

ESCOLARIDADE E MÃO-DE-OBRA RURAL NO BRASIL, 1970-80⁽¹⁾

Antonio C.M. Thame⁽²⁾

José R. Vicente⁽³⁾

Maria C.M. Vicente

Pretendeu-se neste trabalho, através do ajuste de funções de oferta e demanda de mão-de-obra, analisar a conveniência de intensificação de investimentos em capital humano no meio rural brasileiro. Os modelos foram estimados por mínimos quadrados indiretos. Os resultados obtidos indicaram que a produtividade da mão-de-obra, o salário rural e a migração para o setor urbano são influenciados pela escolaridade da população rural. Os investimentos em educação apresentaram altas taxas internas de retorno.

1 - INTRODUÇÃO

1.1 - O Problema e sua Importância

Parece razoável conceber que, em média, um homem com mais escolaridade possui mais possibilidade de ter um nível mais alto

⁽¹⁾ Trabalho apresentado no XXV Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural, São Luis, MA, 26 a 31 de julho de 1987. Os autores agradecem os comentários do Pesquisador Científico Flavio Condé de Carvalho e a colaboração da programadora Vera Lúcia Ferraz dos Santos.

⁽²⁾ Professor do Departamento de Economia e Sociologia Rural da Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz da Universidade de São Paulo (ESALQ/USP).

⁽³⁾ Bolsista do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

de renda, pois pode trabalhar numa atividade mais produtiva, crescendo assim o valor do seu produto marginal.

Uma elevação do nível de escolaridade, portanto, deveria aumentar a produtividade econômica da mão-de-obra. Além disso, à medida que empresários com mais escolaridade venham a organizar melhor a produção, também o produto total, e não apenas a produtividade, deverá aumentar.

Por outro lado, a educação escolar, ao permitir que se assumam outros misteres, abre perspectivas de mudança de ocupação, podendo vir a constituir-se em estímulo para migrações intersetoriais.

Dessa forma, no que se refere ao nível de escolaridade na zona rural, percebem-se dois efeitos distintos: o efeito "capacitação", aumentando a produtividade do trabalho e propiciando salários e rendimentos mais altos, e o efeito "mobilidade", podendo vir a reduzir a oferta de trabalho no meio rural ao estimular migrações para outros setores da Economia.

A importância do problema está em se analisar, no processo de desenvolvimento, o papel desempenhado pelos investimentos em educação formal no meio rural, o que deverá servir de subsídio aos formuladores de políticas educacionais nas decisões sobre a conveniência ou não de incrementar esses investimentos.

1.2 - Educação como Capital Humano

Nas duas últimas décadas, vem-se tornando sistemático o estudo das conseqüências econômicas da educação. A analogia entre a produtividade do capital físico e a da educação tem justificado o tratamento analítico da educação como capital, isto é, capital humano⁽⁴⁾.

Uma das formas de utilizar o conceito de capital humano é como parte de uma função de produção, com a finalidade de avaliar a

⁽⁴⁾ Críticas à teoria do capital humano, bem como a descrição de uma teoria alternativa podem ser encontradas em LIMA (27); comparações entre resultados fornecidos pelo modelo capital humano, um modelo estrutural e um de segmentação do mercado de trabalho são apresentadas em MEDEIROS (29).

contribuição da educação para o crescimento econômico. Entre os trabalhos mais conhecidos, citam-se os de SOLOW (38), que estima em 1,6% ao ano a contribuição de educação e tecnologia, no período de 1900 a 1949, nos Estados Unidos; AUKRUST (4), que estima a contribuição da educação e do progresso tecnológico em cerca de 1,88% ao ano, no período de 1900 a 1955, na Noruega, e DENISON (12), que atribuiu à educação uma contribuição para o desenvolvimento econômico de 0,67% ao ano, no período de 1929 a 1957 nos Estados Unidos. Para o Brasil, LANGONI (26) estimou que os investimentos em educação contribuíram, em termos líquidos, com 16% do crescimento econômico de 1960 a 1970.

GRILICHES (19,20), FANE (15) KHALDI (24) E HUFFMAN (23) estudaram o efeito da educação na produtividade agrícola dos Estados Unidos utilizando dados agregados (a nível de país ou de estados), concluindo que níveis de educação estão positivamente correlacionados com aumento da eficiência.

Ainda utilizando uma função da produção agregada, outros estudos, entre os quais os de THOMPSON (39), SCANDIZZO & BARBOSA (34) e DIAS et alii (13), procuraram estimar a elasticidade de substituição entre fatores de produção tradicionais (terra e trabalho) e insumos químicos, mecânicos e biológicos. O objetivo desses estudos é avaliar o impacto de mudanças nos preços relativos. ENGLER (14) ressalta que as possibilidades de aumento da produtividade agrícola, através da realocação dos insumos convencionais, são muito restritas, pois os agricultores operam racionalmente com os recursos e conhecimentos disponíveis. Daí a relevância da inclusão, na função de produção agregada, de insumos "não-convencionais", representativos do capital humano, como nível de educação dos agricultores, sua experiência na atividade agrícola e os investimentos em pesquisa, assistência técnica e extensão rural.

LOCKEED et alii (28) sumarizaram as análises de 37 conjuntos de dados discutidos em 18 estudos correlacionando educação e produção de pequenos agricultores em 13 países da África, Ásia, Europa e América Latina. Nesses estudos, via-de-regra utilizou-se regressão múltipla com as variáveis na forma logarítmica. O nível educacional da unidade de produção foi medido pela educação do cabeça da família, pela educação agregada dos membros da família, ou pela edu-

cação agregada dos trabalhadores rurais. A quantificação da educação levava em conta o número de anos frequentando escola, o número de diplomas obtidos ou simplesmente a medição da alfabetização. Em 31 desses estudos o efeito da educação foi positivo e geralmente significativo, enquanto que em 6 estudos constatou-se um efeito negativo (mas estatisticamente não-significativo). Os autores, além disso, concluíram, com base nos dados dos 31 estudos que apresentaram efeitos positivos da educação, que há um ganho médio estimado de 7,4% na produtividade para cada 4 anos adicionais de educação formal. Sem embargo, dos 31 estudos, conseguiram classificar 23 deles segundo o processo de mudança a que esteve submetida a agricultura no período estudado, para testar a hipótese de SCHULTZ (37), obtendo que em condições de agricultura tradicional, o incremento médio na produtividade relacionado a quatro anos adicionais de educação pode ser estimado em 1,3% enquanto que, sob condições modernas ou em processo de modernização, esta estimativa é de 9,5%.

WELCH (41) admitiu que a educação contribui ao processo produtivo, com dois efeitos: efeito "alocativo" e efeito "trabalhador". O efeito "trabalhador" implica a melhoria da qualidade do trabalho, podendo ser definido como a capacidade de produzir mais, mantidos constantes os demais fatores. Já o efeito "alocativo" diz respeito não somente à capacidade de alocar mais corretamente os recursos entre linhas de produção concorrentes, mas também, à capacidade de determinar os tipos e quantidades de recursos a serem utilizados no processo de produção.

SCHULTZ (37) considerou que em condições de uma agricultura tradicional, os agricultores sabem, devido à longa experiência, alocar os recursos disponíveis com grande eficiência, já que as condições econômicas são as mesmas, praticamente. Além disso, como conhecem as possibilidades de produção familiar, alocam também o próprio tempo levando em conta custos e retornos marginais. Da mesma forma, as crianças adquirem dos pais as habilidades que consideram importantes, ao mesmo tempo em que dão à educação formal um pequeno valor econômico. Em contraste, numa agricultura moderna, os agricultores são obrigados a tratar com uma seqüência de mudanças nas condições econômicas, as quais geralmente se originam de contribuições das instituições de pesquisa e de empresas que produzem insumos agrícolas. Como leva tempo para realocar os re-

cursos para atingir o novo equilíbrio e como mudanças ocorrem mesmo antes de se completar a realocação decorrente da mudança anterior, a plena eficiência acaba ficando fora (ou mais longe) do alcance dos agricultores. Além disso, sob essas condições de mudanças, as habilidades pessoais em tratar com situações de desequilíbrio (e em decorrência disso a educação formal) passam a adquirir uma importância muito maior. Considera-se ainda que o valor da educação depende, na fazenda, das oportunidades que os agricultores tenham de modernizar sua produção.

HUFFMAN (22) estudou o efeito da educação e da extensão rural no ajustamento (eficiência alocativa) de agricultores quando ocorre uma mudança na quantidade ótima de um insumo, o fertilizante nitrogênio, na produção de milho. Concluiu que os tomadores de decisão com maior nível de educação podem mais rapidamente abraçar inovações e ajustar-se a elas mais rápida e acertadamente. Concluiu ainda que o efeito alocativo da educação pode vir a ser mais importante que o efeito trabalhador. Além disso, ressalta que nos casos em que o crescimento econômico pode ser visto como um contínuo processo de mudanças que requer aprendizado e ajustamento a um contínuo fluxo de novas oportunidades, a taxa e a eficiência do crescimento podem ser aumentadas pelo incremento no nível de educação.

Destacam-se, também, as pesquisas baseadas no princípio de que a renda (salário) das pessoas que não frequentaram escola é o rendimento apenas de seu trabalho físico. Já a renda das pessoas com escolaridade deve, além da remuneração pelo seu esforço físico, incluir um valor adicional, o qual representa uma estimativa do rendimento da educação dessa pessoa. Combinando os custos da educação e uma série de diferenciais de renda advinda da aquisição de educação, numa estrutura de análise custo-benefício, consegue-se computar taxas internas de retorno e os valores presentes (descontados a uma taxa de juros adequada). Nesta linha, destacam-se os trabalhos pioneiros de SCHULTZ (36), BECKER (5) e BLAUG (6), entre outros.

Para o Brasil, LANGONI (26) estimou que a renda social dos investimentos em educação em 1969 era de 28% (o dobro da obtida para os investimentos em capital físico) e ressaltou que o curso primário era o de rentabilidade social mais elevada (48% em 1960 e 32% em 1969).

CASTRO (8) encontrou taxas de retorno de investimentos em educação entre 15% e 40% em Itabirito e Belo Horizonte, enquanto o

retorno dos investimentos em capital físico era de cerca de 12%.

GIBBON (16) estimou a taxa de retorno dos investimentos em educação primária no Brasil, em 1970, em 26,5% no setor primário da economia, em 45,9% no setor secundário e em 41,4% no setor terciário. PATRICK & KEHRBERG (31) estimaram as taxas de retorno do investimento em educação formal no meio rural em cinco áreas da região leste do Brasil; em duas áreas o retorno estimado foi negativo, enquanto que nas outras três (com nível de modernização mais alto) foram positivos, para alguns níveis de educação formal. Nessas últimas, a taxa interna de retorno foi maior que 25%. RIBEIRO (32) estimou em 24,78% a taxa interna de retorno dos investimentos em educação no meio rural, na região do Alto Paranaíba, no Estado de Minas Gerais.

