

INVESTIMENTOS EM EDUCAÇÃO E SUAS IMPLICAÇÕES NO MERCADO DE TRABALHO RURAL DO PARANÁ, 1970 E 1980

Antônio Carlos de Campos¹

Resumo

O objetivo principal deste estudo é verificar se o nível de educação formal determina o nível de salário dos trabalhadores do setor agrícola do Estado do Paraná. Para tanto, foram estimadas curvas de oferta e de demanda por trabalho no meio rural nos anos de 1970 e 1980. Os resultados encontrados mostraram que a escolaridade apresentou importância relevante na determinação dos salários dos trabalhadores rurais para as equações de oferta. Para as equações de demanda, os resultados não foram significativos indicando que, pelo fato da baixa escolaridade, o empregador mostrou-se indiferente na contratação de trabalhadores com maior ou menor grau de escolaridade para execução de tarefas no setor agrícola. Isto indica que a educação apresentou-se mais importante para a mobilidade dos trabalhadores em busca de outros mercados de trabalho do que para o desempenho de tarefas no setor agrícola, ou seja, superioridade do efeito mobilidade sobre o efeito trabalhador.

Palavras-chave: capital humano, mercado de trabalho, escolaridade.

Classificação JEL: N3

¹ Professor dos Cursos de Graduação e Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá - UEM. E-mail: accampos@uem.br

1 INTRODUÇÃO

1.1 A importância da agricultura para o desenvolvimento econômico

Nos países desenvolvidos, com frequência, o setor agrícola possui grande participação no PIB e, muitas vezes, é a principal fonte geradora de empregos. Segundo o relatório do Banco Mundial (1996), em países de baixa renda, mais de 60% da força de trabalho estão empenhados em atividades agrícolas e pelo menos 40% do PNB vêm desse setor. A importância da agricultura para o processo de desenvolvimento econômico foi tratada inicialmente por Johnston & Mellor (1961), que destacaram as funções que a agricultura deveria desempenhar.

Dessa maneira sintética, a primeira função diz respeito ao **fornecimento de alimentos para a população total**. Com as altas taxas de crescimento populacional, o aumento da produção de alimentos torna-se um fator de extrema importância. A segunda função refere-se ao **fornecimento de capital para a economia**, especialmente para o setor não-agrícola. A agricultura, como fonte de capital para a economia, promove as transferências de capital do setor agrícola para o não-agrícola. Já a terceira função compreende o **fornecimento de mão-de-obra para o setor não-agrícola**. Com o processo de desenvolvimento da agricultura, com a modernização, ocorre a transferência de trabalhadores do setor agrícola para o não-agrícola. A quarta função se refere ao **fornecimento de ganhos cambiais**. Nos países em desenvolvimento, onde a agricultura possui grande importância na economia, o setor agrícola é o grande responsável pela geração de divisas através do grande volume das exportações de seus produtos agrícolas. Por fim, a quinta função encontra-se no fato de a agricultura **proporcionar um amplo mercado para os produtos não-agrícolas**. Alguns segmentos do setor industrial necessitam de escala para operar. Assim, a expansão do mercado torna-se condição necessária.

As funções ou os papéis descritos anteriormente são considerados clássicos na literatura sobre o desenvolvimento econômico e serviram de base para muitos trabalhos posteriores. Araújo (1996), por exemplo, destaca a importância do setor agrícola no processo de crescimento econômico, como fonte geradora de recursos para a expansão do setor urbano-industrial, principalmente no período inicial da industrialização brasileira.

Associada à importância da agricultura no processo de crescimento econômico está a modernização do setor agrícola, sem a qual dificilmente seria possível contar com o cumprimento das funções clássicas da agricultura. Entretanto, a definição de modernização da agricultura varia entre autores. Nos trabalhos sobre o assunto, eles destacam diversas variáveis,² que visam medir conjuntamente o grau de modernização de determinada região. No presente trabalho, de forma sintética, pode-se ressaltar que a modernização implica não somente aumento de produtividade como também indução da migração de trabalhadores do setor agrícola para o não-agrícola.

Na literatura, também há trabalhos disponíveis destacando a dificuldade do processo de modernização e sua consolidação. Os estudos de Schuh (1975) mostram que o processo de modernização da agricultura brasileira caminhou, a partir da década de 1960, a passos vagarosos e que não foi tão simples quanto aparentou, pois existiram alguns problemas³ em sua difusão.

Paiva (1975) atribui o êxito da modernização da agricultura em parte ao setor não-agrícola. Segundo o autor, a modernização da agricultura possui um mecanismo de autocontrole endógeno em seu processo. Isso acontece porque a difusão de técnicas modernas desencadeia mudanças nas relações de preços dos produtos e dos fatores tradicionais. Essas mudanças freiam a própria difusão, até que surjam novas mudanças de preços ou de técnicas.⁴

No Brasil, segundo Landim & Monteiro (1991), o processo de modernização da agricultura deu-se mais por fatores exógenos. Os autores destacam que, no período do Plano de Metas, juntamente com os estímulos à indústria automobilística, estavam embutidos estímulos a um subsetor de bens de produção para a agricultura: tratores e equipamentos agrícolas. Paralelamente a isso, havia também estímulos ao setor de insumos químicos, para o complemento da modernização agrícola. Outro fator favorável ao processo de modernização da agricultura foi a criação, por parte do governo, do sistema nacional de crédito rural. A disponibilidade dos créditos viabilizou a consolidação do modelo de desenvolvimento agrícola, baseado principalmente na utilização de insumos industriais com vistas aos produtos de exportação.

² Hoffman (1992, p. 273-274), por exemplo, destacou 31 variáveis.

³ Um dos problemas citados pelo autor refere-se às facilidades de ocupação de novas terras, principalmente no Paraná, sul do Mato Grosso e em Goiás.

⁴ Para melhor compreensão do processo de modernização e do mecanismo de autocontrole, ver Paiva (1975).

Por um lado, a modernização da agricultura provocou uma queda na demanda por trabalhadores com pouca qualificação. Por outro, os níveis educacionais criaram expectativas de melhores empregos no setor urbano. Portanto, a modernização e os níveis de educação constituíram condições favoráveis para a migração rural-urbana. Nesse contexto, destaca-se que a modernização da agricultura aumentou a demanda por trabalhadores rurais com maior qualificação. Portanto, a hipótese deste estudo pode ser assim formulada: o trabalhador com maior nível de escolaridade auferirá maior renda em função de sua maior produtividade. Tomar-se-á como estudo de caso o investimento em educação escolar e suas implicações no mercado de trabalho rural no Estado do Paraná, em 1970 e 1980.

