

Mudança tecnológica e viés de produção na agropecuária brasileira — 1970/85*

ROBERTO SERPA DIAS**
CARLOS JOSÉ CAETANO BACHA***

Este trabalho analisa os efeitos da mudança tecnológica sobre a composição da produção agropecuária e sobre o uso de fatores de produção no setor agropecuário brasileiro no período 1970/85. Para tanto, utilizam-se um modelo econométrico que considera esse setor dividido em dois subsetores — o de produção vegetal e o de produção animal — e três fatores de produção — trabalho, terra e capital. Consta-se que no período 1970/85, considerado como um todo, houve viés de produção a favor do subsetor de produção vegetal e contra o subsetor de produção animal. Isso, por sua vez, implicou a ocorrência dos vieses utilizador de trabalho e capital e poupadores de terra. O trabalho também evidencia os comportamentos distintos desses vieses ocorridos nos subperíodos 1970/75, 1975/80 e 1980/85.

1 - Introdução

O presente trabalho estuda os efeitos da mudança tecnológica sobre a composição da produção agropecuária e sobre o uso dos fatores de produção utilizados na agropecuária brasileira entre 1970 e 1985. Para tanto, são calculados os vieses de produção e de uso dos fatores de produção, causados por mudança tecnológica, entre dois subsetores da agropecuária brasileira — produção vegetal e produção animal.

Entende-se por viés de produção a alteração da composição da produção (*output mix*) rumo a um subsetor da economia mais beneficiado pela mudança tecnológica. Essa última é entendida como a redução proporcional nos custos de produção causada pela inovação, quando as técnicas antiga e nova operam em seu nível ótimo e os preços dos fatores não se alteram.

O principal aspecto de uma mudança tecnológica é seu impacto sobre a produtividade dos fatores de produção, fato que só passou a assumir a devida importância nos estudos econômicos a partir dos anos 50, quando a observação da economia norte-americana mostrou que, a despeito do rápido aumento da

* Este artigo baseia-se na tese de doutorado do primeiro autor, orientada pelo segundo autor.

** Professor adjunto do Departamento de Economia da UFV.

*** Professor associado da Esalq/USP.

relação capital/trabalho, as participações de ambos os fatores no produto haviam permanecido constantes. Como mostra Albuquerque (1986), esse fato, que a princípio pareceu um paradoxo para os economistas, passou a requerer uma clara compreensão da teoria econômica por trás do conceito de mudança tecnológica. A evolução da compreensão desse fenômeno tem apontado para o estudo de seus impactos sobre a composição da produção e as eventuais alterações geradas na proporção de uso dos fatores e em suas participações relativas no valor da produção.

No Brasil, como mostram Mueller e Martine (1997), apesar de a introdução de tecnologias agropecuárias impactantes da produtividade ter se iniciado em menor escala há muito tempo (anos 60), ela ocorreu de forma espacialmente localizada (basicamente em São Paulo) e seletiva em termos de produtos. A ampliação do esforço de criação e de difusão de tecnologias agropecuárias, no intuito de modernizar a atividade, só se efetivou nos idos dos anos 70, especialmente no Centro-Sul e mais recentemente na região dos cerrados.

Segundo Melo (1985), historicamente, o aumento da área cultivada tem sido a mais importante fonte de crescimento do produto agropecuário brasileiro, respondendo por 83% do crescimento do produto nos anos 40, por 72% nos anos 50 e por 65% nos anos 60. Porém, a partir dos anos 70, apesar de continuar havendo incorporação de novas áreas à atividade, um novo componente — a melhoria da produtividade — começou a se generalizar em várias regiões do país. A começar do final dos anos 70, principalmente pela adaptação e desenvolvimento de inovações da chamada “revolução verde”, o processo de modernização se efetiva gerando impactos na composição da produção e, conseqüentemente, no uso dos fatores necessários para sua obtenção.

Como mostram Barros e Manoel (1992), a partir de meados da década de 60 até 1980, a agricultura brasileira sofreu transformações importantes, cresceu a taxas expressivas e alterou suas fontes de crescimento, visto que a elevação das produtividades da terra e do trabalho passou a fazer parte da dinâmica do setor. Em adição, alterou-se o *mix* da produção, sendo o aparecimento da soja um dos exemplos, e mudou-se a localização geográfica da produção, com a incorporação dos cerrados.

Vários estudos têm produzido estimativas empíricas de viés de uso de fatores de produção gerados pela mudança tecnológica.¹ Entretanto, eles têm omitido a investigação dos impactos de mudanças na composição da produção sobre o viés de uso de fatores, pois seus modelos analíticos empregam funções de produção, de custo ou de lucro para *um único produto* — ou funções uniproduto ou agregadas.

¹ Os trabalhos de Seixas Neto e Penna (1978), Brandt, Wong e Moro (1988), Santos (1986) e Albuquerque (1987), entre outros, são um bom exemplo.

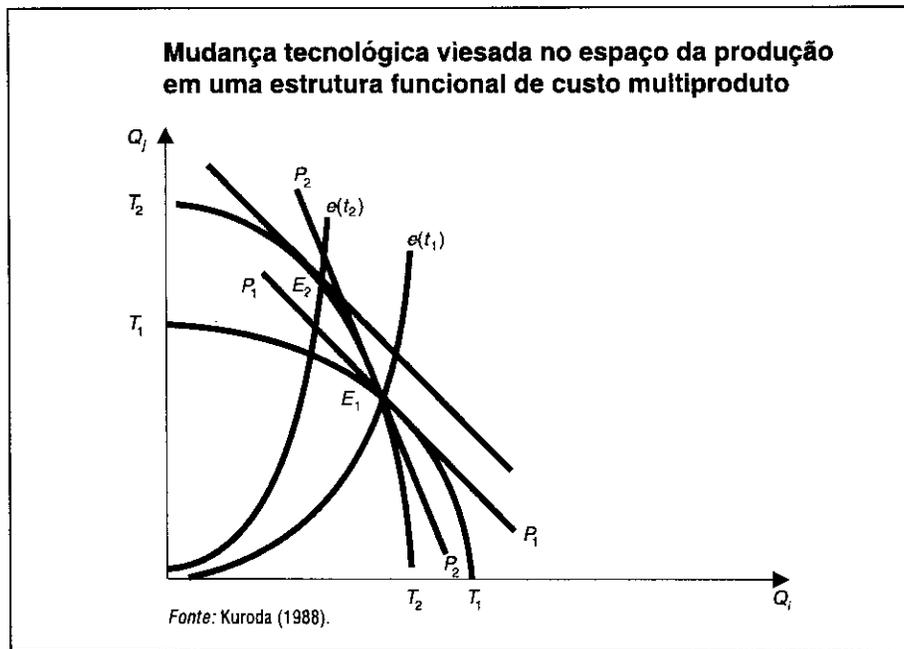
A contribuição deste trabalho consiste na introdução de uma *estrutura multi-produto* para medir o viés de produção entre os subsetores da agropecuária (representados pelas produções vegetal e animal) e os efeitos escala das mudanças no *mix* de produto na direção e magnitude dos usos relativos dos fatores de produção no período 1970/85.

2 - Referencial teórico

A teoria microeconômica convencional permite visualizar o viés de produção através da escolha ótima de produção. Considere o gráfico a seguir, em que a curva de possibilidades de produção, ou curva de transformação, inicial é T_1T_1 , e a curva de isorreceita é representada por P_1P_1 . O caminho de expansão inicial é $e(t_1)$, e a firma está produzindo no ponto E_1 .

A mudança técnica gera uma nova curva de transformação (T_2T_2) e, mantidos constantes os preços, um novo caminho de expansão — $e(t_2)$ — é também gerado. A nova curva de possibilidade de produção passa pelo ponto E_1 .

Considere que B_{ij}^0 mede a mudança no valor absoluto da inclinação da linha de isorreceita P_1P_1 (que é tangente a T_1T_1) para P_2P_2 , que é tangente a T_2T_2 , no ponto E_1 — onde P_2P_2 mostra a nova relação de preços dada pela nova tecnologia,



mantida constante a combinação inicial de produção, e que reflete um menor preço relativo para o bem mais beneficiado pela inovação, nesse caso, o bem j . Assim, B_{ij}^Q será igual a zero se e somente se a mudança tecnológica for Hicks-neutra, e nesse caso o caminho de expansão permanecerá inalterado. Por outro lado, se B_{ij}^Q for diferente de zero a mudança técnica será viesada. Portanto, a mudança técnica no espaço dos produtos pode ser definida como viesada em direção ao produto j (ou contra o produto i) se $B_{ij}^Q > 0$, neutra se $B_{ij}^Q = 0$ ou viesada em direção ao produto i se $B_{ij}^Q < 0$.

Considerando que o setor agrícola como um todo é composto de dois subsectores — produção vegetal e produção animal — pode-se identificar e mensurar vieses de produção através do cálculo de B_{ij}^Q .

Esse tipo de análise requer o uso de funções de custo ou de lucro multiprodutos (*multiproduct functions*), que ainda não foram objeto de estudo na literatura nacional sobre vieses de mudança tecnológica.

3 - Metodologia

Para a estimação do viés de produção gerado pela mudança tecnológica, consideram-se, neste estudo, apenas dois subsectores: produção vegetal e produção animal. Tal restrição se deve ao fato de essa ser a mais comum divisão do setor agropecuário e ao grande número de parâmetros a ser estimado.² Assim sendo, a função de custo multiproduto é da forma:

$$C = G(Q_A, Q_V, P_L, P_T, P_K, t) \quad (1)$$

onde C é o custo total mínimo; Q_A e Q_V são as quantidades produzidas pelos subsectores produção animal e produção vegetal, respectivamente; P_L , P_T e P_K são os preços unitários dos fatores trabalho (L), terra (T) e capital (K), respectivamente; e t é o tempo, usado como um índice de mudança tecnológica.