Outra forma de determinar o impacto da mudança tecnológica ou de investimentos em educação sobre o emprego é através de estimativas de funções de oferta e demanda. Nesses casos, mudança tecnológica ou escolaridade são especificadas como deslocadores da demanda de trabalho. Nessa linha, destacam-se os trabalhos de GISSEY (17) nos Estados Unidos, o de YOUMANS & SCHUH (42), o de SAYLOR (33) que, por sua vez, baseia-se em outro trabalho de SCHUH (35), do qual difere por incluir a variável migração e por tentar captar a influência da legislação rural na demanda de trabalho. Também CUNHA & MAIA (11) ajustaram equações de oferta e demanda de trabalho, na região Centro-Sul do Brasil, desmembrando a mão-de-obra total ocupada na agricultura segundo as categorias de trabalhadores.

1.3 - Migração Rural-Urbana

Ao lado do vertiginoso crescimento da população brasileira (25,9 milhões de pessoas entre 1970 e 1980), teve lugar no país um vigoroso processo de urbanização. Nesse período, a população urbana cresceu 28,3 milhões de habitantes, implicando decréscimo, em termos absolutos, da população rural, a qual apresentou uma taxa de crescimento anual de -0,63%.

ARAÚJO et alii (3) ressaltam que, em 1980, dos 119 milhões de pessoas residente no País, 49 milhões (ou seja, 41%) não eram naturais do município onde residiam e, desses, 24 milhões migraram entre 1970 e 1980. Dos 49 milhões de pessoas vivendo em municípios de que não eram naturais, 22 milhões eram procedentes da zona rural.

VERA & ALVES (40) enfatizaram que em 40 anos (1940 a 1980) a percentagem da população brasileira residindo no meio urbano elevou-se de 31,2% para 67,6%. Nos Estados Unidos, foram necessários 100 anos para que o percentual de urbanização passasse de 30% a 70%. Enquanto que lá existe uma tendência à estabilização, no Brasil a velocidade da urbanização indica que o processo continua e que, já ao término da presente década, pode-se esperar o mesmo número de habitantes urbanos por habitante rural, tanto no Brasil como nos Estados Unidos. Aqueles autores ressaltam a pressão exercida por esse processo de urbanização sobre o setor urbano (pela necessidade de investimentos) e sobre o setor agrícola, que na década de 70 teve que aumentar sua produção por habitante no meio rural em 20,87% para compensar os efeitos da concentração urbana. Destacam também que a decisão de migrar de um determinado local para outro é tomada em função da expectativa de diferencial de renda líquida ao longo do ciclo vital (num contexto familiar e não individual). Assim, o migrante considera não apenas sua esperada condição de vida após a migração, mas também qual a condição de vida esperada, sua e de sua família, ao longo da vida familiar. Esse raciocínio explicaria sacrifícios de renda por parte da família do migrante, nos primeiros anos após o migrar e as condições de extrema precariedade de vida urbana experimentada por muitos recém-chegados, provenientes do meio rural, onde desfrutavam de condições de vida menos precárias. A opção tomada no Brasil, há anos, pelo desenvolvimento urbano-industrial, implicou investimentos públicos em infra-estrutura energética, saneamento e água, saúde e educação, habitação e lazer, cujos benefícios ajudam a justificar a ocorrência da intensa migração rural-urbana. Sem embargo de todos esses incentivos, de início, apenas os agricultores mais "aventureiros" tomam a decisão de migrar, "devido à grande incerteza associada a esta inovação ou mudança tecnológica, no contexto da função de produção doméstica ou familiar".

BRANT et alii (7) ressaltam que a escola é vista por agricultores de baixa renda como o único ou o principal instrumento que lhes

asseguraria as condições de enfrentar as complexas relações sociais e de trabalho no meio urbano, trabalho esse visto como mais estável, seguro e menos desgastante que as atividades na lavoura. Na visão daqueles autores, deve ser enfatizada a idéia da educação globalizante, conscientizadora e liberadora.

ARAÚJO et alii (3) lembram que a saída de parte do pessoal do campo efetivamente vem permitindo o aumento da produtividade média do trabalhador agrícola, mas para o prosseguimento da modernização do setor torna-se necessário maior capacitação dos recursos humanos na agricultura. Todavia, a retenção de mão-de-obra no meio rural só se dará se a produtividade marginal do trabalho no campo equiparar-se a da cidade ou, mesmo, superá-la.

2 - OBJETIVOS

2.1 - Objetivo Geral

O objetivo geral deste trabalho é proceder a análise econômica da política de investimentos em capital humano no meio rural.

2.2 - Objetivos Específicos

Os principais objetivos específicos são:

- a) prover um método para avaliar se, no meio rural, maior nível de escolaridade redunde em ganhos mais altos, ou, em outras palavras, se com mais anos de escola o agricultor se torna um melhor agente de produção na agricultura;
- b) avaliar os efeitos da escolaridade no que se refere à migração rural-urbana;
- c) avaliar a influência de salário alternativo (da zona urbana) ao setor agrícola, na oferta de mão-de-obra no meio rural;
- d) estimar custos médios de incremento no nível de escolaridade

que, conjugados aos retornos marginais da escolaridade obtidos dos modelos, permitirão avaliar a conveniência de investimentos em educação e o tempo necessário para que os retornos igualem os custos, reembolsando os gastos efetuados.

3 - METODOLOGIA

As condições requeridas para a utilização dos modelos neoclássicos de oferta e demanda são, primeiro, que haja equilíbrio estável no mercado de trabalho e, segundo, que a competição por salários seja o mecanismo equilibrador do mercado. É vital o papel dos preços relativos na determinação do nível de emprego dos fatores.

Além disso, pressupõe-se que há incentivos econômicos para realocar recursos, que as pessoas respondem a esses incentivos no limite máximo de suas habilidades, e que a diferença no desempenho delas serve de medida da diferença pessoal com respeito a uma particular espécie de habilidade requerida.

CUNHA & MAIA (11) afirmaram que a existência simultânea de desemprego e vagas a serem preenchidas, em nível não explicável pelas "fricções do mercado", e a relativa estabilidade dos salários agrícolas a longo prazo, mesmo em face de um forte processo migratório, abrem a possibilidade de se questionar a existência de equilíbrio no mercado de trabalho e o papel dos salários como mecanismo equilibrador do mercado. Também MUELLER (30) afirma que a ênfase dada ao papel dos preços relativos nos enfoques neoclássicos mascara o efeito de transformações na agricultura decorrentes de alterações nas relações sociais de produção, mudanças essas irreversíveis e que não podem ser encaradas como movimentos ao longo de uma função de produção causados por variações nos preços relativos.

Mesmo nos modelos neoclássicos mais sofisticados que tratam a mudança tecnológica como variável endógena, os preços relativos é que teriam a função de aliviar a reduzida disponibilidade dos recursos escassos e caros e de estimular o uso mais intensivo dos recursos abundantes e baratos.

A esse respeito, HAYAMI & RUTTAN (21) consideram que, a curto prazo, no qual a substituição entre capital e trabalho é

circunscrita pela rigidez do capital e equipamento existentes, as relações produtivas são melhor descritas por uma atividade com taxas relativamente fixas: fator-fator e fator-produto. A longo prazo, como as restrições exercidas pelo capital existente desaparecem, as relações de produção podem ser definidas pela função de produção neoclássica, na qual a restrição é representada pelo conhecimento técnico disponível, que inclui todas as alternativas possíveis (fator-fator e fator-produto). No período "secular" de produção, no qual as restrições impostas quanto à disponibilidade de conhecimento técnico são relaxadas para admitir todas as descobertas potenciais do conhecimento, as relações produtivas podem ser descritas por uma "metafunção de produção" ou "função secular", a qual descreve todas as alternativas potenciais de descobertas técnicas. A "metafunção de produção" pode ser encarada como sendo a envolvente ou "curva-envelope" das funções de produção neoclássicas. Neste caso, a mudança nas proporções dos fatores, com a adoção de tecnologia moderna, em resposta às mudanças nos preços relativos dos fatores, implica o ajustamento do processo produtivo ao longo da superfície de isoproduto de uma "metafunção de produção".

3.1 - Modelo

No presente trabalho, empregar-se-á o modelo proposto por GISSER (17), o qual ajusta funções de demanda e oferta de mão-de-obra no meio rural. Serão utilizados dois cortes seccionais (dados censitários de 1970 e 1980), ajustando-se funções para cada um isoladamente e, depois, em conjunto (**pool**).

A pressuposição básica do modelo é que os salários rurais e as quantidades de mão-de-obra observadas nos diferentes Estados, respectivamente, são pontos de intersecção entre a demanda e a oferta de mão-de-obra rural.

Pressupõe-se ainda que os salários rurais variam de um Estado para outro e que o produto agrícola em cada Estado pode ser representado por uma função de produção agregada.

Além disso, pressupõe-se que os parâmetros da função de produção de cada Estado são considerados como idênticos. O modelo

também pressupõe que os parâmetros na função oferta de trabalho em cada Estado são considerados idênticos.

Por outro lado, admite-se a hipótese de que a educação (mesmo a escolaridade primária) possa reforçar a habilidade dos estudantes em perceber novos tipos de problemas, em equacionar melhor tais problemas e em aprender formas de solucioná-los. Embora as habilidades desenvolvidas nas escolas sejam pertinentes à solução de problemas escolares, admite-se a possibilidade de haver propriedades gerais que propiciem contribuições mensuráveis no desempenho dos alunos como agentes econômicos, percebendo e resolvendo problemas no seu trabalho, realocando recursos e aumentando sua renda. A migração geográfica por empregos melhores, mesmo fora do setor rural, também seria uma possibilidade decorrente do desenvolvimento dessas habilidades, face à existência dessas propriedades gerais.

3.1.1 - A demanda de mão-de-obra

A equação estrutural da demanda, na sua forma geral, é:

$$W_D = f(L, C, S) \quad (1)$$

No modelo adotado a equação de demanda é:

$$W_D = a_1 + a_2L + a_3C + a_4S \quad (2)$$

com W_D representando o nível salarial do meio rural; L sendo o insumo de trabalho, na empresa agrícola; C representando capital e despesas de custeio na empresa agrícola e S o nível de escolaridade no meio rural. Essa é uma demanda tetradimensional para mão-de-obra, onde W_D e L são variáveis endógenas e C e S são exógenas.

A assertiva de que C é exógena se baseia na suposição de que, a curto prazo, a acumulação de capital precede o ato de demandar mão-de-obra no mercado. Não se pode negar a possibilidade de que, a longo prazo, o estoque de capital nas empresas agrícolas reflète, numa pequena parcela, a reação aos níveis salariais que prevalecem em alguns Estados. Entretanto, parece que esse argumento

não pode ser muito generalizado, devido a imperfeições que existem nos mercados de capitais nas zonas rurais.