1.2 Objetivos

O investimento educacional vem ganhando importância na literatura do desenvolvimento econômico nos últimos anos e, nos dias atuais, constitui-se em um fator fundamental para o acesso ao mercado de trabalho, bem como para a determinação dos rendimentos dos trabalhadores. Dessa forma, o objetivo principal deste estudo é analisar o efeito do nível de escolaridade sobre o nível de renda dos trabalhadores do setor agrícola no Estado do Paraná, em 1970 e 1980. Além desse objetivo maior, delineiam-se outros mais específicos a seguir:

- a) analisar a contribuição do salário alternativo⁵ para o processo de migração rural-urbana;
- b) dimensionar o grau de contribuição do capital no processo de elevação dos níveis salariais;
- c) verificar os efeitos da tecnificação, via razão área/homem, nos salários dos trabalhadores rurais.

2 CAPITAL HUMANO E O DESENVOLVIMENTO ECONÔMICO

O capital humano vem conquistando espaço nas teorias sobre o crescimento econômico no que se refere à sua contribuição para a explicação das taxas de crescimento da produção. Com a globalização e o aumento de competitividade entre os países, criou-se maior demanda por produtos de melhor qua-

⁵ Como salário alternativo será usado o salário *per capita* dos trabalhadores do setor da indústria da construção civil.

lidade e menor preço. Para esse fim, o aumento dos níveis de qualificação e educação parece ser fator crucial para o processo de crescimento econômico. No que se refere à educação, Theodore Schultz foi um dos precursores no estudo dos investimentos em capital humano e retornos dele advindos. Conforme Schultz (1961), o capital passa a ter um conceito mais amplo, incluindo capital humano e estoque de conhecimentos. Isto é, a educação não pode mais ser tratada como um custo, mas sim como investimento capaz de aumentar significativamente a produtividade dos fatores de produção.

Denison (1962) investigou alguns fatores que contribuíram para o crescimento econômico norte-americano no século XIX. Entre eles estava a educação que, no período de 1909 a 1929, contribuiu com 23% para o aumento do produto; de 1929 a 1957, com 42%. Também Myint (1967), buscando auxílio na história, observa que o crescimento econômico dos países desenvolvidos não é somente explicado pelo aumento quantitativo e mensurável de capital fixo. Há, ainda, um resíduo que deve ser explicado em termos de produtividade dos recursos, devido a inovações e aperfeiçoamento nos métodos de produção e organização. Tal resíduo estaria, então, relacionado a um maior nível educacional.

A partir das idéias cruciais da importância do capital humano no aumento da produção, surgiram vários estudos destacando a necessidade da educação para o crescimento econômico. O trabalho de Romer (1990) aponta que, até a década de 1950, os economistas atribuíram total importância às mudanças tecnológicas como causadoras do aumento do volume de produção. Segundo o autor, as mudanças tecnológicas possuem grande importância, mas não menos importante é o capital humano. Este tem também o papel de gerar novos produtos e idéias, auxiliando na evolução do progresso técnico.

No Brasil, a questão do aumento de renda em função de melhores níveis educacionais vem sendo estudada por diversos autores. Inicialmente, a maneira de medir as contribuições da educação no aumento da renda caracterizou-se pela utilização da taxa interna de retorno. Com esse procedimento, Langoni (1974) mostrou em seu trabalho os valores da contribuição da educação no processo de crescimento da renda. Para o Brasil, o autor estimou que a taxa de retorno social dos investimentos em educação, em 1969, foi 28%. Utilizando a mesma metodologia, Gibbon (1975) encontrou taxas internas de retorno para o Brasil, em educação primária, em 1970, de 26,5% no

setor primário, 45,9% no secundário e 41,4% no terciário. Em um espaço geográfico menor, Alto Paraíba, no Estado de Minas Gerais, Ribeiro (1979) encontrou em seus estudos, para o período 1974-76, uma taxa interna de retorno de 24,8% ao ano para os investimentos em educação.

Utilizando uma metodologia que comporta grande quantidade de observações, Kassouf (1996) estudou os efeitos da educação no Brasil nos setores rural e urbano, encontrando vários resultados importantes. Entre os principais, destaca-se que, para os homens, a participação no mercado de trabalho aumenta quando o número de filhos aumenta, devido à maior exigência de renda. No caso das mulheres, a participação diminui. Outro resultado interessante refere-se ao aumento da renda não-salarial (aluguel, pensão, aposentadoria etc.). Quando aumenta há renda não-salarial há diminuição da participação no mercado de trabalho. Seu trabalho mostra também que um aumento no nível de educação provoca aumento nos rendimentos, tanto no setor rural quanto no urbano, para ambos os sexos.

3 EDUCAÇÃO E O DESENVOLVIMENTO AGRÍCOLA

Para o processo de crescimento econômico, o desenvolvimento da agricultura é um fator fundamental. Diversos trabalhos, entre eles o de Griliches (1957), apresentam a importância do aumento do nível tecnológico para elevar a quantidade produzida no setor agrícola. Juntamente com o crescimento dos níveis tecnológicos está o aumento nos níveis educacionais em face da elevação da demanda por trabalhadores mais qualificados.

Gisser (1965) tratou a questão da educação nos Estados Unidos, analisando seus efeitos sobre renda e mercado de trabalho. Segundo o autor, se houvesse elevação do nível escolar dos trabalhadores rurais, isso implicaria dois efeitos: **efeito mobilidade** e **efeito capacitação**. O primeiro é uma amplitude maior de opções de trabalho, fora do setor agrícola, proporcionada pelo melhor nível de escolaridade. Já o segundo diz respeito a uma habilidade maior para execução de funções, adaptação a novas técnicas, bem como a uma capacitação maior dos trabalhadores para alocação ótima dos recursos. O objetivo do estudo era mostrar que o aumento do nível de escolaridade propiciava maior migração rural-urbana e superava o efeito de uma produtividade maior no setor rural. A metodologia utilizada foi a estimação de curvas de oferta e demanda por

trabalhadores do setor agrícola, obtendo as elasticidades e o uso da taxa interna de retorno (TIR). Os resultados do estudo mostram que um aumento de 10% no nível de escolaridade na zona rural induziria a uma migração rural da ordem de 6 a 7%, elevando o salário rural em 5%.

As modificações ocasionadas pela educação no meio rural também foram estudadas por Welch (1970), que destacou que a educação dos trabalhadores contribui para o processo produtivo com três efeitos: a) **efeito insumo-seleção**: refere-se à capacidade de determinar quantidades e tipos de recursos a serem utilizados em um processo produtivo; b) **efeito alocativo**: capacidade de alocar corretamente os recursos disponíveis à produção; e c) **efeito trabalhador**: melhora da qualidade do trabalhador. Esses efeitos possibilitam o aumento da produção, da produtividade do trabalhador e de seus rendimentos.

