

# Processo de modernização da agricultura brasileira: um teste da hipótese da inovação induzida \*

ROBÉRIO FERREIRA DOS SANTOS \*\*

*Na interpretação neoclássica do processo de modernização da agricultura brasileira, alguns autores se destacam por defenderem a hipótese de que a abundância de terras e mão-de-obra se constitui na explicação principal da não-modernização da agricultura no Brasil até meados dos anos 60 e por procurarem explicar a aceleração do processo de modernização a partir de então pelo aparecimento de escassez destes fatores em algumas regiões produtivas. Utilizando um modelo de análise neoclássica, chegou-se à conclusão, neste artigo, de que o processo de modernização da agricultura brasileira não se adaptou aos pressupostos da hipótese da inovação induzida, desenvolvendo-se, pelo contrário, através de vieses de mudança técnica, poupando fatores abundantes e utilizando fatores escassos.*

## 1 — Introdução

Pode-se dividir a interpretação neoclássica do processo de modernização da agricultura brasileira em duas partes. Na primeira busca-se razões que expliquem a não-modernização da agricultura até meados dos anos 60. Na segunda procura-se explicar a aceleração do processo de modernização a partir deste período. Um fato que se destaca nesta interpretação é que alguns autores procuram visualizar o processo como se tivesse ele se adequadado aos pressupostos da hipótese da inovação induzida de Hayami e Ruttan (1971).<sup>1</sup> A agricultura brasileira enquanto teve abundância de terra e mão-de-obra não sinalizou, via preços relativos dos fatores, para a utilização de tecnologias agrícolas modernas, utilizadoras de capital (como máquinas e fertilizantes), que era escasso no Brasil, e poupadoras de trabalho e terra. A partir de fins dos anos 60, quando o processo de modernização começa a

\* Resumo de parte do Capítulo 4 da tese de doutoramento do autor [ver Santos (1986)], apresentada à Universidade de São Paulo. O artigo foi beneficiado com sugestões de um parecerista anônimo, a quem agradecemos.

\*\* Da EMBRAPA/CNPA.

<sup>1</sup> Além de Nicholes (1972) e Schuh (1975), ver, entre outros, Alves e Pastore (1980), Alves e Pastore (1975), Pastore, Alves e Rizzieri (1974), Barros, Pastore e Rizzieri (1977) e Alves (1980).

se acelerar, eles procuram identificar o aparecimento de escassez de terra e trabalho, embora que mesmo em apenas algumas regiões, para justificar a utilização das novas técnicas de produção.

Não se pretende neste artigo criticar tal interpretação.<sup>2</sup> O seu objetivo é testar, utilizando um modelo de análise neoclássica, se o processo de modernização da agricultura brasileira se adaptou à hipótese da inovação induzida de Hayami e Ruttan (1971). Para isto é utilizado um modelo desenvolvido por Binswanger (1974b e 1978) e usado para testar esta hipótese para a agricultura americana. Na seção que se segue é apresentado o modelo teórico. Na Seção 3 o modelo econométrico é especificado, sendo seus parâmetros estimados na Seção 4. Na Seção 5 são mensurados os vieses de mudança técnica, sendo estes utilizados para testar a hipótese da inovação induzida. Na Seção 6 são apresentados sumário e conclusões.

## 2 — Especificação do modelo teórico para mensuração de vieses de mudança técnica

Não se pode negar que funções de produção e progresso técnico desempenham papel crucial na teoria neoclássica do crescimento econômico. Sato (1970) reconhece que existem várias maneiras de estimar tais relações, mas que do ponto de vista da análise empírica dois modos mostram-se mais apropriados: a) assumir que a elasticidade de substituição é constante (função de produção do tipo CES) e que o progresso técnico é neutro; e b) assumir que a função de produção tem elasticidade de produção variável e que o progresso técnico não é neutro (o chamado mecanismo hicksiano de progresso técnico).<sup>3</sup>

Sato (1970) detém-se no segundo modo, usando uma forma específica para incorporar a não-neutralidade do progresso técnico (viés) na função de produção, a chamada hipótese *factor augmenting*, que assume que a elasticidade de substituição do fator é diretamente relacionada somente às proporções dos fatores e que o progresso técnico não altera esta relação, dado que as proporções das rendas permanecem constantes.

Binswanger (1974b e 1978) desenvolve um modelo com a finalidade de medir vieses de mudança técnica, separando vieses devido a mudanças nos preços relativos dos fatores (substituição de fatores ao longo da isoquanta

<sup>2</sup> Uma análise crítica da interpretação neoclássica do processo de modernização da agricultura brasileira é feita por Santos (1986a e 1986b).

<sup>3</sup> É por demais conhecida a definição de Hicks de progresso técnico como neutro, poupador de trabalho ou utilizador de trabalho dependendo se, dada uma relação capital/trabalho constante, a taxa marginal de substituição permanece constante, aumenta ou diminui.

do processo de produção), de vieses devido ao uso de inovações técnicas que independem da dotação natural de fatores (mudanças não-neutras da isoquanta), como, por exemplo, o uso de uma tecnologia desenvolvida para intensidade de fatores diferente daquela onde ela está sendo aplicada. É usado o conceito de neutralidade de Hicks. Só que, como trabalha com vários fatores de produção, ele utiliza uma variação daquele conceito, empregando proporções de fatores no lugar de taxa marginal de substituição.<sup>4</sup> Como o objetivo é medir vieses de mudanças técnicas independentes de variações de preços relativos dos fatores, estes últimos são mantidos constantes, em lugar da constância da relação dos fatores assumida originalmente por Hicks. Assim, tem-se:

$$B_i = \frac{dS_i^*}{d_i} \cdot \frac{1}{S_i} \quad (1)$$

onde:  $B_i$  é a taxa de variação da participação do fator  $i$ , mantidos constantes os preços relativos, considerada como *proxy* da taxa de variação da mudança técnica (viés), dados os preços dos fatores;  $S_i$  é a participação observada do fator  $i$  no custo total com os fatores; e  $dS_i^*$  é a variação da participação do fator  $i$  quando os preços relativos dos fatores são mantidos constantes para essa variação do fator.<sup>5</sup>

Binswanger (1974b e 1978) desenvolve um modelo para mensuração dos vieses de mudança técnica, para o caso de vários fatores de produção. Trabalha com uma função translog de custo, desenvolvida por Christensen, Jorgenson e Lau (1973), que entre outras vantagens, não impõe restrições nas elasticidades de substituição dos fatores.

No desenvolvimento do modelo, Binswanger, usando o conceito restrito de mudança técnica na forma *factor augmenting*, parte com a utilização de uma função de custo mínimo na forma:

$$C = h(Y) \phi(P_1 A_1, P_2 A_2, \dots, P_n A_n) \quad (2)$$

<sup>4</sup> Dada uma relação de fatores constante, se a taxa marginal de substituição de capital por trabalho está aumentando, então a participação do trabalho está diminuindo. No caso de muitos fatores a utilização da taxa marginal de substituição não é conveniente, já que existem  $n - 1$  pares de fatores a serem considerados.

<sup>5</sup> Deve-se destacar que a definição de viés tecnológico de acordo com a tradição neoclássica está relacionada com mudanças nas participações dos fatores (*factor shares*), o que levaria, para manter fidelidade a essa teoria, a se definir  $S_i$  como participação do fator  $i$  na renda. Como Binswanger (1974b e 1978) trabalha com funções de custo, não com funções de produção, para chegar às equações de demandas derivadas dos fatores, ele, na sua definição de viés tecnológico, trabalha na verdade com participações de custos (*cost shares*) como *proxies* de participações de fatores. Em termos teóricos, para que estas duas abordagens sejam equivalentes, torna-se necessário que sejam satisfeitas as condições necessárias à ocorrência de retornos constantes de escala.

onde  $C$  é o custo,  $Y$  é o nível do produto,  $P_i$  é o preço do fator  $i$  e  $A_i$  é o parâmetro na forma *augmenting*. Chamando  $R_i = P_i A_i$ , a função translog de custo pode ser escrita como:

$$\ln C = \ln \{h(Y)\} + \ln \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln R_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln R_i \ln R_j \quad (3)$$

onde  $h(Y)$  é uma função-escala do produto, e  $\alpha_0$ ,  $\alpha_i$  e  $\beta_{ij}$  são os parâmetros da função custo. Esta função deve satisfazer as restrições de simetria ( $\beta_{ij} = \beta_{ji}$  para todos  $i, j, i \neq j$ ), homogeneidade linear nos preços ( $\sum_i \alpha_i = 1; \sum_j \beta_{ij} = \sum_i \beta_{ij} = 0$ , para todos  $i, j$ ), monotonicidade e concavidade nos preços dos insumos.<sup>6</sup>

Dado a função-custo (2) e a definição de elasticidade, tem-se:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln R_i} = \frac{\partial C}{\partial R_i} \cdot \frac{R_i}{C} \quad (4)$$

Lembrando que  $R_i = P_i A_i$ , e que:

$$\frac{\partial C}{\partial P_i} = \frac{\partial C}{\partial R_i} \cdot \frac{\partial R_i}{\partial P_i}$$

e, utilizando o lema de Shepard (1970):

$$\frac{\partial C}{\partial P_i} = X_i$$

tem-se que:

$$X_i = \frac{\partial C}{\partial R_i} \cdot A_i, \text{ ou, } \frac{\partial C}{\partial R_i} = \frac{X_i}{A_i} \quad (4')$$

Substituindo-se (4') em (4), tem-se:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln R_i} = \frac{X_i}{A_i} \cdot \frac{R_i}{C} = \frac{X_i}{A_i} \cdot \frac{P_i A_i}{C} = \frac{P_i X_i}{C} = S_i \quad (4'')$$

onde  $S_i$  é a participação do fator  $i$  (no custo total com os fatores) e  $X_i$  a quantidade do fator  $i$ .

