele encontrado para a mão-de-obra, implicando em que a variável mão-de-obra poderia ser ajustada para diferenças em qualidade.

É interessante notar que o coeficiente da variável educação encontrado neste estudo (0,145) é bem menor que os coeficientes encontrados por Griliches<sup>18</sup> e Hayami-Ruttan<sup>19</sup>, os quais estão ao redor de 0,4.

Entretanto, alguém pode argumentar que a importância de uma variável no processo produtivo não está ligada apenas ao tamanho de seu coeficiente; deve-se levar em conta o seu produto marginal. As médias geométricas das variáveis dependente e educação são Cr\$ 419.826,10 e 7,9886, respectivamente. Tomando-se o valor do coeficiente da variável educação (0,145), o valor do produto marginal de um ano extra de educação é Cr\$ 7.620,20.

Entretanto, deve-se reconhecer que o produto marginal da educação é provavelmente uma subestimativa dos retornos totais à educação, porque ele representa, principalmente, o efeito trabalhador, desde que os insumos modernos sejam medidos corretamente.

<sup>18</sup> GRILICHES, Z. "Research Expenditures, Education and the Aggregate Agricultural Production Function", *American Economic Review*, 1964.

<sup>19</sup> HAYAMI, Y., RUTTAN, V. *Agricultural Development: An International Perspective*. The John Hopkins Press, London, 1971.

Para se determinar uma taxa interna de retorno à educação, custos e retornos devem ser determinados.

Sendo o número médio de anos de educação formal igual a 7,9886, o retorno anual ao investimento em educação por produtor é igual ao produto marginal da educação multiplicado por 7,9886. Este valor é igual a Cr\$ 60.874,78. Os custos com educação estão divididos em duas componentes: privados e públicos.

### **A) Custos Privados**

Os custos de educação que um estudante ou seus pais têm de arcar estão divididos em 3 componentes principais: ganhos não realizados, taxas de anuidades e despesas com livros e outros materiais escolares<sup>20</sup>.

Ganhos não realizados deveriam ser incluídos como um componente dos custos privados, porque uma pessoa que decide ir à escola deixa de ganhar o que poderia ser obtido em um emprego de tempo integral.

Ganhos não realizados são um importante componente dos custos privados da educação em países menos desenvolvidos. Isto é devido ao fato de que crianças começam a trabalhar, muitas vezes, com a idade de 7 a 10 anos.

No cálculo dos custos privados da educação foram tomadas as seguintes considerações.

#### **a) Ganhos não realizados**

É o salário médio, o qual é usualmente pago aos menores nas áreas rurais que compreendem a área de atuação do PADAP. Devido ao fato de que não há um diferencial de salário para o intervalo 7 - 14 anos, ganhos não realizados são os mesmos para menores trabalhando e localizados dentro daquela faixa etária. Ao tomarem-se estes valores, considera-se o ano todo, em lugar de se considerar apenas o ano escolar. Este procedimento tende a subestimar a taxa interna de retorno porque custos totais são aumentados, decrescendo, portanto, a taxa de retorno ao investimento. Entretanto, ao considerar-se o ano todo, em lugar do ano escolar, encontra-se uma estimativa conservadora da taxa de retorno.

#### **b) Livros e Outros Materiais Escolares**

A despesa média relativa a livros e outros materiais escolares varia segundo o ano na escola (quadro 9).

---

<sup>20</sup> PETERSON, W. Principles of Economics: Micro, Richard D. Irwin, Inc., 1977.

**QUADRO 9. Custos com Livros e Outros Materiais Escolares, segundo o Ano na Escola, 1976**

Ano na escola	Custos (Cr\$/ano, a preços de 1965-67)
Primeiro	57,74
Segundo	69,28
Terceiro	86,8
Quarto	98,15
Quinto	158,88
Sexto	184,75
Sétimo	202,07
Oitavo	207,85

Fonte: Secretaria da Educação Estado de Minas Gerais, 1976.

**c) Taxas e Anuidades**

Este componente totaliza zero cruzeiros por ano, visto que taxas e anuidades não são cobradas em escolas públicas.