A afirmativa de que S é exógena se baseia na já aceita noção de que o nível de escolaridade é uma complexa função de uma série de variáveis, nas quais fatores histórico-sociais (ao invés de fatores econômicos) são os mais relevantes.

Sendo X a produção agrícola e $P_x = 1$, onde P_x é o preço unitário do produto agrícola⁽⁵⁾, então cada ponto da "curva" de demanda pelo trabalho satisfaz à seguinte condição:

$$W_d = \frac{\partial X}{\partial L} \quad (3)$$

Em condições normais, as três restrições à função de demanda (que se seguem) também serão satisfeitas:

$$a_2 = \frac{\partial W_d}{\partial L} = \frac{\partial^2 X}{(\partial L)^2} < 0 \quad (4)$$

$$a_3 = \frac{\partial W_d}{\partial C} = \frac{\partial^2 X}{\partial C \cdot \partial L} > 0 \quad (5)$$

$$a_4 = \frac{\partial W_d}{\partial S} = \frac{\partial^2 X}{\partial S \cdot \partial L} > 0 \quad (6)$$

As desigualdades acima são restrições teóricas.

Se as variáveis incluídas na função demanda de trabalho forem medidas em logaritmos, então a_2 , a_3 e a_4 são elasticidades. A desigualdade (4) é pressuposição usual sobre a inclinação negativa da curva de demanda por trabalho; a desigualdade (5) indica que, **ce-teris paribus**, o valor do produto marginal do trabalho aumenta

⁽⁵⁾ Essa restrição será depois eliminada, substituindo-se o preço por uma função de demanda.

quando mais capital é aplicado ao processo produtivo. Finalmente, a desigualdade (6) indica que, **ceteris paribus**, o valor do produto marginal de trabalhadores rurais com mais escolaridade, é maior do que o de trabalhadores com menos escolaridade. Se S e W são medidas em logaritmos então a expressão $\frac{\partial W_d}{\partial S}$ é uma estimativa de uma elasticidade especial que indica a porcentagem de mudança no valor do produto marginal do trabalho na agricultura, resultante de um incremento no nível de escolaridade da população rural.

3.1.2 - A oferta de mão-de-obra

A equação estrutural da oferta na sua forma geral é:

$$W_S = f(L, \bar{W}, S) \quad (7)$$

No modelo adotado, a equação de oferta é:

$$W_S = b_1 + b_2L + b_3\bar{W} + b_4S \quad (8)$$

onde, W_S e L, variáveis endógenas, denotam, como anteriormente, o salário rural e o montante de mão-de-obra na empresa agrícola, respectivamente; \bar{W} que é exógena denota o salário alternativo ao setor agrícola; e, S que também é exógena representa o nível de escolaridade na zona rural.

Em condições normais, três restrições à função oferta serão satisfeitas:

$$b_2 = \frac{\partial W_S}{\partial L} > 0 \quad (9)$$

$$b_3 = \frac{\partial W_S}{\partial \bar{W}} > 0 \quad (10)$$

$$b_4 = \frac{\partial W_S}{\partial S} > 0 \quad (11)$$

Se as variáveis forem medidas em logaritmos, b_2 , b_3 , b_4 são elasticidades. A desigualdade (9) representará a usual pressuposição sobre a inclinação positiva da curva de oferta. A desigualdade (10) indicará que o nível da curva é mais elevado quando maiores forem os custos alternativos dos serviços do trabalho no setor urbano. Por último, a desigualdade (11) estará sugerindo que os trabalhadores com mais escolaridade têm uma curva de oferta relativamente mais elevada; isto porque estes trabalhadores são considerados como conscientes de sua vantagem comparativa e estarão, portanto, em melhores condições de oferecer seus serviços.

A inclusão de um salário alternativo fora do setor agrícola (\bar{W}) como outra variável foi feita de modo a eliminar um possível viés no coeficiente do grau de escolaridade. A razão é que o grau de escolaridade na zona rural e o salário alternativo não agrícola podem estar altamente correlacionados.

3.1.3 - O modelo completo

O modelo completo é o seguinte:

$$\text{(demanda)} \quad W_d = a_1 + a_2L + a_3C + a_4S \quad (2)$$

$$\text{(oferta)} \quad W_s = b_1 + b_2L + b_3\bar{W} + b_4S \quad (8)$$

$$\text{(identidade)} \quad W_d = W_s = W$$

onde, W , L , C , \bar{W} e S são logaritmos dos valores do salário na zona rural, o insumo de trabalho por unidade de área, capital e despesas de custeio por unidade de área, salário alternativo ao setor agrícola e nível de escolaridade, respectivamente.

Esse sistema de equações (2) e (8) é perfeitamente identificado e suas duas formas reduzidas são:

$$W = A_1 + A_2C + A_3\bar{W} + A_4S \quad (12)$$

$$L = B_1 + B_2C + B_3\bar{W} + B_4S \quad (13)$$

Segundo KMENTA (25), o problema de estimar "uma equação estrutural exatamente identificada pertencente a um sistema interdependente geral de equações simultâneas sem restrições sobre a matriz de variância-covariância das perturbações" é resolvido considerando-se que nesse caso "existe uma única solução para os coeficientes estruturais em termos de coeficientes de forma reduzida. Como as perturbações da forma reduzida são representadas por combinações lineares das perturbações estruturais, elas satisfazem a todos os pressupostos do modelo de regressão linear clássico normal. As variáveis predeterminadas que servem como variáveis independentes nas equações das formas reduzidas ou são não-estocásticas ou, se estocásticas, são independentes das perturbações correntes". Pode-se supor também que "elas têm variâncias e covariâncias finitas quando $T \rightarrow \infty$ (n° de observações) e que não existe relação exatamente linear entre elas ... Sob estes pressupostos, a aplicação do método dos mínimos quadrados ordinários a cada equação de forma reduzida leva a estimativas consistentes de seus parâmetros. Se todas as equações estruturais são exatamente identificadas, estas estimativas serão equivalentes às estimativas de máxima verossimilhança e possuirão, além de consistência, as propriedades de eficiência e normalidade assintóticas. As estimativas dos mínimos quadrados ordinários dos coeficientes das formas reduzidas podem ser usadas para determinar as estimativas correspondentes dos coeficientes estruturais ... Estas últimas chamam-se **estimativas dos mínimos quadrados indiretos**. São geralmente apresentadas como funções não-lineares das estimativas de formas reduzidas e herdaram suas propriedades assintóticas".

3.1.4 - Teste de sinais para os coeficientes

Embora os sinais dos coeficientes da forma reduzida variem conforme os dados disponíveis, deverão obedecer a uma certa expectativa, como consequência das desigualdades (4) a (6) e (9) a (11).

Considerando-se o símbolo (+) para maior do que zero, (-) para menor do que zero e (\pm) para os duvidosos, pode-se antecipar como as restrições impostas às curvas de oferta e demanda de trabalho influirão nos sinais dos coeficientes das formas reduzidas.

Fazendo-se $Z = b_2 - a_2 = (+) - (-) = (+)$, tem-se para a forma reduzida (12):

$$A_2 = \frac{b_2 a_3}{z} = \frac{(+).(+)}{(+)} = (+) \quad (14)$$

$$A_3 = \frac{-a_2 b_3}{z} = \frac{-(-).(+)}{(+)} = (+) \quad (15)$$

$$A_4 = \frac{b_2 a_4 - a_2 b_4}{z} = \frac{(+).(+)-(-).(+)}{(+)} = (+) \quad (16)$$

Para a forma reduzida (13), tem-se:

$$B_2 = \frac{a_3}{z} = \frac{(+)}{(+)} = (+) \quad (17)$$

$$B_3 = \frac{-b_3}{z} = \frac{-(+)}{(+)} = (-) \quad (18)$$

$$B_4 = \frac{a_4 - b_4}{z} = \frac{(+)-(+)}{(+)} = (\pm) \quad (19)$$

(positivo se $a_4 > b_4$)
(negativo se $a_4 < b_4$)

Adicionalmente, observa-se que, para testar a significância dos parâmetros, um teste do tipo unilateral é o mais adequado, exceto para B_4 .

3.1.5 - Estimativa dos coeficientes da equação estrutural

Com base nas estimativas das formas reduzidas (12) e (13), poderão ser obtidos os valores dos coeficientes das formas estruturais (2) e (8).

Para a demanda (2), obtém-se:

$$a_2 = \frac{A_3}{B_3} \quad (20)$$

$$a_3 = \frac{B_3 \cdot A_2 - A_3 \cdot B_2}{B_3} \quad (21)$$

$$a_4 = \frac{B_3 \cdot A_4 - A_3 \cdot B_4}{B_3} \quad (22)$$

Para a oferta (8), obtém-se:

$$b_2 = \frac{A_2}{B_2} \quad (23)$$

$$b_3 = \frac{B_2 \cdot A_3 - A_2 \cdot B_3}{B_2} \quad (24)$$

$$b_4 = \frac{B_2 \cdot A_4 - A_2 \cdot B_4}{B_2} \quad (25)$$

3.1.6 - Custos e retornos da educação

Os custos da educação são constituídos de duas parcelas: custos diretos e custos indiretos.

Os diretos incluem os custos correntes da escola (salários dos professores, material de ensino e demais despesas de manutenção), os custos correntes do aluno (despesas com material escolar e transporte) e os custos de capital (depreciação dos imóveis e equipamentos, além dos custos de oportunidade, representados pelos juros sacrificados do capital imobilizado). Não devem incluir o pagamento de

anuidades escolares às escolas privadas, pois nesse caso estar-se-ia incorrendo em dupla contagem.

LANGONI (26) calculou a média, para o Brasil, dos custos diretos (custos correntes da escola e do aluno e custos de capital) por aluno, por ano e por curso em 1960 e 1969 com base em dados do Ministério do Planejamento constantes do Plano Decenal. Aquele autor considerou que os custos correntes do aluno representassem 5%, 7% e 10% dos custos correntes da escola, respectivamente para os níveis primário, médio e superior. Para cálculo dos custos de capital, considerou uma taxa real de juros de 12% como estimativa para o custo de oportunidade do capital.

GIBBON (16) atualizou para cruzeiro de 1970 os dados de 1969 dos custos diretos por aluno calculados por LANGONI (26).

No presente trabalho, os dados de custos diretos por aluno obtidos por LANGONI (26) foram atualizados em cruzeiro de 1980, pressupondo-se que os custos no meio rural, em média, não deveriam ser substancialmente diferentes dos custos para todo o Brasil.

