Contribuição do Capital Humano para o Crescimento da Agropecuária Brasileira – Período de 1970 a 1996*

Clailton Ataídes de Freitas**
Carlos José Caetano Bacha***

Palavras-chave: capital humano; difusão de tecnologia e setor agropecuário.

Códigos JEL: Q10; O10.

O presente artigo avalia a contribuição do capital humano para o crescimento do setor agropecuário brasileiro no período de 1970 a 1995/96. Para tanto, aplicam-se duas versões do modelo neoclássico de crescimento econômico: a padrão e a alternativa. Os resultados indicam que o efeito do capital humano no crescimento da agropecuária foi significativo em ambos os modelos. Contudo, constatou-se que não há evidências capazes de apoiar a existência do efeito threshold da educação na agropecuária brasileira. A variável catch-up, incorporada ao modelo alternativo, não captou a difusão de tecnologia na agropecuária entre estados brasileiros.

This paper evaluates the contribution of human capital for Brazil's agricultural growth during the time period from 1970 to 1995/96. Two different versions of neoclassic models are used: the traditional model and the alternative one. The econometric results indicated that human capital's effect on the agricultural output growth was positive and highly significant in all equations estimated. By separating the human capital data set with the purpose to evaluate the existence or absence of threshold effect, it was verified that evidence does not exist in order to support the existence of that effect into the Brazilian agriculture. The catch-up variable in the alternative neoclassical model was not significant and its coefficient was near to zero. This result does not support the existence of technology diffusion among the Brazilian states' agriculture.

*Artigo recebido em jul. 2001 e aprovado em dez. 2003. Este trabalho baseia-se em parte da tese de doutorado do primeiro autor, orientada pelo co-autor.

**Doutor em Economia Aplicada pela ESALQ/USP e Professor Adjunto da UFSM.

***Professor Titular da ESALQ/USP.

1. Introdução

O propósito deste artigo é avaliar a contribuição do capital humano na formação do produto agropecuário brasileiro no período de 1970 a 1996. Entende-se por capital humano o estoque de conhecimento acumulado pelos trabalhadores e empresários e que permite aumentar a produtividade do trabalho. Na literatura sobre desenvolvimento econômico, o capital humano tem sido considerado um fator importante na explicação do processo de crescimento econômico dos países. No entanto, ainda pouco se conhece sobre sua importância na agropecuária brasileira.

O desenvolvimento econômico dos países está intrinsecamente ligado aos seus recursos humanos. Assim, espera-se que quanto menos preparadas forem as pessoas que os governam e quanto menos conhecimentos e informações tiverem os seus empresários e trabalhadores, mais difícil para os países será conseguir o rompimento com o atraso tecnológico, e mais tempo será necessário para a diminuição do hiato econômico que os separa das nações mais desenvolvidas.

Não se constrói, logicamente, o processo de acumulação de riqueza de um país apenas com capital humano, muito embora se admita a sua importância nos modelos atuais de crescimento econômico. Entretanto, é necessário que, aliado à força de trabalho qualificada, haja também estoque de capital físico e poupança interna para alavancar e sustentar o processo de crescimento econômico.

Nesse sentido, é possível imaginar que os produtores rurais com maior nível de educação tenham também maiores habilidades empresariais e podem adequar, com mais facilidade, os seus planos de produção às mudanças conjunturais e estruturais pelas quais passa a agropecuária. Portanto, vislumbra-se uma relação positiva entre o estoque de capital humano nos estados e o seu grau de crescimento econômico.

A grande maioria dos economistas aceita o papel ativo do capital humano no processo de crescimento econômico.[1] O desafio enfrentado nas últimas décadas refere-se a como mensurar ou quantificar seu papel na alavancagem do crescimento econômico. A saída encontrada por Mankiw et alii (1992) foi adicionar a proxy do capital humano em uma função de produção aumentada. Essa abordagem é conhecida como sendo tradicional, pois foi e continua sendo usada por vários economistas. A outra abordagem relaciona-se aos modelos de crescimento endógeno. Esses modelos de crescimento apresentam rendimentos crescentes à escala, em razão do capital humano ser um insumo com características especiais na função

[1] O capital humano exerce, também, papel ativo no processo de desenvolvimento econômico de um país. Este artigo restringe-se, no entanto, a avaliar o papel do capital humano no crescimento econômico.

de produção. Vários autores vêm se destacando na elaboração e aplicação desses modelos como, por exemplo, Romer (1990, 1994) e Lucas (1988). Um enfoque alternativo na avaliação do papel do capital humano no processo de crescimento econômico foi proposto por Benhabib e Spiegel (1994). Estes autores apresentaram um modelo de crescimento, o qual é denominado no presente artigo de modelo de crescimento neoclássico alternativo, cujo propósito era avaliar o efeito do capital humano sobre a variação do produto per capita a partir de duas variáveis: a variável capital humano relacionada à capacidade dos países em promoverem inovações tecnológicas endógenas; a potencialidade do capital humano dos países menos desenvolvidos para captar a difusão de tecnologia (processo catch-up) vindo do país mais desenvolvido.

No Brasil, alguns trabalhos já exploraram o papel do capital humano no crescimento econômico. Destacam-se entre eles os trabalhos de Patrick e Kehrberg (1975), Engler (1979), Ilha e Lima (1989) e Lau et alii (1993), os quais utilizaram a função de produção neoclássica tradicional do tipo Cobb-Douglas aumentada. Sob a ótica neoclássica alternativa tem-se o estudo de Gonçalves et alii (1998). Além desses trabalhos, os trabalhos de Ellery Junior (1999) e de Bueno (1998) merecem ser comentados. O primeiro teve como objetivo considerar a existência de learning-by-doing em um modelo como o proposto por Lucas (1988); enquanto Bueno (1998) procura demonstrar teoricamente a ineficácia dos modelos de crescimento endógeno.

Dos estudos mencionados anteriormente, observa-se a seguinte lacuna: a análise do papel do capital humano no crescimento da agropecuária brasileira em nível desagregado por estados, e para o período mais recente, ainda não foi realizada, quer seja utilizando o modelo neoclássico tradicional, ou os modelos neoclássicos alternativos de crescimento. Portanto, pretende-se dar uma contribuição metodológica (adaptando os modelos mencionados para o estudo em termos de um setor em nível de estado e não com a agregação que eles sugerem atualmente) e empírica (ao ampliar o entendimento do papel do capital humano no desenvolvimento do setor agropecuário no Brasil).

O presente artigo compõe-se de seis seções, incluindo esta introdução. Na seção 2, o Modelo Neoclássico Tradicional, com e sem efeito threshold (efeito limiar), é apresentado. A seção 3 apresenta o que aqui se denomina de Modelo Neoclássico Alternativo. A seção 4 apresenta a base de dados a ser utilizada nas estimativas dos modelos discutidos nas seções 2 e 3. Na seção seguinte (seção 5) estão os resultados das estimativas. Por fim, na seção 6 são apresentadas as conclusões do presente trabalho.