<sup>6</sup> Ver Santos (1986) para uma revisão sobre a função translog.

De (3) obtém-se que:

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln R_i} = S_i = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln R_j, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

Da diferencial total de (5), obtém-se:

$$dS_i = \sum_{j=1}^n \beta_{ij} d \ln R_j = \sum_{j=1}^n \beta_{ij} d \ln P_j + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} d \ln A_j, \quad j = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

Ou, em termos matriciais:

$$\begin{bmatrix} dS_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ dS_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \dots & \beta_{1n} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \beta_{n1} & & \beta_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d \ln P_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ d \ln P_n \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \dots & \beta_{1n} \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \beta_{n1} & & \beta_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} d \ln A_1 \\ \cdot \\ \cdot \\ d \ln A_n \end{bmatrix}$$

que pode ser expresso como:

$$d\tilde{S} = \tilde{\beta} (d \tilde{\ln} P) + \tilde{\beta} (d \tilde{\ln} A) \quad (7)$$

onde:  $d\tilde{S}$  é um vetor coluna ( $n \times 1$ ) das variações das participações  $dS_i$ ;  $\tilde{\beta}$  é uma matriz ( $n \times n$ ) dos coeficientes  $\beta_{ij}$ ;  $d \tilde{\ln} P$  é um vetor coluna ( $n \times 1$ ) das variações dos logaritmos de  $P_j$ ; e  $d \tilde{\ln} A$  é um vetor coluna ( $n \times 1$ ) das variações dos logaritmos de  $A_i$ .

Pode-se reescrever (6) da seguinte forma:

$$dS_i = \beta_{in} d \ln P_n + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} d \ln P_j + \beta_{in} d \ln A_n + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} d \ln A_j \quad (8)$$

De acordo com a restrição de homogeneidade, pode-se escrever que

$\beta_{in} = - \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij}$ , que, substituído em (8), fornece:

$$dS_i = - \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} d \ln P_n + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} d \ln P_j - \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} d \ln A_n + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} d \ln A_j = \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} (d \ln P_j - d \ln P_n) + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} (d \ln A_j - d \ln A_n)$$

ou:

$$dS_i = \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} dw_j + \sum_{j=1}^{n-1} \beta_{ij} da_j \quad (9)$$

onde:

$$dw_j = d \ln P_j - d \ln P_n = d \ln \left( \frac{P_j}{P_n} \right)$$

$$da_j = d \ln A_j - d \ln A_n = d \ln \left( \frac{A_j}{A_n} \right)$$

Chamando  $\tilde{\tau}$  a matriz truncada  $(n-1) \times (n-1)$  de  $\beta_{ij}$ , que é de posto completo, tem-se:

$$d\tilde{S} = \tilde{\tau} d\tilde{w} + \tilde{\tau} d\tilde{a} \quad (10)$$

onde  $d\tilde{w}$  é o vetor coluna  $(n-1) \times 1$  de  $dw_j$ , e  $d\tilde{a}$  é o vetor coluna  $(n-1) \times 1$  de  $da_j$ .

De (10), obtém-se a solução para as mudanças em  $A$ :

$$d\tilde{a} = \tilde{\tau}^{-1} d\tilde{S} - d\tilde{w} \quad (11)$$

Deve-se notar, no entanto, que o objetivo é estimar os vieses de mudança técnica apresentados na equação (1). Logo, é necessário estimar as mudanças na participação dos fatores que teriam ocorrido na ausência de variações nos seus preços relativos. Isto pode ser obtido diretamente de (11), fazendo  $d\tilde{w} = 0$ :

$$d\tilde{S}^* = + \tilde{\tau} d\tilde{a} \quad (12)$$

Usando a equação (11), obtém-se:

$$d\tilde{S}^* = d\tilde{S} - \tilde{\tau} d\tilde{w} \quad (13)$$

Um fato importante que se pode tirar da equação (13) é que mesmo se a mudança técnica for *factor augmenting*, não é necessário estimar os coeficientes da equação (11) ao se estimarem os vieses de mudança técnica, já que, como mostra Binswanger (1978), eles "são simplesmente transformações diferentes das mesmas variáveis e parâmetros usados para medir os vieses" [Binswanger (1978, p. 231)].

No entanto, os parâmetros da matriz  $\tilde{\tau}$  precisam ser conhecidos para poder-se encontrar os valores do vetor  $d\tilde{S}^*$ . Quer sejam eles obtidos usando a equação (3), ou a equação (5), ou uma combinação das duas,<sup>7</sup> infor-

<sup>7</sup> Zylbersztajn (1983) destaca a vantagem de estimar-se as equações (3) e (5) conjuntamente, já que uma equação a mais é acrescentada, mas sem implicar a estimação de nenhum parâmetro adicional, o que se constitui num procedimento de estimação mais eficiente. É destacado, no entanto, que isto só é possível quando se considera o caso não-homotético, já que no caso homotético a função custo contém a variável produto e as equações de participações dos fatores não contém tal variável.

mações sobre o parâmetro  $A_i$  são necessárias. Isto, é claro, se se continua a utilizar uma função-custo que incorpora progresso técnico na forma *factor augmenting*, mesmo após ter sido mostrado que o modelo proposto para estimação de vieses de mudança técnica cobre formas de progresso técnico bem mais gerais que o caso específico do progresso técnico com *factor augmenting*. Outro fato importante observado na equação (13) é que ela estima as mudanças na participação dos fatores que teriam ocorrido na ausência de variações nos seus preços, sem precisar assumir que a taxa de  $(B_i)$  seja constante no tempo.

Binswanger (1978) especifica uma outra função-custo incorporando a suposição de que a mudança técnica pode ser não-neutra no tempo, só que com a restrição de que a taxa de variação do viés de mudança técnica é constante. Ele incorpora esta suposição na função translog de custo, procedendo de forma semelhante a Christensen, Jorgenson e Lau (1973), obtendo a função:

$$\ln C = \ln \{h(Y)\} + \ln \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \beta_{ij} \ln P_i \ln P_j + \alpha_t \ln t + \gamma_t (\ln t)^2 + \sum_i \gamma_i \ln P_i \ln t \quad (14)$$

onde  $t$  é uma variável tendência.

Diferenciando (14) em relação aos preços dos fatores, obtém-se:

$$S_i = \alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln P_j + \gamma_i \ln t, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (15)$$

sendo  $\gamma_i$  a taxa constante de variação de viés do fator  $i$ . Uma outra suposição utilizada é que o efeito-escala do produto é neutro, o que justifica a não inclusão do produto como uma variável em (15) [ver Binswanger (1974a, pp. 380-1)].

A equação (15) pode ser especificada em termos econométricos para a estimação dos parâmetros  $\beta_{ij}$ , que são então utilizados na equação (13) para o cálculo das variações das participações dos fatores, dados os preços destes. Na equação (15) a mudança técnica é considerada não-neutra no tempo, só que a taxa de variação do viés é considerada constante. Esta é uma restrição do modelo, considerada aceitável apenas se o período de tempo em estudo é curto. Em termos econométricos, se essa restrição é válida, a introdução do tempo no modelo do modo em que é feito assegura a não-tendenciosidade das estimativas dos parâmetros  $\beta_{ij}$ .

### 3 — Especificação do modelo econométrico

Binswanger (1974b e 1978) desenvolveu um modelo para mensuração de vieses de mudança técnica, utilizando vários fatores de produção, com o objetivo de testar a hipótese da inovação induzida de Hayami e Ruttan para os Estados Unidos, como foi acima comentado.

O objetivo principal deste trabalho é, como salientado, testar a hipótese da inovação induzida de Hayami e Ruttan para a agricultura brasileira. Parece natural que se pretenda utilizar para a realização do teste desta hipótese para o Brasil o mesmo modelo utilizado para a realização do teste para os Estados Unidos. Este motivo predominou na escolha do modelo econométrico a ser especificado. Isto foi feito apesar de se reconhecer que as críticas apresentadas por Gallant (1981), contra o uso de formas flexíveis baseadas em expansões de séries de Taylor eram sérias e precisavam ser levadas em consideração.<sup>8</sup>

Para estimação dos parâmetros da função-custo translog foram utilizadas cinco séries seccionais, correspondendo aos anos de Censo, 1950, 1960, 1970, 1975 e 1980, de dados para 21 estados do Brasil (os territórios e o Estado do Acre foram deixados de fora no estudo). Foi utilizada a mesma definição de fatores usada por Binswanger (1974a, 1974b e 1978), que distinguiu cinco fatores: terra, trabalho, máquina, fertilizantes e todos os outros. A maior parte dos dados foi obtida das publicações dos Censos da FIBGE, estando a construção da variáveis detalhada no Anexo 1.<sup>9</sup>

Foram especificadas as seguintes equações:

$$S_{kt,i} = \alpha_{kt,i} + \sum_j \beta_{ij} \ln P_{kt,j} + \sum_{r=1}^3 \delta_{ir} dr + \gamma_i \ln TE + \varepsilon_{kt,i} \quad (16)$$

onde:

$k$  = estado;  $t$  = tempo;  $i, j$  = fatores; e  $r$  = região, sendo  $i, j = T, L, M, F$  e  $OD$  (terra, trabalho, máquinas, fertilizantes e outras despesas)

$k = 1, 2, \dots, 21$

$t = 1950, 1960, 1970, 1975, 1980$

$r = 1, 2, 3, 4$

1 = Norte-Nordeste (sem Rondônia)

2 = Sudeste (sem São Paulo)

3 = Sul (com São Paulo)

4 = Centro-Oeste (com Rondônia)

<sup>8</sup> O uso de expansões de séries de Taylor como base para a construção de formas funcionais flexíveis é criticada por Gallant (1981). Sua crítica é na verdade feita em dois níveis. Primeiramente, ele mostra que sendo a expansão de séries de Taylor apenas uma aproximação em torno de uma região não especificada, não se pode assegurar suas propriedades com algum grau de confiança na medida em que se afasta do ponto de aproximação. A segunda crítica é expressa em termos de que ao se aproximar uma função com base em uma expansão de séries de Taylor, estar-se-á na verdade aproximando seus parâmetros, não suas primeiras derivadas, o que pode introduzir tendências apreciáveis em termos do procedimento de estimação estatística que se está usando. Como demonstra Gallant (1981), a razão disto é que os mínimos quadrados multivariados expandem uma resposta em série de Fourier e não em série de Taylor.