Admite-se que a função (1) seja uma translogarítmica. As funções translogarítmicas são formas funcionais consideradas flexíveis, por não impor qualquer

2 Deve-se destacar aqui a não-inclusão de outras variáveis no modelo, tais como outras despesas, utilizadas em estudos, como os de Santos (1986); Montenegro e Souza (1989); Reis (1992); e Reis e Teixeira (1995). Contribuíram para isso três fatores: a) o objetivo central do presente estudo foi medir o viés de produção gerado por mudança tecnológica e seu impacto sobre os principais fatores de produção; b) a forma de disponibilidade dos dados censitários dificultava sobremaneira o cálculo do preço da variável supracitada, que assim foi agregada à variável capital; e c) quanto mais subsectores ou outras variáveis são consideradas, mais parâmetros devem ser estimados, o que reduz, dependendo do tamanho da amostra, os graus de liberdade das estimações (ver Seção 5).

restrição aos valores das elasticidades de substituição nem pressupor homogeneidade.³

Baseado em Kuroda (1988, p. 665), a forma translog⁴ da expressão (1) é:

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^2 \alpha_i \ln Q_i + \sum_{l=1}^3 \beta_l \ln P_l + \varepsilon_t \ln t + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \gamma_{ij} \ln Q_i \ln Q_j + \\ & + \frac{1}{2} \sum_{l=1}^3 \sum_{r=1}^3 \delta_{lr} \ln P_l \ln P_r + \sum_{i=1}^2 \sum_{l=1}^3 \rho_{il} \ln Q_i \ln P_l + \sum_{i=1}^2 \mu_{it} \ln Q_i \ln t + \\ & + \sum_{l=1}^3 v_{lt} \ln P_l \ln t + \frac{1}{2} \varepsilon_{tt} (\ln t)^2 \end{aligned} \quad (2)$$

onde $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ e $\delta_{lr} = \delta_{rl}$; $i, j = A, V$, indicando produções animal e vegetal, respectivamente; e $l, r = L, T, K$, representando trabalho, terra e capital, respectivamente.

Supondo que os produtores tomam como dados os preços dos fatores e usando o lema de Shephard, derivam-se as seguintes equações de parcelas:

$$S_l = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_l} = \frac{\partial C}{\partial P_l} \cdot \frac{P_l}{C} = \beta_l + \sum_{r=1}^3 \delta_{lr} \ln P_r + \sum_{i=1}^2 \rho_{il} \ln Q_i + v_{lt} \ln t \quad (3)$$

onde $l, r = L, T, K$; $i = A, V$; e $S_l = P_l X_l / C$; e X_l é a quantidade utilizada do fator l .

³ A forma translog de custo (TC) tem sido objeto de crítica na literatura especializada [ver Gallant (1981) e Montenegro e Souza (1989)]. Esses autores utilizam a forma flexível de Fourier (FFF) para a estimação de elasticidades e vieses de mudança tecnológica. Montenegro e Souza (1989, p. 348) apresentam um teste F entre o modelo completo (FFF) e o modelo reduzido (TC) para testar a hipótese de uma tecnologia de produção do tipo translog. Apesar da rejeição dessa forma funcional, neste estudo, a forma translog continua sendo amplamente utilizada [ver Zagatto (1991), Reis (1992) e Reis e Teixeira (1995)]. Além disso, como mostra Albuquerque (1987), a translog é uma forma funcional geral linear que possui quantidade mínima de parâmetros e que, ao mesmo tempo, permite impor restrições aos valores desses parâmetros. Desse modo, a translog de custo pode ser usada para testar hipóteses tais como: homogeneidade, separabilidade, mudanças tecnológicas e outras implicações da teoria da produção.

A discussão mencionada é análoga à ocorrida nos idos anos 70, quando do surgimento da translog, relativamente à sua superioridade quando comparada a outras formas funcionais (como Cobb-Douglas e CES). Porém, essas formas funcionais continuam significativamente presentes na literatura econométrica recente.

⁴ Forma Hicks-não-neutra e insumo-produto não-separável.

O objetivo deste trabalho é atingido por intermédio da introdução de uma medida de viés de mudança tecnológica no produto, apresentada por Antle e Capalbo (1988). Para a função de custo de dois produtos utilizada, a medida de viés de produção pode ser construída para detectar o movimento do caminho de expansão no espaço da produção. Ela é definida pela expressão (4), a seguir:

$$B_{ij}^Q \equiv \frac{\partial}{\partial t} \ln \frac{\frac{\partial C}{\partial Q_i}}{\frac{\partial C}{\partial Q_j}} = \frac{\partial \ln CMg_i}{\partial t} - \frac{\partial \ln CMg_j}{\partial t} = G(CMg_i) - G(CMg_j) \quad (4)$$

onde $G(\cdot)$ indica taxa de crescimento; e CMg é o custo marginal.

Para a função de custo translog aqui adotada, a taxa de crescimento do custo marginal de cada produto é derivada da seguinte forma:

a) Primeiramente, a elasticidade custo da produção de i (ϵ_{CQ_i}) é calculada como sendo:

$$\epsilon_{CQ_i} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_i} = \alpha_i + \sum_{l=1}^3 \rho_{il} \ln P_l + \sum_{j=1}^2 \gamma_{ij} \ln Q_j + \mu_{il} \ln t \quad (5)$$

onde $i, j = A, V$; e $l = L, T, K$.

b) Além disso, tem-se que:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_i} = \frac{\frac{\Delta C}{C}}{\frac{\Delta Q_i}{Q_i}} = \frac{\Delta C}{\Delta Q_i} \cdot \frac{Q_i}{C} \approx \frac{\partial C}{\partial Q_i} \cdot \frac{Q_i}{C} = \frac{CMg_i}{CME_i}$$

A diferenciação do logaritmo da razão CMg_i/CME_i com respeito ao tempo, mantendo-se constantes os preços dos fatores e dos produtos, gera:

$$\frac{\partial \ln \left(\frac{CMg_i}{CME_i} \right)}{\partial t} = \frac{\partial \ln CMg_i}{\partial t} - \frac{\partial \ln CME_i}{\partial t} = G(CMg_i) - G(CME_i) \quad (6)$$

c) Da diferenciação da expressão (5) em relação ao tempo, tem-se que :

$$\frac{\partial \ln}{\partial t} \left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_i} \right) = \left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_i} \right)^{-1} \cdot \frac{\partial}{\partial t} \left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_i} \right) = \frac{\mu_{it}}{\varepsilon_{CQ_i} \cdot t} \quad (7)$$

Sabendo que $\frac{\partial \ln}{\partial t} \left(\frac{CMg_i}{CMe_i} \right) = \frac{\partial \ln}{\partial t} \left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_i} \right)$, pode-se igualar as expressões (6)

e (7) e com isso tem-se que a taxa de crescimento do custo marginal para cada produto é obtida por:

$$G(CMg) = \frac{\mu_{it}}{\varepsilon_{CQ_i} \cdot t} + G(CMe_i) \quad (8)$$

Observe que μ_{it} é estimado pela equação (2) e ε_{CQ_i} é calculado por intermédio da expressão (5). Assim, conhecendo $G(CMe_i)$ — valor suposto para se estimar a equação (2) —, determina-se pela equação (8) o $G(CMg_i)$.

De posse dos valores $G(CMg_i)$ e $G(CMe_j)$ — onde $i, j = A, V$ —, obtém-se a medida de viés de produção usando a expressão (4). Essa última pode ser computada para todo o período 1970/85, bem como para qualquer subperíodo desse intervalo de tempo.

Além disso, para investigar como as mudanças no *mix* de produção afetaram os usos relativos dos fatores durante o período em análise, torna-se necessário computar as elasticidades de demanda de fatores com relação às quantidades de produtos e os impactos viesados de mudança tecnológica nos usos relativos dos fatores.

As elasticidades de demanda de fatores com respeito às quantidades de produto (e_{li}) medem a variação percentual na quantidade demandada do fator l dividida pela variação percentual na produção de i e são obtidas por:

$e_{li} = \frac{\partial \ln X_l}{\partial \ln Q_i}$, onde X_l é a quantidade demandada do fator l ($l = L, T, K$) e Q_i é a produção de i ($i = A, V$).

Sabendo que $S_l = P_l X_l / C$, isso implica que $X_l = (S_l \cdot C) / P_l$.

Substituindo X_l na equação inicial, tem-se que:

$$e_{li} = \frac{\partial \ln \left(\frac{S_l \cdot C}{P_l} \right)}{\partial \ln Q_i}$$

Aplicando logaritmos ao numerador, tem-se:

$$e_{ij} = \frac{\partial \ln(S_i \cdot C)}{\partial \ln Q_i} - \frac{\partial \ln P_i}{\partial \ln Q_i}$$

Mas $(\partial \ln P_i / \partial \ln Q_i) = 0$, pois os produtores são tomadores de preços (P_i é dado), assim:

$$e_{ii} = \frac{\partial \ln(S_i \cdot C)}{\partial \ln Q_i} = \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln Q_i} + \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_i}$$

Por definição — aplicação do lema de Shephard⁵ — tem-se que $S_i = (\partial \ln C / \partial \ln P_i)$, isso implica que:

$$e_{ii} = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_i} + \frac{\partial \ln \left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} \right)}{\partial \ln Q_i}$$

Tomando a equação (2), tem-se:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_i} = \alpha_i + \sum_{l=1}^3 \rho_{il} \ln P_l + \sum_{j=1}^2 \gamma_{ij} \ln Q_j + \mu_{it} \ln t$$

E sabendo que $S_i = (\partial \ln C / \partial \ln P_i)$, chega-se a:

$$\frac{\partial \ln \left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} \right)}{\partial \ln Q_i} = \frac{\partial \ln S_i}{\partial \ln Q_i} = \frac{\partial S_i}{\partial Q_i} \cdot \frac{Q_i}{S_i}$$

Da expressão (3), tem-se que: $\frac{\partial S_i}{\partial Q_i} = \frac{1}{Q_i} \cdot \rho_{ii}$

⁵ Segundo o lema de Shephard: $\frac{\partial C}{\partial P_i} = X_i$ e como $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = \frac{\partial C}{\partial P_i} \cdot \frac{P_i}{C} = X_i \cdot \frac{P_i}{C} = S_i$.

Substituindo essa última expressão na anterior, tem-se que:

$$\frac{\partial \ln \left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_l} \right)}{\partial \ln Q_i} = \rho_{il} \cdot \frac{1}{Q_i} \cdot \frac{Q_i}{S_l} = \frac{\rho_{il}}{S_l}$$

Voltando à última expressão de e_{ii} e nela substituindo as últimas expressões

de $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_i}$ e $\frac{\partial \ln \left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_l} \right)}{\partial \ln Q_i}$, tem-se:

$$e_{ii} = \alpha_i + \sum_{l=1}^3 \rho_{il} \ln P_l + \sum_{j=1}^2 \gamma_{ij} \ln Q_j + \mu_{it} \ln t + \frac{\rho_{il}}{S_l} \quad (9)$$

$$l = L, T, K; i, j = A, V$$

Observe na equação (9) que a parcela $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_i}$ (correspondente aos quatro primeiros termos do segundo membro) é a elasticidade custo da produção de i . Portanto, para se calcular e_{ii} antes deve-se ter ϵ_{CQ_i} .