2. O Modelo Neoclássico Tradicional

Na literatura tradicional de crescimento econômico, a importância do capital humano na determinação do nível de produto foi analisada, geralmente, utilizando-se uma metafunção de produção (MFP) do tipo Cobb-Douglas. A pressuposição é que estando a tecnologia disponível no mercado de certo país (como o Brasil, por exemplo), todos os estados deste país estariam utilizando a mesma MFP. Contudo, dependendo do grau de desenvolvimento dos respectivos estados, eles poderiam operar em diferentes partes dela. Assim, a MFP mais adequada aos propósitos do presente estudo (e a ser aplicada às agropecuárias dos estados brasileiros) pode ser definida como:

$$Y_t^{i^*} = \psi \left(K_t^{i^*}\right)^{\delta_K} \left(L_t^{i^*}\right)^{\delta_L} \left(T_t^{i^*}\right)^{\delta_T} \left(e^{\delta_H H_t^{i^*}}\right) u_t \tag{1}$$

onde:
$Y_t^{i^*}$ representa a quantidade de equivalente-eficiente (E.E.) do valor da produção agropecuária do i-ésimo estado brasileiro no tempo t;
$K_t^{i^*}$, $L_t^{i^*}$, $H_t^{i^*}$ e $T_t^{i^*}$ representam, respectivamente, a quantidade de E.E. do estoque de capital físico, o volume de trabalho empregado, o capital humano e a área de terra, respectivamente.
ψ representa o termo constante;
δ_K, δ_L, δ_T e δ_H são os coeficientes das variáveis K, L, T e H, respectivamente, e;
e é a base do logaritmo neperiano.

O E.E. é entendido como sendo uma medida padrão, comum a todos os estados, a qual permite comparar a eficiência técnica dos insumos e do produto nos diferentes estados brasileiros. Como as quantidades de E.E. do valor da produção e dos insumos em cada estado não são diretamente observáveis, assume-se[2] que tais quantidades estão associados às magnitudes mensuradas do valor da produção e dos estoques de insumos (K, L, H e T), para o i-ésimo estado no tempo t.

O presente artigo irá pressupor que a conversão do valor da produção e dos insumos em E.E. ocorre através da multiplicação de Y_t^i, K_t^i, L_t^i e T_t^i (onde i representa cada estado brasileiro) pelo fator aumentador denominado de ω. Para o capital humano (H_t^i), a conversão ocorre pela adição do fator aumentador.[3] Essas pressuposições implicam que os fatores aumentadores para Y_t^i, K_t^i, L_t^i e T_t^i assumam a forma exponencial com relação ao tempo e H_t^i a forma linear com relação ao tempo. Dessa forma,

[2] Essa mesma pressuposição foi assumida por Lau et alii (1993) para a economia brasileira

[3] Para maiores informações acerca dos motivos de se usar a forma exponencial e linear ver, neste sentido, Lau et alli (1993:48-49).

$$Y_t^{i^*} = \omega_Y^i e^{\left(b_Y^i\right)_t Y_t^i} \quad (2)$$

$$K_t^{i^*} = \omega_K^i e^{\left(b_K^i\right)_t K_t^i} \quad (3)$$

$$L_t^{i^*} = \omega_L^i e^{\left(b_L^i\right)_t L_t^i} \quad (4)$$

$$T_t^{i^*} = \omega_L^i e^{\left(b_T^i\right)_t T_t^i} \quad (5)$$

$$H_t^{i^*} = H_t^i + \omega_H^i + \left(b_H^i\right)_t \quad (6)$$

sendo que ω_Y^i, ω_K^i, ω_L^i e ω_H^i são constantes específicas para cada estado, onde os ω's representam a eficiência técnica do valor da produção e dos fatores de produção. Os termos $(b_Y^i)_t$ e $(b_J^i)_t$ – com $j = K, L, T$ e H – irão captar o progresso tecnológico, determinado exogenamente.

Ao logaritmizar a equação (1), substituir os valores das equações (2) a (6), proceder algumas simplificações e fazer a primeira diferença[4] obtém-se:

$$\begin{aligned}\left(\ln Y_t^i - \ln Y_{t-1}^i\right) &= A_t^* + \delta_K\left(\ln K_t^i - \ln K_{t-1}^i\right) + \delta_L\left(\ln L_t^i - \ln L_{t-1}^i\right) + \\ &+ \delta_T\left(\ln T_t^i - \ln T_{t-1}^i\right) + \delta_H\left(H_t^i - H_{t-1}^i\right) + \left(\ln \epsilon_t - \ln \epsilon_{t-1}\right)\end{aligned} \quad (7)$$

onde $A_t^* = (lnA_t^i - \ln A_{t-1}^i)$.

O termo A_t^* é responsável pela incorporação do progresso tecnológico em cada uma das variáveis definidas na equação.[5] Trata-se, portanto, de uma equação de regressão clássica com A_t^* especificando o progresso tecnológico determinado exogenamente no modelo.

2.1 O modelo econométrico para a estimação do efeito *Threshold* (ou efeito limiar)

Pode-se definir o efeito *threshold* (ou efeito limiar) como sendo o efeito que surge sobre o crescimento do produto *per capita* quando o número médio de anos

[4] Ao trabalhar com a equação em diferença alguns termos são cancelados. A demonstração das passagens matemáticas está em Freitas (2001).

[5] No processo de simplificação da equação (7) tem-se que $A_t^i = (-b_Y^i + \delta_K b_K^i + \delta_L b_L^i + \delta_T b_T^i + \delta_H b_H^i)_t$

de educação atinge uma certa magnitude. Se este efeito ocorre, é esperado que os parâmetros associados às classes iniciais de anos de estudo, por exemplo, $H1$ (que engloba os trabalhadores com até um ano de escolaridade) e $H2$ (que representa a classe de 1 a dois anos de escolaridade) não sejam significativos. O efeito limiar só deveria ocorrer em uma das classes intermediárias. Assim as classes $H3$ (que diz respeito à classe de 2 a 3 anos de escolaridade) e $H4$ (que representa a classe dos trabalhadores com 3 a 4 anos de escolaridade), por exemplo, teriam os seus coeficientes como sendo estatisticamente significativos. As demais classes, por exemplo, $H5$ (com 4 a 5 anos de escolaridade) e $H6$ (com 5 ou mais anos de escolaridade) não teriam também os seus parâmetros como sendo estatisticamente significativos. Isso se explica pelo seguinte fato: as classes iniciais de anos de estudo constituem a base educacional do setor agropecuário brasileiro em um determinado período. A idéia é que se os trabalhadores rurais de todos os estados brasileiros tivessem, por exemplo no período de 1970 a 1980, em média até dois anos de estudo, o efeito da educação sobre o valor da produção nos respectivos estados seria mais ou menos equivalente. Considere que, de repente, no próximo período (1980-1985), essa média de anos de estudo aumente consideravelmente, para a classe de 3 a 4 anos de estudo em média. Em alguns estados (que são importantes do ponto de vista da produção agropecuária) é esperado, então, que o efeito marginal desse incremento adicional de anos de educação cause impactos altamente positivos e estatisticamente significativos sobre o valor da produção. Entretanto, com o passar do tempo, quando todos os outros estados alcançarem também essa média de anos de educação, é esperado que diminua o impacto dessa classe específica de anos de educação sobre a formação do valor da produção.

Para estimar o efeito limiar, procede-se à remodelagem da equação (7) com a introdução de um conjunto de variáveis artificiais construídas a partir da desagregação[6] da variável capital humano H. Essas variáveis são:

$$H1_t^i = \begin{cases} H_t^i - 0,3, & \text{se } 0,3 \leq H_t^i < 1 \\ 1, & \text{se } H_t^i \geq 1 \end{cases} \qquad H2_t^i = \begin{cases} 0, & \text{se } H_t^i \leq 1 \\ H_t^i - 1, & \text{se } 1 < H_t^i < 2 \\ 1, & \text{se } H_t^i \geq 2 \end{cases}$$

$$H3_t^i = \begin{cases} 0, & \text{se } H_t^i \leq 2 \\ H_t^i - 2, & \text{se } 2 < H_t^i < 3 \\ 1, & \text{se } H_t^i \geq 3 \end{cases} \qquad H4_t^i = \begin{cases} 0, & \text{se } H_t^i \leq 3 \\ H_t^i - 3, & \text{se } 3 < H_t^i < 4 \\ 1, & \text{se } H_t^i \geq 4 \end{cases} \tag{8}$$