<sup>9</sup> Uma das grandes limitações para um estudo deste tipo é a disponibilidade de dados, como espera-se fique claro nos Anexos 1 e 2. Deve-se salientar, no entanto, que Binswanger (1974a, 1974b e 1978) defrontou-se com grande parte destas limitações, o que, pelo menos neste ponto, deve tornar os resultados obtidos comparáveis.

(que são as regiões definidas pela FIGBE, com as alterações entre parênteses)

$$dr = \begin{cases} 1 & \text{se } k = r \\ 0 & \text{se } k \neq r \end{cases}$$

$TE$  é a variável-tendência, que assume os valores 10, 20, 30, 35 e 40 para, respectivamente, 1950, 1960, 1970, 1975 e 1980.

As equações estão sujeitas às restrições de homogeneidade e simetria mencionadas acima. Devido à restrição de homogeneidade somente quatro equações (das cinco) são linearmente independentes, o que implica a necessidade de eliminação de uma delas.

Alguns comentários necessitam ser feitos sobre a especificação das equações (16). Inicialmente, convém destacar que elas são especificadas sob a suposição de que a função translog de custos é derivada de uma função de produção homotética, o que implica a não-utilização do termo que representa a função-escala do produto. Neste caso os parâmetros  $\beta_{ij}$  são estimados apenas com a utilização das equações (16) (sem a estimação simultânea de (14)) e as estimativas são não-tendenciosas, dado que a variável deixada de fora (produto) afete a eficiência dos fatores de forma neutra.

É necessário levar também em consideração a possibilidade de o progresso técnico ser não-neutro entre as observações seccionais, o que, sendo verdade, e não estando sendo contemplado na especificação de (16), torna as estimativas de  $\beta_{ij}$  tendenciosas. Procedimento idêntico ao adotado por Binswanger (1974a, 1974b e 1978), será aqui utilizado. Os estados são agrupados em regiões, como mostrado acima, sendo então assumido que dentro de cada uma delas não existem diferenças de eficiências não-neutras dos fatores entre os estados. No entanto, dados os preços dos fatores, admite-se a possibilidade de diferenças não-neutras ocorrerem entre as regiões com a inclusão de *dummies* regionais nas equações (16) (ou seja, mesmo a preços iguais dos fatores as participações destes poderão diferir entre as regiões), sendo as comparações feitas com a região 4 (Centro-Oeste, com a inclusão de Rondônia).

Deve-se destacar neste ponto que o uso das *dummies* regionais acima especificadas deve ser feito com cautela, já que as diferenças de eficiências que elas podem captar podem-se dever a combinações diferentes de produtos e não a diferenças tecnológicas em cada processo produtivo. Mesmo assim justifica-se suas inclusões, pois ainda que elas reflitam tais diferenças de combinações de produtos, elas pelo menos corrigirão possíveis tendenciosidades nas estimativas de  $\beta_{ij}$  devido a tais diferenças.

O modo em que os dados estão disponíveis implica a necessidade de combinação de séries seccionais, onde o estado da Federação é a unidade de observação, e séries temporais, correspondendo aos cinco anos de censo anteriormente definidos. Kmenta (1978, p. 548) afirma que quando este tipo de combinação é utilizado, "(é) provável... que o comportamento

das perturbações sobre unidades colhidas no mesmo período seja diferente do comportamento das perturbações de determinada unidade seccional, ao longo do tempo". Diferentes tipos de especificações referentes às perturbações podem ser feitas, afetando de forma diferente a matriz de variância-covariância das perturbações. O modelo mais completo seria aquele que fosse correlacionado seccionalmente (perturbações de regressão heterocedásticas e não mutuamente independentes) e temporalmente auto-regressivo (perturbações de regressão relacionadas no tempo). Mesmo neste tipo mais geral, diversas suposições podem ser feitas sobre o tipo de relacionamento das perturbações no tempo e entre unidades seccionais. Diversos autores provam [ver, por exemplo, Kmenta (1978), Murphy (1973) e Theil (1971)] que quando tais restrições não são consideradas, os estimadores de regressão continuam sendo não-tendenciosos e consistentes, mas não atendem a propriedade de eficiência.

Um outro tipo de informações precisa ser levado em consideração. Como o que se tem na verdade para estimar é um sistema de equações de participações (com variáveis exógenas no seu lado direito), a perturbação de uma destas equações pode estar correlacionada com a perturbação de uma outra equação. Ou, as perturbações de regressão das diferentes equações podem ser mutuamente correlacionadas. Se este for o caso, tem-se o chamado sistema de equações de regressão aparentemente não-correlacionadas. Se os parâmetros de regressão são estimados equação por equação, utilizando o método dos mínimos quadrados ordinários, os estimadores são não-tendenciosos e consistentes, mas não são eficientes. Um outro método de estimação que leve em consideração a correlação das perturbações entre as equações apresentará um estimador com menor variância que aquela obtida pelo estimador dos mínimos quadrados ordinários.

Kmenta (1978) prova que nas equações aparentemente não-correlacionadas em apenas dois casos os estimadores dos mínimos quadrados ordinários são os mais eficientes, entre todos os demais estimadores não-tendenciosos e consistentes: *a*) quando as equações são aparentemente não-correlacionadas, mas, de fato, as perturbações não são correlacionadas entre equações; e *b*) quando cada equação aparentemente não-correlacionada envolve exatamente as mesmas variáveis independentes. No entanto, Theil (1971) prova que este último caso só é verdadeiro quando não se aplicam restrições de simetria entre os parâmetros das equações. Se tais restrições estiverem presentes, então um método de regressão generalizado que estime os parâmetros das equações simultaneamente, levando em consideração a correlação entre as perturbações das equações, será mais eficiente.

Para estimação das equações (16) os dois tipos de problemas acima discutidos estão envolvidos. Como não se tem disponível um programa que considere os dois problemas simultaneamente, as cinco séries seccionais foram combinadas e o método dos mínimos quadrados generalizados restritos foi aplicado às quatro equações, como se os prováveis problemas da interdependência das perturbações no tempo e heterocedasticidade das perturbações entre os estados fossem negligíveis. Os estimadores  $\beta_{ij}$  são, pois, não-tendenciosos e consistentes, mas não os mais eficientes, o que pode

implicar a presença de uma certa tendenciosidade nos testes estatísticos  $t$  e  $F$  [esta abordagem foi seguida, entre outros, por Binswanger (1974a, 1974b e 1978) e Zylbersztajn (1983)].

O método de estimação utilizado é o procedimento iterativo de Zellner (1962) para estimação de parâmetros de equações aparentemente não-correlacionadas, disponível no programa SAS/ETS, através do procedimento SYSREG, rodado no Centro de Computação de Dados da EMBRAPA. O procedimento converge para estimativas de máxima verossimilhança e, tal como ocorre com o método dos mínimos quadrados ordinários, é invariante em relação à equação omitida [Binswanger (1978), Zylbersztajn (1983) e Dias (1982)].

#### 4 — Estimação dos parâmetros do modelo econométrico

Apesar de o Método Iterativo de Zellner ser invariante quanto à equação eliminada, fica a dúvida sobre qual equação eliminar, já que não se dispõe, *a priori*, de um motivo forte o bastante para justificar a eliminação de uma ou outra equação.

Utilizou-se a seguinte regra de decisão para escolha da especificação com que se estimou os parâmetros desejados. Procurou-se a especificação na qual a imposição das restrições de simetria ( $\beta_{ij} = \beta_{ji}$ ) e homogeneidade ( $\sum_j \beta_{ij} = 0$ ) conduzisse ao menor valor ponderado de  $F$  [de acordo com o teste de Theil (1971)] que rejeitasse o menor número possível de restrições.

As restrições de simetria e homogeneidade foram impostas e vários sistemas foram estimados, eliminando-se uma equação diferente em cada um deles, utilizando-se o modelo de regressão linear generalizada com coeficientes restritos (MRGR).<sup>10</sup>

A especificação escolhida foi aquela em que a equação da variável dependente "participação de outras despesas" foi eliminada (trabalhando-se com um nível de significância de até 5%, não foi rejeitada nenhuma restrição de simetria e de homogeneidade).

