

# **Retornos diretos e alocativos da educação e a demanda educacional familiar para crianças do meio rural no Brasil<sup>1</sup>**

*Ram D. Singh<sup>2</sup>*

**RESUMO** - Este trabalho examina alguns dos principais aspectos das decisões educacionais tomadas por pequenos produtores do Brasil, aliados a alguns fatores econômicos que influenciam a alocação de recursos para incrementar o capital humano dos seus filhos. Taxas de retorno da educação de 14% a 15% foram significativamente mais altas do que as anteriormente estudadas, indicando melhoria na tradição dos pequenos produtores na tomada de decisões. Evidências de escolaridade, uso de insumos modernos, contatos externos e migração poderão provar sua importância para futuras políticas. Finalmente, a demanda por educação poderá aumentar a renda em função do desenvolvimento econômico dentro e fora da agricultura.

Termos para indexação: pequeno produtor, renda familiar, educação familiar.

## **ALLOCATIVE AND DIRECT RETURNS TO SCHOOLING, AND HOUSEHOLD DEMAND FOR THE SCHOOLING OF FARM CHILDREN: SOME EVIDENCE FROM BRASIL**

**ABSTRACT** - This study examines some of the major economic aspects of household schooling decisions in rural Brazil together with some of the economic factors that influence the allocation of resources to increase the human capital of children. Rates of

<sup>1</sup> Recebido em 16.09.86

    Aceito para publicação em 27.05.89

<sup>2</sup> RAM D. SINGH, Professor de Economia, Ph.D., Illinois State University, Normal, IL 61761, USA.

return to schooling (14 - 15%) were significantly higher than those of past studies, indicating improvement in the traditional nature of small farmer decision-making. Evidence on parents' schooling, use of modern inputs, outside contacts and migration may prove important for policy implications. Finally, demand for children's education may increase as income rises with economic development in and outside agriculture.

Index terms: Small farmer, family income, family education.

## INTRODUÇÃO

O objetivo principal deste trabalho é examinar, com base num rico conjunto de dados colhidos junto às famílias do meio rural brasileiro, alguns dos principais aspectos econômicos da educação para famílias dos pequenos proprietários rurais e os principais fatores econômicos que influenciam a alocação de recursos por famílias para aumentar o capital humano dos filhos.

Especificamente, o trabalho focaliza: a) a magnitude dos retornos econômicos da educação, os componentes alocativos e diretos (ou funcionais) do efeito da produtividade da educação no ambiente de um sistema rural bastante tradicional que é praticado por pequenos proprietários no Brasil; b) os fatores econômicos que influenciam as decisões dos pais de baixa renda sobre a educação dos seus filhos, particularmente os efeitos da quantidade de filhos e o valor econômico dos serviços da mão-de-obra dos filhos para cada família, o grau de escolaridade dos pais, os efeitos de renda e riqueza e o uso de insumos modernos (tecnologia agrícola) sobre a qualidade da educação dos filhos.

De acordo com os trabalhos pioneiros de Schultz (1962, 1963, 1964), Becker (1964, 1973, 1976) e Mincer (1974) na área do capital humano, um grupo de estudos foi realizado nos países industrializados, principalmente nos Estados Unidos, que sugere que a educação já foi o pivô do progresso dos países desenvolvidos. As condições de desequilíbrio do desenvolvimento permitem altos retornos da educação (Schultz 1975), promovendo a rápida modernização da agricultura. Isto se consegue através dos efeitos alocativos e funcionais da educação (Welch 1970). Todavia, a maior parte da sabedoria advinda da economia da educação sugere um baixo retorno nesse contexto e, ainda mais, um efeito alocativo relativamente pequeno da educação em tal ambiente estático (Welch 1970, Schultz 1975).

Estudos da economia sobre educação no setor agrícola basearam-se, principalmente, na agregação dos dados dos países desenvolvidos (Gisser 1968, Welch 1970, Layard 1973, Psacharopoulos 1970, 1972, 1980). Entre-

1968, Welch 1970, Layard 1973, Psacharopoulos 1970, 1972, 1980). Entretanto, no caso dos países em desenvolvimento, os estudos focalizaram o setor não-agrícola, enquanto que, excetuando-se os estudos citados por Chaudhri (1969), Haller (1972), Patrick & Kehrberg (1973), Ram & Singh (1985), não se dispõe de muita evidência sobre os efeitos econômicos da educação que usa dados em nível da propriedade. O conjunto de dados permite que se faça um julgamento sobre os efeitos de retorno e alocativo da educação para as famílias do meio rural.

Em segundo lugar, a evidência sobre a demanda educacional familiar é escassa para a maioria dos países em desenvolvimento, com as exceções de Shortlidge (1976), Makhija (1977), Jabara (1977), Singh et al. (1979), Rosenzweig & Evenson (1982) e Anderson (1983). A falta de dados por família sobre variáveis, tais como educação, produção doméstica e agrícola, alocação do tempo, valor econômico dos filhos, uso dos insumos modernos e capital agrícola, impede o estudo global dentro do contexto do novo modelo econômico por família, o qual explica as decisões de alocação de recursos por família, com relação ao investimento na educação dos filhos.