Já os custos indiretos se referem à renda sacrificada pelo aluno durante os anos de estudo, período em que ele permanece na escola e deixa de comparecer ao mercado de trabalho; é necessário lembrar que parte dos alunos trabalha durante os anos de estudo, notadamente no meio rural. Assumiu-se que, durante 180 dias por ano, o aluno deixa de trabalhar para freqüentar a escola, o que corresponde a renunciar a 60% da sua renda anual.

Por hipótese, a educação afeta a produtividade marginal do trabalho o que deve traduzir-se, em termos de mercado, em acréscimo de salário. Além disso, pressupõe-se que a educação, dando ao indivíduo maior acesso à informação, confere-lhe maior mobilidade, o que também lhe conferirá mais possibilidades de auferir maiores rendimentos.

Com base nessas hipóteses, pode-se entender como benefício dos anos de estudo o resultante diferencial de salários descontados ao longo da vida útil dos indivíduos, considerando-se que os salários já incluam os ganhos de alocação mais eficiente.

Obviamente, nem todas as diferenças de renda são explicadas pelas variáveis educação e idade. Outros fatores, como por exemplo a inteligência e posição social da família, influem na renda do indivíduo. Se tais fatores forem distribuídos aleatoriamente pelos diversos

níveis de educação, o resultado final será apenas um intervalo de confiança maior nas estimativas de nível de renda. No entanto, se a distribuição desses fatores for positivamente associada à educação, a imputação dos benefícios à educação será falseada: estará sendo atribuído à educação algo devido a outras variáveis. No entanto, BLAUG (6) cita que, em diversos estudos, depois de controlados estatisticamente os efeitos de inúmeras variáveis, a educação ainda explica uma fração substancial da variância de renda.

Por outro lado, quando se tomam diferenciais de renda como índices dos benefícios da educação, estão sendo excluídos, "ipso-facto", os outros benefícios econômicos que não fazem parte dos salários e vencimentos, como moradia, alimentação ou transporte gratuito. Da mesma forma, não são considerados os benefícios não-pecuniários da educação, conhecidos como "rendimentos psíquicos", originados de fatores intangíveis, como sensação de realização pessoal ou prestígio social.

Para o cálculo dos benefícios da educação, assumiu-se que no meio rural os trabalhadores iniciem suas atividades aos 10 anos e as exerçam até os 65 anos. Com esses pressupostos, pelos dados existentes nos Censos Demográficos entre 1970 e 1980 é possível obter a idade média para a faixa de 10 a 64 anos no meio rural, a qual assume os valores de 29,6 anos em 1970 e 28,3 anos em 1980.

Para a avaliação econômica dos retornos da educação, contrapostos aos custos, utilizaram-se dois indicadores, o período de recuperação e a taxa interna de retorno.

O retorno marginal de um ano de estudo no meio rural pode ser obtido multiplicando-se o salário anual médio pelo coeficiente de escolaridade (A_4) da equação reduzida (12) e dividindo-se o valor obtido pelo número de anos de estudo, conforme GISSER (17).

O período de recuperação, medido em número de anos, dos gastos efetuados em educação no meio rural é definido como o intervalo de tempo necessário para cobrir o custo adicional de um ano e pode ser calculado dividindo-se o custo médio de um ano pelo seu retorno marginal.

Para que estes cálculos tenham validade, é necessário:

a) assumir-se que o coeficiente de escolaridade (A_4) da equação reduzida (12) continue relevante mesmo depois que o nível de escolaridade tenha sido acrescido de dois ou três anos de estudo (hipó-

tese necessária, porque a partir de determinado nível os retornos marginais da educação começam a decrescer rapidamente); e,

b) assumir-se que o preço dos produtos agrícolas permanece constante, porque considerando-se uma curva de demanda inelástica para a produção agrícola total, quando cresce o nível de escolaridade de todos os proprietários e trabalhadores rurais do País, isto resulta em uma menor renda total.

Pode-se definir taxa interna de retorno, r_i , como sendo a taxa de desconto que iguala o valor presente dos custos de educação com o valor presente dos benefícios.

Como o diferencial de salários ao longo do período de vida útil representa os benefícios resultantes dos anos adicionais de educação, um elemento crítico no cálculo das taxas de retorno são as estimativas dos perfis de rendimentos. Na ausência destas "séries no tempo", usualmente lança-se mão de dados do tipo "cross-section".

CASTRO (8) destaca que o uso de dados de "cross-section" permite que se evitem problemas de mudanças no poder aquisitivo da moeda e as flutuações de renda devidas a variações conjunturais. Além disso, elimina possível tendência secular das taxas de retornos.

O cálculo da taxa interna de retorno é feito, portanto, com base na expressão abaixo descrita:

Para uma dada taxa de desconto i , o valor presente do lucro é:

$$B = -I + \sum_{p=0}^{p=n} \frac{R_p - D_p}{(1+i)^p}$$

onde I é o valor do investimento, R_p representa as receitas, D_p as despesas e $p=0, \dots, n$, os anos considerados.

Considerando-se que, para dado investimento, o fluxo de caixa total (receitas menos despesas) é negativo nos primeiros anos e positivo nos seguintes, haverá um valor de i , para o qual B será igual a zero, isto é, um valor tal que

$$-I + \sum_{p=0}^{p=n} \frac{R_p - D_p}{(1+i_0)^p} = 0$$

Este valor é chamado de taxa interna de retorno.

3.2 - Fonte dos Dados e Cálculo das Variáveis

Foram utilizados os dados, por Estado, levantados pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), nos Censos Demográficos de 1970 e 1980, nos Censos Agropecuários de 1970 e 1980 e nos Anuários Estatísticos do Brasil de 1970 a 1980 (2, 9, 10).

Os valores monetários referentes ao ano de 1970 foram transformados em cruzeiro de 1980 pelo Índice Geral de Preços coluna 2, da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Nos dados referentes ao ano de 1970, o Estado da Guanabara está anexo ao Estado do Rio de Janeiro. Nos dados de 1980, considerou-se o Estado do Mato Grosso do Sul como anexo ao Estado do Mato Grosso. O Distrito Federal foi considerado como anexo ao Estado de Goiás, tanto nos dados de 1970 como de 1980. Tais procedimentos reduzem o número de observações a 48, sendo 24 referentes a 1970 e 24 referentes a 1980.

3.2.1 - Salários rurais

O salário mensal (em cruzeiro de 1980) recebido pelos trabalhadores rurais foi calculado dividindo-se pelo número total de empregados e por 12 o montante referente a salários e quotas-partes entregues a parceiros declarados nos Censos Agropecuários de 1970 e 1980 (quadro A.1, no Anexo 1).

3.2.2 - Força de trabalho

Os dias de trabalho, por hectare, em equivalente-homem, empregados durante todo o ano foram calculados com base no número de trabalhadores (inclusive proprietários e familiares) fornecido pelos Censos Agropecuários, ponderado pelo número médio de dias (de 8 horas) trabalhados, fornecido pelo Censo Demográfico.

O número de dias de 8 horas foi estimado a partir da declaração sobre o número de horas semanais trabalhadas no ano base de 1980 para as categorias de empregadores agropecuários e de trabalhadores na agropecuária. Essa informação é subdividida em cinco classes na tabulação do Censo Demográfico, e o cálculo da média foi efetuado tomando-se o ponto médio de cada classe e ponderando-se pelo respectivo número de informantes. A média de horas semanais trabalhadas para as categorias de empregados e empregadores foi multiplicada por 52 (número de semanas do ano) e, posteriormente, transformada em dias de 8 horas de trabalho. Esses valores, multiplicados pelos números de trabalhadores e de proprietários e familiares convertidos em equivalentes-homem, forneceram o número total de dias trabalhados em cada Estado, total este que foi dividido pelo número de estabelecimentos e pela área média dos mesmos, declarados nos Censos Agropecuários (quadro A.2, no Anexo 1). Um teste de consistência foi efetuado para aferir a qualidade dos dados obtidos, utilizando-se as médias de dias trabalhados levantados pela amostra do IEA no Estado de São Paulo, em abril de 1980, que estimou em 24,4 dias por mês a média para diaristas residentes⁽⁶⁾ e em 17,2 dias por mês para volantes⁽⁷⁾; esses valores foram assumidos como representativos para todos os Estados. Ambos os procedimentos levaram a resultados praticamente idênticos: média de 21,0553 dias de trabalho de equivalentes-homem por hectare por ano com dados do IEA e 21,3657 dias de trabalho como média das 48 observações utilizando os dados do Censo Demográfico de 80. A semelhança dos valores encontrados levou a optar pelos dados do Censo, que, naturalmente, tinham a vantagem de representar as diferentes situações em cada Estado.

A transformação em equivalentes-homem obedeceu aos seguintes índices:

Homem com 15 (quinze) anos ou mais = 1,00

Homem com menos de 15 (quinze) anos = 0,77

Mulher com 15 (quinze) anos ou mais = 0,95

Mulher com menos de 15 (quinze) anos = 0,73

⁽⁶⁾ Utilizada para proprietários e familiares e empregados permanentes.

⁽⁷⁾ Utilizada para empregados temporários.

Esses valores foram calculados com base nas diferenças salariais dessas categorias, entre os meses de abril de 1980 e abril de 1981, para o Estado de São Paulo, conforme levantamento do Instituto de Economia Agrícola.

Os diferentes valores de salários utilizados para cálculo da ponderação no cálculo de equivalentes-homem são baseados na suposição de que o empresário maximizador paga às diferentes categorias de trabalhadores, salários que representam o valor de sua produtividade marginal.

3.2.3 - Capital

A variável Capital é definida como a soma da remuneração do capital, da depreciação do capital e das despesas de custeio, por hectare por ano.

$$C = \frac{r(\text{Capital}) + \text{Depreciação do Capital} + \text{Despesas de Custeio}}{\text{área total dos estabelecimentos}}$$

onde "r" é a taxa de juros reais corrente no mercado.

Para cálculo da remuneração do capital, da depreciação do capital e despesas do custeio (exceto massa de salários) do imóvel rural, considerou-se a taxa de juros em torno de 12% ao ano, juros esses calculados sobre o total dos bens existentes, inclusive a terra. A taxa de juros reais corrente no mercado nunca é disponível. O melhor que se pode fazer é selecionar uma "proxy" razoável para ela, como, por exemplo, os juros de capital em aplicações alternativas, à taxa média de mercado. Em outras palavras, estar-se-ia procurando avaliar o custo de oportunidade do capital empregado no meio rural.

Para o cálculo do valor de depreciação foi considerada uma vida útil de 30 (trinta) anos para os prédios (residenciais e outros), de 20 (vinte) anos para as instalações e benfeitorias e de 10 (dez) anos para máquinas e instrumentos agrários, veículos e meios de transportes.

Como despesas de custeio, consideram-se os gastos com compra de rações, medicamentos para animais, sementes e mudas,

fertilizantes, defensivos, corretivos e custos operacionais do capital, serviços de empreitada, arrendamentos de terras, tributos e combustíveis, energia elétrica, transporte da produção, embalagem e demais despesas.