Thame et al. (1987) desenvolveram um trabalho com a finalidade de mensurar a contribuição da educação nos níveis de renda da população agrícola, bem como sua importância na migração para o setor não-agrícola no Brasil, utilizando a mesma metodologia de Gisser (1965). Os resultados encontrados pelos autores, com os dados de 1980, para a função demanda, apontaram uma elasticidade do valor do produto marginal do trabalho de 15,5% para escolaridade; e para, os dados de 1970-1980, uma elasticidade de 4,1%. Já para a função oferta, foram encontrados 30,7% e 28,2%, respectivamente, para os dados de 1980 e no conjunto 1970-1980.

4 CONSIDERAÇÕES METODOLÓGICAS

A metodologia utilizada neste trabalho baseia-se no trabalho de Micha Gisser (1965), ressaltando-se que a mesma também foi aplicada, em estudos para o Brasil, por Thame et al. (1987). Esse modelo trata dos efeitos diretos da educação em um sistema de equilíbrio entre oferta e demanda dentro do mercado de trabalho. Para o uso da mesma, faz-se necessário apresentar algumas pressuposições, também ressaltadas pelos autores anteriormente citados. A primeira é a aceitação de equilíbrio estável no mercado de trabalho, sendo o fator equilibrador a competição via salários.⁶ Pressu-

⁶ Segundo Cunha e Maia (1984), a existência de desemprego e vagas a serem preenchidas, em um nível não-explicável pelas fricções do mercado, põe em questão a existência de equilíbrio no mercado de trabalho, via competição salarial. Entretanto, este trabalho não abarcará tal questão.

põe-se também que haja incentivos à realocação de recursos e que a diferença de habilidades entre indivíduos reflita a diferença entre seus desempenhos. Os preços relativos têm papel fundamental nos modelos neoclássicos para aliviar a pressão sobre a demanda por recursos escassos e incentivar o uso de recursos abundantes e mais baratos.

4.1 O modelo

O modelo⁷ utilizado, baseado no trabalho de Micha Gisser (1965), ajusta funções de demanda e oferta e sua idéia básica é que com maior nível de escolaridade, haverá um deslocamento da curva de oferta em direção a origem dos eixos cartesianos, via efeito mobilidade, e da mesma forma um deslocamento da curva de demanda, na mesma direção, via efeito trabalhador ou capacitação.

Como pressuposições do modelo, tem-se que: os salários rurais e as quantidades de pessoal ocupado observadas nas diferentes microrregiões do Estado do Paraná, são pontos de interseção entre demanda e oferta de mão-de-obra; os salários rurais variam entre cada microrregião (as informações fluem livremente); o produto agrícola pode ser representado por uma função de produção agregada; admite-se ainda que a educação (qualquer nível) aumenta as habilidades dos indivíduos e que tais habilidades contribuem para que os mesmos possam equacionar melhor os problemas, não só os escolares, mas também os de âmbito mais geral, e encontrar suas soluções.

4.1.1 As equações de demanda e oferta

O modelo econométrico adotado neste trabalho especifica as quantidades demandadas e ofertadas de trabalho no meio rural do Estado do Paraná, através do seguinte sistema de equações:

Demanda =>

$$\ln S_d = a_1 + a_2 \ln T + a_3 \ln C + a_4 \ln E + a_5 \ln A + u \quad (1)$$

⁷ Este modelo consiste na resolução de um sistema de equações simultâneas, utilizando, para a análise de regressão múltipla, o método dos mínimos quadrados em dois estágios.

Oferta =>

$$\ln S_o = b_1 + b_2 \ln T + b_3 \ln I + b_4 \ln E + v \quad (2)$$

Demanda = oferta =>

$$\ln S_d = \ln S_o \quad (3)$$

Onde:

\underline{S}_d e \underline{S}_o representam o nível *salarial médio* no meio rural;

\underline{T} representa o insumo *força de trabalho*;

\underline{C} corresponde à variável *capital*;

\underline{E} representa o nível de *escolaridade* dos trabalhadores na atividade agrícola;

\underline{A} indica a área cultivada por homem (área/homem);

\underline{I} representa o salário dos trabalhadores da indústria da construção civil;

\underline{u} e \underline{v} são termos aleatórios.

As variáveis anteriormente definidas foram medidas em logaritmos, de modo que os parâmetros estimados são as elasticidades. Assume-se que C , E , I , e A são variáveis exógenas, isto é, determinadas fora do sistema de equações. Já S e T são variáveis endógenas do modelo.

Na equação (1), a_2 , a_3 , a_4 , e a_5 são os coeficientes que medem a sensibilidade dos salários no Paraná às variações nas variáveis explicativas a eles associadas. Na equação (2), b_2 , b_3 , e b_4 são, da mesma forma que na anterior, os coeficientes que medem a sensibilidade dos salários no Paraná às variações nas variáveis explicativas a eles correspondentes. De conformidade com a teoria econômica, em condições normais, espera-se que o coeficiente a_2 seja menor que zero, enquanto que a_3 , a_4 e a_5 sejam maiores que zero, para a demanda. Já na equação de oferta, b_2 , b_3 e b_4 sejam maiores que zero.

Cabe ressaltar que a_2 diz respeito à pressuposição usual sobre a inclinação negativa da curva de demanda por trabalho; a_3 significa que o *salário rural* aumenta quanto mais capital é aplicado ao processo produtivo; a_4 indica que o salário do trabalhador rural aumenta quanto maior for o grau de escolaridade dos trabalhadores; por fim, a_5 aponta para um aumento no valor do produto marginal do trabalho à medida que se eleve a relação área/

homem. Para a equação de oferta, b_2 representa a suposição sobre a inclinação positiva da curva de oferta de trabalho. b_3 mostra-se que o nível da curva de oferta é mais elevado quanto maiores forem os rendimentos alternativos obtidos pelos trabalhadores do setor não-agrícola. b_4 demonstra que os trabalhadores com mais escolaridade possuem uma curva de oferta relativamente mais elevada,⁸ aumentando os rendimentos à medida que aumenta o nível de escolaridade. A estimativa dos parâmetros desse sistema de equações simultâneas pode ser obtida através de regressão múltipla por Mínimos Quadrados em Dois Estágios (MQ2E).⁹

4.2 Discussão sobre as fontes de dados

Os dados deste estudo foram encontrados, principalmente, nos Censos Agropecuários e Demográficos do Estado do Paraná, publicados pelo IBGE, referentes aos anos de 1970 e 1980. Além disso, foram utilizados também dados fornecidos pelo Instituto Paranaense de Desenvolvimento Econômico e Social (IPARDES). Este subitem mostra também as variáveis utilizadas e suas composições, de forma mais abrangente, nos itens seguintes.