A combinação das cinco séries seccionais implica a restrição adicional que os parâmetros  $\beta_{ij}$  são constantes ao longo do tempo. A não observação de tal restrição não implica problemas de natureza econométrica na

<sup>10</sup> Cada sistema deveria ter sido estimado, com o MRGR, para cada série seccional separadamente, para se evitar vieses nos testes usados na busca da melhor especificação [ver Binswanger (1974a)]. O número de observações disponíveis para cada série ( $k = 21$ ) não permitiu tal procedimento, já que existiam 30 parâmetros para serem estimados. Teve-se então de proceder, mesmo para os testes, a combinação de séries seccionais e séries temporais, utilizando um método de estimação que negligencia os prováveis problemas de interdependência das perturbações no tempo e heterocedasticidade das perturbações entre estados.

estimação das equações (16), mas pode levantar dúvidas sobre a especificação do modelo econométrico, além de ser bastante restritivo na estimação dos vieses de mudança técnica.

Binswanger (1974b) testa a constância dos parâmetros  $\beta_{ij}$  no tempo, estimando um modelo de regressão linear generalizada, com restrição de homogeneidade nos coeficientes, com duas equações para cada participação de fator, utilizando dados de 1949 para a primeira equação e dados de 1959 para a segunda. A dúvida que fica neste teste é por que Binswanger (1974b) trabalhou apenas com estes dois anos. O teste deveria ter sido feito para todas junções de pares de anos possíveis.

Teste idêntico foi realizado neste trabalho, só que para todas combinações de anos possíveis. Nas junções dos anos 1960 e 1970, e, 1975 e 1980, as igualdades de coeficientes não foram rejeitadas para nenhuma equação de participação de fator. Em cinco combinações de anos, a igualdade de coeficientes foi rejeitada em uma equação, e nas três combinações restantes a igualdade de coeficientes foi rejeitada para duas equações.

Os resultados das estimativas dos parâmetros das equações (16) são apresentados na Tabela 1. Como foi utilizado o método dos mínimos quadrados generalizados, deixa-se de apresentar o valor de  $R^2$ , já que neste método as interpretações dadas a esta estatística são ambíguas. Os valores de  $R^2$ , utilizando-se o método dos mínimos quadrados ordinários, sem restrições de simetria e homogeneidade impostas nos coeficientes, foram os seguintes para as equações de participação dos fatores: terra, 0,85; trabalho, 0,84; máquinas, 0,58; e fertilizantes, 0,56.

Uma análise da Tabela 1 permite as seguintes conclusões principais:

a) Das 14 estimativas obtidas para  $\beta_{ij}$ , nove são significantes, trabalhando-se com um nível de significância de até 5%. Estes coeficientes têm muito pouco significado intuitivo, sendo importantes para o cálculo dos vieses de mudança técnica, a ser feito na seção seguinte.

b) O coeficiente da variável-tendência foi significativo, trabalhando-se com um nível de significância de até 5%, nas equações de participação de trabalho, máquinas e fertilizantes. Isto significa que o progresso técnico é não-neutro no período 1950/80. Observando-se os sinais do coeficiente nestas três equações, na Tabela 1, nota-se que a mudança técnica foi poupadora de trabalho, utilizadora de máquinas e poupadora de fertilizantes no período. O coeficiente da variável na equação de participação de terra é negativo, o que estaria a indicar, com um nível de significância de 10%, que a mudança técnica seria poupadora de terra.<sup>11</sup>

c) Das 12 *dummies* regionais, oito mostraram-se significantes, trabalhando-se com um nível de significância de até 1%. Com preços de fatores iguais não se poderia pois afirmar que as participações dos fatores são

<sup>11</sup> A restrição que está implícita no uso desta variável-tendência é, como salientado antes, que a taxa de variação da mudança técnica é constante ao longo do tempo.

TABELA I  
*Estimativas restritas dos coeficientes das equações (16)<sup>a</sup>*

Variáveis dependentes	Variáveis independentes									
	LPT	LPL	LPM	LPF	LPD	$\alpha_5$	LIE	d1b	d2b	d3b
ST	0,07464*** (0,00463)	-0,08164*** (0,00634)	-0,00018 (0,00054)	0,00934 (0,00129)	-0,00236 (0,00471)	0,23345*** (0,03464)	-0,01829* (0,01083)	-0,2028*** (0,01445)	-0,14064*** (0,01976)	-0,16093*** (0,01875)
SL		0,19184*** (0,01371)	-0,00449*** (0,0012)	0,0049* (0,00238)	-0,11061*** (0,0114)	0,39517*** (0,05673)	-0,11346*** (0,01844)	0,30741*** (0,02282)	0,11493*** (0,02885)	0,13325*** (0,02777)
SMA			-0,00384*** (0,00163)	0,00434*** (0,00214)	0,00417 (0,00357)	-0,00054 (0,02858)	0,00756*** (0,00196)	-0,00677*** (0,00172)	-0,00016 (0,00204)	0,00996*** (0,0020)
SF				-0,00051 (0,00569)	-0,01807*** (0,00708)	-0,05606 (0,06132)	-0,00289** (0,00431)	0,00574 (0,00419)	-0,00782 (0,00491)	0,00423 (0,00478)
SDD										0,12887 <sup>c</sup>

FOINTE: Santos (1986).

<sup>a</sup> Restrições de simetria e homogeneidade impostas nos coeficientes.

<sup>b</sup> d1, d2, e d3 são as *dummies* para as regiões definidas acima. O intercepto responde pela região 4 (definida para as áreas de nova fronteira agrícola no Brasil) e os coeficientes de d1, d2 e d3 são desvios deste intercepto.

<sup>c</sup> Calculado usando a restrição de homogeneidade.

NOTA: \*\*\* = nível de significância de até 1%; \*\* = nível de significância de até 5%; \* = nível de significância de até 10%.

iguais entre os grupos de estados. Os coeficientes das *dummies* das três regiões são significantes e negativos na equação de participação da terra, o que implica dizer que a tecnologia de todas as regiões é poupadora de terra em relação à tecnologia utilizada na região de fronteira (Mato Grosso, Goiás e Rondônia); são significantes e positivos na equação de participação de trabalho, podendo-se pois afirmar que a tecnologia empregada nas três regiões é utilizadora de trabalho em relação àquela usada na região de fronteira. Na equação de participação de máquinas foram significantes os coeficientes das *dummies* da região 1 (Norte-Nordeste, sem Rondônia), cujo sinal negativo permite afirmar que a tecnologia utilizada nesta região é poupadora de máquinas em relação àquela usada na região de fronteira, e, das *dummies* da região 3 (Sul, com São Paulo), cujo sinal positivo permite afirmar que esta região emprega uma tecnologia que é utilizadora de máquinas em relação àquela usada na região de fronteira.

## 5 — Mensuração dos vieses de mudança técnica

Foi visto que, para se mensurar vieses de mudança técnica, utilizando o modelo desenvolvido por Binswanger (1974b e 1978), dois passos necessitam ser percorridos:

- a) estimar os parâmetros  $\beta_{ij}$  da função translog de custo, em uma amostra independente; e
- b) aplicar estes parâmetros através da equação (13) a uma série temporal de participação de fatores e preços de fatores, o que equivale a obter:

$$dS_i^* = dS_i - \sum_{j=1}^{n-1} \hat{\beta}_{ij} d \ln W_j, \quad i = 1, 2, \dots, n-1 \quad (17)$$

onde:  $dS^*$  é a variação da participação do fator  $i$ , na ausência de substituição de fatores devido a mudanças de preços;  $dS_i$  é a variação na participação observada do fator  $i$ , que inclui o efeito de mudança de preços; e  $\sum_{j=1}^{n-1} \hat{\beta}_{ij} d \ln W_j$  é a variação na participação do fator  $i$  devido a variações nos preços dos fatores.

Os valores de  $\hat{\beta}_{ij}$  (estimativa de  $\beta_{ij}$ ), apresentados na Tabela 1, foram então usados com dados agregados para o Brasil de uma série de tempo de 1950/82, para mensuração dos vieses, sendo estes dados e a construção das variáveis discutidos no Anexo 2.

Para mensuração dos vieses de mudança técnica foram construídas séries de médias móveis trienais das participações dos fatores e dos preços relativos dos fatores (em relação ao preço de "outros insumos"). Diferenças discretas, com intervalos de dois anos, destas médias móveis foram então usadas como

equivalentes das mudanças da equação (17). Os valores então obtidos para  $dS_i^*$  podem ser utilizados no equivalente discreto da equação (1) para se computar as taxas de vieses de mudança técnica. Optou-se por calcular, como fez Binswanger (1974b e 1978), as séries de  $S_i^*$ , que mostram como as participações do fator  $i$  se teriam desenvolvido depois de 1951 na ausência de variações nos preços dos fatores:

$$S_{it}^* = S_{i,1951} + \sum_{t=0}^t \Delta S_{it}^* \quad (18)$$

Estas séries são apresentadas na Tabela 2, sendo os valores normalizados ( $S_i^* / S_{i,1951}$ ) apresentados no Gráfico 1. As inclinações das curvas, devido a escala semilogarítmica do gráfico, indicam as taxas de vieses de acordo com a equação (1).

Na apresentação do modelo teórico, nas seções anteriores deste trabalho, foi mostrado que ele não é muito restritivo, já que poucas restrições são impostas no processo de produção caracterizado pela função-custo translog. A principal restrição é precisamente a da constância dos parâmetros  $\beta_{ij}$  no tempo, que não foi bem suportada nos testes realizados. Disponibilidade de dados impõe restrições na estimativa destes coeficientes para cada série seccional com que se trabalhou, o que estaria mais perto do desejável.