Os dados referentes ao valor do capital das empresas, como terra, benfeitorias e instalações, animais, máquinas e equipamentos, culturas permanentes, veículos e outros meios de transporte e referentes às despesas efetuadas, excluindo salários e quota-parte da produção entregue a parceiros, foram fornecidos pelos Censos Agropecuários de 1970 e 1980 (quadro A.3, no Anexo 1).

3.2.4 - Salário alternativo

Utilizou-se como salário alternativo a média de salários (em cruzeiro de 1980), com os valores de 1970 deflacionados pelo Índice Geral de Preços (coluna 2 da Conjuntura Econômica), de pedreiros e serventes em cada capital de Estado em 1970 e 1980, com dados fornecidos pelo Anuário Estatístico do Brasil (quadro A.4, no Anexo 1).

Também foi experimentado, como salário alternativo, o salário mínimo nas diversas regiões do País. No entanto, os resultados dos ajustes foram menos satisfatórios.

3.2.5 - Escolaridade

Como nível de escolaridade, foram considerados os anos de estudo por habitante da zona rural, utilizando-se os dados dos Censos Demográficos de 1970 e 1980, que trazem informações sobre os anos de escola completados por declarante do meio rural, com idade de 5 anos ou mais (quadro A.5, no Anexo 1).

3.2.6 - Variável "dummy"

A variável "dummy" assumiu valores zero para o ano de 1970 e 1 (um) para 1980. Ela foi introduzida para captar alteração nas funções de produção agregadas e nas próprias funções de oferta e demanda de trabalho, alterações essas que poderiam causar viés nos coeficientes estimados, quando o ajuste é feito considerando conjuntamente os dados de 1970 e 1980.

4 - RESULTADOS E DISCUSSÃO

Inicia-se a apresentação dos resultados do estudo analisando a correlação (Cr) entre as mesmas variáveis nos dois cortes de tempo, o que fornece uma indicação sobre a estabilidade das mesmas. As maiores variações ficaram por conta dos salários rurais (Cr=0,360), seguidos pelos salários alternativos (urbanos, Cr=0,797); as demais variáveis apresentaram coeficientes de correlação superiores a 0,9 (escolaridade, Cr=0,910; capital, Cr=0,954; força de trabalho, Cr=0,972).

A forma reduzida (13) permitiu melhores ajustes do que as equações com a forma reduzida (12) com o coeficiente R^2 acima de 70% nas primeiras e abaixo de 50% nas últimas. Para 1970, nem mesmo o modelo da equação (12) é significativo, aceitando-se a hipótese que nenhum dos coeficientes seja diferente de zero. A variável A_2 , que representa o capital, não apresentou coeficientes significativos na forma reduzida definida em (12) (quadro 1).

Uma vez que a análise isolada do ano de 1970 fica prejudicada pela forma reduzida (12), o cálculo dos coeficientes da equação estrutural e comentários subseqüentes foram efetuados apenas para 1980 e para a combinação 1970-1980 (quadro 2).

Do lado da demanda, a estimativa do coeficiente a_4 indica que um acréscimo de 10% ao nível de escolaridade no meio rural elevará em 0,4% o valor do produto marginal do trabalho (ou em 1,6% se forem considerados unicamente os dados de 1980). Havendo um esforço destinado a aumentar o nível de escolaridade no meio rural, e con-

QUADRO 1. - Principais Resultados da Análise de Regressão das Formas Reduzidas, 1970 e 1980 (1)

Equação e variável	Dados de 1970		Dados de 1980		Dados de 1970 e 1980	
	Coefficiente	R ²	Coefficiente	R ²	Coefficiente	R ²
Equação (12)		0,22n.s.		0,38 ^b		0,46 ^a
A ₁	-		-		0,39027 (2,88) ^a	
A ₂	0,03457 (0,13)(²)		-0,08421 (-0,98)n.s.		-0,02084 (-0,33)n.s.	
A ₃	0,37481 (1,27)(²)		0,59364 (1,58) ^c		0,43420 (1,80) ^b	
A ₄	0,25405 (1,63)(²)		0,37100 (1,72) ^b		0,30170 (2,11) ^b	
DW(³)	-		-		1,923n.s.	
Equação (13)		0,76 ^a		0,71 ^a		0,73 ^a
B ₁	-		-		-0,44245 (-2,44) ^b	
B ₂	0,67137 (5,62) ^a		0,67818 (5,31) ^a		0,67818 (8,07) ^a	
B ₃	-0,85988 (-2,10) ^b		-1,40407 (-2,50) ^b		-1,04532 (-3,24) ^a	
B ₄	-0,69657 (-2,83) ^b		-0,51008 (-1,59)n.s.		-0,62787 (-3,29) ^a	
DW(³)	-		-		1,829n.s.	

(1) Os valores entre parênteses são da estatística t; os testes para os coeficientes são bilaterais para A₁ e B₁ (variáveis "dummy") e B₄; os demais são unilaterais, conforme restrições teóricas no capítulo 3. Níveis de significância: a=1%; b=5%; c=10%; n.s.=não significativo.

(2) Como a equação é não-significativa, não se recusa a hipótese H₀: A₂=A₃=A₄=0.

(3) Teste de Durbin-Watson (n.s. = não significativo a 5%).

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos da Fundação IBGE (2, 9, 10).

QUADRO 2. - Estimativa dos Coeficientes das Equações Estruturais de Demanda e Oferta de Trabalho, 1970 e 1980

Equação e variável	1980	1970-1980
Demanda		
a ₂ (mão-de-obra)	-0,42280	-0,41537
a ₃ (capital)	0,20252	0,26086
a ₄ (escolaridade)	0,15533	0,04090
Oferta		
b ₂ (mão-de-obra)	-0,12417	-0,03073
b ₃ (salário alternativo)	0,41930	0,40208
b ₄ (escolaridade)	0,30766	0,28241

Fonte: Dados do quadro 1.

seguinte-se elevar a média de 1980 em um ano, o valor do produto marginal elevar-se-ia entre 3% e 11%, segundo os coeficientes estimados; ainda que o percentual da população rural que se beneficiasse com o ano adicional de estudo ficasse restrito a um terço, o valor do produto marginal elevar-se-ia entre 1% e 4%.

A estimativa do coeficiente a₃ mostra que um acréscimo de 10% no montante de capital investido no meio rural implicaria um aumento de 2,6% no valor do produto marginal do trabalho (ou de 2,0% se forem considerados apenas os dados de 1980). Ao contrário do que ocorre com a escolaridade, aumento no capital investido em 1980 resulta em menor elevação no valor do produto marginal do que na combinação 1970-80.

O coeficiente a₂ estimado indica que um acréscimo de 10% no volume de mão-de-obra no meio rural faria cair em 4% o valor do produto marginal do trabalho.

Do lado da oferta, a estimativa do coeficiente b₂ não satisfaz as restrições teóricas, já que o valor de $b_2 = \frac{\partial W_s}{\partial L}$ deveria ser maior que zero (9), pois representa a usual pressuposição sobre a inclinação positiva da curva de oferta de trabalho. O sinal "negativo"

de b_2 poderia estar indicando uma relativa inelasticidade, com aumento de salário não induzindo o trabalhador rural a oferecer mais horas de trabalho. Na verdade, como o coeficiente A_2 da forma reduzida não é estatisticamente significativo, também b_2 deve ser igual a zero, o que levaria à conclusão de inelasticidade. Naturalmente, como os dados aqui utilizados são censitários, maior segurança sobre esse ponto fica na dependência de futuros estudos onde se disponha de dados levantados sob maior controle, o que permitirá esclarecer melhor essa conclusão ou, até mesmo, contradizê-la.

A estimativa do coeficiente b_3 mostra que um acréscimo de 10% no salário urbano implicaria aumento em torno de 4% no salário rural, e a estimativa de b_4 mostra que um aumento de 10% no nível de escolaridade permitirá aos trabalhadores rurais auferir acréscimo de 3% nos seus salários. Nesse último caso, supondo-se que um terço da população rural aumentasse em um ano seu nível médio de escolaridade de 1980 (1,4 ano), os salários tenderiam a subir em 7%; se a média de toda a população crescesse de um ano, os aumentos salariais seriam de, aproximadamente, 21%.

4.1 - Substituição do Preço do Produto Agrícola por uma Função de Demanda

Num estudo de corte seccional, é usual supor-se que o preço do produto agrícola é constante. Vai-se agora, explicitamente, supor que o preço varia ao longo da curva de demanda. Considera-se η a elasticidade preço da demanda, ajustada aos correspondentes valores de A_4 e B_4 .

Nas equações (2) e (8), o salário era igual ao produto físico marginal do trabalho sozinho. No novo sistema, o salário rural (designado por W^*) é igual ao produto físico marginal do trabalho multiplicado pelo preço do produto agrícola, conforme GISSER (18).

Tem-se, então (todas as variáveis em logaritmos):

$$Q = K + (1 + a_2)L + a_3C + a_4S \quad (26)$$

$$W = a_1 + a_2L + a_3C + a_4S \quad (27)$$

$$W^* = W + P \quad (28)$$

$$P = \frac{1}{\eta} \cdot Q + Z \quad (29)$$

onde Q é o produto agrícola, P é o preço unitário do produto agrícola e Z é uma constante.

A equação (26) é uma função de produção agrícola agregada; a equação (27) é a demanda por trabalho agrícola; a equação (28) expressa o salário rural como função do produto físico marginal do trabalho multiplicado pelo preço do produto agrícola. A equação (29) é a função de demanda pelo produto agrícola.

Diferenciando W em relação a S e L, obtém-se:

$$\begin{aligned} a_4^* &= \frac{\partial W^*}{\partial S} = \frac{\partial W}{\partial S} + \frac{\partial P}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial S} = \\ &= a_4 + \frac{1}{\eta} \cdot a_4 = a_4 \left(1 + \frac{1}{\eta}\right) \end{aligned} \quad (30)$$

$$\begin{aligned} a_2^* &= \frac{\partial W^*}{\partial L} = \frac{\partial W}{\partial L} + \frac{\partial P}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial L} = \\ &= a_2 + \frac{1}{\eta} (1 + a_2) = a_2 \left(1 + \frac{1}{\eta}\right) + \frac{1}{\eta} \end{aligned} \quad (31)$$

Substituindo a_4 por a_4^* e a_2 por a_2^* em (16) e (19), obtém-se a estimativa de B_4^* e A_4^* :

$$B_4^* = \frac{a_4^* - b_4}{b_2 - a_2^*} \quad e, \quad A_4^* = \frac{b_2 a_4^* - a_2^* b_4}{b_2 - a_2^*}$$

Considerando-se quatro níveis para a elasticidade preço da demanda (η) (-0,50, -0,25, -0,20 e -0,02), sob a pressuposição realista de que a demanda pelo produto agrícola ao nível da empresa é relativamente inelástica⁽⁸⁾, obtém-se com base nas estimativas dos

(8) O cálculo da elasticidade de preço da demanda de diversos produtos domésticos pode ser encontrado em ALVES (1); os valores variam de -0,02 a -0,54, com a média próxima a -0,20.

coeficientes B_4^* e A_4^* , que um acréscimo de 10% no nível de escolaridade do meio rural induziria uma migração de 0,1% a 3,2% e elevaria o salário rural entre 2,8% a 3,4% (quadro 3). Portanto, a elevação de um ano no nível médio de escolaridade de um terço da população rural, em relação a 1980, induziria migrações da ordem de 5,2% (pela média dos coeficientes B_4^*) e elevações de cerca de 7,4% nos salários rurais (pela média dos coeficientes A_4^*).