**B) Custos Públicos**

Considerando a sociedade como um todo, todos os custos privados discutidos acima são um componente do custo total que a sociedade deve suportar. O funcionamento das escolas, a perda dos salários durante os anos na escola, a produção de livros e outros materiais escolares envolvem a utilização de recursos que poderiam ser usados para produzir alguma outra coisa, em lugar de se produzir educação. Neste estudo, custos públicos com educação são medidos através das despesas por estudante por ano, que são efetuadas pelos governos estadual e federal, de acordo com o ano na escola (quadro 10).

Assumindo agora que o período médio de trabalho do produtor médio é de 50 anos e que o retorno anual à educação permanece constante em todo o período médio de trabalho, uma taxa interna de retorno ao investimento em educação pode ser calculada. Esta taxa é aquela taxa de juros que torna os custos acumulados da educação iguais aos retornos futuros descontados, isto é, esta taxa de juros deve satisfazer à expressão:

$$C_1(1+r)^8 + C_2(1+r)^7 + \dots + C_8(1+r) = \sum_{i=1}^{50} \frac{R}{(1+r)^i} \quad (1)$$

onde  $r$  é a taxa interna de retorno,  $R$  é o retorno anual à educação assumido constante durante todo o período médio de trabalho e  $C_1, C_2, \dots, C_8$  são os custos que correspondem ao 1º, 2º... 8º anos na escola.

**QUADRO 10. Despesas Efetuadas pelos Governos Federal e Estadual, Segundo o Ano na Escola, 1976**

<b>Ano na escola</b>	<b>Despesas (Cr\$/estudante/ano, a preços de 1965-67)</b>
Primeiro	141,33
Segundo	209,12
Terceiro	220,43
Quarto	319,74
Quinto	421,70
Sexto	429,21
Sétimo	444,45
Oitavo	445,72

Fonte: Secretaria da Educação. Estado de Minas Gerais 1976.

Tomando o retorno anual a preços de 1965-67 e os custos com educação e substituindo-se na equação 1, encontra-se uma taxa interna de retorno igual a 24,78%.

Ao calcular-se esta taxa interna de retorno, assume-se que a vida média do produtor é de 65 anos, assumindo-se também que crianças de idades compreendidas no intervalo 7 - 14 anos não trabalham em tempo parcial durante o ano escolar. Esta pressuposição pode resultar numa subestimação da taxa interna de retorno. Esta subestimação é proveniente do fato de que, se eles trabalhassem em tempo parcial, ganhos não realizados iriam decrescer, decrescendo, assim, os custos totais com educação e, portanto, aumentando a taxa interna de retorno.

Outro ponto importante é que os dados de custos são médias para o Estado de Minas Gerais. Considerando que muitos produtores neste grupo foram educados no sul do Brasil, a estimativa da taxa interna de retorno é, provavelmente, subestimada. Isto é devido ao fato de que, provavelmente, o custo de vida é mais baixo no sul do país quando comparado ao do Estado de Minas Gerais. É de se esperar, portanto, que custos de educação no sul do Brasil são mais baixos do que aqueles prevalentes no Estado de Minas Gerais.

**4.2.4. Taxas Internas de Retorno por Níveis de Educação**

A taxa de retorno determinada na seção anterior está relacionada à educação média do produtor médio na amostra. Entretanto, devido ao fato de que há uma grande variação no nível de escolaridade entre estes produtores, torna-se interessante computar taxas internas de retorno correspondentes a cada nível de educação.

Para se determinar estas taxas internas de retorno, o seguinte procedimento é usado: rendas líquidas por nível de educação são calculadas e diferenças de renda líquida entre níveis de educação são atribuídas a diferenças no nível de escolaridade.

A renda líquida é calculada subtraindo-se da receita total os custos variáveis de produção, mais uma quantidade correspondente a uma taxa de juros de 18% aplicada sobre o valor do capital administrado pelo produtor. As diferenças em renda líquida entre os níveis de educação dos produtores são mostradas no quadro 11.

**QUADRO 11. Diferenças em Renda Líquida Correspondentes a Diferenças em Níveis de Educação. Membros da Cooperativa Agrícola de Cotia, 1976**

<b>Nível de escolaridade</b>	<b>Diferenças em renda líquida (a preços de 1965-67)</b>
> 14 sobre 11 - 14	4.450,80
11 - 14 sobre 8 - 11	4.140,79
8 - 11 sobre 4 - 8	3.400,43
4 - 8 sobre 0 - 4	2.548,49

Os custos com educação até o oitavo ano na escola foram determinados na seção anterior. Os seguintes custos são determinados para os outros níveis de educação (quadros 12 e 13).