4.2.1 Salário rural (S)

O *salário rural* (S) anual utilizado neste trabalho é a razão entre a soma dos salários mais cota-parte, e o número de trabalhadores. Os salários e a cota-parte¹⁰ são as remunerações recebidas pelos trabalhadores permanentes, temporários e parceiros. A quantidade de trabalhadores encontra-se desagregada em permanentes, temporários e parceiros. O salário, a cota-parte e o número de trabalhadores foram extraídos do Censo Agropecuário do Paraná nos anos de 1970 e 1980.

⁸ Esta afirmativa baseia-se na interpretação de que os trabalhadores rurais com grau mais elevado de escolaridade estão cientes de suas vantagens e em melhores condições de oferecer e vender seus serviços no setor não-agrícola.

⁹ Um detalhamento desse método de estimativa pode ser encontrado em Kmenta (1994).

¹⁰ Os valores de 1970 foram transformados em mil cruzeiros de 1980, utilizando-se o Índice Geral de Preços (IGP – DI) da Fundação Getúlio Vargas.

4.2.2 *Força de trabalho (T)*

A variável *força de trabalho* (T) é formada pela quantidade do pessoal ocupado¹¹ ponderado pela equivalência-homem. O procedimento para a definição de equivalência-homem, descrito a seguir, obedeceu à seguinte ponderação: a) homens com 14 anos ou mais = 1,00; b) homens com menos de 14 anos = 0,50; c) mulheres com 14 anos ou mais = 0,65; d) mulheres com menos de 14 anos = 0,40.

Para se chegar a esses valores relativos, buscaram-se, inicialmente, os valores primários sobre os rendimentos, sendo os mesmos encontrados no Censo Demográfico do Paraná de 1980, no volume Mão-de-Obra, referente a pessoas economicamente ativas, de dez ou mais anos de idade, por rendimento médio mensal e sexo, segundo os setores de atividade e posição na ocupação. Os rendimentos dos trabalhadores (empregados) em atividades agropecuárias, de extração vegetal e de pesca mostraram-se inferiores, em torno de 35%, para os trabalhadores do sexo feminino, em comparação aos do sexo masculino. Os dados referentes ao diferencial de rendimento de homens e mulheres com idade inferior a 14 anos foram obtidos informalmente no SINDUSCON e nos sindicatos rurais (empregados) e (patronais) de Maringá, sendo que o sindicato patronal informou uma diferença maior entre crianças e adultos se comparada à do sindicato dos empregados. Os sindicatos confirmaram, ainda, o diferencial entre homens e mulheres – fornecidos pelo Censo Demográfico – baseado na remuneração recebida por produção.

4.2.3 *Capital (C)*¹²

A variável *capital* (C) foi obtida a partir de quatro subvariáveis. De maneira resumida, pode ser definida como a soma da remuneração do capital, da depreciação do capital e das despesas de custeio. Esse somatório é dividido pela área ocupada com as culturas plantadas nas microrregiões homogêneas do Paraná.

¹¹ A quantidade do pessoal ocupado foi obtida através dos Censos Agropecuários do Paraná de 1970 e 1980, e se encontrava subdividida em: a) responsáveis e membros não-remunerados da família; b) empregados permanentes; c) empregados temporários; d) parceiros e, por fim, e) outra condição.

¹² A definição desta variável, em grande parte, baseia-se em Thame et al. (1987).

$$C = \frac{[r(\text{capital}) + \text{Depreciação do capital} + \text{Despesas de custeio}]}{\text{Área plantada}}$$

Para obter as variáveis remuneração do capital e depreciação, foi necessário definir os itens que compõem capital. Este é formado pelos valores dos bens imóveis e de outros bens. O Censo Agropecuário do Paraná compõe os bens imóveis com os itens terras, prédios (residenciais e para outros fins), instalações e outras benfeitorias. Já na variável outros bens, inserem-se as culturas permanentes, matas plantadas, veículos e outros meios de transporte, animais (reprodução, criação etc.), máquinas e instrumentos agrários.

Na variável remuneração do capital, utilizou-se uma taxa de juros real anual de 6% referindo-se à taxa de poupança, nos anos de 1970 e 1980, correspondente ao custo de oportunidade do capital empregado no setor agrícola. Essa taxa foi aplicada sobre o valor médio do capital. Para a definição da variável depreciação do capital, utilizou-se o método da linha reta. A fórmula do cálculo desse método é, onde D é a depreciação; Va, o valor de aquisição dos imóveis; Vr, o valor residual; por fim, Vu é o tempo, em anos, da vida útil dos bens. Entretanto, neste trabalho, considerou-se o valor residual dos bens igual a zero ($V_r = 0$). Portanto, a depreciação fica resumida à razão entre o valor de aquisição e a vida útil do imóvel.

No que diz respeito ao tempo de vida útil dos imóveis, foram considerados para os imóveis 30 anos para prédios residenciais; 20 anos para instalações e benfeitorias e dez anos para máquinas, instrumentos agrícolas e veículos. Por fim, despesas de custeio.¹³

4.2.4 Salário alternativo (I)

Foi obtida, no IPARDES-PR, a renda interna por Microrregião Homogênea (MRH) por setores de atividades nos anos de 1970 e 1980. O setor industrial compreende os subsetores indústria extrativa vegetal, indústria da

¹³ Despesas de custeio consiste na soma dos gastos anuais com fertilizantes (adubo e calcário), defensivos (animal e vegetal), práticas de conservação do solo, consumo de energia elétrica (comprada), consumo de combustíveis (gasolina, lenha, óleo combustível, óleo diesel, querosene, resíduos vegetais, carvão vegetal, gás liqüefeito de petróleo, lubrificantes), sementes e mudas, inseticidas e fungicidas, alimentação e trato de animais (rações e medicamentos), serviços de empreitada, transporte da produção, impostos e taxas, e outras despesas.

transformação, da construção civil, serviços industriais e serviços de utilidade pública. Segundo o IPARDES (1988), o subsetor da construção civil do Paraná compreendia, em 1970, 26,3% do PIB a custo de fatores do setor industrial e, aproximadamente, 17,7% em 1980. A participação relativa do setor da indústria da construção civil no PIB a custo de fatores do setor industrial, foi aplicada na renda do setor industrial.¹⁴ Dessa forma, obteve-se a renda da construção civil, nos anos de 1970 e 1980. Essa renda pertence aos proprietários dos fatores de produção. Entretanto, há necessidade de saber qual a proporção que remunera o fator trabalho. Para tanto, pesquisou-se e foram encontradas informações através do IBGE – Inquérito Especial – Indústria da Construção Civil para o ano de 1980, sobre a participação do fator trabalho no PIB a custo de fatores para as unidades de federações, para o Brasil. Conhecido o percentual¹⁵ do PIB a custo de fatores, pertencentes à classe dos trabalhadores, para o Estado do Paraná, aplicou-se o mesmo para cada microrregião homogênea, tanto para 1980 como para 1970.