Embora a resposta dos pais tenha sido diferente nos diversos ambientes sócio-econômicos, por exemplo, diferentes respostas foram observadas entre as famílias do meio rural e as urbanas citadas por Barichello (1977), Conlisk (1969), Detray (1973). Os pais do meio rural em países de baixa renda, para citar Schultz (1981) não ignoram os custos e benefícios a serem ganhos com a educação; pelo contrário, atuam como agentes econômicos deliberados.

A questão é: quais são as variáveis econômicas que determinam as decisões educacionais destes pais? Pode o modelo Becker-Lewis ser aplicado aos países em desenvolvimento para explicar o processo de tomada de decisões pelas famílias? Fica claro o interesse de examinar essas questões. O presente estudo oferece uma tentativa naquela direção avaliando as decisões educacionais familiares, com o auxílio de uma aplicação empírica do modelo econômico aos dados das famílias brasileiras. Isto constitui a segunda parte principal do objetivo deste trabalho.

Os dados usados para testar empiricamente o modelo foram tirados de uma amostra de, aproximadamente, 500 famílias de baixa renda de três regiões rurais do Brasil: São Paulo e Minas Gerais, no Sudeste, e Ceará, no Nordeste. Os detalhes do método de amostragem e das regiões estudadas estão em Singh et al. (1979). As amostras das famílias foram de proprietários, meeiros e sem-terra. Entretanto, para fins deste estudo, os sem-terra foram excluídos das estimativas. Os dados foram colhidos em entrevistas

com a ajuda de questionários estruturados, durante o ano agrícola de 1973/74.

Os dados da amostragem reuniram informações sobre produção agrícola, uso de insumos, uso do tempo no trabalho dos membros, número de crianças nascidas, mortalidade infantil, educação dos filhos, migração dos membros, fontes de renda não-agrícola e características (educação, movimentos de fora, ganhos salariais) dos chefes da casa, das esposas e de outros membros.

Durante um ano agrícola, os dados foram coletados através de visitas às famílias da amostra, por pesquisadores, e através de verificação, in loco, por supervisores treinados, com a ajuda de três universidades federais brasileiras localizadas nas regiões amostradas.

### **RETORNOS ECONÔMICOS DA EDUCAÇÃO: EFEITOS ALOCATIVOS E DIRETOS**

Esta seção tem três partes: a primeira especifica a função dos ganhos (renda agrícola) em termos de educação, aproximadamente como o tipo usado por Mincer (1974) e Chiswick (1974) e apresenta estimativas da função dos ganhos. O resultado clarifica os retornos da educação. A segunda parte especifica uma forma desdobrada da função da renda com educação como uma variável explanatória. O resultado dessa função ajuda a avaliar o efeito direto da educação, sobre a renda agrícola. A terceira parte examina os componentes alocativos e diretos do retorno da educação, e compara as estimativas deste estudo com as estimativas registradas nos estudos anteriores.

De acordo com Mincer (1974), Chiswick (1974), e dadas outras suposições, uma simples função de ganhos (renda) foi especificada assim.

$$\ln E_s = \ln E_0 + rSF + u \quad (1)$$

onde  $E_s$  é o ganho ou renda com educação  $s$ ;

$r$  é a taxa média do retorno privado de um ano a mais de educação  $SF$ ;

$SF$  é a medida de educação em termos de anos de escolaridade completa;

$u$  é o erro aleatoriamente encontrado.

A unidade de observação é a família para a qual o ganho é gerado na fazenda, através da produção de culturas e de animais. Observa-se que a renda percebida pelas famílias através das fontes não-agrícolas foi respon-

sável apenas por 1% da renda total por família. Portanto, renda como especificada neste trabalho engloba, principalmente, ganhos agrícolas. Do mesmo modo, educação SF é o grau de escolaridade do pai, chefe da família, que se considera, neste contexto, o principal tomador de decisões na fazenda.

O termo constante  $\ln E_0$  apresenta os ganhos anuais sem educação. Supondo as propriedades clássicas padrão do termo erro, o modelo pode ser estimado pelo procedimento normal de regressão, isto é, pela regressão do logaritmo natural ( $\ln$ ) da renda familiar sobre os anos de educação. Os resultados OLS das estimativas são apresentados na Tabela 1. O coeficiente de

**TABELA 1. Retornos da educação, coeficientes estimados da função ganhos com especificações alternadas, de famílias rurais do Brasil.**

Variáveis	(1)	(2)	(3)	(4)
Grau de escolaridade do pai (SF)	0,1455 (4,90)	0,0483 (1,20)	0,0360 (0,93)	0,0435 (1,08)
Área cultivada (LAND)		0,0472 (1,21)	0,0628 (1,66)	0,0580 (1,49)
Valor da propriedade (Capital, Cr\$) (KAPT)		0,0008 (1,47)	0,0009 (1,73)	0,0009 (1,53)
Mão-de-obra doméstica (LABS)		0,1506 (1,46)	0,2042 (2,02)	
Insumos modernos (Cr\$) (PINP)		0,1933 (6,52)	0,1783 (6,17)	0,1910 (6,40)
Idade do chefe da família (FAGE)			-0,0158 (4,02)	
Termo constante	8,1794 (156,06)	7,1096 (32,19)	7,8407 (27,98)	7,3416 (49,70)
R <sup>2</sup>	0,0717	0,30	0,35	0,29
F	23,64	18,00	18,76	21,73

Obs.: Variável dependente - Log dos ganhos por família ( $\ln ES$ ). Entre parênteses, valores do teste t

regressão de educação, SF, como também a regressão global são altamente significativos estatisticamente, em nível de 1%.