[6] Esse recurso foi utilizado, também, por Lau et alii (1993).

$$H5_t^i = \begin{cases} 0, & \text{se } H_t^i \leq 4 \\ H_t^i - 4, & \text{se } 4 < H_t^i < 5 \\ 1, & \text{se } H_t^i \geq 5 \end{cases} \quad H6_t^i = \begin{cases} 0, & \text{se } H_t^i \leq 5 \\ H_t^i - 5, & \text{se } H_t^i > 5 \end{cases}$$

Substituindo a penúltima parcela do segundo membro da equação (7) pela síntese das expressões (8), origina-se:

$$\begin{aligned} \left(\ln Y_t^i - \ln Y_{t-1}^i\right) &= A_t^* + \delta_K \left(\ln K_t^i - \ln K_{t-1}^i\right) + \delta_L \left(\ln L_t^i - \ln L_{t-1}^i\right) + \\ &+ \delta_T \left(\ln T_t^i - \ln T_{t-1}^i\right) + \sum_{j=1}^{6} \delta_{EJ} \left(Hj_t^i - Hj_{t-1}^i\right) + \\ &+ (\ln \epsilon_t - \ln \epsilon_{t-1}) \end{aligned} \tag{9}$$

onde j são as classes de anos de estudo ($j = 1, 2, 3, 4, 5, 6$).

A identificação do efeito limiar pode ser feita examinando os parâmetros δ_{Ej} da equação (9). Se realmente existir este efeito, espera-se a ocorrência de significância estatística de algum parâmetro intermediário (δ_{Ej}), sendo os demais não significativos.

3. O Modelo Neoclássico Alternativo

Denomina-se de Modelo Neoclássico Alternativo o modelo de Benhabib e Spiegel (1994), o qual considera o efeito do progresso técnico sobre o produto como sendo advindo de três fatores, que são: o efeito exógeno do capital humano, o efeito endógeno do capital humano e o efeito de difusão tecnológica. De modo a expor este modelo, a presente seção se decompõe em dois itens. Inicialmente (item 3.1), os fundamentos teóricos dos determinantes do nível de conhecimento e sua relação com o capital humano são analisados. Em seguida (item 3.2), desenvolve-se a especificação econométrica do modelo de Benhabib e Spiegel (1994), adaptando-o ao presente estudo.

3.1 Os fundamentos teóricos do modelo neoclássico alternativo

Na concepção de Nelson e Phelps (1966), a educação aumenta a habilidade do indivíduo em receber e entender as informações. A hipótese dos autores é que a educação promove o processo de difusão tecnológica entre os países e entre os setores dentro de um mesmo país. Segundo esses autores, o avanço tecnológico de um determinado país i depende do hiato entre o nível de conhecimento desse país e o nível máximo de conhecimento, que se poderia denominar de fronteira do conhecimento, a qual é dominada pelos países desenvolvidos. O modelo permite captar o processo de difusão de tecnologia entre os países, podendo ser representado como segue:[7]

$$\frac{\Delta A_t^i}{A_t^i} = m\left(H_i\right)\left(\frac{A_t^{\max} - A_t^i}{A_t^i}\right) \tag{10}$$

onde:
o termo do lado esquerdo da equação representa a taxa de crescimento da tecnologia;
$A_t^{\max}$ é definido como o nível máximo de tecnologia no tempo t, disponível em um determinado país desenvolvido;
A_t^i é o nível de tecnologia existente no país i observado no tempo t;
H_i é o nível de capital humano, e;
m é o parâmetro da função.

O nível máximo de conhecimento é assumido (pelos autores) crescer a uma taxa exponencial constante λ. A função exponencial é dada pela fórmula:

$$A_t^{\max} = A_o e^{\lambda t}, \text{ com } \lambda > 0 \tag{11}$$

Benhabib e Spiegel (1994) fizeram uma mudança importante no modelo de Nelson e Phelps (1966) para permitir comparações entre países. Eles redefiniram a equação (10) para permitir que o fechamento do hiato tecnológico entre os países tivesse como referência a tecnologia do país líder. Neste modelo foi assumido que o capital humano é exógeno, contudo, o maior nível de H causa maior nível de crescimento em A.

Ao adaptar o modelo básico de Benhabib e Spiegel (1994) para permitir comparar os setores agropecuários nos estados brasileiros, tem-se que a taxa de crescimento da tecnologia do i-ésimo estado é dada por:

$$\frac{\Delta A_t^i}{A_t^i} = \delta_{Hi}\left(H_i\right) + \delta_{HC}\left(H_i\right)\left(\frac{A_t^{\max} - A_t^i}{A_t^i}\right) \tag{12}$$

onde:
o termo do lado esquerdo representa a taxa de crescimento da tecnologia no i-ésimo

[7] As nomenclaturas do modelo original de Nelson e Phelps (1966) foram alteradas para preservar a uniformidade das fórmulas do presente artigo.

estado brasileiro;
(H_i) relaciona-se ao estoque médio de capital humano nos respectivos estados;
δ_{Hi} e δ_{HC} são os parâmetros do capital humano e do termo que capta a difusão de tecnologia através do fechamento do hiato tecnológico entre os estados, respectivamente;
o termo $\delta_{Hi}(H_i)$ diz respeito à capacidade de um estado em promover endogenamente sua própria inovação tecnológica;
$A_t^{\max}$ e A_t^i representam o nível tecnológico no estado mais desenvolvido do Brasil (São Paulo) e nos demais estados, respectivamente.

O segundo termo do lado direito da equação (12) representa a capacidade que um determinado país ou estado possui de adaptar e implementar eficientemente tecnologias desenvolvidas em outro lugar.

Considere que a evolução da tecnologia do estado líder ao longo do tempo possa ser descrita como:

$$A_t^{\max} = A_0^{\max} e^{\delta_{HL}\left(H_t^L\right)} \tag{13}$$

enquanto a evolução do nível tecnológico do estado i, com elevado H, é definida por:

$$A_t^i = A_0^i e^{\delta_{Hi}\left(H_t^i\right)} \tag{14}$$

Pressupondo que o estado líder possua o maior nível tecnológico entre todos os estados brasileiros, então ele atinge um grau de desenvolvimento tecnológico como $A_T^{\max}$, no tempo T.

Pode-se supor que a taxa de crescimento do nível tecnológico do i-ésimo estado tende a ser maior do que a do estado líder devido ao fator que capta o fechamento do hiato tecnológico. Ao substituir a equação (13) na equação (12) e simplificá-la, obtém-se a seguinte equação:

$$\Delta A_t^i - \left[\delta_{Hi}\left(H_i\right) - \delta_{HC}\left(H_i\right)\right] A_t^i = \delta_{HC}\left(H_i\right) A_0^{\max} e^{\delta_{HL}\left(H_t^L\right)} \tag{15}$$

A equação (15) representa uma estrutura de equação diferencial, e a sua resolução geral é dada por:[8]

$$A_t^i = \Omega A_0^{\max} e^{\delta_{HL}\left(H_t^L\right)} + c e^{\left[\delta_{Hi}(H_i) - \delta_{HC}(H_i)\right] t} \tag{16}$$

[8]A passagem da equação (15) para a equação (16) está demonstrada no apêndice deste artigo.