Informações relativas à quantidade de pessoal ocupado na indústria da construção civil, por MRH, foram encontradas no Censo Demográfico do Paraná de 1980, onde se observaram quantidades referentes aos trabalhadores de dez anos ou mais, por subsetor do setor industrial e, nesse, o da indústria da construção civil. No entanto, não foi possível encontrar essa informação relativa ao pessoal ocupado, para o ano de 1970, pois a mesma não se encontra disponível no Censo Demográfico de 1970. Entretanto, foi possível encontrar as quantidades do pessoal ocupado, por sexo e por MRH, para o setor industrial como um todo. Dessa forma, admitiu-se que a relação proporcional dos trabalhadores, homens e mulheres, de 1980, da indústria da construção civil, em relação ao setor industrial, se aplicasse para 1970. Com essa suposição, foi possível obter as quantidades de pessoas de dez anos ou mais pertencentes ao setor da indústria da construção civil. A partir do pessoal ocupado e dos rendimentos por MRH, para ambos os anos, foi possível obter o rendimento *per capita* dos trabalhadores da indústria da construção civil, considerado como um *salário alternativo* para trabalhadores rurais do Paraná.

¹⁴ Faz-se a suposição de que a participação relativa da indústria da construção civil no PIB a custo de fatores também se dê, na mesma proporção, para a renda do setor industrial do Paraná.

¹⁵ O percentual encontrado foram de 20,3% para o ano de 1980, sendo o mesmo aplicado também para 1970, haja vista a indisponibilidade dessa informação para o último ano.

4.2.5 *Escolaridade (E)*

Os dados que se encontram disponíveis sobre *escolaridade* no Censo Demográfico do Paraná referem-se aos anos de 1970 e 1980, sendo que os mesmos contemplam os anos de estudo de toda a população, independentemente de zona rural ou urbana. Utilizando esses dados, podemos antecipar que os valores sobre escolaridade das zonas rurais nas MRH, em que há maior predominância das atividades urbanas, serão superestimados. Isto é, espera-se que o grau de escolaridade nas regiões tipicamente agrícolas seja menor do que nas regiões mais voltadas à industrialização. Entretanto, cabe ressaltar que, em 1970, 79% das microrregiões homogêneas possuíam mais de 50% da população em atividades agrícolas. Já em 1980, 62,5% das microrregiões possuíam mais de 50% da população residindo no setor rural.

O Censo Demográfico do Paraná fornece o número de pessoas, em seus respectivos anos de escolaridade. Entretanto, o trabalho necessita de um ano médio ponderado de escolaridade para cada microrregião. A idéia, a princípio, foi utilizar a Média Aritmética Ponderada (*MAP*) sendo: $MAP = \frac{\sum x_i \cdot f_i}{\sum f_i}$, onde x_i corresponde aos anos de escolaridade (peso) e f_i às quantidades de pessoas em cada ano (frequências). O menor peso foi zero, atribuído para pessoas sem instrução, enquanto o maior, 17, para as pessoas com 17 anos de estudos completados. Dessa forma, descrevem-se a seguir os pesos adotados: Pessoas sem instrução = 0; sem declaração = 0,5; com 1 ano = 1; com 2 anos = 2; com 3 anos = 3; e assim sucessivamente até com 17 anos = 17. Utilizando-se essa metodologia, foram obtidos os anos médios de *escolaridade* para cada microrregião homogênea do Estado do Paraná, para os anos de 1970 e 1980.

4.2.6 *Área/homem (A)*

A variável *área/homem (A)* corresponde à razão entre a área ocupada pelas principais culturas permanentes e temporárias plantadas no Paraná e as quantidades de pessoas (homens e mulheres) ocupadas de forma permanente, temporária e em parceria. A primeira variável – a área – foi obtida nos Censos Agropecuários do Paraná e corresponde à área ocupada pelas culturas permanentes e temporárias plantadas nas MRH. Já a quantidade de pessoas ocupadas corresponde àquelas

que desenvolviam seus trabalhos como assalariados e parceiros. Tal variável nos induz a inferir sobre o grau de tecnificação no meio rural. Isto é, quanto maior a razão, maior a produtividade do trabalhador em cada MRH.

5 RESULTADOS

No modelo de regressão adotado, alerta-se inicialmente que o conjunto de observações refere-se aos anos de 1970 e 1980 separadamente, caracterizando-se em dados “*cross-section*”. Assim, ressaltamos que o modelo de regressão pode não apresentar bons ajustes, do ponto de vista estatístico, no que se refere ao coeficiente de determinação (R^2),¹⁶ como acontece com a maioria dos trabalhos que usa esse tipo de dados, pelo fato de não apresentarem tendência para períodos sucessivos.

No que diz respeito ao modelo, observa-se (Tabela 1) que, para a equação de demanda, o mesmo mostrou-se, através do teste “F” ($F= 3,26$), 5% de significância, com um R^2 de 0,41. Destaca-se ainda que não se verificou, através do teste de Durbin-Watson, autocorrelação dos resíduos.

Tabela 1: Resultados estatísticos da estimativa da demanda por *força de trabalho*, 1970.

| Variável | Intercepto | Força de trabalho | Capital | Escolaridade | Área/ho mem |
|----------------------------|-----------------------|------------------------|---------|------------------------|-------------|
| Coefficientes da regressão | 5,944 ^{n.s.} | -0,680 ^{n.s.} | 1,292* | -0,634 ^{n.s.} | 0,741* |
| Valor de “t” | 1,415 | -1,464 | 2,666 | -1,059 | 2,757 |
| Nível de significância | 0,17 | 0,16 | 0,01 | 0,30 | 0,01 |
| Valor de “F” | 3,26** | | | | |
| R^2 | 0,41 | | | | |
| Durbin-Watson | 2,08 | | | | |

Fonte: Dados da pesquisa. * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; n.s. não-significativo.

¹⁶ Do ponto de vista estatístico, há também uma grande discussão sobre a confiabilidade da conclusão sobre os valores do teste “t” para a estimativa de equações simultâneas. No modelo de regressão clássico normal, pressupõe-se que as variáveis possuem distribuição normal. Como a regressão por MQ2E necessita da estimativa de uma variável, é possível que esta não tenha distribuição normal. Logo, o uso dos resultados dos testes “t” pode não ser uma medida, com o mesmo rigor do MQO. No entanto, neste estudo, serão usados os valores do teste t. Uma discussão detalhada a esse respeito pode ser vista em Morimune (1989).