O coeficiente estimado para SF é interpretado como sendo a taxa média de retorno privado sobre a educação nos moldes do modelo Mincer. Infe-re-se que a percentagem dos incrementos dos ganhos é proporcional ao tempo passado na escola pelo operador agrícola, chefe de família, e a taxa de retorno significa o coeficiente de proporcionalidade. A estimativa (eq. 1, Tabela 1) sugere uma taxa de retorno de 14,5% que parece bastante significativa, dado o ambiente agrícola notadamente estático que caracteriza as pequenas propriedades de baixa renda aqui estudadas.

Na formulação acima do modelo (1) dos ganhos de educação, tratando  $\ln E_0$  como uma constante, o efeito das variáveis que não as do grau de escolaridade do chefe de família sobre a renda familiar desaparece. Não seria de grande importância caso as outras variáveis não fossem correlacionadas com grau de educação SF, ou se não variassem por famílias. O fato é que insumos, como terra, insumos comprados e equipamento envolvendo capital, variam por famílias.

Essas variáveis também podem ser correlacionadas com educação e, conseqüentemente, com o viés óbvio das estimativas do coeficiente sobre educação SF. Portanto, foi considerado apropriado formular um modelo expandido para incluir outros insumos, além de educação, os quais geram ganhos agrícolas para as famílias.

$$\ln E_s = \beta_0 + \beta_1 \ln \text{LAND} + \beta_2 \ln \text{PINP} + \beta_3 \ln \text{KAPT} + \beta_4 \ln \text{LABS} + \beta_5 \text{FAGE} + \beta_6 \text{SF} + \text{ERRO} \quad (2)$$

onde LAND = área cultivada;

PINP = insumos agrícolas comprados que representam novas tecnologias;

KAPT = capital (5% do total do valor do capital na fazenda);

LABS = número de membros da família com idade de trabalhar, incluindo crianças de 7 - 14 anos ou mais que se diz participarem nas atividades rurais;

FAGE = idade do pai;

SF = anos de estudo do pai (completados);

ERRO é o termo de erro estocástico.

Os resultados OLS do modelo expandido (2), com as especificações alternativas testadas, também são apresentados na Tabela 1 (equações 2 a 4). O coeficiente sobre SF ainda pode ser tratado como uma aproximação à

taxa de retorno da educação. Entretanto, deve-se observar que o coeficiente estimado sobre educação, nas equações 2, 3 e 4 da Tabela 1, reflete a contribuição da educação à renda, quando as outras variáveis são mantidas constantes. Ademais, como Welch (1970) argumentou, a estimativa do coeficiente da educação na formulação acima mais se aproxima do efeito funcional ou direto da educação. Porém, importante componente do retorno econômico da educação está ligado à eficiente alocação dos insumos, isto é, o efeito alocativo da educação.

É esclarecedora uma comparação dos resultados sobre o coeficiente da educação SF obtido através dos dois modelos estimativos (1) e (2). O coeficiente estimado sobre a educação SF do chefe da família é muito menor em tamanho e consideravelmente menos significativo, estatisticamente, no modelo expandido (2) (equações 2, 3 e 4) do que em (1) (equação 1, Tabela 1). Se o coeficiente da educação em (2) reflete, principalmente, o efeito direto da educação, a grande diferença entre o coeficiente estimado da educação (0,1455) no modelo (1) e o coeficiente estimado (0,0360 a 0,0485, das equações 2 a 4 da Tabela 1), no modelo (2) poderá indicar dois importantes fenômenos econômicos. Primeiro, a taxa de retorno da educação do chefe da família, devido ao efeito direto ou funcional é extremamente baixa. Em segundo lugar, também pode-se deduzir que, embora o efeito direto da educação pareça limitado, o efeito alocativo da educação do chefe da família apareceu bastante grande, o que sugere que o papel principal do chefe da casa é de tomar as decisões.

Porém, sem tirar fortes inferências desses resultados, parece justo concluir das estimativas deste estudo, que o retorno global econômico da educação sobre agricultura é observável. Uma taxa de retorno de 14% a 15% é grande, sem dúvida, considerando as características do contexto tradicional da agricultura e os baixos níveis de educação que, geralmente, dominam as pequenas propriedades de renda relativamente baixa. Também se deve observar que, embora a maioria das propriedades, especialmente as pequenas, usam as tradicionais técnicas de produção, algumas usam técnicas modernas e, nos anos recentes, foram expostas ao fluxo de informações sobre modernas práticas agrícolas.

Estimativas anteriores de retornos de educação registradas por outros estudos demonstraram uma taxa muito menor para o Brasil (Psacharopoulos (1970, 1972 e 1980). Patrick & Kehrberg (1973) descobriram até retornos negativos ou zerados da educação na maioria das equações que eles estimaram, usando dados de levantamentos agrícolas de cinco regiões do Brasil

para o ano 1968-69. Das cinco equações dos ganhos, as quais incluíram a educação dos operadores das propriedades (número de contatos com o extensionista durante o ano) e recursos agrícolas, o coeficiente sobre educação foi negativo (mas estatisticamente não significativo) nas três equações, positivo em uma (mas, novamente, estatisticamente não diferente de zero) e positivo, estatisticamente significativo, na outra. Contudo, pode-se suspeitar que a variável extensão, até certo ponto, estava captando o efeito da educação, uma vez que se esperaria normalmente alta correlação entre educação e os contatos da extensão. Isto poderia ter distorcido o resultado sobre a variável educação.