QUADRO 3. - Coeficientes B_4^* e A_4^* (1), para Diversos Valores de Elasticidade-Preço da Demanda de Produtos Agrícolas, 1980 e 1970-80

Elasticidade-preço da demanda	1980		1970-80	
	B_4^*	A_4^*	B_4^*	A_4^*
-0,50	-0,32	0,32	-0,21	0,29
-0,25	-0,30	0,33	-0,15	0,29
-0,20	-0,29	0,33	-0,13	0,29
-0,02	-0,27	0,34	-0,08	0,28

(1) Calculados a partir dos coeficientes das equações estruturais.

Fonte: Dados do quadro 2.

4.2 - Taxa Interna de Retorno e Período de Recuperação dos Gastos Efetuados em Educação no Meio Rural

Com base na idade média dos trabalhadores em atividade na zona rural, estimada em aproximadamente 30 anos em 1970 e 29 anos em 1980, e com os custos médios de um ano de estudo adicional e os retornos marginais desse ano a mais de escolaridade, foi possível estimar taxas de retorno, definidas como a taxa de desconto que iguala os valores presentes dos fluxos de custos e de benefícios. Para o ano de 1970, obtiveram-se os valores de 29% e 34% (com os valores de retornos marginais estimados no quadro 4) e em 1980, com procedi-

QUADRO 4. - Período de Recuperação dos Gastos Correspondentes a Um Ano Adicional de Estudo (1)

Ano	Coefficiente da equação reduzida (12) para educação (A ₄) (a)	Salário anual médio (Cr\$ de 1980) (b)	Nº médio de anos de estudo (c)	Retorno marginal de um ano de estudo (Cr\$ de 1980) $\left(d = \frac{a \cdot b}{c} \right)$	Custo médio do ano de estudo (Cr\$ de 1980) (e)	Período de recuperação (anos) (f = e ÷ d)
1980	0,30170 ⁽²⁾	38.112,00	1,4037	8.191,49	30.558,40	3,7
	0,37100 ⁽³⁾	38.112,00	1,4037	10.073,00	30.558,40	3,0
1970	0,30170 ⁽²⁾	30.316,20	1,1660	7.844,25	25.880,92	3,3

(1) Foi utilizado como deflator o Índice "2" de Conjuntura Econômica.

(2) Coeficiente estimado com dados de 1970 e 1980.

(3) Coeficiente estimado com dados de 1980.

Fonte: (a), (b) e (c) – resultados da pesquisa; (e) – LANGONI (26) e resultados da pesquisa.

mento análogo, obtiveram-se os valores de 28% e 33%.

Esses valores são bastante próximos dos encontrados por LANGONI (26) para a rentabilidade média dos investimentos em educação no Brasil, ou seja, 32% para 1960 e 28% para 1969. Da mesma forma, estão próximos do valor encontrado por GIBBON (16) para a taxa de retorno do investimento em educação primária no Brasil, em 1970, no setor primário da economia, em torno de 26,5%.

Evidentemente, a alta taxa de retorno para apenas ensinar pessoas a ler, escrever e somar é uma contrapartida de altas taxas de analfabetismo no meio rural, mas, de qualquer forma, é significativamente maior que a taxa social líquida de retorno do capital físico no Brasil, estimada por LANGONI (26) em 16%.

Segundo SCHULTZ (36), quando se compara capital físico e capital humano, há uma questão conceitual ligada à presença do fator depreciação. À primeira vista, pode parecer que a depreciação é considerada somente na derivação do capital físico. Na realidade, o cálculo da taxa de retorno leva automaticamente em consideração a depreciação, pois um investimento no qual o capital social é somente recuperado tem uma taxa interna de retorno igual a zero e qualquer taxa positiva implica valor absoluto do fluxo de benefícios superior ao custo total. As diferenças realmente relevantes entre o capital humano e físico parecem residir na falta de liquidez, no maior risco e no custo infinito de transferência do capital humano, o que pode redundar na discriminação do mesmo, o que, por si só, explicaria as taxas mais elevadas de retorno.

Por outro lado, como as taxas de retorno implicitamente refletem condições "ex-post" de oferta e demanda de trabalho, é importante o seu cálculo periódico, a fim de acompanhar os efeitos de modificações na estrutura da demanda como consequência do processo de absorção de tecnologia moderna, que acompanha o processo de crescimento econômico.

Finalmente ressalte-se que os valores das taxas de retorno obtidos, como levaram em considerações apenas o efeito "trabalhador" e não o efeito "alocativo" da educação, podem ser considerados como subestimados.

O período de recuperação de um ano adicional de estudo está entre 3,0 e 3,7 anos, parecendo existir uma tendência a encurtar esse intervalo entre 1970 e 1980 (quadro 4). GISSER (17) estimou que para

os Estados Unidos o período de recuperação era da ordem de 4,0 a 4,5 anos em 1950, e da ordem de 4,0 a 6,5 anos em 1958. A educação em 1958 tornara-se relativamente menos rentável porque neste período os custos educacionais cresceram mais que os retornos da educação.

5 - CONCLUSÕES

Encontrou-se influência significativa da educação, representada pela escolaridade da população rural, na oferta e demanda de mão-de-obra no meio rural. Maior nível de escolaridade, segundo os coeficientes estimados, reflete-se em maior produtividade do trabalho, maiores salários e intensificação da migração para o setor urbano.

Os investimentos em educação, via escolaridade, apresentam períodos de recuperação bastante baixos, com os retornos igualando rapidamente os custos e com taxas de retorno elevadas.

Os resultados obtidos parecem deixar clara a conveniência de adotar políticas destinadas a aumentar o nível de escolaridade da população rural. A evidência encontrada de que haveria incremento na migração rural-urbana merece ser considerada; embora esse processo seja desejável em ciclos de expansão econômica e pleno emprego, na história recente talvez seja mais adequado transformar as condições do meio rural, atendendo ao menos em parte as expectativas de melhoria de qualidade de vida que o homem do campo acredita encontrar no meio urbano. Tal melhoria passaria, naturalmente, pela adoção de políticas destinadas a adequar conjuntural e estruturalmente o modo de produção na agricultura.

LITERATURA CITADA

1. ALVES, Eliseu R. *A pesquisa e os ganhos de produtividade em culturas alimentares no Brasil*. Brasília, EMBRAPA, 1981. 27p.

2. ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO BRASIL. Rio de Janeiro, IBGE, 1970-1981.
3. ARAÚJO, Paulo F.C. et alii. *Desempenho do mercado de trabalho na agricultura*. Piracicaba, FEALQ, 1985.
4. AUKRUST, O. Investment et expansion economique. *Review de la Mesure de la Productivité*, 17:113-126, 1959.
5. BECKER, G. *Human capital*. New Jersey, Princeton University Press, 1964.
6. BLAUG, M. The rate of return on investment in education in Great Britain. *The Manchester School*, 23:05-261, 1965.
7. BRANT, V. et alii. *Educação e produtividade no meio rural: produtores familiares de feijão no Brasil*. São Paulo, CEBRAP, 1984. 314p. (mimeo)
8. CASTRO, C.M. *Investimento em educação no Brasil: um estudo sócio-econômico de duas comunidades industriais*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1973. 220p. (Monografia, 12)
9. CENSO AGROPECUÁRIO: Brasil. Rio de Janeiro, IBGE, 1970, 1980.
10. CENSO DEMOGRÁFICO: Brasil. Rio de Janeiro, IBGE, 1970, 1980.
11. CUNHA, A.S & MAIA, M.M. *Modernização tecnológica e emprego rural: evidências da década de 70 na região Centro-Sul do Brasil*. Trabalho apresentado na Conferência Latinoamericana de Economia Agrícola, Piracicaba, 1984.
12. DENISON, E. *The sources of growth in the United States and the alternatives before us*. New York, Committee for Economic Development, 1962.

13. DIAS, R.S. et alii Modelo translog de substituição de fatores na agricultura brasileira. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 4., Águas de São Pedro, 1982. *Anais* p.185-202.
14. ENGLER, J.J.C. O Capital humano numa função de produção da agricultura de São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, **9(3)**:845-884, dez. 1979.
15. FANE, G. Education and the managerial efficiency of farmers. *Review of Economics and Statistics*, Amsterdam, **57(4)**:452-461, Nov. 1975.
16. GIBBON, V.H. Taxas de retorno dos investimentos em educação no Brasil: uma análise desagregada. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, **29(3)**:109-133, jul. 1975.
17. GISSER, M. *Schooling and the agricultural labor force*. Chicago, University of Chicago, 1962. 63p. (Tese-Doutorado)
18. _____. Schooling and the farm problem. *Econometrica*, Chicago, **33(3)**:582-592, Jul. 1965.
19. GRILICHES, Z. The sources of measured productivity growth: United States agriculture, 1940-60. *Journal of Political Economy*. Chicago, **71(4)**:331-346, Aug. 1963.
20. _____. Research expenditures, education and the aggregate agricultural production function. *American Economic Review*, Nashville, **54(6)**:961-974, Dec. 1964.
21. HAYAMI, Y. & RUTTAN, V.W. Agricultural productivity differences among countries. *American Economic Review*, Nashville, **60(5)**:895-911, Dec. 1970.
22. HUFFMAN, W.E. Decision making: the role of education. *American Journal of Agricultural Economics*. Ithaca, **56(1)**:85-96, Feb. 1974.