No que se refere aos parâmetros estimados, verificou-se que somente os coeficientes do *capital* e da *área/homem* foram significativos. Os coeficientes das demais variáveis, embora não-significativos em níveis inferiores a 10%, apresentaram os sinais esperados, com exceção da variável *escolaridade*. Para um aumento de 10% da variável *capital*, ter-se-ia um aumento de 12,9% nos *salários rurais*. Da mesma forma, um aumento de 10% na razão *área/homem* ocasionaria uma elevação de 7,4% no valor do produto marginal do trabalho rural. Ressalta-se que não há como fazer comparações com os resultados de Thame et al. (1987), pois uma das equações (demanda) estimadas para 1970 apresentou-se não-significativa estatisticamente.

Para a equação de oferta, os resultados mostraram-se estatisticamente melhores em comparação aos da equação de demanda (Tabela 2). O modelo foi significativo ($F = 4,17$) a 1%, com um R^2 de 0,38. Para essa equação, também não foram apresentados problemas de autocorrelação de resíduos, verificado através do teste de Durbin-Watson.

Analisando os parâmetros estimados, observa-se que, com exceção da variável *salário alternativo*, todas tiveram seus sinais de acordo com o esperado, sendo também significativas estatisticamente a 1% e 5%.

Um aumento de 10% na quantidade ofertada de mão-de-obra só aconteceria caso houvesse um aumento de 12,0% nos salários dos trabalhadores rurais, ou seja, os trabalhadores só estariam dispostos a aumentar a quantidade ofertada da *força de trabalho* por um nível maior de salários. Da mesma forma, um aumento de 10% nos níveis de *escolaridade* implicaria um aumento de 14,3% nos *salários rurais*, também de acordo com estudos realizados sob a luz da teoria do capital humano.

Tabela 2: Resultados estatísticos da estimativa de oferta por *força de trabalho*, 1970.

| Variável | Intercepto | Força de trabalho | Salário alternativo | Escolaridade |
|----------------------------|------------|-------------------|---------------------|--------------|
| Coefficientes da regressão | -8,604*** | 1,202** | -0,626* | 1,431* |
| Valor de "t" | -1,782 | 2,482 | -2,683 | 3,482 |
| Nível de significância | 0,08 | 0,02 | 0,01 | 0,01 |
| Valor de "F" | 4,17* | | | |
| R^2 | 0,38 | | | |
| Durbin-Watson | 2,217 | | | |

Fonte: Dados da pesquisa. * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; n.s. não-significativo.

A variável *salário alternativo*, que representa os salários dos trabalhadores da indústria da construção civil, mostrou-se com o sinal contrário ao esperado. Isso indica que o setor da indústria da construção civil não serviu como fonte de atração, sobre os trabalhadores rurais, para os trabalhos desempenhados na cidade, confirmando as análises feitas através dos dados tabelados, no início deste capítulo, para o ano de 1970. A expectativa do sinal positivo para a variável *salário alternativo* fundamenta-se na hipótese de que o aumento dessa variável provoca a elevação da migração rural-urbana, diminuindo a quantidade ofertada de trabalhadores no setor agrícola. Entretanto, cabe ressaltar que o setor da construção civil funcionou (funciona), em muitos casos, como uma passagem para outros empregos. Os trabalhadores que saem da agricultura, na grande maioria, empregam-se inicialmente no setor da construção civil e, posteriormente, em outros setores da zona urbana.

Partindo para a análise sobre os dados de 1980, observa-se que, no geral, seus resultados mostraram-se semelhantes aos de 1970. Analisando-se a equação estimada da demanda 1980, observa-se que o modelo é significativo estatisticamente no nível de 1% com o valor de “F” igual a 9,61 (Tabela 3). O coeficiente de determinação ($R^2 = 0,67$) apresentou uma boa explicação, ou seja, 67% das variações nos *salários rurais* são explicados pelas variações no *capital* e na *área/homem*.

Tabela 3: Resultados estatísticos da estimativa da demanda por *força de trabalho*, 1980.

| Variável | Intercepto | Força de trabalho | Capital | Escolaridade | Área/homem |
|----------------------------|-----------------------|------------------------|---------|-----------------------|------------|
| Coefficientes da regressão | 6,628 ^{n.s.} | -0,869 ^{n.s.} | 1,129* | 0,197 ^{n.s.} | 0,958** |
| Valores de “t” | 1,424 | -1,452 | 3,780 | 0,571 | 2,259 |
| Nível de significância | 0,17 | 0,16 | 0,01 | 0,57 | 0,03 |
| Valor de “F” | 9,61* | | | | |
| R ² | 0,67 | | | | |
| Durbin-Watson | 1,99 | | | | |

Fonte: Dados da pesquisa. * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; n.s. não-significativo.

Os resultados assemelham-se aos de 1970, quando essas duas variáveis foram responsáveis por 41% das variações nos *salários rurais*. Da mesma forma que nas análises anteriores, destaca-se que não foi verificada autocorrelação dos resíduos através do teste de Durbin-Watson.

No que se refere aos parâmetros estimados, verificou-se que todos apresentaram os sinais esperados inicialmente. Entretanto, somente *capital* e *área/homem* mostraram-se significativos no nível adotado.

Para a variável *capital*, tem-se que um aumento de 10% no volume de *capital* implicaria um aumento de 11,3% nos *salários rurais*. Para a variável *área/homem*, constatou-se que um aumento de 10% na relação *área/homem* implicaria um aumento de 9,6% nos salários dos trabalhadores rurais. Como destacado anteriormente, esta variável mede o grau de tecnificação das MRH do Paraná, indicando que um aumento dessa variável contribui positivamente para a elevação dos *salários rurais*.

Analisando a equação estimada da oferta, observamos que o modelo foi significativo a 5%, apresentando um valor de “F” de 2,81 (Tabela 4). No entanto, seu coeficiente de determinação (R^2) foi igual a 30%. Também nesta equação não foi verificada autocorrelação dos resíduos através do teste Durbin-Watson.

No que se refere aos coeficientes estimados, observa-se sinal contrário ao esperado para a variável *força de trabalho*, sendo, porém, não-significativo estatisticamente, da mesma forma que para a variável *salário alternativo*. O coeficiente de elasticidade da *escolaridade* apresentou-se positivo, indicando que um aumento de 10% na *escolaridade* implicaria um aumento de 8,4% nos rendimentos dos trabalhadores rurais do Paraná, estando de acordo com a teoria do *capital* humano. Para essa equação, Thame et al. (1987) encontraram um coeficiente de elasticidade de 0,31, mostrando-se inferior ao verificado neste estudo (0,84).

Tabela 4: Resultados estatísticos da estimativa de oferta por *força de trabalho*, 1980.

| Variável | Intercepto | Força de trabalho | Salário alternativo | Escolaridade |
|----------------------------|------------|-----------------------|----------------------|--------------|
| Coefficientes da regressão | 5,798** | -0,305 ^{n.s} | 0,050 ^{n.s} | 0,838* |
| Valor de “t” | 2,032 | -1,144 | 0,393 | 2,553 |
| Nível de significância | 0,05 | 0,26 | 0,69 | 0,01 |
| Valor de “F” | 2,81** | | | |
| R^2 | 0,30 | | | |
| Durbin-Watson | 2,06 | | | |

Fonte: Dados da pesquisa. * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; n.s. não-significativo.