De acordo com Psacharopoulos (1980), cujas estimativas para um grande número de países foram citadas, taxa de retorno privado da educação primária para o Brasil, para 1962, foi da ordem de 11,3% quando comparada com 14% a 15% estimados neste estudo, usando dados em nível agrícola de 1973/74 sobre renda e educação. O grau de escolaridade da maioria dos chefes de famílias na amostra estudada é de nível de primeiro grau ou até níveis mais baixos de educação.

Uma comparação das duas estimativas poderá esclarecer as taxas de retorno da educação registradas para os dois períodos de tempo. Um (Psacharopoulos) representando as condições dos anos 60, que vale também para o estudo de Patrick e Kehrborg; e o outro representando, na sua maior parte, as condições dos anos 70. Sobre as possíveis causas econômicas das diferenças, pelo menos, poder-se-ia presumir que algumas mudanças teriam ocorrido durante os dois períodos de tempo. Porém é perigoso tirar quaisquer conclusões fortes baseadas nas estimativas feitas em diferentes estudos. Diferenças na data base, nos períodos de tempo e nos modelos estimativos usados nos estudos, deverão ser reconhecidas antes de se chegar a quaisquer inferências significativas.

Outro ponto pertinente que poderá ser observado é de que a taxa de retorno da educação, da ordem de 14% a 15%, como estimado neste estudo, embora evidentemente não baixa para o contexto estudado no Brasil, permanece mais baixa quando comparada em nível internacional, por exemplo, como demonstrada pelas estimativas de Psacharopoulos.

Para citar alguns casos, a taxa de retorno da educação primária foi de 32% no México; 30% na Nigéria (1966); 28% na Kenia (1971); 25,5% na Indonésia (1977); 17,3% na Índia (1975); 15,5% na Colômbia (1973). Schultz (1981) ofereceu uma discussão esclarecedora sobre o assunto quando abordou diversas questões interessantes relacionadas aos retornos econômicos



da educação, seus investimentos no meio rural, incluindo várias questões políticas importantes no Brasil.

## DEMANDA EDUCACIONAL FAMILIAR PARA OS FILHOS

A participação escolar das crianças no meio rural brasileiro é extremamente baixa. De acordo com os dados levantados (Singh et al. 1979), apenas 26% das crianças do meio rural entre 7 e 13 anos de idade foram matriculadas nas escolas primárias (7,7% das crianças entre 14 e 17 e 3,4% das crianças com 18 ou mais, dando uma média geral de 27% das crianças em idade escolar). Em média, as crianças de 7 anos ou mais haviam completado 2 anos de escola até a data do ano do levantamento. As matrículas escolares para crianças do meio rural indicam que uma porção substancial delas permanecerão analfabetas após tornarem-se adultas; 70% a 74% de todas as crianças que não freqüentam a escola agora, provavelmente, continuarão analfabetas a vida toda, um quebra-cabeça para um país de renda média como o Brasil. Embora a educação primária possa ser um investimento que vale a pena, o Brasil falhou nessa importante categoria de investimento em capital humano, como observou Schultz (1981).

Já que a decisão de investir na educação dos filhos é tomada em nível de família, o foco desse estudo é a própria família. O estudo analisa o processo de tomada de decisão por parte dos pais de baixa renda, dentro do contexto de um modelo familiar, no qual a educação dos filhos de 7 a 14 anos é influenciada por fatores que podem ser interpretados através de uma perspectiva de custo/benefício.

Nesta seção, um modelo modificado da demanda educacional familiar é apresentado, seguindo, basicamente, a estrutura da função de utilidade por família como sugerido por Becker & Lewis (1973). Fazendo as suposições usuais, as seguintes equações podem ser formuladas:

$$D_s = D_s(I, P_s, P_y, RS) \quad (3)$$

$$MC_s = MC_s(S_s, D_n, \hat{W}_m, \hat{W}_c, SL) \quad (4)$$

$$\hat{W}_m = W_m(W_m, VT_m) \quad (5)$$

$$\hat{W}_c = W_c(W_c, CP, D_n) \quad (6)$$

onde,  $D_s$  é a medida da demanda para a educação dos filhos expressa em termos do percentual de matrícula;

l, renda familiar excluindo a renda dos filhos ganha através dos serviços pagos;

$P_S$ , o preço da educação;

$P_Y$ , o preço de outros bens e serviços;

RS, o vetor dos fatores influenciando retornos da educação dos filhos;

$MC_S$  = os custos marginais da educação;

$S_S$ , a educação (% da matrícula dos filhos);

$D_n$ , o número total de filhos,

$\hat{W}_m$ , o preço de sombra do tempo da mãe;

$W_m$ , a taxa do salário de mercado da mãe;

$W_C$ , o preço de sombra do tempo dos filhos;

$\hat{W}_C$ , a taxa do salário de mercado dos filhos;

SL, a localização da escola primária;

$VT_m$ , o vetor dos fatores influenciando o valor de tempo da mãe; e CP, o vetor de fatores influenciando a produtividade dos filhos na família.

Através das equações (3) a (6), pode-se incorporar na função da demanda a influência do custo marginal ( $MC_S$ ) da educação dos filhos (chamado preço de sombra) que, por sua vez, como demonstrado na formulação acima, é influenciado pelo valor do tempo dos filhos (4) e preço do tempo da mãe (5).