Ganhos não realizados são calculados como a renda média por ano que indivíduos na amplitude 16-19 anos estariam ganhando no Estado de Minas Gerais. Como foi discutido anteriormente, este procedimento subestima a taxa interna de retorno.

Como foi indicado previamente, ganhos não realizados são calculados como a renda média por ano que indivíduos no intervalo 20 - 22 anos obteriam no Estado de Minas Gerais. Custos públicos juntamente com despesas para livros e outros materiais são estimativas obtidas da Secretaria da Educação do Estado de Minas Gerais. Custos públicos com ambos os níveis de educação 8 - 11 e 11 - 14 incluem ambos: despesas estaduais e federais. Finalmente, o custo do último ano na universidade totaliza Cr\$ 6.633,94 a preços de 1965-67. De posse desses dados, taxas internas de retorno podem ser calculadas para cada nível de educação, assumindo que diferenças em renda líquida, atribuídas à diferença no nível educacional, permanecerão constantes para cada nível de educação, através de toda a vida produtiva de cada produtor em cada nível de educação.

A taxas internas de retorno, por nível de educação, aparecem no quadro 14.

**QUADRO 12- Custos de Educação Correspondente a 8 – 11 Anos na Escola**

Tipo de custo	Ano na Escola		
	9°	10°	11°
	Custos (a preços de 1965-67)		
Custos públicos	440,53	459,61	566,39
Ganhos não realizados	2.771,36	2.771,36	2.771,36
Livros e outros materiais	288,68	317,55	357,96
Total	3.500,57	3.548,52	3.695,71

Fonte: Secretará de educação de Minas Gerais, 1976

**QUADRO 13- Custos de Educação Correspondente a 11 – 14 Anos na Escola**

Tipo de custo	Ano na Escola		
	12°	13°	14°
	Custos (a preços de 1965-67)		
Custos públicos	2.193,90	2.193,90	2.193,90
Ganhos não realizados	4.157,04	4.157,04	4.157,04
Livros e materiais de construção	254,04	259,81	271,36
Total	6.604,98	6.610,75	6.622,30

Fonte: Secretará de educação de Minas Gerais, 1976

**QUADRO 14 – Taxas Internas de Retorno por Nível de Educação. Membros da Cooperativa Agrícola de Cotia, 1976**

Nível de educação (anos)	Taxa interna de retorno (%)	Período de vida produtiva (anos)
> 14	12,36	44
11 - 14	15,49	44
8 - 11	21,2	47
4 - 8	25,49	50

É importante frisar que, ao comparar-se renda líquida, o efeito alocativo da educação é captado. Entretanto, devido ao fato de que os custos de educação usados para computar estas taxas de retorno são médias para o Estado de Minas Gerais, as taxas de retorno calculadas estão provavelmente subestimadas. Deve-se notar a alta taxa de retorno à educação na faixa 4 - 8 anos de escolaridade. Isto pode ser explicado provavelmente pelos baixos custos da educação àquele nível em relação a outros níveis, principalmente quando comparados com os custos ao nível universitário.

#### **4.2.5. Implicações para o Desenvolvimento Agrícola**

Segundo Hayamí-Ruttan<sup>21</sup>, na maioria das economias que atingiram uma alta produtividade e alta taxa de crescimento na produção agrícola, grande soma de recursos foi investida no setor público de pesquisa e também nos setores infra-estruturais e educacionais, os quais servem de suporte para mudanças tecnológicas na agricultura. A produção de novos insumos através da pesquisa parece ser o primeiro passo para modernizar uma agricultura estática.

Entretanto, tão logo os novos fatores se tornem disponíveis, o papel do produtor agrícola muda; agora eles se tornam envolvidos com os novos insumos e o processo de adquirir, codificar informações e adotar esses novos insumos.

Um baixo nível de educação ao lado de pobres incentivos econômicos pode ser um fator limitante à adoção dos novos insumos e conseqüente modernização.

Os resultados deste estudo indicam que educação é um importante fator da produção. Os membros da Cooperativa Agrícola de Cotia investiram intensamente em máquinas e fertilizantes nas suas explorações agropecuárias, aumentando, assim, a produtividade da terra e da mão-de-obra.<sup>22</sup>

Alguém poderia argumentar que este foi um investimento dirigido pela Cooperativa. Entretanto, a adoção das técnicas empregadas na exploração agrícola teve também, na educação, um dos fatores primordiais para que elas fossem bem conduzidas.