O valor de c pode ser calculado fazendo $t = 0$, isto é:

$$c = A_0^i - A_0^{\max}\Omega \tag{17}$$

Substituindo o valor de c na equação (16), tem-se, finalmente, a solução esperada:

$$A_t^i = \Omega A_0^{\max} e^{\delta_{HL}\left(H_t^L\right)} + \left[A_0^i - A_0^{\max}\Omega\right] e^{[\delta_{Hi}(H_i) - \delta_{HC}(H_i)]t} \tag{18}$$

Na equação (18), o efeito de $\delta_{Hi}H_i$ sobre o incremento da tecnologia persiste a longo prazo. Se $\delta_{Hi} > \delta_{HC}$ o catch-up será mais lento do que aquele resultante do modelo de Nelson & Phelps. Entretanto, no longo prazo, o estado que detém a fronteira tecnológica, com o crescimento δ_{HL}, irá determinar e, até mesmo, dominar o crescimento dos δ_{Hi} nos demais estados. Tomando como referência os argumentos de Benhabib e Spiegel (1994), pode-se provar essa assertiva dividindo a equação (18) por $A_t^{\max}$ e calcular o seu limite com o t tendendo a infinito. Fazendo esta resolução algébrica simples chega-se ao seguinte resultado:

$$\lim_{t\to\infty} \frac{A_t^i}{A_t^{\max}} = \Omega, \text{ desde que } \left(\delta_{Hi}\left(H_i\right) - \delta_{HC}\left(H_i\right) - \delta_{HL}\left(H_t^L\right)\right) < 0 \tag{19}$$

No longo prazo, conforme a equação (19), a taxa de crescimento da tecnologia do i-ésimo estado, em relação ao estado líder, cresce à mesma taxa δ_{HL}. O Estado de São Paulo ocupa uma posição de destaque no cenário econômico brasileiro, e deveria ser a esteira do desenvolvimento e puxar os demais estados através do efeito do fechamento do hiato tecnológico. Isto, consequentemente, resultaria em taxas de crescimento, em longo prazo, equilibradas entre todos os estados brasileiros.

Entretanto, ancorando-se nos argumentos de Benhabib e Spiegel (1994), pode se dizer que o período de transição para se obter o equilíbrio nas taxas de crescimento pode ser bastante longo, em razão de que estados com o nível tecnológico A_i muito distante do líder deveriam obter taxa de crescimento do nível tecnológico muito alta, acima das alcançadas pelo estado líder. Contudo, aqueles estados que estão próximos da fronteira tecnológica poderão ter taxa de crescimento do nível tecnológico menor do que a do estado líder porque o efeito do fechamento do hiato tecnológico é insignificante. Assume-se que quanto maior o nível de tecnologia, maior o estoque de capital humano. Além disso, o progresso tecnológico no i-ésimo estado pode, também, estar associado ao efeito do fechamento do hiato tecnológico. Por essa razão, nas regressões que se seguem irão aparecer, além da variável associada à capacidade dos estados em inovar endogenamente, a variável introduzida no modelo para captar a difusão de tecnologia entre os estados.

3.2 A especificação econométrica do modelo de crescimento neoclássico alternativo

Remodelando a proposta de Benhabib e Spiegel (1994), para atender ao propósito deste estudo, definiu-se a seguinte função em termos de taxa de crescimento:

$$\begin{aligned}\left(\ln Y_t^i - \ln Y_{t-1}^i\right) = \left(\ln A_t^i\left(H_t^i\right) - \ln A_{t-1}^i\left(H_t^i\right)\right) + \delta_K\left(\ln K_t^i - \ln K_{t-1}^i\right) + \\ +\delta_L\left(\ln L_t^i - \ln L_{t-1}^i\right) + \delta_T\left(\ln T_t^i - \ln T_{t-1}^i\right) + \left(\ln \epsilon_t - \ln \epsilon_{t-1}\right)\end{aligned} \tag{20}$$

onde:
Y_t^i é o valor da produção agropecuária do i-ésimo estado no tempo t;
K_t^i, L_t^i e T_t^i representam , respectivamente, o estoque de capital, a força de trabalho em equivalente-homem e a área de terras;
$A_t^i H_t^i$ é o progresso tecnológico associado ao capital humano;
os δ_K, δ_L e δ_T são os parâmetros das variáveis K, L e T, respectivamente, e;
u_t^i representa o vetor de resíduo.

A equação (20) revela que a taxa de crescimento da produção no estado i depende do hiato entre o nível de educação do setor rural daquele estado e o maior nível de educação no setor rural de São Paulo (estado líder). A porção do valor da produção agropecuária influenciada pelo estoque de capital humano está representada pela primeira parcela do lado direito da equação (20). Ela pode ser genericamente escrita como:

$$\left(\ln A_t^i\left(H_t^i\right) - \ln A_{t-1}^i\left(H_t^i\right)\right) = C_H + \delta_H H_t^i + \delta_{HC} H_t^i\left(\frac{Y_t^{\max}}{Y_t^i}\right) \tag{21}$$

Com o desenvolvimento matemático do primeiro membro da equação (20) o termo $A_t^i H_t^i$ passa a representar, por sua vez, três efeitos sobre a produção: efeito exógeno do capital humano (C_H); o efeito endógeno do capital humano $\left(\delta_H H_t^i\right)$; e o efeito do fechamento do hiato tecnológico que capta a difusão de tecnologia entre os estados, dado pelo último termo da equação (21).

O modelo neoclássico alternativo a ser estimado no presente trabalho é obtido através da substituição da equação (21) na equação (20). Isto gera:

$$\begin{aligned}\left(\ln Y_t^i - \ln Y_{t-1}^i\right) &= C_H + \delta_H H_t^i + \delta_{HC} H_t^i\left(\frac{Y_t^{\max}}{Y_t^i}\right) + \\ \delta_K\left(\ln K_t^i - \ln K_{t-1}^i\right) &+ \delta_L\left(\ln L_t^i - \ln L_{t-1}^i\right) + \delta_T\left(\ln T_t^i - \ln T_{t-1}^i\right) + \ln \epsilon_t\end{aligned} \tag{22}$$

Observe que a equação (22) inclui o fator terra (T) como variável independente, o que não foi feito por Benhabib e Spiegel (1994). Além disso, Y será medido como sendo o valor bruto da produção e não como sendo o produto per capita.

4. A Base de Dados e as suas Fontes[9]

As equações a serem estimadas são (7), (9) e (22). Para tanto, os dados são agregados em nível de cada estado e território da Federação, de acordo com a divisão geográfica existente em 1970. Com isto, cada ano censitário passou a apresentar 25 observações em cada uma das 5 séries de tempo (1970, 1975, 1980, 1985 e 1995/96).

Os dados sobre o valor da produção total (Y) de cada estado correspondem ao valor da produção animal e vegetal. Essas informações foram coletadas junto aos Censos Agropecuários, para os anos censitários mencionados anteriormente. Como essas informações estavam em valores nominais, para convertê-las em valores reais, para a data base de agosto de 1994, recorreu-se ao índice de preço recebido pelos agricultores em cada estado. Para os estados da Região Norte, a Revista Conjuntura Econômica não publicava esse índice até o início da década de 90. Buscando contornar esse problema, utilizou-se o índice médio da Região Nordeste para todos os estados da Região Norte nos anos censitários de 1970, 1975 e 1980.

Para mensurar o capital (K), utilizou-se como proxy a potência dos tratores de roda, medida em número de cavalos (c.v.). O número de cavalos foi dimensionado a partir de quatro classes de potência: tratores com até 10 c.v.; de 10 a 50 c.v.; 50 a 100 c.v.; com 100 c.v. ou mais. Estes dados foram coletados no Censo Agropecuário.

Os dados relacionados ao trabalho (L) também foram coletados nos Censos Agropecuários. Entretanto, eles exigiram algumas transformações. A força de trabalho empregada na agricultura foi convertida em equivalente-homem ano (EH), que diz respeito a um homem adulto trabalhando durante 300 dias por ano.[10]

Para a educação média (H), a proxy usada foi o número médio de anos de estudo de pessoas com 10 anos ou mais ocupadas no meio rural. Para calcular a média de anos de estudo formal, multiplicou-se o número de pessoas em cada intervalo pelo número respectivo de anos de estudo e dividiu-se este resultado pelo número total de pessoas. Os dados para a proxy H foram coletados junto aos Censos Demográficos de 1970, 1980 e 1991. O complemento da série, ou seja, os

[9] As séries de dados utilizados para estimar as equações (7), (9) e (22) se encontram em Freitas (2001).