Equações (3) até (6) podem ser reestruturadas para alcançar a quantidade de educação exigida pela família. Isto se faz equacionando o preço da educação ( $P_S$ ) e o custo marginal ( $MC_S$ ) com o condição de equilíbrio e, depois, substituindo as equações (6) e (4) na equação (3) para obter:

$$D_S = D_S(l, W_C, RS, P_Y, CP, D_n, SL) \quad (7)$$

A equação 7 servirá de forma básica para estimar a demanda educacional familiar. A variável  $P_Y$  tinha de ser eliminada da equação estimada por falta de dados no levantamento do corte transversal por família.

Já que existe uma correlação simultânea entre quantidade de educação dos filhos demandada,  $D_S$ , e o número de filhos,  $D_n$  (Becker & Lewis 1973), uma equação para a quantidade de filhos ( $D_n$ ) foi especificada na forma semi-reduzida:

$$D_n = D_n(l, W_m, VT, P_Y, D_S, CP, CM) \quad (8)$$

onde VT é o vetor dos fatores afetando o valor do tempo da mãe, e CM, a taxa de mortalidade infantil (outros termos já foram definidos). As equações

(7) e (8) constituem o modelo que pode ser estimado por meio de técnicas de equações simultâneas incluindo o estágio duplo de quadrados mínimos. Singh et al. (1979) apresenta detalhes sobre a demanda por família para quantidade de filhos, usando o modelo Becker & Lewis.

## MODELO EMPÍRICO EXPANDIDO

O modelo (7) foi expandido para levar em consideração os efeitos de características peculiares do contexto rural estudado.

$$DSCH = DSCH[DNCH, PWAC, OMWC, ICHI, MS, MOFI, MPWO, MMWO, FAGE, FACE^2, FS, FMIG, HSWC, PINP, KAPT, INWC, INWC^2] \quad (9)$$

As variáveis do modelo expandido (9) são descritas na Tabela 2. DSCH mede a demanda educacional familiar medida pelo percentual de matrícula de crianças de 7 a 14 anos (nas escolas primárias). Os coeficientes do modelo de educação foram estimados usando o método do estágio duplo de quadrados mínimos (2-SLS).

O modelo expandido (8) tomou a seguinte forma:

$$DNCH = DNCH[DSCH, ICHI, PWAC, OMWC, CHMI, INFM, MSCH, MGE2, MOFI, MPWO, MMWO, FSCH, FMIG, TLHH, PINP, TOCAP, INWC, NAGIWC]$$

DNCH = número de crianças nascidas (DNCH = Dn da equação 8). A variável INFM é a taxa de mortalidade infantil (percentagem de crianças de 0 - 4 anos que morreram) e MGE2 = idade da mãe até 50 anos, igual a 50 anos se a idade for menor ou igual a 50 anos. O restante das variáveis será definido na Tabela 2. As duas equações foram usadas para estimar os coeficientes pelo método do estágio duplo de quadrados mínimos.

Antes de juntar os dados das três regiões estudadas para estimar o modelo educacional, testes de proporção de probabilidade foram realizados para determinar se as equações de regressão, estimadas separadamente para as três regiões, eram significativamente diferentes. O principal propósito destes testes foi determinar se a variação estrutural era evidente nas três regiões (Kmenta 1971).

Os resultados das proporções estimadas de probabilidade são apresentados na Tabela 3. As estatísticas F para as três regiões não foram signi-

**TABELA 2. Definições, médias e desvios padrão das variáveis do modelo.**

Variáveis	Definições	Médias	Desvios padrão
DSCH	Percentagem de crianças (7-14 anos) matriculados nas escolas	26,00	40,80
DNCH	Número de crianças nascidas por casal	7,04	4,80
PWAC	Percentagem do tempo total de trabalho de crianças na agricultura	15,76	18,71
OMWC	Percentagem do tempo total gasto em produção doméstica	8,73	18,36
ICHI	Renda paga em forma de salário por criança de 7 ou mais anos	86,17	296,26
MS	Anos de escolaridade da mãe	0,92	1,38
MOFI	Renda da mãe fora da fazenda	37,76	182,41
MPWO	Percentagem do tempo total da mãe gasto na própria fazenda	7,09	16,69
MMWO	Percentagem do tempo total da mãe gasto na produção doméstica	55,42	29,33
FAGE	Idade do pai	47,00	14,41
FS	Anos de escolaridade do pai	0,97	1,48
FMIG	Número de vezes que o pai saiu da fazenda (contatos cidades/povoados)	1,19	1,61
HSWC	Número de pessoas (excluindo crianças) por família - tamanho da família	2,32	2,35
PINP	Gastos com insumos agrícolas (Cr\$)	438,11	1.346,52
KAPT	Valor dos bens de capital (Cr\$)	1.316,85	4.567,19
LAND	Área cultivada (acres)	32,05	66,43
INWC	Renda por família (excluindo renda de crianças (Cr\$))	4.909	1.386,17

ficativas ao nível de 5% ou mesmo de 10%. Isto sugere que os parâmetros das equações de escolaridade (DSCH) foram semelhantes para as três regiões. Infere-se daí que o agrupamento de dados para as três regiões, como realizado neste estudo para estimar o modelo educacional (9), foi estatisticamente razoável.