Dados disponíveis mostram que o nível de investimento em educação no Brasil é relativamente baixo. Por outro lado, quando despesas efetuadas "per capita" em educação são comparadas entre estados, verifica-se que os estados eminentemente agrícolas são aqueles nos quais estas despesas estão no mais baixo nível.

---

<sup>21</sup> HAYAMI, Y., RUTTAN, V. *Agricultural Development: An International Perspective*. The John Hopkins Press, London, 1971.

<sup>22</sup> RIBEIRO. J.L. "Rates of Return to Agricultural Investment in the Cerrados Área in Brasil". Ph.D. Thesis, University of Minnesota, 1979.

Este estudo mostra que taxas internas de retorno relativamente altas ao investimento em educação são obtidas.

Devido ao fato de que os custos com educação, considerando os níveis 0 - 4 e 4 - 8 anos de educação formal, são relativamente baixos, investimentos neste tipo de educação poderiam resultar em altas taxas de retorno.

Tudo indica que investimento em educação nas áreas rurais do Brasil deveria ser uma das prioridades do governo brasileiro em qualquer plano de desenvolvimento.

## **5. SUMÁRIO E CONCLUSÕES**

O presente estudo tenta estimar taxas de retorno ao investimento em educação, considerando dois aspectos: número médio de anos de educação formal do produtor e retornos correspondentes a diferentes níveis de educação entre eles.

A região escolhida para o estudo é aquela na qual foi implementado o Programa de Assentamento Dirigido do Alto Paranaíba (PADAP). Este programa visou a fazer uma associação entre os setores público e privado com a finalidade de introduzir na região, em escala comercial, as culturas de soja, trigo e café, utilizando-se de áreas de cerrados. A seleção dos colonos que fazem parte do programa foi efetuada pela Cooperativa Agrícola de Cotia, sendo que esta cooperativa prestou, e presta, assistência aos seus cooperados em todas as fases do processo produtivo, bem como durante a comercialização da produção dos cooperados.

A coleta de dados foi efetuada através de um questionário previamente testado e o tamanho da amostra foi de 74 produtores.

As taxas de retorno ao investimento em educação foram determinadas através da combinação de duas técnicas: análise de "cash-flow" e função de produção. A função de produção do tipo Cobb-Douglas foi estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários e a especificação das variáveis utilizadas pode ser vista com detalhes no terceiro item.

A equação estimada apresentou todos os coeficientes estatisticamente significativos, exceto aquele correspondente à variável sementes. Entretanto, como esta variável é importante no processo produtivo e também pelo fato do seu coeficiente ser maior do que o desvio-padrão correspondente, ela não foi eliminada da equação. Os resultados indicam que há evidências de retornos crescentes à escala entre os produtores, muito embora esta estimativa possa ser tendenciosa. Maiores detalhes a respeito da análise de especificação podem ser vistos no capítulo 4.

O coeficiente da variável educação não é estatisticamente diferente do coeficiente da variável mão-de-obra. Tal resultado implica em que a variável mão-de-obra poderia ser ajustada para diferenças em qualidade.

**TABELA A1. Coeficientes de correlação simples. Função de Produção para os membros da cooperativa Agrícola de Cotia**

Variável	Produção	Terra	Mão-de-obra	Fert. E calcário	Defensivos	Máquinas	Sementes
Terra	0,8539						
Mão-de-obra	0,8168	0,5172					
Fert. E calcário	0,6814	0,6838	0,4144				
Defensivos	0,5559	0,5105	0,5084	0,5847			
Máquinas	0,8218	0,5981	0,3938	0,4742	0,5150		
Sementes	0,4634	0,6001	0,6340	0,3182	0,5459	0,4677	
Educação	0,7755	0,4610	0,3950	0,6126	0,3392	0,3618	0,3011

**TABELA A2. Médias e desvio-padrão. Função de Produção para os Membros da Cooperativa Agrícola de Cotia**

Variável	Média	Antilogaritmo da média	Desvio padrão
Produção	12,95	419.826,10	0,91
Terra	5,191	179,73	0,55
Mão-de-obra	6,366	581,75	0,88
Máquinas	11,01	60.722,30	0,66
Defensivos	9,696	16.250,93	0,73
Sementes	10,03	22.615,82	0,7
Fert. E calcário	11,5	95.232,95	0,46
Educação	2,078	7,9886	0,64