[10] Esse critério está especificado em Hoffmann et alii (1985).

dados para os anos de 1975, 1985 e 1995/96, foram calculados recorrendo-se à taxa de crescimento exponencial. Admitiu-se que a taxa de crescimento dos anos médio de educação de 1990 a 1995 foi a mesma da ocorrida na década anterior.

Na construção da variável terra (T) utilizou-se o seguinte critério: somaram-se as áreas de lavouras permanentes e temporárias mais as áreas de pastagens naturais e plantadas e mais as áreas de matas e florestas naturais e, ainda, as plantadas. Esses dados foram coletados nos Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995/96.

As séries de dados utilizados para estimar as equações (7), (9) e (22) se encontram em Freitas (2001). Os dados estão dispostos em série de tempo e *cross-section* (TSCS).

5. Resultados das estimativas das equações (7), (9) e (22)

A base de dados do presente estudo caracteriza-se por combinar, ao mesmo tempo, os dados dispostos em série temporal (dados referentes aos anos censitários de 1970, 1975, 1980, 1985 e 1995/96) e *cross-section* (dados referentes aos estados brasileiros). A combinação de dados cross-section e com séries temporais (TSCS) é conhecida, na econometria, como sendo dados em painel. No painel típico há, relativamente, um maior número de dados cross-sectional e poucos períodos. Este é o caso do presente estudo. Vários modelos, bastante conhecidos na literatura, são utilizados na estimação de modelos do tipo TSCS. Como, por exemplo, o modelo de efeito fixo, modelo de efeito aleatório, e o caso simples do modelo de pooling (nesse caso, despreza-se a estrutura dos dados em painel).

As equações (7), (9) e (22) foram estimadas através de três métodos: pelo modelo de pooling usando o método ECVH de White, pelo método Park, e pelo método Fuller-Battese.[11] Os melhores resultados foram, no entanto, obtidos com o método de ECVH e são apresentados a seguir.

[11] As tabelas com as estimativas pelos métodos de Park e de Fuller não são apresentadas nesse artigo. Constatou-se que a aplicação do método de Park implicou melhores valores de R^2 do que quando se utiliza o método ECVH. No entanto, observou-se que, segundo o método de Park, o parâmetro progresso tecnológico (A_t^*) foi não estatisticamente significativo nas equações (7), (9) e (22), tendo apresentado sinal negativo na equação (9). Essa não significância estatística para o parâmetro de progresso tecnológico é totalmente incoerente com ampla literatura que ressalta o grande progresso tecnológico que ocorreu na agropecuária brasileira no período de 1970 a 1996 (ver, por exemplo, Dias (1998); Hoffmann et alii (1985)). As estimativas das equações (7), (9) e (22) pelo método de Fuller apresentaram melhores resultados para os níveis de significância estatística da variável terra e menores resultados para os níveis de significância estatística da variável capital do que as estimativas pelo modelo ECVH. No entanto, os níveis de R^2 das estimativas pelo método Fuller foram menores do que pelo método ECVH.

O uso do ECVH de White implica na consideração de que os dados apenas apresentam heteroscedasticidade e não autocorrelação de resíduos. Essa hipótese é adequada para o presente trabalho, pois: as séries de tempos consideradas são muito distantes entre si, com diferenças de cinco ou dez anos. Isso não leva a supor, a princípio, que há autocorrelação temporal entre os dados; as análises de dados em painéis, considerando a correção dos resíduos (caso dos métodos de Parks e Fuller), não geraram melhores resultados do que a técnica apenas corrigindo heteroscedasticidade; o uso do método de Newey-West (Grene (1997:506)) – o qual corrige heteroscedasticidade e autocorrelação dos resíduos – não é possível no presente caso pois há poucas informações temporais e, no máximo, apenas uma defasagem poderia ser testada; outra razão para a preferência do uso do método ECVH é que o mesmo foi utilizado por Lau et alii (1993), o que permite a comparação dos resultados obtidos no presente trabalho com os obtidos por esses autores.

Lau et alii (1993), ao estudarem o papel do capital humano no crescimento econômico brasileiro (para os anos de 1970, 1975 e 1980), também desprezaram a estrutura dos dados em painel. As razões do porquê esses autores não utilizaram os modelos mais sofisticados, como o Modelo de Park, para tentar eliminar o problema da autocorrelação não foram relatadas em seu estudo. Os mencionados autores utilizaram o método (OLS) com estimador consistente da variância levando em consideração a heteroscedasticidade de White, que aqui recebe a denominação de ECVH de White.[12] A vantagem em usar o mesmo método de Lau et alii (1993), referência básica deste estudo, é que ele possibilita comparar os resultados alcançados em ambos os estudos, de forma mais consistente. Este método é recomendável se o modelo de regressão apresentar heteroscedasticidade.[13]

Esta seção está dividida em dois itens. Inicialmente (item 5.1), faz-se o teste de heteroscedasticidade, visando determinar que tipo de modelo de regressão deve ser utilizado para estimar as equações (7), (9) e (22). Os resultados das regressões estimadas são apresentados no item 5.2.

5.1 O teste de heteroscedasticidade

Antes de apresentar os resultados das regressões, faz-se necessário testar se a variância do erro é constante. A violação desse pressuposto origina modelos

[12]O desenvolvimento do método de ECVH de White está discutido e formalmente apresentado em Greene (1997:503-506).

[13]Conforme será apresentado no próximo capítulo, a presença de heteroscedasticidade nos modelos propostos neste estudo exigiu-se que fosse usado o método ECVH de White.

heteroscedásticos. O problema da heteroscedasticidade é mais comum em modelos cross-sections. Como os modelos de regressões propostos no presente estudo são também cross-sections, tornou-se imprescindível verificar a existência ou não de heteroscedasticidade.

Existem vários testes para detectar heteroscedasticidade, mas optou-se pelo Teste de White devido a sua simplicidade.[14] A Tabela 1 apresenta os resultados do Teste de White para as três equações estimadas no presente trabalho.

Tabela 1
Teste de heteroscedasticidade usando o teste de White

Equação	Valor do chi-quadrado	Valor crítico do chi-quadrado tabelado a 5%	Número de graus de liberdade
Equação (7)	52,084	23,685	14
Equação (9)	85,570	67,505*	44
Equação (22)	41,926	31,410	20

Fonte: valores obtidos nas estimativas das equações.
* Corresponde ao valor tabelado de 50 graus de liberdade (gl.) com 5% de significância, já que a tabela do χ^2 não apresenta o valor correspondente a 44 gl. O χ^2 para 40 gl é 55,76.

Pode-se constatar que a 5% de significância estatística as estimativas das três equações com pooling apresentaram problema de heteroscedasticidade. Por essa razão, ao invés de utilizar-se o método dos mínimos quadrados ordinários (OLS) padrão, utilizou o método (ECVH) com estimador consistente da variância levando em consideração a heteroscedasticidade de White para a estimação dessas três equações especificadas no presente estudo.

5.2 Análise dos resultados das regressões

Os resultados das estimativas do modelo neoclássico tradicional

Na Tabela 2 estão os resultados da estimação da equação (7). Conforme se pode verificar, esta regressão apresenta R^2 igual a 0,668, o que pode se considerado como satisfatório. O parâmetro A_t^*, na equação (7), relacionado ao progresso técnico, foi significativo a 5% e apresentou efeito positivo sobre a taxa de crescimento do valor bruto da produção. A magnitude encontrada deste parâmetro, igual a 0,180, é bem inferior à elasticidade de 0,44 encontrada por Lau et alii (1993) para o crescimento da economia brasileira como um todo. Isto pode estar sinalizando que o papel do progresso técnico na economia brasileira como um todo foi mais expressivo do que o verificado na agropecuária brasileira.