A Tabela 2 e o Gráfico 1 mostram os vieses dos insumos conjuntamente. Para o período 1951/81 como um todo, verifica-se um forte viés na direção de utilização de máquinas e de outros insumos e um forte viés poupador de trabalho. No que se refere ao fator terra verifica-se que comparando 1951 com 1981 se chegaria à conclusão de que não houve nenhum viés fundamental. Isto, no entanto, esconderia o fato de a mudança técnica no fator terra ter mudado várias vezes de direção no período 1951/81, o que será analisado mais adiante.

A qualidade das séries  $S_{it}^*$  é colocada em dúvida no caso do fator fertilizantes. Observa-se na Tabela 2 que entre 1953 e 1973 os valores estimados são negativos — o que não tem significado econômico, apesar de aritmeticamente ser possível — já que na verdade se está trabalhando com duas amostras independentes, uma utilizada para se estimar os coeficientes  $\beta_{ij}$  (combinação de séries seccionais e temporais) e outra para se estimar os valores de  $dS_i^*$ . Binswanger (1974b) chama atenção que fatos como guerras, Grande Depressão, etc., podem afetar os dados, implicando erros nas estimativas de  $\beta_{ij}$ , que se tornariam aparentes no aparecimento de “estranhos resultados” nas séries  $S_{it}^*$ , como o obtido na Tabela 2. Mais adiante, nesta seção, procurar-se-á interpretar tais resultados.

A qualidade das séries  $S_{it}^*$  pode também ser colocada em teste comparando-se a direção dos vieses de mudanças técnicas dos fatores mostrados no Gráfico 1 com os sinais obtidos nas estimativas dos coeficientes  $\gamma_i$ , nas equações (16), que, como salientado na seção anterior, indicam a direção

TABELA 2

Participação corrigida dos fatores do efeito-preço ( $S_i^*$ ), participações observadas dos fatores ( $S_i$ ) e preços reais dos fatores ( $P_i$ )<sup>a</sup> (Em %)

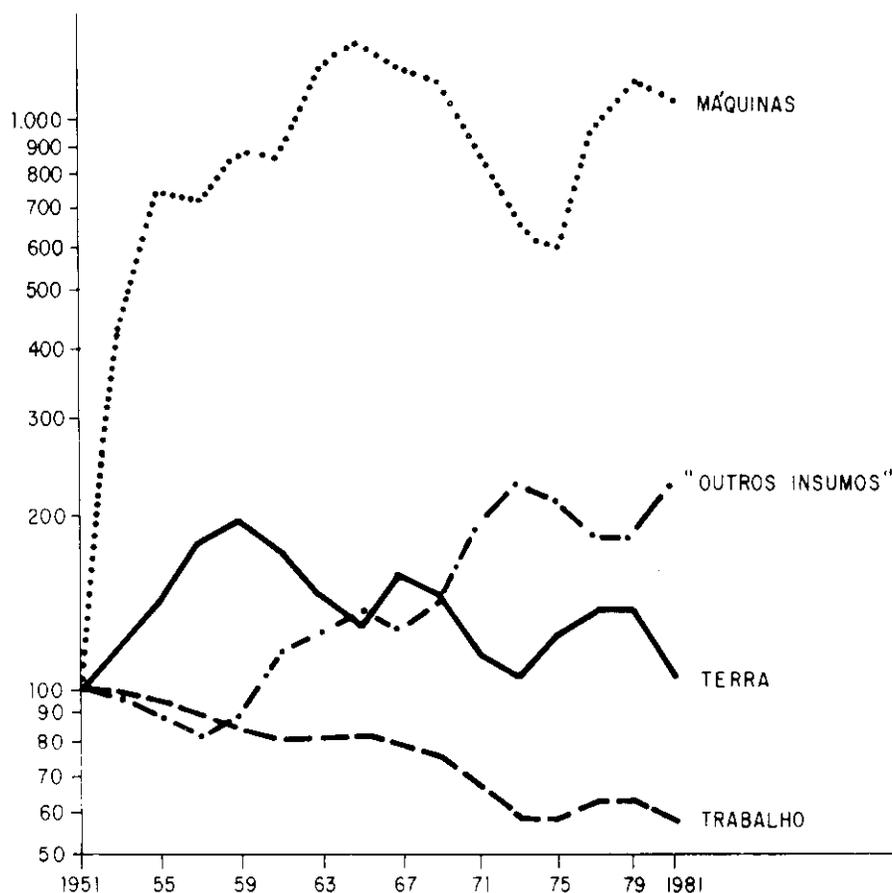
	Anos	Terra	Trabalho	Máquinas	Fertilizantes	Outras Despesas
$S_i^*$	1951	15,1	63,3	0,13	0,68	20,8
	1953	18,1	61,7	0,55	-0,09	19,8
	1955	21,7	59,4	0,98	-0,48	18,5
	1957	27,0	55,6	0,94	-0,64	17,1
	1959	29,1	52,5	1,15	-1,00	18,3
	1961	25,1	50,9	1,08	-1,11	23,1
	1963	21,8	51,3	1,64	-0,69	25,9
	1965	19,1	51,7	1,78	-0,44	27,8
	1967	23,4	49,8	1,61	-0,52	25,7
	1969	21,8	47,8	1,56	-0,30	29,1
	1971	17,1	42,5	1,16	-0,23	39,5
	1973	15,8	36,8	0,89	-0,20	46,7
	1975	18,2	36,9	0,77	0,51	43,6
	1977	20,3	39,1	1,28	0,67	38,7
	1979	20,4	39,1	1,48	1,20	37,9
	1981	15,7	36,5	1,44	0,21	46,2
	$S_i$	1951	15,1	63,3	0,13	0,68
1953		20,7	59,6	0,31	0,59	18,7
1955		27,0	54,1	0,57	0,73	17,5
1957		36,2	45,8	0,57	0,94	16,5
1959		41,6	37,3	0,71	0,90	19,5
1961		40,2	33,4	0,74	0,86	24,8
1963		34,7	35,2	1,29	1,19	27,7
1965		30,5	38,0	1,45	1,32	28,7
1967		37,3	32,1	1,26	1,41	27,9
1969		36,0	29,8	1,14	1,68	31,4
1971		32,6	23,4	0,77	1,90	41,3
1973		32,3	19,9	0,58	2,35	44,9
1975		34,1	23,5	0,54	3,17	38,7
1977		35,2	25,8	0,84	3,30	34,8
1979		35,1	25,7	1,01	3,81	34,3
1981		31,7	22,0	0,99	3,00	42,4
$P_i$ (1951=100)		1951	100,0	100,0	100,0	100,0
	1953	156,4	108,2	155,4	97,1	97,6
	1955	233,5	111,3	244,5	100,5	100,5
	1957	399,0	115,5	250,9	108,9	109,3
	1959	561,8	104,9	325,2	102,3	114,3
	1961	605,9	93,5	312,8	114,1	109,3
	1963	487,1	90,8	414,0	139,3	108,5
	1965	439,9	101,3	416,0	157,0	113,3
	1967	617,4	97,9	376,9	127,3	119,3
	1969	673,0	101,2	359,3	107,1	121,0
	1971	770,0	96,1	271,8	92,6	110,9
	1973	1.077,8	118,4	222,5	124,1	105,1
	1975	1.215,9	148,5	179,5	157,5	105,4
	1977	1.031,3	135,7	183,9	97,4	97,8
	1979	979,4	130,9	185,2	83,5	96,0
	1981	1.125,3	129,6	200,7	98,3	94,8

FONTE: Santos (1986).

<sup>a</sup> Preços corrigidos pelo Índice de Preços dos Produtos Agrícolas, da FGV (base: 1977=100).

Gráfico 1

ÍNDICES DE VIESES NA MUDANÇA TÉCNICA ( 1951 = 100 )  
 ESTIMATIVAS DE  $S_{it}^*/S_{i,1951}$  (ESCALA SEMILOGARÍTMICA)



FONTE Santos (1986).

do viés de mudança técnica, supondo taxas de variações dos vieses constantes no tempo. A qualidade das séries  $S_{it}^*$  é ressaltada nos casos dos fatores trabalho e máquinas, já que ambos os tipos de análises indicam vieses poupadores de trabalho e utilizadores de máquinas, e também para o fator terra, já que considerando o período de tempo como um todo, ambas análises indicam mudança técnica neutra para o fator terra.

Observando o comportamento de cada uma das curvas traçadas no Gráfico 1, pode-se verificar que os vieses de mudança técnica frequentemente

mudam suas taxas de variação e mesmo suas direções. Isto sugere que um modelo que considere taxas de variação de mudança técnica constante não é uma especificação adequada para analisar a modificação técnica da agricultura brasileira.

O uso das equações (17) permite separar as mudanças nas participações dos fatores em dois componentes, um que resulta de substituição ordinária de fatores ao longo da isoquanta do processo produtivo e outro que resulta de mudanças não-neutras da isoquanta. Binswanger (1974b e 1978) testa a hipótese da inovação induzida para os Estados Unidos comparando os vieses mensurados no segundo componente com mudanças dos preços dos fatores, para ver “*se vieses poupadores de fatores correspondem a preços de fatores crescentes e vice-versa*” [Binswanger (1978, p. 216)]. É claro que está implícita nesta análise a suposição de que as variações nos preços dos fatores refletem a escassez relativa dos fatores no mercado.