As médias geométricas das variáveis dependente e educação são Cr\$ 419.826,10 e 7,9886, respectivamente. Tomando-se o valor do coeficiente da variável educação (0,145), o valor do produto marginal de um ano extra de educação é de Cr\$ 7.620,20. Deve-se reconhecer, entretanto, que o produto marginal da educação é provavelmente uma subestimativa dos retornos totais à educação, porque ele representa, principalmente, o efeito trabalhador, desde que os insumos modernos sejam medidos corretamente. Sendo de 7,9886 o número médio de anos de educação formal, o retorno anual ao investimento em educação por produtor é igual ao produto marginal da educação multiplicado por 7,9886. Este valor é igual a Cr\$ 60.874,78.

Para se calcularem as taxas de retorno à educação, os custos efetuados com educação foram divididos em 2 grupos: privados e públicos. (Veja quarto item).

De posse dos retornos e custos relativos à educação e aplicando-se a análise de "cash-flow", encontrou-se uma taxa interna de retorno equivalente a 24,78%. Esta taxa se relaciona ao produtor médio na amostra. Devido ao fato de haver na amostra uma grande variação com relação a níveis de escolaridade, taxas internas de retorno à educação foram calculadas por níveis de educação.

Foram calculadas rendas líquidas por níveis de educação, atribuindo-se as diferenças entre rendas líquidas às diferenças nos níveis de escolaridade.

De posse destas informações, foram calculadas as taxas internas de retorno relacionadas a níveis de educação, constatando-se que a maior taxa está associada aos investimentos efetuados no nível de escolaridade correspondente à faixa 4 - 8 anos de instrução formal.

Devido ao fato de serem relativamente baixos os custos com educação, correspondentes aos níveis 0 - 4 e 4 - 8 anos de educação formal, investimentos neste tipo de educação resultariam em altas taxas de retorno.

**TABELA A3 - Análise de Variância da Equação de Regressão Múltipla. Membros da Cooperativa Agrícola de Cotia**

<b>Fonte de Variação</b>	<b>Graus de Liberdade</b>	<b>Soma dos quadrados</b>	<b>Quadrado médio</b>	<b>F</b>
Regressão	8	54,322223	6,7902	(1) 57,108
Resíduo	65	7,73118	0,1189	-
TOTAL	73	62,05341	-	-

(1) Estatisticamente significativo ao nível de 99% de confiança.

## 6. LITERATURA CITADA

1. ECONOMIC COMMISSION FOR LATIN AMERICA. *Income distribution in Latin America. Economic Survey of Latin America, 1969*. United Nations, New York, 1969.
2. GRILICHES, Z. *The sources of measured productivity growth: United States Agriculture, 1940-1960*. Journal of political Economy, aug. 1963.
3. \_\_\_\_\_. *Specification Bias in the estimates of production functions*. Journal of Farms Economics, feb. 1957.
4. \_\_\_\_\_. *Research expenditures, education and the aggregate agricultural production function*. American Economic Review, 1964.
5. \_\_\_\_\_. *Measuring inputs in agriculture: a coital survey*. Journal of Farms Economics, dec. 1960.
6. HAYAMI, Y. and R UTTAN, V. *Agricultural development: an international perspective*. The John Hopkins Press, London, 1971.
7. HEADY, E. and DILLON, J. *Agricultural production functions*. Iowa State University Press, Ames, 1966.
8. JOHNSTON, J. *Econometric methods*. New York, Mac Graw Hill, 1972.
9. MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO E CULTURA. *Estatísticas da Educação Nacional, 1960-1971*.
10. PETERSON, W. *Principles of economics: micro*. Richard D. Irwin, Inc., 1977.
11. RIBEIRO, J. L. Rates of return to agricultural investment in the cerrados area in Brazil. Ph D. Thesis, University of Minnesota, 1979.
12. SCHUH, G. *The agricultural development of Brazil*. Praeger Publishers, New York, 1970.
13. SIDHU, S. *The productive value of education in agricultural development*. Staff Paper, p.76-7. Department of Agricultural and Applied Economics, University of Minnesota, apr. 1976.
14. THEIL, H. *Principles of econometrics*. John Willey and Sons, New York, 1971.
15. WELSCH, F. *Education in production*. Journal of Political Economy, n. 78, 1970.