Antle e Capalbo (1988) definiram uma medida hicksiana de viés de mudança tecnológica no espaço dos insumos em que a mudança na parcela de custo ótima devido à mudança tecnológica pode ser decomposta em um efeito escala (um movimento ao longo do caminho de expansão) e um efeito viés (interpretado como um deslocamento do caminho de expansão). No caso de multiprodutos, a medida de viés hicksiana é definida como:

$$B_i^e = B_i + \left[\sum_{j=1}^n \frac{\partial \ln S_j(Q, P, t)}{\partial \ln Q_j} \left(\frac{\partial \ln C}{\partial \ln Q_j} \right)^{-1} \right] \left(\frac{-\partial \ln C}{\partial t} \right) \quad (10)$$

$$B_i = \frac{\partial \ln S_i(Q, P, t)}{\partial t}$$

Para a função de custo translog multiproduto, as elasticidades custo da produção são computadas pela equação (5) e o negativo da taxa de redução do custo ($\lambda = -\partial \ln C / \partial t$) é obtido por:

$$\lambda = -\frac{\partial \ln C}{\partial t} = -\frac{\left(\varepsilon_t + \sum_{i=1}^2 \mu_{it} \ln Q_i + \sum_{l=1}^3 v_{lt} \ln P_l + \varepsilon_t \ln t \right)}{t} \quad (11)$$

Como $(\partial \ln C / \partial \ln Q_j) = \varepsilon_{CQ_j}$; $(-\partial \ln C / \partial t) = \lambda$; e $(\partial \ln S_l / \partial \ln Q_j) = \rho_{il} / S_l$, onde $i = A, P$; e $l = L, T, K$. Logo, substituindo esses valores em (10) tem-se que o viés hicksiano é medido por:

$$B_i^e = B_i + \frac{\lambda}{S_i} \cdot \frac{\rho_{Ai}}{\varepsilon_{CQA}} + \frac{\lambda}{S_i} \cdot \frac{\rho_{Vi}}{\varepsilon_{CQV}} \quad (12)$$

O primeiro termo do lado direito da equação (12) mede o viés atribuído a um deslocamento do caminho de expansão; o segundo termo mede o efeito escala devido à produção animal; e o último termo mede o efeito escala devido à produção vegetal.

O uso das relações de dualidade entre as representações primal e dual da tecnologia gera a necessidade de testar a consistência do modelo dual com as propriedades teóricas da função subjacente.

Devido a sua natureza flexível, a função de custo translog (equação 2) não satisfaz globalmente as propriedades de monotonicidade ou concavidade nos preços dos fatores. Assim, torna-se necessário checar essas propriedades localmente.

A função de custo $C(Q, P)$ deve ser contínua nos preços dos fatores (P) e produção (Q); monotônica, não-decrescente em Q e P ; e linearmente homogênea e côncava em P . Além disso, retornos decrescentes à escala implicam que a função de custo seja convexa em Q .

A condição de simetria imposta ao modelo exige que $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$, para $i \neq j$, e $\delta_{ir} = \delta_{ri}$, para $r \neq l$, enquanto a condição de homogeneidade de grau 1 nos preços dos fatores implica as seguintes restrições lineares: $\sum_l B_l = 1$; $\sum_l \delta_{lr} = 0$

$\forall r = 1, \dots, n$; $\sum_l \rho_{il} = 0 \forall i = 1, \dots, m$; e $\sum_l v_{lt} = 0$.

Diferentemente das restrições de homogeneidade linear da função de custo nos preços dos fatores, imposta anteriormente, as restrições de curvatura e monotonicidade não são facilmente manipuláveis dentro da estrutura econométrica por incluir restrições de desigualdades no conjunto de parâmetros ou equações de parcelas.

A monotonicidade em P exige que as equações de parcelas sejam positivas, ou seja, $S_i > 0$. Similarmente, a condição de monotonicidade em Q exige que C seja não-decrescente.

As condições de curvatura, isto é, concavidade da função de custo em relação aos preços dos fatores e convexidade em relação à produção, são baseadas, respectivamente, na propriedade de que o hessiano de C em relação aos preços dos fatores (H_{PP}) seja negativo semidefinido. A convexidade em relação às quantidades de produtos é estabelecida se o hessiano de C em relação às quantidades de produtos (H_{QQ}) seja positivo semidefinido.

As exigências supracitadas podem ser testadas por meio da substituição dos valores médios observados dos logaritmos das variáveis nas equações estimadas (2), (3) e (5) e do cálculo do hessiano de C em relação às quantidades de produtos e aos preços dos fatores.

A estimação das equações (2) e (3) por mínimos quadrados iterativos em três estágios é obtida por intermédio do pacote estatístico "SAS".

4 - Dados utilizados

A estimativa das equações (2) e (3) é o ponto inicial para se obter os valores das demais equações e, portanto, as medidas de viés de produção e de uso de fatores. Essas equações são estimadas para dados agregados em nível de cada unidade da Federação.

Os dados básicos usados neste trabalho foram obtidos dos Censos Agropecuários de 1970, 1975, 1980 e 1985. Tomam-se como unidades amostrais os estados e territórios da Federação seguindo a divisão espacial vigente no ano de 1970, anexando-se porém o Estado da Guanabara ao do Rio de Janeiro e o Distrito Federal a Goiás. Assim, para os anos censitários subsequentes, não se considera a repartição entre os Estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul e entre Goiás e Tocantins. Logo, o total da amostra fica composto de 96 observações, no primeiro estágio de estimação, resultantes do produto de 24 observações em cada censo pelo número de censos (4) considerados no estudo.

Os dados básicos de custo de produção (C) englobam valor do fluxo dos serviços de capital, valor do fluxo anual dos serviços de terra e valor dos serviços da mão-de-obra total.

A parcela de gastos com o fator terra (S_T) é obtida pela razão entre o valor do fluxo de serviços de terra (V_T) e o custo total (C). O fluxo de serviços do fator terra corresponde à multiplicação da área total explorada pelo preço de arrendamento da terra. Por sua vez, a área total explorada engloba o somatório das áreas com lavouras (permanentes e temporárias), com pastagens (naturais e plantadas) e com matas (naturais e plantadas). Considera-se como preço de arrendamento da terra (P_T) o valor equivalente a 12% de seu valor médio de venda (esse último sendo o valor das terras dividido pela área total).

A parcela de gastos com o fator trabalho (S_L) é igual à razão entre o valor do fluxo de serviços do trabalho familiar, assalariado e empregados não-assalariados (parceiro e outra condição), V_L , e o custo total (C). O fluxo dos serviços de mão-de-obra (V_L) corresponde ao produto do total de equivalentes homem-ano (EH), correspondente ao número total de pessoas ocupadas na atividade agropecuária, com o preço do trabalho.

A transformação dos dados censitários sobre mão-de-obra em equivalentes homem-ano (EH) requer a conversão do número de pessoas ocupadas — de diferentes sexos, idades e situações de emprego — em unidades homogêneas de força de trabalho. Utiliza-se, para tanto, a metodologia baseada em Silva e Kageyama (1983).

Na falta de melhores informações, atribuiu-se à mão-de-obra familiar e aos empregados não-assalariados o salário médio recebido pela mão-de-obra assalariada em cada unidade da Federação. Para o cálculo desse salário médio (P_L), divide-se o total de salários pagos à mão-de-obra empregada pela estimativa do total de horas trabalhadas pela mão-de-obra permanente e temporária através do conceito de equivalentes homem-ano.

A parcela de gastos com o fator capital (S_K) é obtida pela razão entre o valor do fluxo de serviços de capital e o custo total (C). O fluxo dos serviços de capital (V_K) é considerado igual ao somatório do valor dos insumos intermediários e de 5% do valor do estoque de capital fixo (exceto terra). O preço do capital (P_K) é considerado como sendo a razão entre os juros pagos e o total de financiamentos obtidos em cada estado. Procedimento idêntico foi adotado por Dias (1982) e Zagatto (1991).

Os dados de produção e de preços dos fatores são transformados em índices através da utilização de Índices de Quantidades e de Preços de Törnqvist, com base média de 1970 = 100.

O custo total de produção (C) corresponde ao somatório dos fluxos de serviços com terra (V_T), trabalho (V_L) e capital (V_K), da maneira em que foram expressos, ou seja, $C = V_T + V_L + V_K$.

A renda bruta das empresas rurais de cada estado considerado engloba o valor da produção consumida e vendida de produtos agrícolas (de lavouras permanentes e temporárias), pecuários (animais de grande porte, de médio porte, aves e pequenos animais) e florestais (silvicultura e extração vegetal), tanto sob a forma *in natura* como processada, além de variações no inventário. Essa renda bruta é dividida em produção vegetal (produtos agrícolas mais florestais) e produção animal (pecuários). Os dados básicos utilizados estão na tabela do Apêndice.

Deve-se deixar claro que muitos dos procedimentos adotados na obtenção dos valores das variáveis utilizadas neste estudo representam aproximações, muitas vezes grosseiras, dos seus verdadeiros valores. Contudo, a limitação imposta pela falta de informações (dados) mais apuradas não invalida, a nosso ver, a relevância deste trabalho.

5 - Resultados e discussões

A partir da estimação conjunta da equação de custo total — equação (2) — e das equações de parcelas de custo — equação (3) — por mínimos quadrados iterativos em três estágios, obtêm-se as estimativas dos parâmetros de regressão.

Existem dois métodos fundamentais de estimação para equações simultâneas: mínimos quadrados (ls) e máxima verossimilhança (ML) e dois enfoques dentro de cada uma destas categorias: métodos de equação única e estimação de sistema. 2sls, 3sls e IT3sls usam o método de mínimos quadrados e LIML e FIML usam o método da máxima verossimilhança.

2sls e LIML são métodos de equação única, o que significa que restrições de superidentificação em outras equações não são consideradas na estimação dos parâmetros da equação particular. Como resultado, suas estimativas não são assintoticamente eficientes.

Já 3sls, IT3sls e FIML são métodos de sistemas e usam informações concernentes às variáveis endógenas do sistema, além de considerarem as covariâncias dos erros entre equações. Portanto, são assintoticamente eficientes, na ausência de erros de especificação.