Os resultados de mínimos quadrados de duplo estágio do modelo educacional são apresentados na Tabela 4. A contribuição econômica (ou valor) dos filhos para a renda e bem-estar da familiar foi medida, diretamente,

**TABELA 3. Proporções da probabilidade para testes de homogeneidade de coeficientes das equações educacionais nas três regiões do Brasil.**

Equações educacionais	F	Graus de liberdade (num)	Graus de liberdade do (denom)
(1)	0,7812	18	359
(2)	1,0495	17	362

através das variáveis OMWC, PWAC e ICHI e, indiretamente, através da variável HSWC (tamanho da família). Essas variáveis também refletem o preço de sombra ou custo da educação para os pais. O trabalho dos filhos na produção doméstica, OMWC, tinha um efeito negativo sobre a matrícula na escola dos filhos de 7 a 14 anos (DSCH), mas o efeito foi desprezível em termos de significância estatística.

Surpreendentemente, o coeficiente estimado sobre o tempo das crianças gasto em atividades de produção agrícola na própria fazenda (PWAC) apareceu positivo e também estatisticamente significativo ao nível de 5%. Normalmente, seria de esperar que o tempo de trabalho dos filhos na propriedade entraria em conflito com o horário escolar, mas a evidência presente não apoiou essa expectativa. É possível que as crianças trabalhem na propriedade, especialmente na época de maior movimento, durante horários diferentes dos escolares que, geralmente, são de 4 a 5 horas, diariamente, nas áreas rurais.

Durante os períodos de pique, certas tarefas (a maioria de mão-de-obra intensiva) deveriam ser desempenhadas dentro de um determinado período de tempo. Geralmente, não há nenhum horário fixo de trabalho para membros da família que trabalham na sua própria fazenda. Parece que alguns ajustes estão ocorrendo em nível de família na alocação das responsabilidades de trabalho e de tempo entre os membros da família, designando certas tarefas para as crianças durante o horário não escolar, de tal forma que elas possam trabalhar na fazenda e, ao mesmo tempo, freqüentar a escola. Isto pode ser uma explicação plausível para a relação positiva trabalho/escola (em alguns casos, é possível que as escolas rurais ajustem seus horários durante os períodos de pique).

O coeficiente estimado sobre ICHI, renda ganha por criança em serviços assalariados (trabalhando nas fazendas dos outros), apareceu, como era

**TABELA 4. Resultados dos coeficientes estimados para a demanda educacional (DSCH) de famílias rurais do Brasil.**

Variáveis	Estágio duplo LS <sup>1</sup>		Estágio duplo LS <sup>2</sup>	
DNCH	0,8884	(-0,5412)	0,9282	(0,4302)
PWAC	0,7725	(5,4264)	0,7856	(5,5222)
OMWC	-0,0817	(0,6461)	-0,0929	(0,7351)
ICHI	-0,0090	(1,4077)		
MS	2,2331	(1,5211)	2,4502	(1,6758)
FAGE	0,9236	(1,2622)	0,8351	(1,438)
FGESQ	-0,0108	(1,5771)	-0,0103	(1,4954)
MOFI	0,0094	(0,8898)	0,0087	(0,8234)
MPWO	0,1039	(0,8422)	0,1051	(0,8500)
MMWO	-0,0247	(0,3557)	-0,0353	(0,5102)
FS	0,0690	(0,0434)	0,1316	(0,0827)
FMIG	2,3677	(1,9497)	2,4684	(2,0331)
PINP	0,0028	(1,8991)	0,0028	(1,8998)
KAPT	0,0004	(0,9097)	0,0004	(0,9192)
HSWC	-1,0903	(1,1901)	-1,0322	(1,1262)
LOCAS	0,1098	(1,1199)	0,1026	(1,0464)
INWC	-0,0009	(2,1223)	-0,0010	(2,2137)
INWC <sup>2</sup>	7,75105E-09	(2,1124)	8,00603E-09	(2,1813)
Constant	10,8429	(0,6805)	-8,8663	(0,5578)
R <sup>2</sup>	0,24114		0,2074	
F	5,91		6,13	

Obs.: Variável dependente (DSCH) = porcentagem de crianças entre 7 e 14 anos matriculadas na escola.

Entre parênteses, valores do teste t.

de esperar, negativo, mas de forma estatisticamente fraca ( $t = 1,41$ ). Ainda que fraco, esse resultado sugere aumento na quantidade de trabalho das crianças em serviços assalariados, o que diminuirá a matrícula escolar.

O coeficiente estimado sobre a variável tamanho da família (HSWC) foi consistentemente negativo em todas as equações estimadas, com um valor t de 1,1 a 1,2. Tamanho grande de família (pais, crianças menores e parentes, mas não as crianças em idade escolar) exige mais tempo para os trabalhos domésticos. Já que as crianças em idade escolar participam neste trabalho (a maior parte, como o trabalho na fazenda, é de mão-de-obra in-

tensiva), o efeito desta variável também é de reduzir a matrícula das crianças em idade escolar. Embora o efeito desta variável não tenha aparecido muito forte, foi (como no caso de renda das crianças, ICHI) muito mais forte do que o efeito da variável OMWC.

Os dados sobre o número previsto de crianças (DNCH) foram extremamente fracos. O coeficiente sobre DNCH tinha, como esperado, um sinal negativo, embora, estatisticamente falando, o coeficiente não tenha sido diferente de zero.