23. HUFFMAN, W.E. Allocative efficiency: the role of human capital. *Quarterly Journal of Economics*, New York, 91(1):59-79, Feb. 1977.
24. KHALDI, N. Education and allocative efficiency in U.S. agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, Ithaca, 57(4):650-657, Nov. 1975.
25. KMENTA, J. *Elementos de econometria*. São Paulo, Atlas, 1978. 670p.
26. LANGONI, C.G. *As causas do crescimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro, APEC, 1973.
27. LIMA, R. Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 10(1):217-272, abr. 1980.
28. LOOCKHEED, M.E. et alii. Farmer education and farm efficiency: a survey. *Economic Development and Cultural Change*, Illinois, 1(29):37-76, 1980.
29. MEDEIROS, J.A.S. *Alcance e limitações da teoria do capital humano: diferenças de ganhos no Brasil em 1973*. São Paulo, IPE/USP, 1982. 187p. (Ensaio Econômico, 17)
30. MUELLER, C.C. *Fatores na evolução recente da absorção de mão-de-obra rural no centro-oeste: um estudo empírico*. Trabalho apresentado na Conferência Latinoamericana de Economia Agrícola, Piracicaba, 1984.
31. PATRICK, G.F & KEHRBERG, E.W. Educação e desenvolvimento agrícola em cinco áreas da região leste do Brasil. *Experientiae*, Viçosa, 11(4):163-207, fev. 1971.
32. RIBEIRO, J.L. A contribuição da educação na produção agrícola. *Revista de Economia Rural*, Brasília, 17(4):86-118, set. 1979.

13. DIAS, R.S. et alii Modelo translog de substituição de fatores na agricultura brasileira. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 4., Águas de São Pedro, 1982. *Anais* p.185-202.
14. ENGLER, J.J.C. O Capital humano numa função de produção da agricultura de São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 9(3):845-884, dez. 1979.
15. FANE, G. Education and the managerial efficiency of farmers. *Review of Economics and Statistics*, Amsterdam, 57(4):452-461, Nov. 1975.
16. GIBBON, V.H. Taxas de retorno dos investimentos em educação no Brasil: uma análise desagregada. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 29(3):109-133, jul. 1975.
17. GISSER, M. *Schooling and the agricultural labor force*. Chicago, University of Chicago, 1962. 63p. (Tese-Doutorado)
18. _____. Schooling and the farm problem. *Econometrica*, Chicago, 33(3):582-592, Jul. 1965.
19. GRILICHES, Z. The sources of measured productivity growth: United States agriculture, 1940-60. *Journal of Political Economy*. Chicago, 71(4):331-346, Aug. 1963.
20. _____. Research expenditures, education and the aggregate agricultural production function. *American Economic Review*, Nashville, 54(6):961-974, Dec. 1964.
21. HAYAMI, Y. & RUTTAN, V.W. Agricultural productivity differences among countries. *American Economic Review*, Nashville, 60(5):895-911, Dec. 1970.
22. HUFFMAN, W.E. Decision making: the role of education. *American Journal of Agricultural Economics*. Ithaca, 56(1):85-96, Feb. 1974.

23. HUFFMAN, W.E. Allocative efficiency: the role of human capital. *Quarterly Journal of Economics*, New York, 91(1):59-79, Feb. 1977.
24. KHALDI, N. Education and allocative efficiency in U.S. agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, Ithaca, 57(4):650-657, Nov. 1975.
25. KMENTA, J. *Elementos de econometria*. São Paulo, Atlas, 1978. 670p.
26. LANGONI, C.G. *As causas do crescimento econômico do Brasil*. Rio de Janeiro, APEC, 1973.
27. LIMA, R. Mercado de trabalho: o capital humano e a teoria da segmentação. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 10(1):217-272, abr. 1980.
28. LOOCKHEED, M.E. et alii. Farmer education and farm efficiency: a survey. *Economic Development and Cultural Change*, Illinois, 1(29):37-76, 1980.
29. MEDEIROS, J.A.S. *Alcance e limitações da teoria do capital humano: diferenças de ganhos no Brasil em 1973*. São Paulo, IPE/USP, 1982. 187p. (Ensaio Econômico, 17)
30. MUELLER, C.C. *Fatores na evolução recente da absorção de mão-de-obra rural no centro-oeste: um estudo empírico*. Trabalho apresentado na Conferência Latinoamericana de Economia Agrícola, Piracicaba, 1984.
31. PATRICK, G.F & KEHRBERG, E.W. Educação e desenvolvimento agrícola em cinco áreas da região leste do Brasil. *Experientiae*, Viçosa, 11(4):163-207, fev. 1971.
32. RIBEIRO, J.L. A contribuição da educação na produção agrícola. *Revista de Economia Rural*, Brasília, 17(4):86-118, set. 1979.

33. SAYLOR, R.G. Procura e oferta de mão-de-obra agrícola no Estado de São Paulo. *Agricultura em São Paulo*, SP, 21(3):129-146, 1974.
34. SCANDIZZO, P.L. & BARBOSA, T. Substituição e produtividade de fatores na agricultura nordestina. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, 7(1):367-404, abr. 1974.
35. SCHUH, G.E. An econometric investigation of the market for hired labor in agriculture. *Journal of Farm Economics*, Ithaca, 44(2):307-321, Maio, 1962.
36. SCHULTZ, T.W. Investment in human capital. *American Economic Review*, Nashville, 51(1):1-17, 1961.
37. _____. The value of the ability to deal with disequilibrium. *Journal of Economic Literature*, Nashville, 13:872-876, 1975.
38. SOLOW, R. Technical change and the aggregate production function. *Review of Economics and Statistics*, Amsterdam, 40:312-320, 1957.
39. THOMPSON, R.L. *The metaproduction function for brazilian agriculture: an analysis of productivity and other aspects for agricultural growth*. Indiana, Purdue University, 1974. 177p. (Tese-Doutorado)
40. VERA, F. & ALVES, E.R. Urbanização: desafio à produtividade agrícola. *Conjuntura Econômica*, Rio de Janeiro, 39(3):159-167, mar. 1985.
41. WELCH, F. Education in production. *Journal of Political Economy*, Chicago, 78(1):35-39, jan. 1970.
42. YOUNG, R. & SCHUH, G.E. An empirical study of the agricultural labor market in a developing country: Brazil. *American Journal of Agricultural Economics*, Ithaca, 50(4):943-961, Nov. 1968.

SCHOOLING AND RURAL LABOR FORCE IN BRAZIL, 1970-80

SUMMARY

This study intends to analyse the convenience of intensification of the investments in human capital by the adjustments of supply and demand for rural labor functions in the Brazilian rural sector. The models were estimated by the indirect least squares (ILS) method. The results have revealed that the rural labor productivity, the rural wage and the rural-urban migration are influenced by schooling of the rural population. The investments in education have shown high internal rates of return.

ESCOLARIDADE E MÃO-DE-OBRA RURAL NO BRASIL, 1970-80

ANEXO 1

Variáveis Calculadas Utilizadas nos Modelos

QUADRO A.1. - Salários Médios Mensais Recebidos por Trabalhadores Rurais, Segundo as Unidades da Federação, Brasil, 1970 e 1980⁽¹⁾

Estado	1970	1980
Acre	2.034	6.326
Alagoas	1.482	2.546
Amapá	2.300	7.141
Amazonas	1.038	1.859
Bahia	1.136	2.027
Ceará	608	1.545
Espírito Santo	1.708	3.111
Goiás e Distrito Federal	1.795	2.631
Maranhão	860	1.706
Mato Grosso e Mato Grosso do Sul	2.614	4.231
Minas Gerais	2.308	2.750
Pará	1.660	2.644
Paraíba	984	1.730
Paraná	2.012	3.007
Pernambuco	1.723	2.406
Piauí	3.296	1.644
Rio de Janeiro e Guanabara	2.478	3.171
Rio Grande do Norte	811	1.883
Rio Grande do Sul	2.927	3.489
Rondônia	2.730	2.683
Roraima	1.882	3.420
Santa Catarina	1.693	2.997
São Paulo	3.033	4.392
Sergipe	1.659	6.975

(1) Inclui o valor de quota-parte entregue a parceiros.

(2) Foi utilizado como deflator o Índice "2" de Conjuntura Econômica.

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos da Fundação IBGE (9).

QUADRO A.2 - Número de Dias de Trabalho (de 8 horas) Empregados no Meio Rural por Ano, por Hectare, Segundo as Unidades da Federação, Brasil, 1970 e 1980

(em equivalentes-homem)

Estado	1970	1980
Acre	4,20	2,80
Alagoas	49,37	57,55
Amapá	5,99	6,02
Amazonas	13,34	13,32
Bahia	24,05	22,39
Ceará	21,88	23,39
Espírito Santo	22,58	26,08
Goiás e Distrito Federal	4,29	4,62
Maranhão	29,20	29,04
Mato Grosso e Mato Grosso do Sul	2,31	2,35
Minas Gerais	12,77	13,35
Pará	13,50	12,88
Paraíba	42,23	36,15
Paraná	37,02	29,98
Pernambuco	47,34	48,75
Piauí	14,35	18,49
Rio de Janeiro e Guanabara	22,63	26,25
Rio Grande do Norte	18,87	26,42
Rio Grande do Sul	17,25	20,13
Rondônia	3,48	8,80
Roraima	1,35	1,77
Santa Catarina	30,91	32,26
São Paulo	19,38	19,04
Sergipe	43,11	42,49

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos da Fundação IBGE (9, 10).

QUADRO A.3 - Valor do Capital e Despesas de Custeio por Hectare, por Ano, Segundo as Unidades da Federação, Brasil, 1970 e 1980

(em cruzeiro de 1980)⁽¹⁾

Estado	1970	1980
Acre	246,64	659,80
Alagoas	2.957,75	11.029,41
Amapá	399,08	1.053,86
Amazonas	704,76	1.101,81
Bahia	1.703,16	4.745,76
Ceará	912,78	2.933,88
Espírito Santo	2.725,56	10.806,20
Goiás e Distrito Federal	891,62	3.843,45
Maranhão	477,94	8.655,73
Mato Grosso e Mato Grosso do Sul	667,90	3.112,08
Minas Gerais	1.837,84	7.554,40
Pará	618,42	1.732,03
Paraíba	1.529,59	4.489,79
Paraná	5.454,54	16.904,11
Pernambuco	2.279,79	7.114,43
Piauí	340,14	985,32
Rio de Janeiro e Guanabara	4.859,81	13.867,93
Rio Grande do Norte	1.020,41	3.522,46
Rio Grande do Sul	4.322,58	13.241,65
Rondônia	234,38	1.523,06
Roraima	249,88	594,99
Santa Catarina	3.097,35	12.668,63
São Paulo	7.200,00	27.194,63
Sergipe	2.568,31	6.666,67

(1) Foi utilizado como deflator o Índice "2" de Conjuntura Econômica.

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos da Fundação IBGE (9).