As técnicas de 3sls podem ser vistas como uma extensão do enfoque de mínimos quadrados generalizados (GLS) para a estimação de um sistema de equações simultâneas. Porém, ele pode também ser visto como uma extensão do método de equações aparentemente não relacionadas (SUR) para um sistema no qual as variáveis explanatórias endógenas são apresentadas em algumas ou em todas as equações. Se não houver nenhuma variável explanatória endógena no sistema, 3sls se reduzirá para SUR, enquanto se o número de variáveis endógenas for igual a 1, 3sls se reduzirá para GLS. Como o modelo admitido neste estudo considera duas variáveis dependentes endógenas (produção animal e produção

vegetal), o método de estimação mais apropriado é IT3sls, em que a iteração (IT) implica a repetição do processo até convergir [ver Berndt (1991)].

Segundo Ray (1982), o número de parâmetros a serem estimados diretamente na equação de custo total, via regressão, obedece à seguinte fórmula matemática: $N = \frac{1}{2}(n + m)(3 + n + m)$, onde N é o número de parâmetros; n é o número de produtos; e m é o número de fatores de produção considerados. Nessa fórmula não está incluído o intercepto.

No caso deste trabalho, em que foram considerados dois produtos ($n = 2$, isto é, produções animal e vegetal) e três insumos ($m = 3$, ou seja, terra, trabalho e capital), da estimação conjunta da equação (2) e de duas equações da expressão (3), obtém-se, diretamente da regressão referente à equação (2), a estimativa de 21 parâmetros, incluindo o intercepto. Os sete parâmetros restantes são obtidos por intermédio das restrições de simetria e homogeneidade linear nos preços dos insumos impostas ao conjunto dessas equações (e explicadas anteriormente), além do processo de normalização das três equações pela variável preço do capital.

Dessa forma, para se evitar singularidade da matriz de variância-covariância, das três equações da expressão (3), apenas duas foram incluídas no modelo, sendo omitida a equação relativa ao fator capital.

Primeiramente, essas equações foram estimadas usando mínimos quadrados ordinários, de maneira a checar o bom ajustamento do modelo. Os R^2 ajustados foram de 97% para a função de custo total e de 60% e 66% para as parcelas de trabalho e terra, respectivamente. O F de Snedecor para o conjunto das três equações foi de 175,13 para 95° de liberdade, o que implica significância ao nível de 1% de probabilidade.

No processo de estimação das equações supracitadas admitiram-se algumas hipóteses que precisam ser testadas estatisticamente, a fim de validar o modelo. Esses testes estatísticos desempenham importante papel na análise dos vieses de produto e de uso de fatores, gerados por mudança tecnológica.

A primeira hipótese considerada ao se adotar o sistema das equações (2) e (3) é a da não-separabilidade entre insumo e produto. Isso quer dizer que se admite que as decisões de produção e uso de insumos não são independentes umas das outras. Em outras palavras, isso significa que as taxas marginais de substituição técnica entre pares de insumos não são independentes da composição da produção agropecuária e também que a taxa marginal de transformação entre dois produtos não é independente da composição dos insumos.

O teste estatístico necessário para validar tal hipótese consiste em testar a existência da separabilidade insumo-produto. Para tanto, torna-se necessário reestimar o modelo por mínimos quadrados ordinários de forma restrita, em que

é testada a seguinte hipótese nula (H_0): $\sum_{i=1}^3 \alpha_i = 1$; $\sum_{i=1}^2 \gamma_{ij} = 0$, $\forall j$; $\sum_{i=1}^2 \mu_{it} = 0$; e $\rho_{il} = 0$, $\forall i$, onde: $i, j = A, V$; e $l = L, T, K$.

A partir dos valores de F dos dois modelos — restrito (R) e irrestrito (U) —, calcula-se o valor de F para as restrições que compõem H_0 , através da seguinte fórmula:

$$F = \frac{\frac{SQR_R - SQR_U}{GL_R - GL_U}}{\frac{SQR_U}{GL_U}}, \text{ onde } SQR \text{ é a soma de quadrados dos resíduos, } GL \text{ indica}$$

o grau de liberdade, R é o modelo restrito e U o modelo irrestrito.

O valor de F calculado⁶ a partir da utilização da fórmula anterior foi de 3,47, maior que o valor de F tabelado para as 14 restrições impostas ao modelo e os 95 graus de liberdade total.

Dessa forma, rejeita-se a hipótese nula de existência de separabilidade entre insumos e produtos, o que alternativamente implica validar o modelo adotado de não-separabilidade entre insumos e produto, tanto ao nível de 5% como ao nível de 1% de probabilidade.

O teste estatístico para mudança tecnológica Hicks-neutra, no caso da não-separabilidade insumo-produto, consiste na reestimação por mínimos quadrados ordinários de um novo modelo restrito, em que é testada a seguinte hipótese nula (H_0): $\mu_{it} = 0$, $\forall i$; $\nu_{lt} = 0$, $\forall l$; $i = A, V$; e $l = L, T, K$.

De maneira análoga à descrita anteriormente, calculou-se o valor de F para as restrições de neutralidade já expostas e o valor obtido foi de 2,52, significativo a até 5% de probabilidade. O que quer dizer que se rejeita a hipótese de que a mudança tecnológica seja definida, no caso de multiprodutos, como uma mudança tecnológica Hicks-neutra estendida [ver Kuroda (1988)]. Reciprocamente, esse resultado indica a ocorrência de viés de mudança tecnológica no espaço dos produtos, dos insumos, ou em ambos.

Como tanto R^2 quanto F na primeira estimativa (por MQO) apontaram para um bom ajustamento, e baseado nos resultados desses testes, o sistema de equações (2) e (3) foi reestimado conjuntamente e impondo as restrições de

6 O cálculo da estatística F pode ser feito no presente caso, pois o mesmo está sendo utilizado para testar restrições sobre os seguintes parâmetros: $\alpha_A + \alpha_V = 1$; $\gamma_{AA} + 2\gamma_{AV} + \gamma_{VV} = 0$; $\mu_{At} + \mu_{Vt} = 0$; e $\rho_{AL} = \rho_{AT} = \rho_{AK} = \rho_{VL} = \rho_{VT} = \rho_{VK} = 0$.

igualdade entre os parâmetros comuns nas três equações. Para isso, o método escolhido foi o de mínimos quadrados iterativos em três estágios.

A Tabela 1 mostra os resultados obtidos na estimação dos parâmetros das equações para 24 unidades da Federação em quatro períodos de tempo. O coeficiente encontrado para ϵ_t aponta para uma taxa de progresso tecnológico, no enfoque econométrico, da ordem de 4,36% a.a.,⁷ no período 1970/85.

A fim de testar se as condições de monotonicidade em preços e produções foram satisfeitas, apresentam-se, a seguir, os resultados obtidos da estimação das equações de parcelas de custo dos fatores de produção considerados (Tabela 2) e os cálculos das elasticidades custo da produção (Tabela 3).

Os resultados encontrados através da substituição dos valores médios dos logaritmos das variáveis observados no modelo, nas equações de parcelas de custos estimadas para trabalho, terra e capital, em cada período analisado, foram positivos. Isso mostra que a restrição de monotonicidade em preços dos fatores foi satisfeita.

Analogamente, o atendimento da condição de monotonicidade na produção exige que as elasticidades custo da produção sejam não-negativas, admitindo-se que o custo total não deve decrescer à medida que a produção cresce. A elasticidade custo da produção (ECQ_i) mede a variação percentual no custo total causada por uma variação percentual no nível de produção.

Como mostram os resultados apresentados na Tabela 3, a condição de monotonicidade positiva da produção se verifica para os dois subsetores analisados (produção animal e produção vegetal), em todo o período em estudo. Além disso, os valores obtidos para as elasticidades custo da produção (ECQ_i) apontam para uma inelasticidade do custo de produção relativamente às variações nas produções animal e vegetal. Isso significa que os valores dessas elasticidades para o período total de análise (1970/85) mostram que cada acréscimo (decréscimo) percentual nas produções animal e vegetal provoca acréscimos (decréscimos) percentuais de, respectivamente, 0,3% e 0,5% no custo total de produção, ou seja, acréscimos (decréscimos) na produção animal e vegetal provocam acréscimos (decréscimos) menos que proporcionais nos seus custos de produção.

Deve-se destacar também que a ECQ_V foi sempre maior que a ECQ_A em todo o período de análise e que a diferença entre seus valores tende a aumentar, ainda que ligeiramente, à medida que o tempo passa.

⁷ O cálculo da taxa de progresso técnico pelo método econométrico corresponde à taxa anual de crescimento, no período de 15 anos analisado, do antilogaritmo do coeficiente de ϵ_t da Tabela 1, ou seja, a taxa de progresso técnico é $(\sqrt[15]{e^{\epsilon_t}} - 1) \cdot 100$.

TABELA 1

Coefficientes do modelo estimado por mínimos quadrados iterativos em três estágios — 1970/85

Coefficientes	Origem	Valor	Estatística <i>t</i>	Significado econômico
α_0	Regressão	4,0123*	12,836	
α_A	Regressão	-0,3462	-1,140	
α_V	Regressão	0,1228	0,423	
β_L	Regressão	-0,1349	-0,872	
β_T	Regressão	1,1790*	9,918	
β_K	$1 - \beta_1 - \beta_2$	-0,0441	-0,326	
ϵ_t	Regressão	0,6399**	1,912	Taxa média de mudança tecnológica
γ_{AA}	Regressão	0,4510*	3,704	Efeito escala puro
$\gamma_{AV} = \gamma_{VA}$	Regressão	-0,3012*	-2,499	Efeito escala puro
γ_{VV}	Regressão	0,3826*	3,038	Efeito escala puro
δ_{LL}	Regressão	0,2768*	2,777	Coeficientes relacionados a η e σ
$\delta_{LT} = \delta_{TL}$	Regressão	-0,1371*	-3,986	
$\delta_{LK} = \delta_{KL}$	$-\delta_{11} - \delta_{12}$	-0,1397*	-5,280	
δ_{TT}	Regressão	0,3458*	5,825	
$\delta_{TK} = \delta_{KT}$	$-\delta_{21} - \delta_{22}$	-0,2087*	7,890	
δ_{KK}	$-\delta_{13} - \delta_{23}$	0,3484*	2,464	
ρ_{AL}	Regressão	0,0860	1,600	Efeitos da interação escala/preço de cada fator devido à não-homoteticidade
ρ_{AT}	Regressão	-0,1831*	-4,499	
ρ_{AK}	$-\rho_{11} - \rho_{12}$	0,0971****	1,904	
ρ_{VL}	Regressão	0,0359	0,674	
ρ_{VT}	Regressão	-0,0269	-0,691	
ρ_{VK}	$-\rho_{21} - \rho_{22}$	-0,0090	-0,188	
μ_{At}	Regressão	-0,1322	-1,111	Efeitos da interação escala/tecnologia
μ_{Vt}	Regressão	0,0488	1,394	
ν_{Lt}	Regressão	-0,0185	-0,399	Viés de insumos de Hicks
ν_{Tt}	Regressão	0,0617	1,213	
ν_{Kt}	$-\nu_{1t} - \nu_{2t}$	-0,0432*	-4,320	
ϵ_{tt}	Regressão	-0,3086****	-1,872	Progresso tecnológico neutro — puro, dependente de <i>t</i>

FONTE: Dados da pesquisa.

**** Indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

TABELA 2

Equações de parcelas de custo dos fatores — 1970/85

S_i	β_i	δ_{iL}	δ_{iT}	δ_{iK}	ρ_{Ai}	ρ_{Vi}	v_{it}
S_L	-0,1349	0,2768*	-0,1371*	-0,1397*	0,0860	0,0359	-0,0185
S_T	1,1790*	-0,1371*	0,3458*	-0,2087*	-0,1831*	-0,0269	0,0617
S_K	-0,0441	-0,1397*	-0,2087*	0,3484*	0,0971***	-0,0090	-0,0432*

FONTE: Dados da pesquisa.

OBS.: $i = L, T, K$.

*, **, *** Indicam níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

TABELA 3

Elasticidades custo das produções animal e vegetal — 1970/85

	1970/75	1975/80	1980/85	1970/85
ECQ_A	0,3041	0,3279	0,2985	0,3013
ECQ_V	0,4728	0,4846	0,5272	0,5001

FONTE: Dados da pesquisa.

NOTA: Gallant (1982) propõe fórmulas para o cálculo dos desvios-padrão correspondentes aos valores das elasticidades e vieses apresentados neste estudo.

Como mostra Albuquerque (1987), a ECQ_i ($i = A, V$) possui dois componentes: o efeito escala puro (EEP) e um termo de interação entre escala, tecnologia e preços dos fatores (TI). O efeito escala puro é $EEP = \alpha_i + \sum_{j=1}^2 \gamma_{ij} \ln Q_j$ e o termo de interação entre escala, tecnologia e preços dos fatores é $TI = \sum_{l=1}^3 \rho_{il} \ln P_l + \mu_{it} \ln t$. Esses componentes de ECQ_i são mostrados na Tabela 4.

Pode-se notar que o efeito interação entre escala, tecnologia e preços dos fatores (TI) sempre reforça o efeito escala positivo, exceto para a produção animal no período 1980/85, quando o valor negativo de TI provoca uma redução em ECQ_A .

A condição de concavidade também foi atendida na medida em que $H_{PP} = 0$ e $H_{QQ} = 0,0818$, ou seja, os hessianos de C em relação aos preços dos fatores e às quantidades de produtos atendem às condições de não-positividade do primeiro e não-negatividade do segundo. Além disso, como a função de custo total é

TABELA 4

*Valores médios para os componentes das elasticidades
custo das produções animal e vegetal — 1970/85*

Período	Atividade	Efeito escala puro (EEP)	Termo de interação (TI)	Elasticidades custo da produção
1970/75	Animal	0,2267	0,0774	0,3041
	Vegetal	0,4384	0,0347	0,4731
1975/80	Animal	0,3159	0,0120	0,3279
	Vegetal	0,4222	0,0624	0,4846
1980/85	Animal	0,3479	-0,0494	0,2985
	Vegetal	0,4495	0,0777	0,5272
1970/85	Animal	0,2872	0,0140	0,3013
	Vegetal	0,4440	0,0561	0,5001

FONTE: Dados da pesquisa.

positiva para todos os valores de P e Q , atende-se a todas as propriedades da função de custo.

A partir da validação do modelo estimado, seus parâmetros foram utilizados para os cálculos dos vieses de mudança tecnológica na produção e no uso dos fatores de produção considerados, utilizando as equações (4) e (12), respectivamente. A Tabela 5 apresenta as taxas de crescimento dos custos marginais e as respectivas medidas de vieses, para os períodos 1970/75, 1975/80, 1980/85 e para o período total (1970/85).

A análise dos resultados encontrados aponta para a ocorrência de um viés de mudança tecnológica (B_{AV}^Q) na agropecuária brasileira, em direção à produção

TABELA 5

*Taxas de crescimento do custo marginal de produção e vieses de produção — 1970/85
(Em %)*

Período	G(CM _{gA})	G(CM _{gV})	B_{AV}^Q
1970/75	-2,49	5,96	-8,45
1975/80	-10,07	0,25	-10,32
1980/85	-4,65	-17,63	12,98
1970/85	-0,19	-5,71	5,52

FONTE: Dados da pesquisa.

OBS.: O subscrito A indica produção animal (pecuária) e V indica produção vegetal.

animal e contra a produção vegetal durante toda a década de 70, quadro que se inverte drasticamente na primeira metade da década seguinte.

Esse viés bem mais intenso em direção à produção vegetal no primeiro quinquênio da década de 80 faz com que o viés de mudança tecnológica no período total de análise (1970/85) ocorra em direção à produção vegetal e contra a produção animal. Isso se verifica a despeito de o subsetor pecuária manter em todo o período taxas de crescimento negativas de seu custo marginal.

Considerando a década de 70 como período de análise, a taxa de mudança tecnológica viesada em direção à produção animal mostra-se coerente com os grandes avanços tecnológicos ocorridos tanto na avicultura quanto na suinocultura, nesse período, além de avanços nas técnicas ligadas à bovinocultura, tais como inseminação, confinamento, forragens e manejo.

Segundo Santos (1986, p. 95) uma análise do Plano Decenal de Desenvolvimento Econômico e Social (1967/76) mostra o destacado papel assumido pela pesquisa e extensão no processo de modernização da agropecuária. Relativamente à pesquisa, são destacados o combate às principais doenças dos animais domésticos, programas de elaboração de vacinas, levantamentos sistemáticos indicativos de deficiências de microelementos do solo e nas plantas forrageiras, intensificação das pesquisas de fitoparasitas, que incentivaram principalmente a pecuária na década de 70, além da introdução e disseminação do cultivo da braquiária.

A partir dos anos 80, deve-se destacar a grande expansão sofrida pelos produtos de origem vegetal, voltados para a exportação e para a substituição de importações (caso dos energéticos, após a segunda crise do petróleo), no final dos anos 70, incentivados por políticas públicas de apoio às exportações e de substituição de importações.

A inversão verificada no direcionamento do viés de produção advindo de mudança tecnológica, a partir de 1980, pode ser resultado das pesquisas agrícolas desenvolvidas ao longo da década de 70. A pesquisa agrícola no Brasil ganhou especial impulso, a partir de 1973, com a criação da Embrapa. Porém, de acordo com Evenson (1983), o lapso de tempo entre a geração de uma tecnologia e sua adoção é de pelo menos três anos, ao passo que o hiato temporal médio entre a publicação da pesquisa e a adoção máxima pelos produtores pode chegar a sete anos.

Assim, a década de 80 se apresenta como a principal beneficiária dos resultados das pesquisas agrícolas levadas a cabo na década anterior, o que explica a mudança de viés de produto anteriormente diagnosticada. Ademais, como mostraram Bonelli e Pessoa (1998), a modernização agrícola brasileira baseou-se em mudanças na composição das colheitas pela diversificação, incorporação de novas tecnologias e em modificações na estrutura e na organização dos fatores

de produção. Para eles, a mais notável mudança, no que se refere à diversificação de culturas, ocorreu na composição da produção na direção de culturas caracterizadas por mercado em forte expansão no comércio internacional, com destaque para a soja. Sendo que, na década de 80, em particular, os ganhos de produtividade explicam cerca de 75% do aumento da produção agrícola.

Além disso, os produtos direcionados ao mercado externo possuem, no caso de país tomador de preços internacionais, demandas elásticas. Nesse caso, os ganhos advindos da adoção de tecnologia redutora de custos são totalmente incorporados pelos produtores, caso não ocorra algum tipo de confisco pelo governo, tais como impostos ou sobrevalorização cambial, por exemplo.

A tendência de taxas de crescimento maiores para a produção animal até 1980 e para a produção vegetal a partir dessa data se verifica em todas as regiões do país, com destaque para as regiões Sudeste e Centro-Oeste, que apresentam, respectivamente, entre 1980/85, taxas de crescimento da ordem de 11,7% e 8% para a produção vegetal [ver Dias (1998)]. Esses valores foram influenciados na região Sudeste pelo desenvolvimento de culturas como cana-de-açúcar e cítricos, principalmente, e na região Centro-Oeste pela soja.

Os valores obtidos para as elasticidades de demanda de fatores com respeito às quantidades de produtos (e_{ii}) encontram-se na Tabela 6. Constata-se, em geral, a ocorrência de uma demanda inelástica para todos os fatores de produção, para os dois subsetores da agropecuária brasileira, em todo o período analisado, exceção feita à elasticidade da demanda de terras em relação à produção animal (e_{TA}), a partir de 1975, quando passa a apresentar um valor absoluto maior que a unidade.

Ademais, além de elástica, as e_{TA} foram todas negativas, mostrando que o aumento na produção animal pode se verificar com uma menor utilização do

TABELA 6

Elasticidades de demanda de fatores em relação às quantidades de produtos — 1970/85

	1970/75	1975/80	1980/85	1970/85
e_{LA}	0,5108	0,5193	0,4820	0,4957
e_{TA}	-0,8357	-1,3542	-1,4063	-1,0649
e_{KA}	0,5335	0,5477	0,5275	0,5305
e_{LV}	0,5593	0,5645	0,6038	0,5813
e_{TV}	0,3056	0,2375	0,2767	0,2994
e_{KV}	0,4518	0,4642	0,5059	0,4789

FONTE: Dados da pesquisa.

fator terra. De fato, pode-se pensar que o crescimento das atividades ligadas à suinocultura, ao confinamento de gado e, principalmente, à avicultura reduz a necessidade desse fator na sua produção. Acrescente-se a isso as relações de substituição existentes entre o fator terra e os fatores trabalho e capital encontradas por Reis e Teixeira (1995) para a pecuária leiteira, que revelaram para essa atividade um uso mais intensivo de trabalho, capital e alimentação à medida que o fator terra se tornava mais escasso.