Fazendo uma análise conjunta para 1970-1980, “*pool*”, com a introdução de uma variável *dummy* com valor zero para o ano de 1970 e valor um para 1980, encontraram os resultados que serão apresentados a seguir (Tabela 5).

Analisando-se o modelo de regressão para a curva de demanda, percebe-se que o mesmo é altamente significativo (1% de significância), com o valor de “F” igual a 7,87. O coeficiente de determinação (R^2) apontou que 48% das variações nos *salários rurais* eram explicados pelas variáveis *capital*, *área/homem* e a *dummy*. No que se refere à autocorrelação residual, ressalta-se que também não foi verificada nesse caso através do teste de Durbin-Watson.

Tabela 5: Resultados estatísticos da estimativa da demanda por *força de trabalho*, (“*Pool*”) 1970-1980.

| Variável | Intercepto | Força de trabalho | Capital | Escolaridade | Área/homem | Dummy |
|----------------------------|-----------------------|------------------------|---------|------------------------|------------|----------|
| Coefficientes da regressão | 3,429 ^{n.s.} | -0,389 ^{n.s.} | 1,014* | -0,193 ^{n.s.} | 0,643* | -0,383** |
| Valor de “t” | 0,726 | -0,731 | 3,218 | -0,579 | 2,532 | -2,405 |
| Nível de significância | 0,47 | 0,46 | 0,01 | 0,56 | 0,01 | 0,02 |
| Valor de “F” | 7,87* | | | | | |
| R^2 | 0,48 | | | | | |
| Durbin-Watson | 2,00 | | | | | |

Fonte: Dados da pesquisa. * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; n.s. não-significativo.

Referindo-se aos parâmetros estimados, verificou-se que somente a *escolaridade* possui sinal contrário ao esperado. O sinal negativo da *força de trabalho* indica a inclinação da curva de demanda. Entretanto, ressalta-se que os coeficientes estimados tanto para a *força de trabalho* quanto para a *escolaridade* mostraram-se não-significativos estatisticamente. O coeficiente estimado para a variável *capital* mostrou-se positivo, o que nos permite dizer que um aumento de 10% no volume de *capital* ocasionaria um aumento de 10,1% nos *salários rurais* dos trabalhadores. Da mesma forma, um aumento de 10% na relação *área/homem* implicaria aumento de 6,4% no valor do produto marginal do trabalho no setor rural. A variável *dummy* mostrou-se estatisticamente di-

ferente de zero, indicando um efeito negativo na renda no ano de 1980. Isso pode sugerir que os impactos da recessão de 1980 também se refletiram nos salários dos trabalhadores do setor rural.

Na equação de oferta (Tabela 6), nota-se que o modelo é altamente significativo a 1%, com o valor de “F” igual a 6,63. Da mesma forma que na equação de demanda, o coeficiente de determinação apresentou-se relativamente baixo ($R^2 = 0,38$). Pode-se observar também que não há autocorrelação residual, conforme o teste de Durbin-Watson.

Tabela 6: Resultados estatísticos da estimativa da oferta por *força de trabalho*, (“Pool”) 1970-1980.

| Variável | Intercepto | Força de trabalho | Salário alternativo | Escolaridade | Dummy |
|----------------------------|------------|-------------------|---------------------|--------------|-----------------------|
| Coefficientes da regressão | -9,546* | 1,212* | -0,234** | 0,929* | -0,054 ^{n.s} |
| Valor de “t” | -2,334 | 3,072 | -2,106 | 4,367 | -0,379 |
| Nível de significância | 0,01 | 0,01 | 0,03 | 0,01 | 0,70 |
| Valor de “F” | 6,63* | | | | |
| R ² | 0,38 | | | | |
| Durbin-Watson | 1,77 | | | | |

Fonte: Dados da pesquisa. * significativo a 1%; ** significativo a 5%; *** significativo a 10%; n.s. não-significativo.

No que diz respeito aos parâmetros estimados, percebe-se sinal positivo do parâmetro para a variável *força de trabalho*, de acordo com a teoria econômica sobre a inclinação positiva da curva de oferta. Os trabalhadores do setor agrícola só estarão dispostos a aumentar em 10% a quantidade ofertada da *força de trabalho*, caso houvesse um aumento de 12,1% nos seus salários. Para a variável *salário alternativo*, observa-se que, se a mesma aumentasse em 10% ocasionaria uma diminuição de 2,3% nos salários dos trabalhadores rurais. Isso pode estar sugerindo que o setor não-agrícola atrai relativamente pessoas mais qualificadas, diminuindo o valor do produto marginal do trabalho agrícola. Já o parâmetro estimado da variável *escolaridade* apresentou-se positivo, indicando que um aumento de 10% nos níveis de escolaridade implicaria um aumento no valor do produto marginal do trabalho em 9,3%, estando de acordo com a teoria do *capital humano*. O resultado encontrado por Thame et al. (1987) foi inferior (0,28) em comparação ao verificado neste trabalho (0,93).

6 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse novo perfil do trabalhador mais qualificado, hoje explícito, principalmente na zona urbana, mostra que o investimento em educação possibilita um aumento da produtividade dos trabalhadores e, conseqüentemente, de seus rendimentos. Entretanto, a hipótese deste trabalho é que tal fato não foi exclusividade da zona urbana. Também para o trabalhador rural, uma melhor qualificação foi requerida para combinar e alocar mais eficientemente os fatores de produção, principalmente no período de modernização da agricultura.

Diante desse cenário, este estudo teve como objetivo principal testar aquela hipótese, qual seja, verificar se o grau de escolaridade formal dos trabalhadores rurais no Paraná teve importância na determinação de seus salários nos anos de 1970 e 1980. Os resultados do modelo econométrico, apresentaram que, nas equações estimadas de oferta, a *escolaridade* apontou substanciais coeficientes de elasticidade variando de 0,84 a 1,42. Na equação de demanda, os resultados apresentados não foram satisfatórios, pois dois parâmetros apresentaram-se negativos e um, positivo, sendo, no entanto, todos não-significativos estatisticamente. Dessa forma, os resultados nos induzem a concluir que, para os “empresários agrícolas” (demanda), os níveis de escolaridade formal não possuem importância na execução de tarefas agrícolas.

Essa superioridade da equação de oferta confirma os resultados dos estudos anteriores elaborados por Gisser (1965) e Thame et al. (1987), ou seja, a *escolaridade* apresentou-se importante na equação de oferta indicando superioridade no que se refere ao efeito mobilidade comparado ao efeito trabalhador.