QUÁDRO A.4 - Salários Alternativos ao Meio Rural ⁽¹⁾, Segundo as Unidades da Federação, Brasil, 1970, e 1980

(em cruzeiro de 1980)⁽²⁾

Estado	1970	1980
Acre	8.307,6	7.318,9
Alagoas	4.885,2	4.264,8
Amapá	4.084,8	6.669,6
Amazonas	5.547,6	3.758,4
Bahia	5.271,6	5.580,0
Ceará	3.643,2	4.447,2
Espírito Santo	4.195,2	5.973,6
Goiás e Distrito Federal	4.595,4	4.959,6
Maranhão	4.774,8	4.209,6
Mato Grosso e Mato Grosso do Sul	5.271,6	5.548,3
Minas Gerais	4.857,6	5.788,8
Pará	5.216,4	4.454,4
Paraíba	3.312,0	3.783,6
Paraná	5.078,4	5.475,6
Pernambuco	3.891,6	4.479,6
Piauí	3.146,4	3.591,6
Rio de Janeiro e Guanabara	5.865,0	5.970,0
Rio Grande do Norte	3.256,8	3.902,9
Rio Grande do Sul	4.474,2	5.970,0
Rondônia	10.377,6	8.824,8
Roraima	10.101,6	7.219,2
Santa Catarina	5.133,6	6.012,0
São Paulo	6.403,2	6.704,4
Sergipe	3.505,2	3.961,2

(1) Média dos salários médios de pedreiros e serventes nas capitais dos Estados.

(2) Foi utilizado como deflator o Índice "2" de Conjuntura Econômica.

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos da Fundação IBGE (2).

QUADRO A.5 - Escolaridade da População Rural, em Anos Completos de Escola por Pessoa, Segundo as Unidades da Federação, Brasil, 1970 e 1980

Estado	1970	1980
Acre	0,85	0,61
Alagoas	0,35	0,65
Amapá	1,34	1,85
Amazonas	0,69	0,85
Bahia	0,43	0,64
Ceará	0,70	0,66
Espírito Santo	1,24	1,90
Goiás e Distrito Federal	0,87	1,46
Maranhão	0,52	0,99
Mato Grosso e Mato Grosso do Sul	0,97	1,54
Minas Gerais	0,76	1,59
Pará	0,95	1,44
Paraíba	0,51	0,81
Paraná	1,22	1,99
Pernambuco	0,50	0,91
Piauí	0,35	0,63
Rio de Janeiro e Guanabara	1,10	2,01
Rio Grande do Norte	0,63	0,95
Rio Grande do Sul	2,26	2,86
Rondônia	0,85	1,35
Roraima	1,09	1,35
Santa Catarina	1,99	2,80
São Paulo	1,71	2,41
Sergipe	0,40	1,44

Fonte: Elaborado a partir de dados básicos da Fundação IBGE (10).

*Conheça, também, a série **Relatório de Pesquisa**, editada pelo IEA desde 1978, com o objetivo de divulgar resultados de pesquisas, ensaios e estudos, abordando diversos aspectos da agricultura.*

Números publicados em 1988

- 01/88 – Tecnologia socialmente apropriada: adubação verde
- 02/88 – Diagnóstico da pequena produção leiteira – Delegacia Agrícola de Marília, Estado de São Paulo
- 03/88 – Análise do setor agrícola brasileiro
- 04/88 – Metodologia para se avaliar os efeitos do plano de estabilização no processo de produção em vários estágios: o caso do produtor-consumidor
- 05/88 – Cultivo de mexilhão (**Perna, perna**, Linnaeus, 1758) no litoral norte do Estado de São Paulo: aspectos produtivos e econômicos
- (*)06/88 – Aspectos da política de crédito de custeio agrícola: valores, liberações e encargos financeiros, 1979 a 1987
- (*)07/88 – Utilização da adubação foliar na agricultura
- (*)08/88 – Avaliação do emprego de calcário agrícola pela agricultura paulista
- (*)09/88 – Aspectos econômicos da citricultura paulista na década de oitenta
- (*)10/88 – Substituição do açúcar por xarope de milho rico em frutose (HFCS) nos Estados Unidos: implicações para o Brasil
- (*)11/88 – Análise quantitativa dos padrões de redistribuição regional na agricultura paulista, 1969-85
- (*)12/88 – A pequena produção leiteira: a delegacia agrícola de Itu, Estado de São Paulo
- (*)13/88 – Análise estatística dos agrupamentos de culturas e de seus impactos sobre a estrutura de cultivo no Estado de São Paulo, 1970-85
- (*)14/88 – Proposta de nova metodologia de custo de produção do Instituto de Economia Agrícola
- (*)15/88 – Controle de preços do complexo soja: margens de comercialização e ganhos econômicos potenciais, via redução de custos

- (*)16/88 - A evolução da soja no Estado de Goiás e seu impacto na composição agrícola
- (*)17/88 - Abordagem metodológica da ponderação dos preços médios mensais pelos agricultores no Estado de São Paulo
- (*)18/88 - População residente nos imóveis rurais do Estado de São Paulo: alguns indicadores sócio-econômicos, 1970-86
- (*)19/88 - Estudo da estacionalidade de vendas dos fatores de produção agrícola 1980-86
- (*)20/88 - O caráter distributivo do crédito rural de custeio agrícola no Estado de São Paulo
- (*)21/88 - Algumas considerações sobre a modernização da agricultura e formação do complexo agroindustrial
- (*)22/88 - Perspectivas da cultura do trigo na Região Centro-Sul
- (*)23/88 - Análise da rentabilidade do feijão para os pequenos agricultores a partir da tipificação dos seus sistemas de produção e de cultivo, safra da seca, Município de Itararé, São Paulo, 1986
- (*)24/88 - Rendimento de culturas no Estado de São Paulo - evolução recente e diferenças regionais
- (*)25/88 - Agricultura alternativa frente a agricultura química: estrutura de custo e rentabilidade econômica para diversas atividades

(*) No prelo.

Para maiores informações, consultar:

Instituto de Economia Agrícola

Divisão de Apoio à Pesquisa

Caixa Postal 8114

01051 - São Paulo - SP

Telefone: (011) 276-9266

AGRICULTURA EM SÃO PAULO

Publicação Técnico-Científica do Instituto de Economia Agrícola

Corpo Técnico do IEA

Diretor Geral Substituto: Richard Domingues Dullej

ASSESSORIA TÉCNICA DE ACOMPANHAMENTO E CONTROLE

Alfonso Negri Neto, Antonio Ambrósio Amaro, João Batista de Mattos, José Ricardo Cardoso de Mello Junqueira(*), Waldemar Pires de Camargo Filho.

DIVISÃO DE LEVANTAMENTO E ANÁLISES ESTATÍSTICAS

Diretor: Luiz Henrique de Oliveira Piva

Abel Ciro Minniti Igreja, Ana Maria Montraggio Pires de Camargo, Celma da Silva Lago Baptistella, Denise Viani Caser, Elizabeth Alves e Nogueira, Francisco Alberto Pino, Ismar Florêncio Pereira, José Roberto Vicente, Manuel Joaquim Martins Falcão, Maria Carlota Meloni Vicente, Maria de Fátima Packer, Maria de Lourdes Sumiko Sueyoshi, Maura Maria Damétrio Santiago, Milton Nogueira de Camargo, Nilton Geraldo Santos de Albuquerque, Rosa Maria Pescarini Pellegrini, Samira Aoun Marques.

DIVISÃO DE COMERCIALIZAÇÃO

Diretor: Maria de Lourdes do Canto Arruda

Albino Eugênio Ferreira Zirlis, Alfredo Tsunehiro, Célia R.R.P. Tavares Ferreira, Claus Floriano Trench de Freitas, Everton Ramos de Lins, Flavio Condé de Carvalho, José Roberto da Silva, Lidia Hathue Uono, Luiz Moricochi, Marina Brasil Rocha, Mário Antonio Margarido, Marisa Zelarino Barbosa, Netanael Miranda dos Anjos, Nelson Giulietti(*), Paulo Augusto Wiesel, Persio de Carvalho Junqueira, Sebastião Nogueira Junior, Valéria da Silva Preetz Wedekin, Yuly Ivela Miazaki de Toledo(*)

DIVISÃO DE POLÍTICA E DESENVOLVIMENTO

Diretor Substituto: Valquíria da Silva

Alice de Arruda Veiga filho, César Roberto Leite da Silva, Devancyr Aparecido Romão(*), José Eduardo Rodrigues Veiga, José Luiz Teixeira Marques Vieira, José Sebastião de Lima, Matimíria Norico Otani, Maria Auxiliadora de Carvalho, Nilca da Penha Migueles Panzuti, Regina Junko Yoshii, Roberto de Assumpção, Sônia Santana Martins, Terzinha Joyce Fernandes Franca, Vilma Aparecida Barban, Yara Maria Chagas de Carvalho.

DIVISÃO DE ECONOMIA DA PRODUÇÃO

Diretor: Hiroshige Okawa

Ana Maria Pereira Amaral, Arthur Antonio Ghilardi, Denyse Chiariberjy, Gabriel Luiz Seraphico Peixoto da Silva, Ikuyo Kiyuna, Nilda Tereza Cardoso de Mello, Paulo Edgerd Nascimento de Toledo, Sergio Augusto Galvão Cezar, Silvia Toledo Arruda, Zuleima Alleoni Pires de Souza Santos.

DIVISÃO DE APOIO À PESQUISA

Diretor: Elcio Umberto Gatti

Antonio Rogar Mazzei, Celuta Moreira Casar Machado, Julio Humberto Jimenez Ossio, Luiz Carlos Miranda, Maria Áurea Cassiano, Maria de Lourdes Barros Camargo.

CENTRO DE PROCESSAMENTO DE DADOS

Gerente: Alfonso Negri Netto

Alice Midori Shimura(**), Arnaldo Lopes Junior(**), Julien Sze Lee(**), Périsio Dutra(**), Vera Lúcia Ferraz dos Santos.

SERVIÇO DE BIBLIOTECA E DOCUMENTAÇÃO

Diretor: Cleusa Batista Pastori

Aguri Sawatani Negri, Fátima Maria Martins Saldanha Fariá, Gabriela Menni Ferréri, Toyoko Kiyota.

COMISSÃO EDITORIAL

Coordenador: Flavio Condé de Carvalho

Antonio Ambrósio Amaro, Arthur Antonio Ghilardi, Elcio Umberto Gatti, José Luiz Teixeira Marques Vieira, Maria Carlota Meloni Vicente, Maria de Lourdes Barros Camargo.

Bibliografia: Fátima Maria Martins Saldanha Faria

Instituto de Economia Agrícola (IEA)

Av. Miguel Estéfano, 3900 - 04301, São Paulo, SP

Telefone (011) 276-9266

Telex: (011) 34067 - SAGR - BR e (011) 22484 - SNSC-BR

Impresso no Setor Gráfico do IEA

Av. Miguel Estéfano, 3900 - 04301, São Paulo, SP

Telefone: (011) 577-4022 - ramal 685

(*) Realizando curso de pós-graduação.

(**) Técnicos da Companhia de Processamento de Dados do Estado de São Paulo (PRODESP).



Governo do Estado de São Paulo
Secretaria da Agricultura
Coordenadoria Sócio-Econômica
Instituto de Economia Agrícola