[14] Este teste é apresentado em Judge et alii (1988).

Tabela 2
Resultados da estimativa da equação de regressão (7)

Variável	Coeficiente	Estatística t
Progresso tecnológico A_t^*	$0{,}180^b$	2,237
Capital (δ_K)	$0{,}059^f$	1,186
Trabalho (δ_L)	$0{,}337^c$	1,891
Terra (δ_T)	$0{,}198^{NS}$	0,845
Capital humano (δ_H)	$0{,}413^a$	6,787
R^2	0,668	

Fonte: Os sobreíndices a, b, c e f indicam que os parâmetros são significativos a até 1%, 5%, 10% e 25% de probabilidade, respectivamente. NS indica o parâmetro ser não-significativo estatisticamente.

Pode-se perceber que o efeito apresentado pelo capital humano sobre a taxa de crescimento do valor da produção é estatisticamente diferente de zero a 1% e com o sinal positivo, como esperado. A magnitude do parâmetro δ_H na regressão estimada (0,41) superou bastante à elasticidade de 0,21 encontrada por Lau et alii (1993) para toda a economia brasileira. Esse resultado é interessante porque sugere que o papel da educação é mais expressivo na agropecuária do que na economia brasileira como um todo.

A estimativa do parâmetro δ_K, associado ao fator K, é baixa, conforme se pode verificar na Tabela 2. O ajustamento da equação (7) resultou em elasticidade de 0,059, com sinal positivo, como era esperado, mas com baixo nível de significância estatística. Esse resultado é coerente com o obtido por Lau et alii (1993), cuja elasticidade de produção em relação ao capital foi de 0,098.

O parâmetro δ_L (igual a 0,337), associado à variável L, apresenta-se estatisticamente diferente de zero a 10%. O sinal positivo está coerente com o que se esperava, pois quanto maior fosse a quantidade de força de trabalho empregada no processo produtivo, maior seria a taxa de crescimento do valor da produção. Essa estimativa do parâmetro associado a L é um pouco inferior à elasticidade de 0,42 obtida por Lau et alii (1993) para essa variável na economia brasileira como um todo.

O parâmetro relativo à variável terra, δ_T, não é estatisticamente significativo a até 25%, conforme Tabela 2. Esse dado sinaliza que a variação na taxa de crescimento do valor da produção, ao longo do período analisado, não está estatisticamente relacionada à expansão extensiva da área produtiva do setor agropecuário. Esse resultado deve estar sendo influenciado pelo fato de que, na maioria dos estados do Brasil, o incremento na produção, no período de 1985 a 1995, está muito mais relacionado ao aumento na produtividade da terra do que ao aumento da área explorada, haja visto que tem ocorrido redução das áreas exploradas.

O efeito limiar da educação média na agropecuária brasileira

Observando a Tabela 3, pode-se constatar que ao desagregar o capital humano em seis estratos de escolaridade, três parâmetros (δ_{H1}, δ_{H2} e δ_{H3}) apresentam-se altamente significativos em até 1%. Enquanto δ_{H5} é estatisticamente diferente de zero somente a 25%. Os outros dois parâmetros, δ_{H4} e δ_{H6}, apesar de apresentarem os sinais positivos, como esperados, não se apresentaram estatisticamente significativos.

Observa-se que esses resultados não são compatíveis com a definição do efeito limiar (efeito threshold) dada por Lau et alii (1993). Os resultados do presente estudo sinalizam que, ao invés de ter-se apenas um nível crítico, têm-se três, demonstrando que o papel do capital humano se distribui por diversas classes de escolaridade. O efeito da educação apresentou-se estatisticamente significativo logo nos três intervalos iniciais de anos de educação, ao passo que se existisse o efeito limiar ele deveria ocorrer em apenas uma certa classe intermediária. Assim, não existem indícios de que a educação média na agropecuária brasileira tenha atravessado um nível crítico de limiar.

Tabela 3
Resultado do ajustamento da equação (9)

Variável	Coeficiente	Estatística t
Progresso tecnológico A_t^*	$0{,}131^c$	1,804
Capital (δ_K)	$0{,}060^e$	1,269
Trabalho (δ_L)	$0{,}267^e$	1,401
Terra (δ_T)	$0{,}297^f$	1,227
Até 1 ano de escolaridade (δ_{H1})	$0{,}632^a$	5,600
De 1 a 2 anos de escolaridade (δ_{H2})	$0{,}286^a$	3,106
De 2 a 3 anos de escolaridade (δ_{H3})	$0{,}632^a$	5,417
De 3 a 4 anos de escolaridade (δ_{H4})	$0{,}115^{NS}$	0,814
De 4 a 5 anos de escolaridade (δ_{H5})	$0{,}684^f$	1,212
De 5 a 6 anos de escolaridade (δ_{H6})	$0{,}174^{NS}$	0,131
R^2	0,685	

Fonte: Os sobreíndices a, b, c, e, e f indicam que os parâmetros são significativos a até 1%, 5%, 10%, 20% e 25% de probabilidade, respectivamente.

Lau et alii (1993) avaliaram que a magnitude do parâmetro associado ao capital humano para a economia brasileira (de 0,208) era relativamente alta. Os autores esperavam uma magnitude próxima a 0,05. Baseado nesta consideração, tem-se que a magnitude de δ_H de aproximadamente 0,41 (ver Tabela 2), estimada para a agropecuária, pode ser considerada muito elevada, frente ao que foi estimado e esperado para a economia brasileira. Isso permite inferir que o estoque de capital humano na agropecuária brasileira é tão baixo que um ano médio de escolaridade a mais, não importando o intervalo de anos de estudo, tem impactos muito significativos em termos estatísticos sobre o valor da produção.

No longo prazo, é esperado que o efeito marginal da educação média no setor agropecuário amorteça e se aproxime mais do nível estimado para a economia brasileira. Isso irá ocorrer quando os produtores e trabalhadores rurais atingirem um determinado nível mínimo de educação capaz de permitir não apenas o desempenho do seu trabalho em um sistema agropecuário com tecnologia moderna, mas também com conhecimento razoável dos funcionamentos do mercado, e das flutuações de preços dos produtos e insumos.

Ao desagregar a educação média em intervalos pré-determinados e re-estimar a regressão – conforme Tabela 3 –, foi possível constatar que o parâmetro δ_T, que na equação estimada sem o efeito threshold não fora estatisticamente diferente de zero (Tabela 2), tornou-se estatisticamente significativo a 25% e com a elasticidade de 0,297 (Tabela 3). Contudo, houve diminuição no nível de significância estatística do parâmetro δ_L , que na equação (7) era diferente de zero a 10% e apresentou-se na regressão (9) como sendo estatisticamente significativo a 20%. Em relação ao parâmetro δ_K, pode-se constatar que a magnitude desse parâmetro não difere estatisticamente em ambas as regressões estimadas (7) e (9). Para o parâmetro A_t^*, que capta o progresso técnico exógeno, não houve mudanças significativas em termos estatísticos. De modo geral, pode-se dizer que o ajustamento dos dados através da equação (9) melhorou, de forma muito tênue, as estimativas dos parâmetros.