Os demais valores de e_{IA} (elasticidades da demanda de trabalho e de capital em relação à produção animal) apresentaram-se positivos e menores que a unidade, refletindo a possibilidade de acréscimos percentuais na produção animal serem obtidos a partir de menores acréscimos percentuais nas utilizações dos fatores trabalho e capital. Como todos os valores de e_{IV} (elasticidades da demanda de trabalho, terra e capital em relação à produção vegetal) foram positivos e menores que a unidade, cada aumento de 1% na produção vegetal exige aumentos menores que 1% nas utilizações dos fatores considerados (isto é, 0,58% de trabalho; 0,30% de terra; e 0,48% de capital, considerando os valores de e_{IV} do período total).

Ainda relativamente às elasticidades de demanda de fatores com respeito à produção (e_{ii}), pode-se notar que os valores encontrados para a produção vegetal, relativamente ao fator trabalho, são sempre superiores aos da produção animal, ocorrendo o contrário quanto ao fator capital. Isso indica uma demanda do fator trabalho na atividade pecuária mais inelástica que na produção vegetal, ou seja, relativamente, pode-se obter acréscimos percentuais na produção animal por meio de acréscimos percentuais menores nesse fator que na atividade agrícola. Raciocínio inverso deve ser aplicado quanto à utilização do fator capital nas atividades consideradas.

A Tabela 7 apresenta os vieses de mudança tecnológica no espaço dos insumos (B_i^e). Como mostrado anteriormente, esse valor se compõe do somatório de três termos, em que o primeiro (B_i) mede o viés atribuído a um deslocamento do caminho de expansão, o segundo termo (B_{IA}) mede o efeito escala devido à produção animal e o terceiro (B_{IV}) mede o efeito escala associado à produção vegetal.

Como mostra Albuquerque (1986), os estudos precursores a respeito de progresso tecnológico procuravam medir o efeito da mecanização sobre o nível de emprego e, conseqüentemente, sobre a participação do trabalho na renda gerada pelo sistema econômico. Portanto, tais discussões se concentraram em classificar os tipos de mudança tecnológica segundo seu efeito sobre as parcelas atribuídas aos fatores de produção.

Nesse contexto, um dos tipos de classificação amplamente utilizado é o de Hicks, cujo conceito de neutralidade da mudança tecnológica requer a constância

TABELA 7

Vieses de mudança tecnológica no espaço dos insumos — 1970/85

	<i>l</i>	B_l	B_{lA}	B_{lV}	B_l^e
1970/75	<i>L</i>	0,0311	-0,0233	-0,0063	0,0015
	<i>T</i>	-0,1554	0,1285	0,0121	-0,0148
	<i>K</i>	0,0257	-0,0259	0,0015	0,0013
1975/80	<i>L</i>	0,0008	0,0041	0,0012	0,0061
	<i>T</i>	0,0282	-0,0364	-0,0036	-0,0118
	<i>K</i>	-0,0078	0,0048	-0,0003	-0,0033
1980/85	<i>L</i>	0,0156	0,0194	0,0046	0,0396
	<i>T</i>	-0,0340	-0,1799	-0,0150	-0,2289
	<i>K</i>	-0,0086	0,0242	-0,0013	0,0143
1970/85	<i>L</i>	0,0158	-0,0003	-0,0001	0,0154
	<i>T</i>	-0,0537	0,0023	0,0002	-0,0512
	<i>K</i>	0,0031	-0,0004	0,0000	0,0027

FONTE: Dados da pesquisa.

das parcelas relativas dos fatores no custo total ao longo de uma trajetória em que a proporção capital/trabalho seja constante. Dessa forma, a derivada da equação de parcela de custo com relação ao tempo (B_l) produz estimativas dos vieses de Hicks, ou seja, estimativas de como as parcelas de custo dos fatores teriam evoluído na ausência de efeitos escala [ver Albuquerque (1987)]. A análise dos resultados encontrados para B_l , para o período total (1970/85), mostra uma utilização mais intensa de trabalho e capital e um viés de Hicks poupador de terra na agropecuária brasileira.

Já quando se considera cada subperíodo, pode-se observar que, enquanto B_L foi sempre positivo (viés utilizador do fator), B_K apresentou-se positivo apenas entre 1970/75. Porém, o viés utilizador do fator capital nesse período (de 2,6% a.a.) foi bem superior aos valores negativos dos períodos subseqüentes (de -0,78% a.a. e -0,86% a.a., respectivamente), fazendo com que B_K mantivesse sinal positivo (de 0,31% a.a.) no período total, indicando um viés deslocador do caminho de expansão em direção à utilização do fator capital.

O fator terra apresenta uma redução acentuada de sua parcela no custo no período 1970/75, situação que se reverte entre 1975 e 1980 e que torna a se inverter no período 1980/85, implicando uma alternância no tipo de viés deslocador do caminho de expansão, ora no sentido de poupar o fator, ora no sentido

de utilizá-lo. Isso resulta, no período total analisado, em um viés poupador do fator da ordem de 5,1% a.a.

Ao se considerar os efeitos escala para o período total, pode-se notar que, relativamente à produção animal (B_{IA}), eles atuaram no sentido de poupar trabalho e capital e utilizar terra; por outro lado, relativamente à produção vegetal (B_{IV}), os efeitos escala foram utilizadores de terra e poupadores de trabalho. O efeito escala da produção vegetal foi neutro em relação ao fator capital ($B_{KV} = 0$).

Entretanto, a pequena magnitude desses valores não permitiu uma reversão da tendência observada para B_I , fazendo com que o viés de mudança tecnológica no espaço dos insumos (B_I^e) seguisse a tendência ditada pelos vieses deslocadores do caminho de expansão (vieses de Hicks), isto é, pelas variações nas parcelas relativas de custo dos fatores ao longo do tempo.

Assim, os vieses de mudança tecnológica no espaço dos insumos apresentaram-se como utilizadores de trabalho e capital e poupadores de terra, para os dois subsetores da agropecuária brasileira analisados, entre 1970 e 1985.

Dentre os subperíodos analisados, pode-se notar que essa mesma tendência só não se verifica em relação a B_K^e , para o período 1975/80, quando o viés de mudança tecnológica é poupador do fator capital em 0,3% a.a.

6 - Conclusões

As mudanças tecnológicas na agropecuária brasileira têm-se constituído em importante elemento de transformações econômicas e sociais, através de seus impactos sobre o produto do setor e sua composição e também sobre o emprego e a renda dos fatores de produção utilizados na atividade.

Os resultados econométricos encontrados neste estudo para a ocorrência de vieses de mudança tecnológica na agropecuária brasileira direcionaram-se favoravelmente à produção vegetal e contra a produção animal na magnitude de 5,5% a.a., no período total de análise (1970/85). Porém, a divisão desse período de 15 anos em três subperíodos quinquenais permite uma análise mais acurada dos impactos da mudança tecnológica sobre a agropecuária brasileira.

Os valores encontrados para os dois primeiros subperíodos (1970/75 e 1975/80) apontaram para a ocorrência de viés de mudança tecnológica favorável à produção animal e contra a produção vegetal nas magnitudes de 8,5% a.a. e 10,3% a.a., respectivamente, quadro que se inverteu drasticamente entre 1980 e 1985, quando o viés de mudança tecnológica tornou-se favorável à produção vegetal na magnitude de 13% a.a. Esses resultados parecem refletir coerentemente a estrutura conjuntural da economia brasileira no período.

Os anos 70 foram palco de um amplo espectro de acontecimentos que englobaram desde o período do chamado “milagre brasileiro” até as duas crises do petróleo e o início do processo de estagnação/ recessão/ inflação, característico dos anos 80. Dentro desse contexto, *grosso modo*, pode-se caracterizar a década de 70 como um período de expansão na atividade econômica e consequente aumento da renda *per capita* nacional, que implicou aumento da demanda por produtos com maiores elasticidades da demanda e da renda. Assim, os produtos de origem animal tiveram sua procura mais impactada relativamente aos produtos agrícolas de consumo doméstico. Essa pressão de demanda constituiu-se em incentivo de busca de inovações na produção desses bens.

Já os anos do primeiro quinquênio da década de 80, que fazem parte dos chamados “anos perdidos” da economia nacional, vão obter no setor agropecuário uma forma de amortecer os impactos causados pela recessão dos demais setores da economia, através do incentivo à produção de bens que amenizassem os desequilíbrios das contas externas do país, causados, principalmente, pelo segundo choque do petróleo (1979) e pela alta das taxas de juros internacionais. Assim, a produção de energéticos — cana-de-açúcar — substitutos do petróleo (responsável por parcela significativa da pauta de importações) e de produtos de exportação — soja, laranja etc. — passou a ser amplamente incentivada por políticas governamentais.

Esses incentivos refletiram-se na demanda por melhores tecnologias de produção desses bens, tornando o viés de mudança tecnológica favorável ao subsetor produção vegetal. Acrescente-se a isso o fato de que a estagnação econômica da primeira metade da década de 80 gerou redução na renda *per capita* nacional, impactando negativamente a produção de origem animal, que, à exceção da avicultura, sofreu severas restrições à colocação de seus produtos no mercado internacional devido a problemas fitossanitários como a febre aftosa e a peste suína, nos casos da bovinocultura e da suinocultura, respectivamente. Destaque-se que a grande maioria da produção do subsetor pecuária se caracteriza por ser de consumo doméstico e, portanto, sujeita a oscilações da conjuntura econômica interna.

O forte viés de mudança tecnológica direcionado à produção vegetal e contra a produção animal, entre 1980 e 1985, foi dominante no direcionamento do viés de produção encontrado para o período total em análise. Tais vieses de produção geraram impactos significativos na utilização dos fatores de produção considerados no estudo. Esses últimos apontam para a ocorrência de vieses utilizadores de trabalho e capital e poupadores de terra no período 1970/85.