No que se refere aos resultados encontrados acerca da contribuição do *salário alternativo* para o processo de migração rural-urbana, nas estimativas das equações de oferta, pôde-se perceber, no ano de 1970, o sinal contrário ao esperado inicialmente. No ano de 1980 e no conjunto 1970-1980, mesmo com os sinais esperados inicialmente, constatou-se que os coeficientes de elasticidade foram baixos. Assim, os resultados nos indicam que o poder de atração do *salário alternativo*, representado pelo salário dos trabalhadores da indústria da construção civil, apresentou-se insatisfatório.

Com relação à variável *capital*, no que concerne às elasticidades, destaca-se que as mesmas mostraram-se extremamente altas, comparadas com as do trabalho de Thame et al. (1987), para os anos de 1970, 1980 e para o conjunto 1970-1980. A variável *capital* apresentou-se extremamente favorável ao aumento dos salários dos trabalhadores rurais do Paraná. O mesmo aconteceu com a *área/homem* que, grosso modo, indica o grau de tecnificação das MRH, ou seja, o aumento da razão *área/homem* implicou a elevação do nível de tecnificação, aumentando o valor do produto marginal do trabalho rural.

De forma concisa, pode-se destacar que os instrumentais utilizados mostraram-se satisfatórios para mensurar o grau de contribuição da educação formal nos rendimentos dos trabalhadores rurais, nos anos de 1970, 1980 e no conjunto 1970-1980, no Estado do Paraná, confirmando não só os resultados apresentados nos estudos anteriores, como também a importância da educação como determinante dos salários também no setor agrícola.

INVESTMENTS IN EDUCATION AND ITS IMPACTS ON THE AGRICULTURAL LABOR MARKET IN PARANÁ STATE, 1970 AND 1980

Abstract

The principal objective of this study is to verify the level of formal education determines the salary of workers in the agricultural sector in the state of Paraná. For this demand and supply curves for labor in rural areas for the years 1970 and 1980 were estimated. The results found showed that schooling was relatively important in the determination of salaries of the rural workers the supply equations. For the demand equations the results were not significant indicating that with low schooling the employer showed himself to be indifferent in hiring workers with greater or lesser levels of schooling for the tasks in the agricultural sector. This indicates that education appeared more important for the mobility of workers in search of other labor markets than for performing tasks in the agricultural sector, that is the superiority of the mobility effect over the worker effect.

Key words: human capital, labor market, schooling

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, P. F. C. de. **O sistema de relações econômicas na agricultura**. Piracicaba: ESALQ, 1996. p. 42-68 (notas de aula mimeo).

BANCO MUNDIAL. Relatório sobre o desenvolvimento mundial. Washington: Banco Mundial, 1996.

CUNHA, A. S.; MAIA, M. M. Modernização tecnológica e emprego rural: evidências da década de 70 na região centro-sul do Brasil. In: CONFERENCIA LATINOAMERICANA DE ECONOMIA AGRÍCOLA, 1984, Piracicaba. **Anais...** Piracicaba: ESALQ, 1984. Grupo 3 : Mercado de trábalo, v. 3, p. 1-53.

DENISON, E. F.; Education, Economic Growth, and Gaps in Information. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 70, p.124-128, Oct.1962.

FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Censo Agropecuário do Paraná. **Base de Dados**. 1970, 1980.

FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Censo Demográfico do Paraná. **Base de Dados**. 1970, 1980, 1991.

FUNDAÇÃO INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Inquéritos Especiais - Indústria da Construção. **Base de Dados**, v. 6, n. 4, 1980.

GIBBON, V. H. Taxas de retorno dos investimentos em educação no Brasil: uma análise desagregada. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 3, p. 109-133, jul./set. 1975.

GISSER, M. Schooling and the farm problem. **Econometrica**, Evanston, v. 33, n. 3, p. 582-592, Jul. 1965.

GRILICHES, Z. Hybrid corn: an exploration in the economics of technological change. **Econometrica**, Evanston, v. 25, n. 4, p. 501-22, Oct. 1957.

HOFFMANN, R. A dinâmica da modernização da agricultura em 157 microrregiões homogêneas do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 30, n. 4, p. 271-290, out./dez. 1992.

IPARDES. **Relatório de pesquisa**. Curitiba: IparDES, out. 1988.

JOHNSTON, B. F.; MELLOR, J. W. The Role of agriculture in economic development. **American Economic Review**, Nashville, v. 51, p. 566-593, Sep. 1961.

KASSOUF, A. L. Retornos à educação e treinamentos nos setores urbano e rural do Brasil. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 34., 1996, Aracajú. **Anais...** Brasília: SOBER, 1996. v. 1, p. 771-783.

KMENTA, J. **Elementos de econometria**. São Paulo: Atlas, 1994. v. 2, p. 600-639.

LANDIM, J. R. M.; MONTEIRO, M. A. A. O processo de modernização da agricultura e a estrutura produtiva da microrregião homogênea Serra de Jaboticabal, SP. **Revista de economia e sociologia rural**, Brasília, v. 29, n. 3, p. 229-248, jul./set. 1991.

LANGONI, C. G. **As causas do crescimento econômico do Brasil**. Rio de Janeiro: APEC, 1974. p. 84-117.

MORIMUNE, K. "t" test in a structural equation. **Econometrica**, Evanston, v. 57, n. 6, p. 1.341-1.360, nov. 1989.

MYINT, H. Educação e desenvolvimento: um balanço teórico. In: PEREIRA, L. **Desenvolvimento, trabalho e educação**. Rio de Janeiro: Zahar, 1967. p.130-147.

PAIVA, R. M. Modernização e dualismo tecnológico na agricultura: uma reformulação. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 1, p. 117-161, 1975.

RIBEIRO, J. L. A contribuição da educação na produção agrícola. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 17, n. 4, p. 86-118, set. 1979.

ROMER, P. M. Endogenous technological change. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 98, n. 5, p. S71-S102, oct. 1990.

SCHUH, G. E. A modernização da agricultura brasileira: uma interpretação, In: CONTADOR, C. R.; (Coord.), **Tecnologia e desenvolvimento agrícola**. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1975. p. 7-45.

SCHULTZ, T. W. Investment in Human Capital. **American Economic Review**, Nashville, v. 51, mar. 1961.

THAME, A. C. M.; VICENTE, J. R.; VICENTE, M. C. M. **Escolaridade e mão-de-obra rural no Brasil, 1970-80**. São Paulo: Secretaria de Agricultura e Abastecimento, Instituto de Economia Agrícola, 1987. p. 37.

WELCH, F. Education in production. **Journal of Political Economy**, Chicago, v. 78, n. 1, p. 35-39, jan. 1970.

Artigo recebido em 15 de dezembro de 2005 e aprovado em 13 de março de 2006