A estimativa não apóia a hipótese de que há forte conexão negativa quantidade-qualidade, como a teoria consagrada teria previsto. Makhija (1977), encontrou relação semelhante para famílias rurais na Índia. No contexto das famílias rurais de baixa renda estudadas, o número (quantidade) de filhos **per se** não parece influenciar a matrícula escolar dos filhos (qualidade), os demais dados permanecendo iguais.

O grau de escolaridade dos pais, entretanto, exerceu efeito positivo sobre a demanda para educação dos filhos. Vale a pena observar que o coeficiente estimado sobre a escolaridade da mãe (MS) se apresentou muito maior (2,2331) e estatisticamente muito mais forte do que o coeficiente (0,0690) sobre a escolaridade do pai (FS). Pode-se deduzir que a escolaridade da mãe desempenha papel maior do que a escolaridade do pai sobre a educação dos filhos menores em idade escolar.

Outro resultado que vale a pena observar é que, embora a escolaridade do pai não mostre qualquer efeito significativo sobre a educação dos filhos, contatos externos e número de vezes que o pai tinha, no passado, ido aos centros urbano-industriais, parecem ter exercido forte influência positiva sobre a educação dos filhos. O coeficiente sobre os movimentos e contatos externos do pai (FMIG) foi positivo e estatisticamente significativo em todas as equações estimadas (Tabela 4). Os movimentos externos, os contatos e a informação colhida deverão aumentar a percepção do pai sobre o benefício ou valor da educação. De fato, constata-se a esperada taxa de retorno da educação dos filhos, e portanto, o aumento da demanda educacional por família.

O coeficiente estimado sobre a renda familiar, excluindo a renda ganha pelos filhos (INWC), foi negativo e estatisticamente significativo ao nível de 5%. Por isso, não se esperava. Entretanto, o coeficiente sobre a variável renda ao quadrado (INWC<sup>2</sup>) mostrou-se positivo e estatisticamente positivo ao nível de 5%.

Para as famílias rurais de baixa renda, esses resultados parecem con-

sistentes. Os resultados sugerem que, quando os níveis de renda são tão baixos, como no presente caso, que mal dão para permitir às famílias fazer frente às necessidades básicas, um aumento de renda nos estádios iniciais pode levar à substituição da quantidade (o número) pela qualidade (escolarização) dos filhos. Contudo, o coeficiente negativo de  $INWC^2$  sugere que, além de um determinado nível de renda, na medida em que a renda aumenta, como resultado do desenvolvimento econômico dentro e fora da agricultura, a demanda familiar pela qualidade da escolarização dos filhos, todas as outras coisas sendo iguais, tende a aumentar.

Importante resultado apareceu com relação à variável tecnologia. A matrícula escolar das famílias rurais associou-se positivamente ao uso de tecnologia melhorada, representada pela variável PINP, e com os insumos agrícolas comprados. O coeficiente da variável apareceu positivo e estatisticamente significativo ao nível de 5% em todas as equações estimadas. Este resultado é consistente com a hipótese de que os pais de baixa renda agrícola percebem o benefício econômico da educação quando expostos à entrada de tecnologia moderna, embora a relação possa ser atribuída, em parte, ao efeito positivo da renda (Rosenzweig & Evenson 1982). O coeficiente do valor do capital (KAPT) também apresentou-se positivo, mas estatisticamente fraco.

## CONCLUSÕES

**Retornos econômicos da escolarização** – Os resultados das funções estimadas dos ganhos salariais indicam, primeiro, que as taxas de retorno da educação aparecem, aproximadamente, na faixa de 14% a 15%. Esta taxa de retorno, de maneira alguma, deve ser considerada pequena, considerando-se a natureza bastante tradicional da agricultura e os baixos níveis da escolarização entre os proprietários rurais estudados.

Em segundo lugar, o retorno da educação, no caso do chefe da família, parece bastante baixo devido ao efeito direto. Terceiro, embora o efeito de retorno direto ou funcional pareça bastante limitado, o efeito alocativo à educação do chefe da família apareceu de tamanho razoável. Isto sugere que o papel principal do chefe da família é, pressupõe-se, alocativo à tomada de decisões.

Quarto, os dados empíricos do presente trabalho, indicaram uma taxa de retorno da educação significativamente mais alto e, por isso, um papel econômico maior da escolarização do proprietário na agricultura, do que em estudos passados, cujas estimativas se basearam em dados dos anos 70.



**Demanda pela educação** – Os testes que estimaram a proporção de probabilidade indicaram que os parâmetros das equações de educação foram semelhantes para as três regiões estudadas, isto é, nenhuma variação estrutural significativa se evidenciou nas três regiões. Portanto, tornou-se razoável juntar os dados para as três regiões para fins de análises de regressão.

Os dados sobre as decisões para educação por família sugerem, primeiro, entre as variáveis que representam o valor econômico do tempo dos filhos, o tempo de trabalho dos filhos na propriedade parece positiva e significativamente relacionado com a matrícula escolar, enquanto o tempo de trabalho doméstico dos filhos e os ganhos salariais deles fora da fazenda sejam negativamente relacionados com a matrícula escolar, porém as correlações se apresentaram bastante fracas, estatisticamente. Tamanho da família, uma outra medida indireta do valor econômico dos filhos para os pais, reduziu a matrícula escolar. O resultado do número de filhos não apoiou a hipótese de uma forte conexão entre quantidade e qualidade de filhos.