Apesar de, à primeira vista, o resultado encontrado neste estudo — viés utilizador de trabalho — parecer contraditório quando comparado a estudos anteriores, como os de Santos (1986) e Mueller e Martine (1997), entre outros, que constataram que a mudança tecnológica na agricultura brasileira se direcio-

nou no sentido de poupar trabalho e terra e utilizar insumos modernos (como maquinaria e insumos químico-biológicos), ele não o é: em primeiro lugar, este estudo considerou apenas três fatores de produção, em que os chamados insumos modernos encontram-se agregados na variável capital, cujo viés de uso do fator apresentou-se positivo no período, implicando incidência de um viés de mudança tecnológica utilizadora do mesmo; em segundo lugar, a despeito de B_L^e ter sido positivo, seu valor de 0,0154 (ou 1,5% a.a.) é bem inferior à taxa de crescimento da população rural no período, o que implica liberação líquida de mão-de-obra da agropecuária para os demais setores; e, finalmente, o valor encontrado para B_L^e foi determinado pelo crescimento da parcela de trabalho no custo total (B_L) ao longo do tempo, o que reflete, também, o comportamento do preço do fator nesse resultado (além da quantidade do mesmo). Os efeitos escala das duas atividades foram pouco significativos na determinação dos vieses de mudança tecnológica no espaço dos insumos, para todos os fatores considerados.

O alto valor negativo de B_T^e , indicando a ocorrência de um viés poupador do fator terra da ordem de 5,1% a.a., entre 1970 e 1985, mostrou-se coerente com as indicações de estudos anteriores sobre a agropecuária brasileira. Segundo Bonelli e Pessôa (1998), por exemplo, as inovações originadas na Embrapa tiveram um viés para se constituírem em tecnologias poupadoras de terra.

A taxa de progresso técnico encontrada para o setor agropecuário brasileiro, entre 1970 e 1985, em torno de 4% a.a., mostra que esse setor da economia brasileira apresentou expressivos ganhos de produtividade nesse período, ganhos esses que cresceram ao longo do tempo.

A despeito das dificuldades encontradas na realização deste trabalho, notadamente a carência de informações mais detalhadas das atividades aqui focadas, os resultados obtidos constituem-se em relevantes informações para os interessados na análise do setor agropecuário brasileiro.

Apêndice

Dados utilizados na pesquisa

Dados usados no processo de estimação das equações (2) e (3) — 1970/85

OBS	LCT/LPK	SK	SL	ST	LPL/LPK	LPT/LPK	LYA	LYV	LT	LPA	LPV
AC/1970	4,0002	0,1825	0,4737	0,3437	1,1432	-0,7353	1,6389	2,4038	0	4,6052	4,6052
AM	4,4501	0,2046	0,603	0,1925	0,3701	-0,8305	2,1354	3,4453	0	4,6052	4,6052
RO	1,739	0,2608	0,5938	0,1454	0,2321	-2,6812	0,0987	1,5927	0	4,6052	4,6052
RR	0,9624	0,5966	0,2739	0,1294	-0,4064	-3,7512	1,4987	1	0	4,6052	4,6052
AP	1,4211	0,3102	0,5139	0,1759	0,47	-1,9476	0,7811	0,355	0	4,6052	4,6052
PA	5,8421	0,3087	0,5761	0,1153	1,0374	-0,6556	3,2113	3,3885	0	4,6052	4,6052
MA	5,203	0,2619	0,6766	0,0614	-0,2179	-1,6647	3,766	4,1004	0	4,6052	4,6052
PI	5,2092	0,081	0,8804	0,0387	0,8281	-2,2204	2,9579	2,8862	0	4,6052	4,6052
CE	4,8993	0,3322	0,4134	0,2544	-0,9459	-1,0144	3,8222	3,8608	0	4,6052	4,6052
RN	3,9919	0,3429	0,3953	0,2618	-0,726	-0,9214	2,8061	2,9144	0	4,6052	4,6052
PB	4,7171	0,2682	0,4563	0,2755	-0,4554	-0,1701	3,2555	3,6233	0	4,6052	4,6052
PE	5,3538	0,2955	0,5252	0,1793	-0,321	-0,2075	3,7749	4,5199	0	4,6052	4,6052
AL	4,5136	0,3409	0,4516	0,2075	-0,3344	0,1546	2,5005	3,8037	0	4,6052	4,6052
SE	4,0834	0,2578	0,4431	0,2992	-0,3231	0,2389	2,7661	2,7956	0	4,6052	4,6052
BA	6,052	0,3195	0,3753	0,3052	-0,5398	-0,25	4,8295	5,0924	0	4,6052	4,6052
MG	6,5627	0,3375	0,2414	0,4211	-0,5049	-0,1967	6,0482	5,4685	0	4,6052	4,6052
ES	4,5763	0,3249	0,3334	0,3417	-0,2592	0,0605	3,788	3,7835	0	4,6052	4,6052
RJ	5,1251	0,3558	0,2617	0,3825	0,1178	0,8368	4,3015	4,0477	0	4,6052	4,6052
SP	7,3099	0,3728	0,1939	0,4333	0,321	1,2712	6,0819	6,2212	0	4,6052	4,6052
PR	6,8923	0,3404	0,299	0,3606	0,102	1,1264	5,3885	5,8091	0	4,6052	4,6052
SC	5,4461	0,3258	0,3229	0,3512	-0,2701	0,4078	4,6793	4,7534	0	4,6052	4,6052
RS	6,92	0,3368	0,2401	0,4231	0,1909	0,71	5,9305	5,9899	0	4,6052	4,6052
GO	5,548	0,3444	0,201	0,4546	-0,4317	-0,9359	5,0632	4,4089	0	4,6052	4,6052
MT	6,0239	0,3237	0,1902	0,4861	0,4468	-0,6886	5,1129	3,8891	0	4,6052	4,6052
AC/1975	4,0188	0,1875	0,6182	0,1943	1,088	-1,5003	1,9403	2,0689	0,693	4,4106	4,2747
AM	4,4311	0,258	0,6674	0,0746	-0,0344	-2,2578	2,3057	3,4875	0,693	4,5186	4,5658
RO	4,0229	0,2279	0,5039	0,2681	0,657	-0,8245	1,6279	2,3732	0,693	4,3723	4,4105
RR	1,7146	0,5466	0,3305	0,1229	-0,3711	-3,3379	1,6169	0,1622	0,693	4,6675	4,4493
AP	1,7824	0,3649	0,5641	0,071	0,2019	-2,7626	1,0318	0,5905	0,693	4,5839	4,3686
PA	5,3823	0,245	0,6817	0,0733	0,2617	-2,2708	3,7588	4,0021	0,693	4,5966	4,5218
MA	5,1019	0,2118	0,7304	0,0577	-0,6517	-2,2566	4,0843	4,2903	0,693	4,6079	3,895
PI	5,563	0,0991	0,8687	0,0323	0,8753	-2,276	3,5363	3,1197	0,693	4,7046	4,3637
CE	4,9438	0,2903	0,5915	0,1182	-0,6283	-1,7518	4,1997	4,1221	0,693	4,6589	4,2796
RN	4,3392	0,2381	0,6328	0,1291	-0,2071	-1,4953	3,2666	3,2496	0,693	4,652	4,2862
PB	5,1135	0,2402	0,5769	0,1828	-0,2208	-0,3746	3,7221	3,9468	0,693	4,5991	4,3062

(continua)

(continuação)

OBS	LCT/LPK	SK	SL	ST	LPL/LPK	LPT/LPK	LYA	LYV	LT	LPA	LPV
PE	5,7485	0,2608	0,6249	0,1143	0,1079	-0,4549	4,3815	4,6637	0,693	4,4637	4,4555
AL	5,2069	0,3006	0,4816	0,2179	0,143	0,6614	3,2964	4,1351	0,693	4,7001	4,5451
SE	4,1489	0,2661	0,4878	0,2461	-0,4148	-0,1715	3,3452	2,6981	0,693	4,6619	4,4708
BA	6,563	0,3124	0,4599	0,2277	-0,1469	-0,3476	5,3822	5,1562	0,693	4,6271	4,5075
MG	7,0477	0,343	0,2326	0,4245	-0,3084	0,0458	6,5935	5,6185	0,693	4,6646	4,7083
ES	4,9367	0,3222	0,3042	0,3736	-0,1916	0,3087	4,3328	3,7176	0,693	4,6506	4,6994
RJ	5,2932	0,3395	0,2407	0,4198	-0,0262	0,8845	4,7079	4,1758	0,693	4,5253	4,6304
SP	7,5293	0,3846	0,1695	0,4459	0,2687	1,342	6,5273	6,4667	0,693	4,5475	4,5998
PR	6,955	0,385	0,2814	0,3335	-0,0992	0,8516	5,8323	6,5451	0,693	4,6287	4,6663
SC	5,5617	0,3978	0,3049	0,2974	-0,4629	0,2078	5,287	4,988	0,693	4,5498	4,6508
RS	7,0146	0,4054	0,2197	0,3748	-0,1549	0,5157	6,1297	6,3881	0,693	4,6177	4,6991
GO	6,1798	0,3611	0,1714	0,4674	-0,3377	-0,6675	5,7258	4,8331	0,693	4,6548	4,7811
MT	6,3525	0,3233	0,2073	0,4695	0,3975	-0,6545	5,4493	3,743	0,693	4,6895	4,6423
AC/1980	3,0908	0,1928	0,621	0,1862	-0,0382	-2,6932	2,2438	2,3291	1,099	4,2459	4,3011
AM	4,2429	0,2808	0,6511	0,0681	-0,3608	-2,6355	2,5864	3,8095	1,099	4,4709	4,5511
RO	4,7403	0,2578	0,5136	0,2286	0,8009	-0,7291	2,7098	2,8256	1,099	4,0657	4,3808
RR	2,0222	0,4306	0,3953	0,174	0,1775	-2,9294	1,7215	0,6915	1,099	4,7407	4,3701
AP	2,3411	0,2119	0,7482	0,0399	1,2242	-2,59	0,777	0,5277	1,099	4,5897	4,4303
PA	5,5115	0,2928	0,5715	0,1357	-0,0582	-1,6821	4,4129	4,7682	1,099	4,5938	4,8065
MA	5,4361	0,1902	0,7252	0,0846	-0,4224	-1,698	4,4145	4,499	1,099	4,7274	4,6829
PI	5,015	0,2098	0,724	0,0663	-0,1324	-2,0044	3,6106	3,2088	1,099	4,888	4,7181
CE	5,4201	0,319	0,5028	0,1782	-0,465	-1,025	4,5162	4,3117	1,099	4,7204	4,7046
RN	4,8694	0,3037	0,5309	0,1653	-0,0326	-0,7011	3,4717	3,4707	1,099	4,7823	4,7103
PB	5,0292	0,288	0,5199	0,1922	-0,3017	-0,4014	3,7875	3,9149	1,099	4,8018	4,6224
PE	5,8412	0,3025	0,5321	0,1654	-0,0826	-0,0641	4,6247	4,9197	1,099	4,4828	4,6451
AL	4,9385	0,3145	0,4961	0,1894	-0,2124	0,2002	3,327	4,4918	1,099	4,7321	4,7203
SE	4,5303	0,2423	0,4538	0,304	-0,111	0,409	3,5476	2,98	1,099	4,6639	4,6641
BA	6,5929	0,322	0,4437	0,2343	-0,2512	-0,4375	5,444	5,5415	1,099	4,7144	4,7515
MG	7,0553	0,3614	0,2631	0,3755	-0,247	-0,0446	6,6959	5,9259	1,099	4,6801	4,7279
ES	5,0795	0,3503	0,3422	0,3075	-0,0828	0,2928	4,3411	4,4078	1,099	4,8272	4,8706
RJ	4,9926	0,3288	0,2944	0,3768	-0,1886	0,5943	4,6146	4,1993	1,099	4,4393	4,6218
SP	7,6147	0,3901	0,174	0,4359	0,3432	1,4663	6,5611	6,7096	1,099	4,4647	4,5639
PR	6,8934	0,3565	0,2633	0,3802	-0,1253	0,8799	6,0043	6,4082	1,099	4,5207	4,6372
SC	5,6879	0,4041	0,32	0,2759	-0,3016	0,2027	5,5603	5,3331	1,099	4,4166	4,7528
RS	6,9237	0,3958	0,2444	0,3598	-0,0998	0,4147	6,3942	6,3835	1,099	4,6634	4,605
GO	6,6454	0,3187	0,1681	0,5132	0,0004	-0,1485	6,0531	4,9687	1,099	4,8016	4,6238
MT	6,4097	0,3501	0,174	0,4759	0,1821	-0,7749	5,987	5,0157	1,099	4,9691	4,4132
AC/1985	4,2173	0,1416	0,7417	0,1168	1,3144	-1,7744	2,4323	2,319	1,386	4,2925	3,9677
AM	5,1305	0,186	0,763	0,051	0,7606	-1,7001	2,9409	3,9185	1,386	4,4505	4,8365
RO	3,9885	0,2497	0,4261	0,3242	-0,506	-1,1157	3,4719	3,4999	1,386	3,8907	4,2466
RR	1,7971	0,41	0,4092	0,1809	-0,0818	-2,8194	2,2074	0,9427	1,386	4,831	4,4489