Os resultados do modelo de crescimento neoclássico alternativo

Na estimativa da equação (22), constata-se que o efeito exógeno do capital humano, captado pelo termo C_H , não foi estatisticamente significativo (conforme Tabela 4), ao contrário do que se esperava. A não significância do parâmetro C_H, stricto sensu, diz que os avanços tecnológicos, desenvolvidos pelo capital humano nos demais setores da economia, não se apresentaram significativo, em termos estatísticos, para a agropecuária brasileira. Esse resultado é surpreendente, pois a agropecuária brasileira pertence a um complexo agro-industrial no qual acredita-se que a maior parte da sua dinâmica econômica estaria sendo determinada pelos setores industrial e financeiro.

Tabela 4
Coeficientes da equação (22)

Variável	Coeficientes	Estatística t
Capital humano exógeno (C_H)	-0,015^{NS}	-0,147
Capital humano endógeno (δ_H)	0,196^{a}	3,680
Catch-up (δ_{HC})	0,0004^{NS}	1,132
Capital (δ_K)	0,223^{a}	3,874
Trabalho (δ_L)	0,173^{NS}	0,904
Terra (δ_T)	0,259^{NS}	1,009
R^2	0,510	

Fonte: O sobreíndice a indica significativo a até 1%, de probabilidade, e NS não significativo.

O termo que capta o fechamento do hiato tecnológico, estimado na regressão (22), apresentou efeito positivo sobre o crescimento do valor bruto da produção. Contudo, o parâmetro δ_{HC} – por apresentar reduzida magnitude e não significância estatística – aponta de forma muito tênue para a hipótese da difusão tecnológica em termos agregados na agropecuária brasileira, ou seja, há pouco indício de que tenha ocorrido difusão de tecnologia entre os estados. Por trás desse resultado pode estar embutida a seguinte idéia: não ocorrendo diminuição do hiato de produção entre o i-ésimo estado e o estado mais desenvolvido, não estaria havendo transferência de tecnologia de São Paulo para o resto dos estados.[15] Isto nos remete a concluir que o incremento de tecnologia em São Paulo, ou nos estados que estão próximos da fronteira tecnológica, não está sendo difundida para os demais estados. A explicação que poderia ser dada para isso é a seguinte: os trabalhadores e empresários agrícolas do i-ésimo estado que estão mais distantes da fronteira tecnológica – por possuírem um nível muito baixo de capital humano – tendem a resistir à incorporação de novas técnicas de produção ou de novos equipamentos. Quanto menor o nível de educação do produtor rural, mais resistente ele estaria na adoção e implementação de pacotes tecnológicos. Talvez, esse fato e a própria cultura do produtor rural brasileiro ajude a explicar a não significância do parâmetro δ_{HC}. Esse resultado contrapõe-se ao obtido por Gonçalves et alii (1998), para a economia brasileira como um todo, em que os autores puderam confirmar a hipótese de difusão tecnológica.

A magnitude do parâmetro δ_H do capital humano foi de 0,196, sendo altamente significativo a 1% e com o sinal positivo, como era esperado. Isso apenas confirma os resultados obtidos no modelo neoclássico tradicional. O grau de instrução do

[15]Cabe ressaltar que este resultado não exclui a possibilidade de transferência de tecnologia de São Paulo para os demais estados em alguns produtos específicos como, por exemplo, o algodão, a soja, o café. A estimativa de δ_{HC} na Tabela 4 apenas sinaliza que, em termos agregados, o modelo não conseguiu captar a difusão de tecnologia entre os estados.

produtor rural é, realmente, o fator diferenciador do processo de crescimento do setor agropecuário nos estados. Dessa maneira, a estimação da regressão dada pela equação (22), apesar de não ter captado de forma significativa, em termos estatísticos, o efeito fechamento do hiato tecnológico revelou que o capital humano – endogenamente materializado na capacidade dos produtores rurais em administrar eficientemente o seu sistema de produção e promoverem inovações – desempenhou um papel ativo na determinação da taxa de crescimento do valor da produção agropecuária.

Os parâmetros referentes às variáveis L e T (trabalho e terra, respectivamente) apresentam sinais positivos como esperado, mas não são estatisticamente significativos. Em relação ao parâmetro δ_L, o resultado apresentado na Tabela 4 contrapõe às estimativas obtidas pelas regressões anteriores.

Para o parâmetro δ_K, relativo ao capital, o sinal positivo está coerente com o processo de modernização da agropecuária no período analisado. Trata-se de um período em que a agropecuária brasileira passou a utilizar intensivamente os insumos modernos e o estoque de máquinas aumentou substancialmente. A magnitude desse parâmetro é igual a 0,223, isto é, bem superior aos 0,06 do modelo neoclássico tradicional e mais alta do que a elasticidade de 0,167 obtida por Gonçalves et alii (1998) para a economia brasileira. Não se encontrou uma explicação plausível do porque as estimativas do coeficiente referente ao capital foram tão distintos em ambos os modelos.

6. Conclusões

Os resultados do ajustamento do modelo de regressão neoclássico tradicional revelaram que o capital humano teve efeito altamente significativo, em termos estatísticos, e positivo sobre a taxa de crescimento do valor da produção agropecuária. Além disso, o incremento no valor da produção está positivamente relacionado com o progresso técnico e com o incremento no uso de trabalho e do capital físico.

Ao ajustar o modelo neoclássico tradicional para captar o efeito threshold (efeito limiar), as regressões não apontaram indícios de que a educação média na agropecuária brasileira tenha experimentado tal efeito. Os parâmetros associados aos três primeiros intervalos de anos de estudos apresentaram-se altamente significativos. Como o estoque de educação no setor rural era muito baixo, o incremento de um ano de escolaridade média resultou em impactos significativos sobre o valor da produção. A tendência de longo prazo é que o efeito da educação amorteça e se aproxime daquele verificado para o conjunto da economia brasileira. Isso irá ocorrer quando o setor agropecuário atingir um determinado nível mínimo de escolaridade compatível com o desempenho das funções dos trabalhadores rurais em um setor agropecuário moderno. Nessa situação, o produtor rural terá noções mínimas acerca do comportamento do mercado e das flutuações de preços dos insumos e dos produtos.

O ajustamento da regressão neoclássica alternativa permite avaliar a importância do capital humano no processo de crescimento da produção agropecuária através de três variáveis. Em primeiro lugar, através do efeito exógeno do capital humano. O parâmetro associado a esta variável não foi estatisticamente significativo. Em segundo lugar, o efeito endógeno do capital humano atrelado à capacidade de um estado inovar domesticamente, captada na regressão através do parâmetro δ_H. Este parâmetro é altamente significativo e tem sinal positivo, como esperado. Em terceiro lugar, por meio da variável associada à difusão de tecnologia, a qual apresentou efeito positivo sobre a taxa de crescimento do valor da produção. Entretanto, a estimativa do parâmetro relacionado a esta variável ficou comprometida, na regressão, devido a sua pouca significância estatística e à magnitude do seu parâmetro. Os resultados apontaram também que o capital físico teve efeito significativo e positivo sobre a taxa de crescimento do valor da produção, ao passo que os parâmetros relacionados às variáveis terra e trabalho não se apresentaram estatisticamente significativos. Isto pode estar sinalizando que a expansão extensiva da agropecuária não foi significativa ao longo do período analisado.

Os resultados das regressões, tanto no modelo neoclássico padrão como no alternativo, confirmam o papel positivo do capital humano sobre o crescimento do valor bruto da produção. Entretanto, o modelo neoclássico alternativo não conseguiu captar a difusão de tecnologia entre os estados brasileiros, o que poderia levar, no longo prazo, a um processo de estreitamento entre as taxas de crescimentos do valor bruto da produção agropecuária entre os estados.

Em termos econométricos, o ajustamento do modelo neoclássico padrão parece melhor do que o ajustamento obtido para o modelo neoclássico alternativo. A única exceção está relacionada à variável K, com maior elasticidade e nível de significância estatística no modelo alternativo.