Um problema surge neste tipo de comparação, como destaca Binswanger (1978), quando o preço do fator se forma dentro da própria agricultura. Neste caso, como se trabalha com dados *ex post*, fica difícil identificar se um viés, por exemplo, poupador do fator, deve-se a um aumento do preço do fator ou a um viés da mudança técnica, já que a mudança tem condições de afetar o preço do fator. A terra enquadra-se muito bem nesse caso. Por outro lado, não é difícil de aceitar que os fatores máquinas, fertilizante e trabalho têm seus preços formados fora do setor agrícola.

O que se pretende testar é então se, por exemplo, um aumento no preço de um fator é seguido por uma mudança técnica que tende a poupar o uso deste fator que ficou relativamente mais caro, caso em que se verificaria a hipótese da inovação induzida (dada a suposição de relação entre preço mais alto do fator com escassez relativa do fator) ou se um aumento do preço do fator é seguido por uma mudança técnica que tende a utilizar ainda mais o fator, caso em que se verificaria a presença de um viés fundamental na mudança técnica. Como  $\Delta S_{it}$  é usado como *proxy* de mudança técnica, deve existir uma defasagem de tempo entre a variação do preço do fator e a consolidação da mudança técnica no mercado de fatores através da variação da participação do fator (eliminado o efeito-preço). Logo, deve-se analisar as séries de vieses e preços dos fatores, checando tanto os vieses nas inovações técnicas como as seqüências de pontos de inflexão nos preços e vieses.

No caso do Brasil, é por demais sabido que intervenções do governo, a partir da década de 50, nos mercados de produtos e fatores agrícolas, introduziram distorções que direcionaram a utilização de fatores relativamente escassos, como fertilizantes e máquinas, desincentivando o uso de fatores relativamente abundantes, como trabalho e terra.<sup>12</sup> Isto coloca sérias dúvidas sobre o desempenho dos preços dos fatores no seu papel de sinalizar escassez relativa de fatores na agricultura brasileira. Mesmo assim será feita

<sup>12</sup> Ver Santos (1986) para um resumo das políticas que marcaram as intervenções do governo no setor agrícola brasileiro.

a comparação entre vieses de mudança técnica e preços de fatores, com o objetivo de testar a presença ou não no período 1951/81, de uma relação persistente entre preços de fatores e mudança técnica na agricultura brasileira.

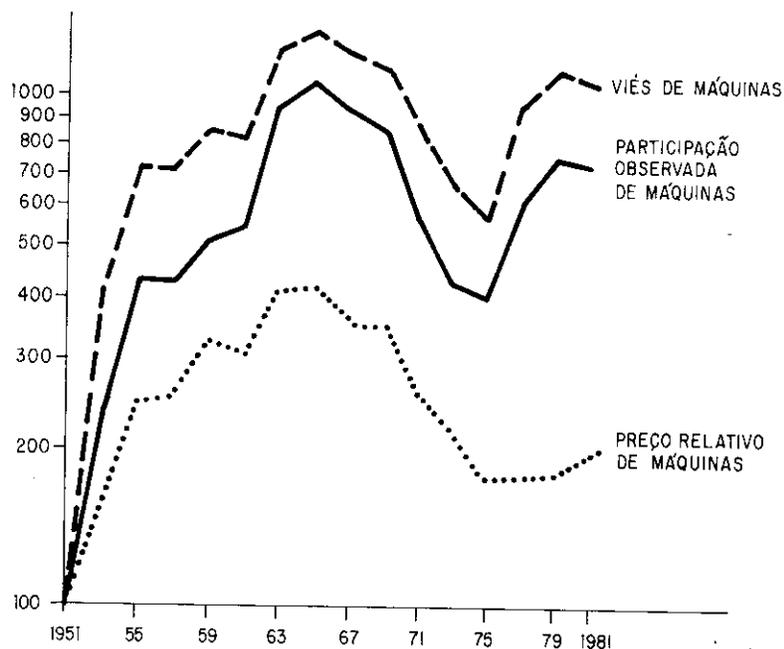
No Gráfico 2 pode-se observar que, no geral, a mudança técnica foi utilizadora de máquinas, apesar de também no geral ter ocorrido um aumento no preço relativo de máquinas. A Tabela 2 mostra que toda mudança na participação de máquinas se deve a vieses de mudança técnica. Os vieses teriam aumentado a participação de máquinas de 0,13% em 1951 para 1,44% em 1981, enquanto que a participação observada aumentou apenas para 0,99%. O aspecto mais interessante está na comparação dos pontos de inflexão dos movimentos dos vieses e dos preços, entre 1951 e 1979. Todos eles têm a mesma direção. Ou seja, quando os preços estão subindo os vieses também estão. Quando os preços passam a decrescer os vieses também começam a decrescer. Existiu pois uma relação persistente entre preços de máquinas e vieses de mudança técnica, só que exatamente na direção oposta daquela defendida pela hipótese da inovação induzida. Entre 1979 e 1981 o preço relativo de máquinas aumenta e o viés é poupador de máquinas. Mas deve-se ter em mente que a partir de 1979 foram praticamente eliminados todos os incentivos para investimentos agrícolas no Brasil, principalmente aqueles relacionados ao crédito agrícola para investimentos [ver Sayad (1984)].

No que se refere ao mercado de trabalho rural pode-se observar no Gráfico 3 que, em geral, a mudança técnica foi poupadora de trabalho, enquanto que seu preço relativo se sustentou em níveis superiores ao de 1951 somente a partir de 1972. Antes de 1971 observa-se que a trajetória da participação (sem efeito-preço) é praticamente decrescente, relacionando-se com preços crescentes e decrescentes. Após 1971 também não se consegue descobrir uma relação persistente entre preços relativos do trabalho e vieses de mudança técnica. Considerando-se a existência de uma defasagem entre variação de preços e mudança técnica, fica ainda mais difícil encontrar uma relação entre preços e vieses. Na Tabela 2 verifica-se que a participação observada no trabalho declinou de 63,3% em 1951 para 22% em 1981, enquanto a participação corrigida do efeito-preço teria declinado para 36,5%. Da redução total na participação observada do trabalho na agricultura brasileira entre 1951 e 1981, cerca de 65% devem ser atribuídas à mudança técnica poupadora de trabalho, que a análise do Gráfico 3 parece indicar não guardar nenhuma relação persistente com variações dos preços relativos do trabalho.

No Gráfico 4 podem ser vistas as comparações para "outros insumos". Este fator é na verdade uma combinação de vários outros fatores: herbicidas, inseticidas, sementes e mudas, produtos agrícolas usados como insumos intermediários, custos de estruturas das propriedades, impostos, etc. O principal motivo para sua introdução na análise foi possibilitar uma cobertura mais completa dos custos agrícolas. O comportamento dos componentes individuais fica pois obscurecido no conglomerado. Mesmo assim observa-se que a partir de 1957 o viés de mudança técnica passa a ser

Gráfico 2

MAQUINAS: ÍNDICES DE VIESES NA MUDANÇA TÉCNICA, DA PARTICIPAÇÃO OBSERVADA E DO PREÇO EM RELAÇÃO AO ÍNDICE DE PREÇOS DOS PRODUTOS AGRÍCOLAS ( 1951 = 100 )  
( ESCALA SEMILOGARÍTMICA )



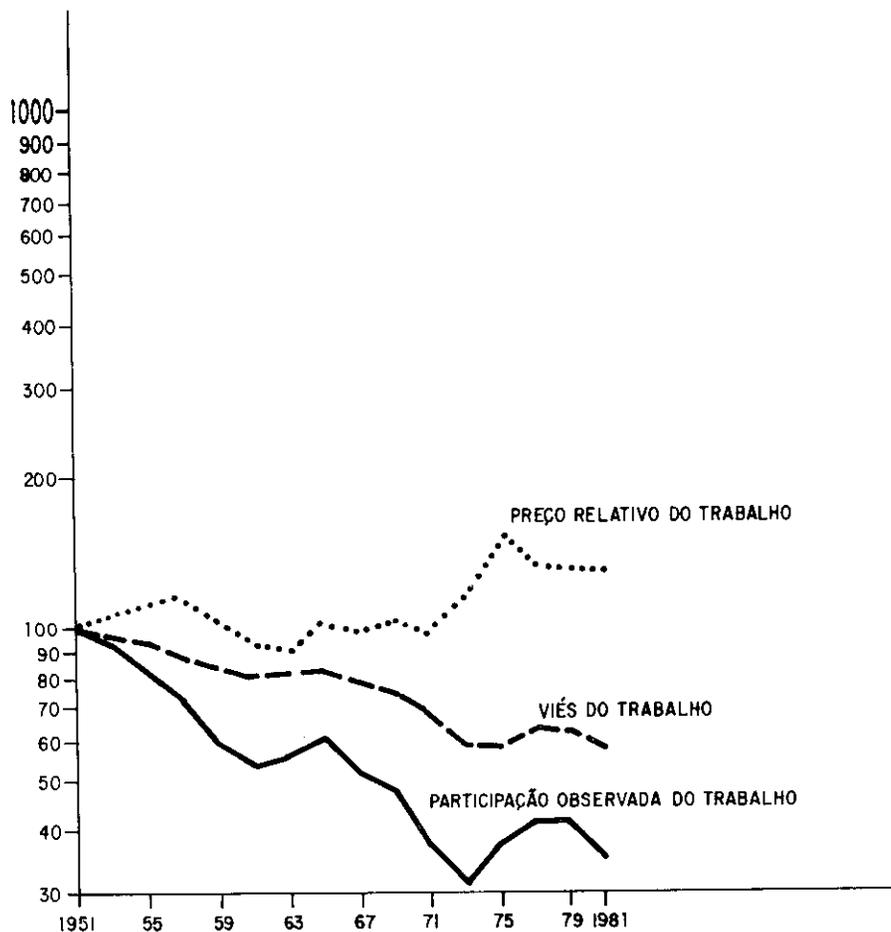
FONTE: Santos ( 1986 ).

predominantemente utilizador de “outros insumos”, sem que se possa observar qualquer relação persistente com o comportamento das variações dos preços.