(continua)

(continuação)

OBS	LCT/LPK	SK	SL	ST	LPL/LPK	LPT/LPK	LYA	LYV	LT	LPA	LPV
AP	3,5395	0,2236	0,7298	0,0466	2,3125	-1,7282	1,0912	1,1235	1,386	4,8112	4,2328
PA	5,8458	0,241	0,6284	0,1306	0,4564	-1,4403	4,7645	4,8766	1,386	4,5455	4,9688
MA	5,7589	0,2484	0,6736	0,078	0,0627	-1,3177	4,5808	4,357	1,386	4,7996	4,6287
PI	4,9794	0,2187	0,7191	0,0622	0,0314	-2,0504	3,9835	3,3541	1,386	4,7814	4,3723
CE	5,296	0,3328	0,5139	0,1533	-0,4648	-0,9329	4,8617	4,4368	1,386	4,7154	4,3893
RN	4,6149	0,2838	0,566	0,1503	0,025	-0,8166	3,9548	3,5418	1,386	4,7064	4,333
PB	4,8259	0,2799	0,5469	0,1732	-0,3521	-0,5434	4,2399	4,0899	1,386	4,7112	4,2005
PE	5,3776	0,2916	0,5737	0,1346	-0,3016	-0,5506	4,9714	5,0112	1,386	4,6601	4,3995
AL	4,8557	0,3271	0,4684	0,2045	-0,2771	0,3308	3,6558	4,6157	1,386	4,9361	4,4683
SE	4,9964	0,2593	0,4918	0,2489	0,4951	0,8108	3,8928	3,2332	1,386	4,9715	4,4896
BA	6,763	0,3597	0,4047	0,2356	-0,1289	-0,2103	5,6592	5,9602	1,386	4,8881	4,8052
MG	6,8295	0,3454	0,2347	0,4199	-0,5148	0,0001	6,7244	6,6005	1,386	4,6391	4,8153
ES	5,3553	0,379	0,26	0,3611	-0,0109	0,846	4,3617	5,1197	1,386	4,6009	4,9713
RJ	4,8659	0,3401	0,3114	0,3485	-0,1135	0,5165	4,777	4,332	1,386	4,548	4,6234
SP	7,4624	0,4066	0,1766	0,4167	0,4431	1,4195	6,603	7,0667	1,386	4,4773	4,6149
PR	6,0167	0,4025	0,2017	0,3958	-1,0849	0,1531	6,1564	6,6314	1,386	4,5333	4,5162
SC	5,8758	0,4758	0,2618	0,2625	-0,1664	0,4703	6,0017	5,3771	1,386	4,5359	4,5557
RS	6,4092	0,4157	0,247	0,3373	-0,3891	0,0053	6,2897	6,4579	1,386	4,5818	4,5955
GO	6,2018	0,4048	0,173	0,4222	-0,2936	-0,6153	6,1953	5,1707	1,386	4,7862	4,42
MT	6,304	0,3911	0,1362	0,4727	-0,08	-0,7921	6,2544	5,3643	1,386	4,8859	4,2552

FONTE: Dados da pesquisa extraídos dos censos agropecuários de 1970/75/80/85.

Abstract

This paper analyses the impact of technological change on Brazilian agricultural output and input mix from 1970 to 1985. We utilize an econometric model that considers two activities (vegetal and animal activities) and three inputs (labor, land and capital). It was observed in all period (1970 to 1985) an output bias in direction to vegetal production against animal production. It caused a bias in direction on labor and capital utilization and saving land. This paper also shows different behaviors in small periods, as 1970/75, 1975/80 and 1980/85.

Bibliografia

ALBUQUERQUE, M. C. C. A teoria econômica da mudança tecnológica. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 16, n. 2, p. 187-203, maio/ago. 1986.

———. Uma análise translog sobre mudança tecnológica e efeitos escala: um caso de modernização ineficiente. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, Rio de Janeiro, v. 17, n. 1, p. 191-220, abr. 1987.

- ANTLE, J. M., CAPALBO, S. M. An introduction to recent developments in production theory and productivity measurement. In: CAPALBO, S. M., ANTLE, J. M. (eds.). *Agricultural productivity: measurement and explanation*. Washington D. C.: Resources for the Future, 1988.
- BARROS, J. R. M., MANOEL, A. Insumos agrícolas: evolução recente e perspectivas. In: BRANDÃO, A. S. P. (ed.). *Os principais problemas da agricultura brasileira: análise e sugestões*. 2 ed. Rio de Janeiro: IPEA, p.295-332, 1992.
- BERNDT, E. R. *The practice of econometrics: classic and contemporary*. Addison-Wesley Publishing Company, Inc. 1991, 702p.
- BONELLI, R., PESSÔA, E. P. *O papel do Estado na pesquisa agrícola no Brasil*. Rio de Janeiro: IPEA, 1998, 40p. (Texto para Discussão, 576).
- BRANDT, S. A., WONG, S., MORO, S. Viés tecnológico e emprego agrícola: uma nota econométrica. *Revista Brasileira de Economia e Sociologia Rural*, v. 26, n. 1, p. 139-143, 1988.
- DIAS, R. S. *Elasticidades de substituição e de demanda de fatores na agricultura brasileira*. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1982, 55p. (Dissertação de Mestrado).
- . *Mudança tecnológica e viés de produção na agropecuária brasileira*. Piracicaba: Esalq/USP, 1998, 128p. (Tese de Doutorado).
- EVENSON, R. E. Intellectual property rights and business research and development: implications for the public agricultural research system. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 65, n. 5, 1983.
- GALLANT, A. R. On the bias in flexible functional forms and an essentially unbiased form: the fourier flexible form. *Journal of Econometrics*, v. 15, p. 211-245, 1981.
- . Unbiased determination of production technologies. *Journal of Econometrics*, v. 20, p. 285-323, 1982.
- KURODA, Y. The output bias of technological change in postwar Japanese agriculture. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 70, p. 663-673, 1988.
- MELO, F. H. *Prioridade agrícola: sucesso ou fracasso?* São Paulo: Pioneira, 1985, 200p.
- MONTENEGRO, J. L. A., SOUZA, G. S. A forma flexível de Fourier, a estimação de elasticidades e vieses tecnológicos para a agricultura brasileira. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Brasília, v. 27, n. 3, p. 327-362, jul./set. 1989.
- MUELLER, C. C., MARTINE, G. Modernização da agropecuária, emprego agrícola e êxodo rural no Brasil — a década de 1980. *Revista de Economia Política*, v.17, n. 3/67, p. 85-104, jul./set. 1997.
- RAY, S. C. A translog cost function analysis of U.S. agriculture, 1939/77. *American Journal of Agricultural Economics*, v. 64, p. 490-498, 1982.

- REIS, R. P. *Estrutura produtiva da pecuária leiteira sob condições de intervenção: um estudo de caso em Minas Gerais*. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1992, 151p. (Tese de Doutorado).
- REIS, R. P., TEIXEIRA, E. C. Estrutura de demanda e substituição de fatores produtivos na pecuária leiteira: o modelo de custo translog. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 49, n. 3, p. 545-554, 1995.
- SANTOS, R. F. *Presença de vieses de mudança técnica na agricultura brasileira*. São Paulo: FEA/USP, 1986, 223p. (Tese de Doutorado).
- SEIXAS NETO, A., PENNA, J. A. O processo de mudança tecnológica na agricultura paulista. *Revista Brasileira de Economia Rural*, v. 16, n. 1, p. 70-88, 1978.
- SILVA, J. G. da, KAGEYAMA, A. Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970 e 1975. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 13, n. 1, p. 235-266, abr. 1983.
- ZAGATTO, L. C. A. G. *Estrutura produtiva de pequenos agricultores e implicações para a geração e adoção de tecnologia*. Viçosa: Universidade Federal de Viçosa, 1991, 112p. (Tese de Doutorado).

(Originais recebidos em outubro de 1998. Revistos em dezembro de 1998.)