A maior importância do capital humano em relação ao capital físico em explicar o crescimento do produto agropecuário no período de 1970 a 1996 permite, ex post, uma reflexão crítica sobre a política agrícola executada desde 1970. Esta política tem dado ênfase à modernização agropecuária através do uso de insumos modernos, muitas vezes materializados em maquinaria. Pouca atenção foi dada à melhoria do nível educacional do trabalhador rural. No entanto, com investimentos maiores em capital humano, espera-se um grande impacto sobre o produto agropecuário.

Referências

Benhabib, J. & Spiegel, M. (1994). The role of human capital in economic development, evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economics*, 34:143–173.

Bronson, R. (1977). *Moderna Introdução às Equações Diferenciais*. McGraw-Hill do Brasil, São Paulo. 387p.

Bueno, N. P. (1998). A nova teoria neoclássica do crescimento e o problema do subdesenvolvimento econômico brasileiro. *Revista Brasileira de Economia*, 18(2):05–19.

Dias, R. S. (1998). Mudança tecnológica e viés de produção na agropecuária brasileira – 1970 a 1985. Piracicaba. Tese (Doutorado), Universidade de São Paulo.

Ellery Junior, R. G. (1999). Aprendizado prático e nível de escolaridade. Brasília:IPEA. Texto para discussão, n. 661.

Engler, J. J. C. (1979). O capital humano numa função de produção da agricultura de São Paulo. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 9(3):845–884.

Freitas, C. A. (2001). Contribuição do capital humano para o crescimento da agropecuária brasileira – período de 1970 a 1996. Piracicaba. Tese (Doutorado), Universidade de São Paulo.

Gonçalves, F. O., Seabra, F., & Teixeira, J. R. (1998). O capital humano em um modelo de crescimento endógeno da economia brasileira. *Revista Brasileira de Economia*, 29:139–148.

Greene, W. (1997). *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New Jersey, 4 edition. Inc. 1075.

Hoffmann, R., Kageyama, A. A., & Queda, O. (1985). Inovações tecnológicas e transformações recentes na agricultura brasileira. Piracicaba: ESALQ. p.520-778. Relatório de pesquisa, 3.

Ilha, A. S. & Lima, J. E. (1989). Impacto da educação na pequena produção agrícola em Minas Gerais. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, 19(1):183–202.

Judge, G. G., Hill, R. C., Griffiths, W. E., Lütkepohl, H., & Lee, T. C. (1988). *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*. John Wiley & Sons, New York, 2 edition.

Lau, L. J., Jamison, D. T., Liu, S., & Rivkin, S. (1993). Education and economic growth: Some cross-sectional evidence from Brazil. *Journal of Development Economics*, 41:45–70.

Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1):3–42.

Mankiw, G., Romer, D., & Weil, D. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quartely Journal of Economics*, (106):407–307.

Nelson, R. & Phelps, E. (1966). Investment in humans, technological diffusion, and economic growth. *American Economic Review*, (61):69–75.

Patrick, G. F. & Kehrberg, E. W. (1975). Custos e retornos da educação em cinco áreas agrícolas da Região Leste do Brasil. In Araújo, P. F. C. & Schuh, G. E., editors, *Desenvolvimento da Agricultura, páginas 17–34*. Pioneira, São Paulo.

Romer, P. M. (1990). Human capital and growth: Theory e evidence. *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, (32):251–286.

Romer, P. M. (1994). The origins of endogenous growth. *Journal of Political Economics*, 94(1):3–22.

Apêndice A

Procedimentos matemáticos necessários à passagem da equação (15) para a equação (16)

Considere a equação diferencial linear do tipo genérica apresentada por Bronson (1977:44), especificada como:

$$y' + p(t)y = q(t) \tag{A.1}$$

A solução é encontrada multiplicando-se a equação (A.1) por um fator chamado fator integrante $\mu(t)$, dado por:

$$\mu(t) = e^{\int p(t)dt} \tag{A.2}$$

Assim, tem-se:

$$\mu(t)y' + \mu(t)p(t)y = \mu(t)q(t) \tag{A.3}$$

A solução geral da equação acima é dada por:

$$[\mu(t)y]' = \mu(t)q(t) \tag{A.4}$$

Integrando a equação (A.4), resulta em:

$$\mu(t)y = \int \mu(t)q(t)dt + c \tag{A.5}$$

Isolando y, tem-se a solução geral:

$$y = \frac{\int \mu(t)q(t)dt + c}{\mu(t)} \tag{A.6}$$

No caso do presente artigo, tem-se:

$$\frac{\Delta A_t^i}{A_t^i} = \delta_{Hi}\left(H_i\right) + \delta_{HC}\left(H_i\right)\left(\frac{A_t^{\max} - A_t^i}{A_t^i}\right) \tag{12}$$

Como:

$$A_t^{\max} = A_0^{\max} e^{\delta_{HL}(H_t^L)} \tag{13}$$

Substituindo a equação (13) na equação (12) e fazendo algumas simplificações, chega-se a uma equação diferencial dada por:

$$\Delta A_t^i - [\delta_{Hi}(H_i) - \delta_{HC}(H_i)]\, A_t^i = \delta_{HC}(H_i)\, A_0^{\max} e^{\delta_{HL}\left(H_t^L\right)} \tag{15}$$

Comparando as equações (A.1) e (15), tem-se:

$$p(t) = -\left[\delta_{H_i}(H_i) - \delta_{HC}(H_i)\right] \quad \text{e} \quad q(t) = \delta_{HC}(H_i) A_0^{\max} e^{\delta_{HL}(H_t^L)}$$

Assim, o fator integrante dado pela equação (A.2) é nesse caso,

$$\mu(t) = e^{\int -[\delta_{Hi}(H_i) - \delta_{HC}(H_i)]^{dt}} = e^{-[\delta_{Hi}(H_i) - \delta_{HC}(H_i)]t}$$

A solução geral é dada por (A.6), substituindo $\mu(t)$ e $q(t)$, com y sendo A_t^i.

$$A_t^i = \frac{\int e^{-\left[\delta_{H_i}(H_i) - \delta_{HC}(H_i)\right]^t} \delta_{HC}(H_i) A_0^{\max} e^{\left[\delta_{HL}(H_t^L)\right]^t} + c}{e^{-[\delta_{Hi}(H_i) - \delta_{HC}(H_i)]^t}}$$

onde $c = A_0^i - A_0^{\max}\Omega$.

Fazendo algumas simplificações, obtém-se:

$$A_t^i = e^{[\delta_{Hi}(H_i) - \delta_{HC}(H_i)]^t} \left\{ \delta_{HC}(H_i) A_0^{\max} \int e^{\left[\delta_{HC}(H_i) - \delta_{Hi}(H_i) + \delta_{HL}(H_t^L)\right]^t} dt + c \right\} \tag{15.1}$$

Resolvendo a integral desta equação, obtém-se:

$$A_t^i = e^{[\delta_{Hi}(H_i) - \delta_{HC}(H_i)]^t} \cdot$$
$$\cdot \left\{ A_0^{\max} \frac{\delta_{HC}(H_i)}{\delta_{HC}(H_i) - \delta_{Hi}(H_i) + \delta_{HL}(H_t^L)} e^{\left[\delta_{HC}(H_i) - \delta_{H_i}(H_i) + \delta_{HL}(H_t^L)\right]^t} + c \right\}$$

Como:

$$\Omega = \frac{\delta_{HC}(H_i)}{\delta_{HC}(H_i) - \delta_{Hi}(H_i) + \delta_{HL}(H_t^L)}$$

Substituindo Ω em (15.2) e simplificando, tem-se:

$$A_t^i = \Omega A_0^{\max} e^{\delta_{HL}(H_t^L)} + c e^{[\delta_{Hi}(Hi) - \delta_{HC}(Hi)]^t} \tag{16}$$