No que se refere ao fator terra, as comparações entre vieses e preços fica prejudicada — como salientado acima —, já que os preços da terra se formam predominantemente dentro do próprio setor agrícola. Já foi observado que comparando 1951 e 1981 pode-se afirmar que o viés de mudança técnica no fator terra é neutro. Pode-se verificar, no entanto (ver Gráfico 1), que entre 1951 e 1959 o viés foi utilizador de terra e entre 1959 e 1981 ele passou a ser predominantemente poupador de terra. Sendo o Brasil possuidor de vasto domínio territorial, com uma vasta amplitude de terras agricultáveis, dever-se-ia esperar que após 1959 ocorresse uma redução no preço relativo da terra. A Tabela 2 mostra que isto não aconteceu. Muito pelo contrário, o preço relativo da terra continuou a aumen-

Gráfico 3

TRABALHO: ÍNDICES DE VIESES NA MUDANÇA TÉCNICA,  
DA PARTICIPAÇÃO OBSERVADA E DO PREÇO EM RELAÇÃO  
AO ÍNDICE DE PREÇOS DOS PRODUTOS AGRÍCOLAS (1951=100)  
( ESCALA SEMILOGARÍTMICA )

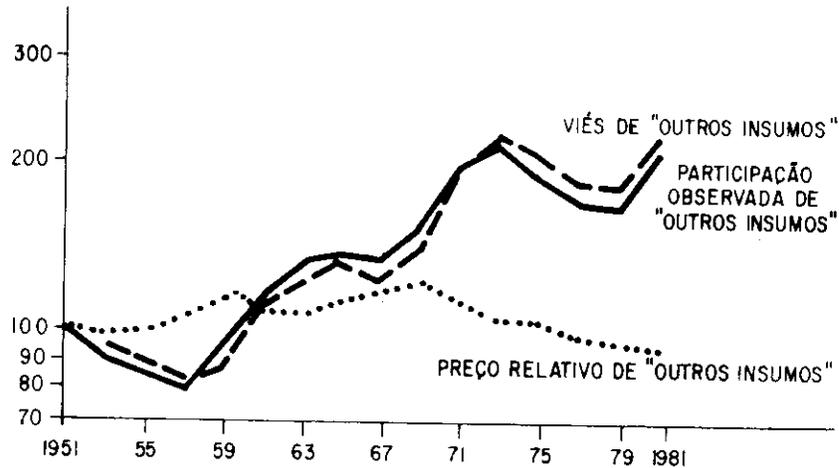


Fonte: Santos (1986).

tar, atingindo níveis de crescimento extraordinários. Castro (1982) mostrou que a estrutura agrária que se formou no Brasil, junto com as diversas políticas intervencionistas governamentais, fizeram que a terra como ativo imobilizado prevalecesse sobre a terra como ativo produtivo.

Gráfico 4

"OUTROS INSUMOS": ÍNDICES DE VIESES NA MUDANÇA TÉCNICA,  
DA PARTICIPAÇÃO OBSERVADA E DO PREÇO EM RELAÇÃO AO  
ÍNDICE DE PREÇOS DOS PRODUTOS AGRÍCOLAS (1951=100)  
( ESCALA SEMILOGARÍTMICA )



Como já salientado, a série  $S_{it}^*$  para fertilizantes apresentou valores negativos para o período 1953/73, o que é aritmeticamente possível. Entre 1951 e 1960 os valores de  $S_p^*$  (variação da participação de fertilizantes — na ausência de substituição de fatores — devido a mudanças de preços) mostraram-se negativos, o que, pela equação (1), indica vieses de mudança técnica poupadores de fertilizantes. Como a participação observada de fertilizantes já era muito pequena em 1951 (0,68%), os cálculos de  $S_{it}^*$  utilizando as equações (17) levaram ao aparecimento de valores negativos já em 1953.

De 1963 (com exceção de 1967) a 1973, os valores de  $S_{it}^*$  para fertilizantes tornaram-se menos negativos (ver Tabela 2), o que só é possível, pela equação (17), se  $\Delta S_{pt}^*$  for positivo.

Logo, pode-se afirmar que neste período o viés de mudança técnica tornou-se predominantemente utilizador de fertilizantes. No entanto, ele nada explica da variação da participação observada do fator, que é totalmente explicada pelo efeito substituição ao longo da isoquanta do processo produtivo. Entre 1975 e 1979 os valores de  $S_{it}^*$  tornaram-se positivos e crescentes, o que significa que o viés continuou utilizador de fertilizantes, explicando agora parte da variação da participação observada do fator.

Esta variou de 0,68% em 1951 para 3,81% em 1979, enquanto a participação corrigida do efeito-preço chegou a 1,2% em 1979. Então pode-se afirmar que, do aumento da participação observada de fertilizantes de 1951 a 1979, cerca de 17% deve ser atribuída ao viés de mudança técnica utilizador de fertilizantes, sendo os 83% restantes explicados pelo efeito-preço.<sup>13</sup>

A política de incentivo ao uso de fertilizantes explica pois quase todo aumento na participação observada do fator. Apenas a partir de 1975 é que a mudança técnica passa também a explicar parte, embora pequena, deste aumento, o que pode ser relacionado ao aparecimento de resultados de pesquisas geradas pelo sistema liderado pela EMBRAPA, quando novas variedades, principalmente de soja, trigo e milho, são lançadas no mercado, devidamente adaptadas às várias condições de clima e solo brasileiro, e respondendo muito mais eficientemente ao uso de fertilizantes.

Análise interessante pode ser feita comparando os quatro vieses de mudança técnica apresentados no Gráfico 1. No que se refere aos vieses de máquinas e trabalho, pode-se verificar que, entre 1951 e 1959, a um viés utilizador de máquinas corresponde um viés poupador de trabalho. A partir de então a comparação dos diversos pontos de inflexão mostra que os vieses caminham na mesma direção. Pode-se também observar que até 1959 ocorre um viés utilizador de terra, poupador de "outros insumos", e, como comentado, poupador de fertilizantes. O período 1951/59 está contido dentro de um período mais amplo, onde a modernização da agricultura não era uma prioridade de política. O objetivo era que a agricultura aumentasse a produção, via ampliação de novas fronteiras agrícolas, gastando o mínimo possível [ver Santos (1986)]. As curvas do Gráfico 1 estão condizentes com esta situação, só que mostram que já ocorriam neste período vieses de mudança técnica poupadores de trabalho e utilizadores de máquinas. Este resultado coloca dúvidas nas posições assumidas por Alves (1983) e Resende (1985), que acreditam que a mão-de-obra deve ter sido atraída primeiro para os grandes centros urbanos e a mecanização surgindo como uma necessidade de falta de mão-de-obra no setor rural. A diferença de posição entre os dois é que Alves defende a ocorrência de escassez de mão-de-obra rural no geral, enquanto Resende, acreditando que uma das conseqüências do Estatuto do Trabalhador Rural (de 1963) foi a expulsão da mão-de-obra de melhor nível para os centros urbanos, defende que a mecanização foi uma imposição, devido a ter ficado no setor rural uma mão-de-obra de qualidade inferior.

Os resultados mostrados pelas curvas do Gráfico 1 indicam que no período 1967/75 — época do apogeu do chamado "milagre brasileiro" e também em que as políticas voltadas para o setor agrícola procuraram acelerar seu processo de modernização — o viés poupador de trabalho esteve ligado a um viés também poupador de máquinas. Mesmo entre 1975 e 1981,

<sup>13</sup> Como se está trabalhando com preços de fertilizantes sem levar em conta os subsídios, fica impossível separar do efeito-preço os efeitos das políticas econômicas que tenderam a incentivar seu uso (subsídios diretos e indiretos).

quando o viés voltou a ser utilizador de máquinas, esteve ele ligado a um viés que foi praticamente neutro no que se refere à utilização de trabalho.

Pode-se ter então a seguinte interpretação pelos resultados mostrados no Gráfico 1. O viés utilizador de máquinas foi em grande parte responsável pela expulsão de mão-de-obra do setor rural até praticamente 1965. A partir de 1967 outras razões devem ser procuradas para a manutenção do viés poupador de trabalho, entre estas o viés poupador de terra e o utilizador de "outros insumos". O fato de não se ter encontrado no período 1951/81 uma relação persistente entre os vieses e os preços dos fatores — com exceção para o fator máquinas, cuja relação encontrada foi exatamente a oposta àquela prevista pela hipótese da inovação induzida de Hayami e Ruttan — leva a explicar a mudança técnica ocorrida na agricultura brasileira pela presença de vieses fundamentais, que não levaram em conta as dotações naturais de fatores existentes nesta agricultura, neste período de análise.

## 6 — Sumário e conclusões

Na interpretação neoclássica da modernização da agricultura brasileira, ênfase tem sido dada à posição assumida por alguns dos autores que defendem que este processo de modernização se deu de acordo com a hipótese da inovação induzida de Hayami e Ruttan. O objetivo principal deste trabalho foi o de mostrar que tal afirmação não pode ser comprovada nem mesmo com a utilização de um modelo neoclássico já usado para testar esta mesma hipótese nos Estados Unidos.