Segundo, dentre as características dos pais, o grau de escolaridade da mãe e os contatos externos do pai mostraram efeitos positivos sobre a demanda para educação dos filhos por família. Terceiro, o uso de modernos insumos pelas famílias também foi positiva e significativamente associado com a educação dos filhos. Importantes implicações políticas podem ser inferidas dos dados sobre escolarização dos pais e sobre uso de modernos insumos.

Quarto, os resultados da variável renda sugeriram que a demanda por família para educação dos filhos poderá, em última instância, aumentar na medida que a renda aumenta com o desenvolvimento econômico dentro e fora da agricultura.

## REFERÊNCIAS

- ANDERSON, K.H. The determination of fertility, schooling and child survival in Guatemala. *Internat. Econ. Rev.*, 24(3):567-89, Oct. 1983.
- BARICHELLO, R.R. **Rural farm family schooling decisions**. s.l., University of Chicago, 1977. (Paper, 77).
- BECKER, G.S. **Human capital**: a theoretical and empirical approach to education. New York, s.ed., 1964,

- BECKER, G.S. & LEWIS, H.G. On the interaction between the quantity and quality of children. *J. Polit. Econ.*, **81**(2):5279-5288, Mar./Apr. 1973.
- BECKER, G.S. & TOMES, N. Child endowment and the quantity and quality of children. *J. Polit. Econ.*, **84**:5143-5162, Aug. 1976.
- CHAUDHRI, D.P. **Farmers education and productivity**: some empirical results from indian agriculture, human capital. s.l., Univesity of Chicago, 1969. (Paper, 69).
- CHISWICK, B.R. **Income inequality**. s.l., Columbia University Press, 1974.
- CONLISK, J. Determinants of school envollment and school performance. *J. Human Resour.*, **4**(Spring):140-57, 1969.
- DE TRAY, D. Child quality and the demand for children. *J. Polit. Econ.*, **81**(2):570-595, Mar./Apr. 1973.
- GISSER, M. On benefit-cost analysis of investment in schooling in rural areas. *Am. J. Agron. Econ.*, **50**:621-29, Aug. 1968.
- HALLER, T.E. **Education and rural development in Colombia**. s.l., Purdue University, 1972. Tese Ph.D.
- JABARA, C. **Demand for education of children among small farmers in a rural region of Brazil**. s.l., Department of Agricultural Economics, Purdue Univesity, 1977. Tese Mestrado.
- KMENTA, J. **Elements of econometrics**. New York, McMillan Publishing Company, 1971.
- LAYARD, P.R.G. Denison and the contribution of education to national income growth: a comment. *J. Polit. Econ.*, **18**(4):1013-16, 1973.
- MAKHIJA, I. **The economic contribution of children and its effect on fertility and schooling**: rural India. s.l., Department of Economics, University of Chicago, 1977. Tese Ph.D.
- MINCER, J. **Schooling, experience and earnings**. New York, Columbia Univer- sity Press, 1974.
- PATRICK, G.F. & KEHRBERG, E.W. Costs and returns of education in five agri- cultural areas of eastern Brazil. *Am. J. Agric. Econ.*, May 1973. p.145-53.
- R. Econ. Sociol. rural. Brasília, 27(2):215-233. abr./jun. 1989.

- PSACHAROPOULOS, G. Estimating the shadow rates of return to investment in education. **J. Human Resour.**, 5:34-50, 1970.
- PSACHAROPOULOS, G. Measuring the marginal contribution of education to economic growth. **Econ. Develop. Cult. Change**, 20(4):641-58, July 1972.
- PSACHAROPOULOS, G. **Returns to education: an updated international comparison in education and income** world Bank Staff Working. Washington, D.C., The World Bank, 1980. (Paper, 402).
- RAM, R. & SINGH, R.D. **Farm households in Rural Upper Volta: some evidence on allocative and direct returns to schooling and male-female productivity differentials.** s.l., Department of Economic, Illinois State University, 1985. (Working Paper).
- ROSENZWEIG, M.R. & EVENSON, R. Educational subsidy, agricultural development and fertility. **Quart. J. Econ.**, Feb. 1982. p.67-88.
- SCHULTZ, T.W. Investment in human beings. **J. Polit. Econ.**, 70, Oct. 1962.
- SCHULTZ, T.W. **The economic value of education.** New York, Columbia University Press, 1963.
- SCHULTZ, T.W. **Transforming traditional agriculture.** New Haven, Yale University Press, 1964.
- SCHULTZ, T.W. **The value of the ability to deal with disequilibria.** **J. Econ. Literat.**, 13:27-46, Sep. 1975.
- SCHULTZ, T.W. **The sad state of the schooling of rural children, human capital.** s.l., The University of Chicago, Department of Economics, 1981. (Paper, 81).
- SHORTLIDGE, R.L. **A socio-economic model of school attendance in rural India.** s.l., Cornell University, 1976. (Working Paper, 186).
- SINGH, R.D. & SCHUH, G.E.; KEHRBERG, E.W. **Economic analysis of fertility behavior and the demand for schooling among poor households in rural Brazil.** Lafayette, Purdue University, 1979. (Research Station Bulletin, 214).
- WELCH, F. Education and production. **J. Polit. Econ.**, 78(1):35-59, Jan./Feb. 1970.