A utilização de incentivos fiscais, onde se destacou o uso de subsídios nas taxas de juros cobrados no crédito rural mudando os preços relativos dos fatores em favor daqueles mais escassos, já é indicativo da presença de tais vieses. Mas, mesmo assim, preferiu-se testar a presença de vieses de mudança técnica devido a causas outras que não variações de preços relativos dos fatores.

Foi utilizado o modelo desenvolvido por Binswanger (1974b e 1978) para medir vieses de mudança técnica devido a causas outras que não variações dos preços relativos dos fatores, chegando-se como resultado principal a não identificação da existência de uma relação entre variação de preços relativos de fatores e mudança técnica na agricultura brasileira, no período estudado. Foram observados vieses de mudança técnica predominantemente poupadores de trabalho e utilizadores de outros insumos, sem que uma relação persistente com variações de preços relativos fosse identificada. No caso de máquinas foi identificada uma relação entre mudança técnica e variações de preços, mas na direção oposta daquela prevista pela hipótese da inovação induzida por Hayami e Ruttan. No caso de fertilizantes, os

resultados obtidos mostraram que o aumento na participação de fertilizantes no custo total com fatores se deu, até 1975, exclusivamente ao efeito-preço. No que se refere ao fator terra, os resultados mostraram que, a partir de 1959, a mudança técnica foi predominantemente poupadora do fator.

Os resultados obtidos indicam, pois, a presença de vieses fundamentais de mudança técnica na agricultura brasileira, direcionados a poupar o uso de fatores relativamente abundantes no Brasil (terra e trabalho) e utilizar o fator máquinas, relativamente escasso. No caso de fertilizantes, os resultados obtidos sugerem que o viés é predominantemente de preços (e políticas econômicas).

A afirmação de alguns autores neoclássicos de que o processo de modernização da agricultura brasileira ter-se-ia adaptado aos pressupostos da hipótese da inovação induzida de Hayami e Ruttan (1971) não encontra respaldo nem mesmo com o uso de um modelo de análise neoclássica. Tem-se que reconhecer que este processo foi acelerado através do uso de instrumentos preconizados pela "teoria da modernização da agricultura", mas sem se preocupar com a dotação natural de fatores prevaletentes na economia do Brasil. Realmente, a agricultura do país tem mostrado um processo de modernização de suas atividades, dirigido, no entanto, para os médios e grandes produtores e para as regiões mais desenvolvidas, que foram aquelas mais facilmente atingidas pelas políticas de incentivo adotadas pelo governo.

Pode-se argumentar que, apesar de ter uma estrutura agrária bastante concentrada, a agricultura brasileira vem sofrendo um processo de modernização. Mas se pode contra-argumentar que este processo procurou moldar-se exatamente à estrutura agrária existente, transferindo no tempo e, inclusive, agravando os problemas que existiam desde a época colonial. Um desses problemas é a existência de amplas fronteiras internas (as grandes propriedades) sem uso, ao lado da existência de uma abundante quantidade de trabalhadores rurais, subutilizados, devido ao tipo de estrutura que predomina. Um outro é a destinação das áreas utilizadas pelas grandes propriedades a produtos de exportação, perpetuando o problema de produção de alimentos básicos para a população, principalmente aqueles que não sofrem processo significativo de industrialização.

A opinião da linha de pensamento neoclássica predominou no direcionamento do processo de modernização da agricultura brasileira. Este foi patrocinado pelo governo, sem se mexer na estrutura agrária, e beneficiou os grandes produtores. Foi mostrado, neste artigo, que o processo se deu via vieses de mudança técnica, poupando o uso de fatores abundantes no Brasil (terra e trabalho). Dada à estrutura agrária que prevalece na agricultura brasileira, a continuação da utilização das mesmas políticas que orientaram tal processo de modernização, tem que ser bastante questionada.

## Anexo I — Construção de variáveis para séries seccionais

Para estimação das equações (16) dois tipos de variáveis são necessários: as participações dos fatores ( $S_i$ ) e os preços destes mesmos fatores ( $P_i$ ), sendo as unidades das observações o estado, e o período no tempo os anos de Censo (1950, 1960, 1970, 1975 e 1980).

Para o cálculo das participações dos fatores, torna-se necessário conhecer o gasto total com cada um dos fatores ( $G_i$ ), definido como o valor dos fluxos anuais de serviços de cada fator. A soma destes gastos gera o gasto total com todos os fatores ( $CT$ ). A participação dos fatores é, então, obtida:  $S_i = G_i/CT$ . Todos os gastos totais estão em valores reais de 1977, sendo utilizado como deflator o Índice de Preços de Produtos Agrícolas da Fundação Getúlio Vargas (FGV).

Os preços dos fatores foram definidos como gastos não deflacionados divididos por quantidades, sendo a única exceção os preços de fertilizantes ( $PF$ ), já que para estes se dispunha de uma série de preços de 1950 a 1982, por regiões, de acordo com o critério de regionalização utilizado pelo Sindicato da Indústria de Adubos e Corretivos Agrícolas, no Estado de São Paulo — SIACESP (eles definem a região Norte-Nordeste tal qual a definição da FIBGE; definem a região Sul com os Estados de Santa Catarina e Rio Grande do Sul, incluindo na região Centro todos os demais estados). Todos os preços estão em valores reais de 1977, tendo sido utilizado como deflator o Índice Geral de Preços (Coluna 2), da FGV.

No caso do fator terra, o fluxo anual de serviços foi obtido multiplicando-se a área total pelo preço de arrendamento da terra. Este só é disponível por estado para períodos mais recentes e mesmo para o Brasil, a partir de 1966. Assim sendo, considerou-se o preço de arrendamento da terra como sendo igual a 12% do valor médio da terra (valor das terras/área total) [ver Dias (1982)].

O fluxo anual de serviços de mão-de-obra foi definido como sendo igual ao somatório do valor atribuído aos serviços da mão-de-obra familiar e dos gastos observados com mão-de-obra assalariada, permanente e temporária (salários). Na falta de melhores informações, atribuiu-se à mão-de-obra familiar o salário médio obtido pelo trabalho assalariado. Para cálculo deste salário médio, dividiu-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. Com a finalidade de se tentar diminuir as imperfeições advindas da suposição da homogeneidade da mão-de-obra agrícola, recorreu-se à utilização do conceito de equivalente homem/dia, que foi definido, no caso de trabalho familiar e permanente, como sendo igual a 300 dias de trabalho/ano e, no caso de trabalho temporário, a 200 dias de trabalho/ano. Para obtenção das unidades de equivalente homem recorreu-se ao procedimento adotado por Silva e Kageyama (1983) sendo, para o caso do trabalho temporário e permanente, admitido que homens e mulheres empregados têm a mesma participação nas tarefas efetuadas, tendo, pois, o peso 1,0; homens e mulheres com menos de 14 anos têm

peso 0,5. No caso da mão-de-obra familiar (responsável e membros não remunerados da família que trabalharam efetivamente na agricultura durante o ano), utilizou-se o peso 1,0 para homens e 0,6 para mulheres e 0,4 para homens e mulheres com menos de 14 anos.

Para o cálculo do fluxo anual de serviços de máquinas agrícolas, utilizou-se a fórmula desenvolvida por Yotopoulos (1967):

$$R_i = r V_i^{T_i} / (1 - e^{-rT_i})$$

onde:  $V_i^{T_i}$  é o valor original de mercado (não depreciado) do ativo  $i$ ;  $T_i$  é a expectativa de vida do ativo  $i$ ;  $r$  é a taxa de desconto; e  $R_i$  é o fluxo anual constante de serviços do ativo  $i$ . Como valor de mercado das máquinas, considerou-se a variável valor de máquinas e instrumentos; como taxa de desconto, utilizou-se a taxa de juros da caderneta de poupança (6%) e foi considerada uma vida útil de 10 anos para máquinas [ver Santos (1975)]. O preço dos serviços prestados pelas máquinas agrícolas foi definido como sendo o valor do fluxo anual de serviços por máquina. Uma *proxy* para o estoque físico de máquinas agrícolas foi obtida dividindo-se o valor de máquinas e instrumentos por uma *proxy* para preço de máquinas, que foi o preço do trator MF-44CV, em São Paulo. A suposição feita aqui é a de que as variações dos preços do trator em São Paulo sejam representativas das variações dos preços do trator em diferentes estados do Brasil.

A variável censitária adubos e fertilizantes foi escolhida para *proxy* do fluxo anual de serviços de fertilizantes. Para preços de fertilizantes utilizou-se, como comentado acima, a série disponível de preços médios ponderados de NPK, sem subsídios, por região definida de acordo com o SIACESP [ver Carmo (1982), para detalhes sobre construção da variável].

A variável outras despesas, escolhida para representar o fluxo anual de serviços de fatores não incluídos nas variáveis anteriores, é calculada como a soma de gastos correntes (variáveis censitárias: impostos, sementes e mudas, inseticidas e fungicidas e outras despesas) e gastos implícitos (fluxo anual de serviços de prédios e construções, veículos, animais e lavouras permanentes e matas plantadas). Para o cálculo dos gastos implícitos a fórmula de Yotopoulos (1967), utilizada no cálculo do fluxo anual de serviços de máquinas, foi usada, considerando-se as expectativas de vida útil de 20, 10, 7 e 15 anos, para prédios e construções, veículos, animais e lavouras permanentes e matas plantadas, respectivamente [ver Santos (1975)]. A taxa de juros paga pela caderneta de poupança foi utilizada como taxa de desconto ( $r = 6\%$ ). A variável preço foi definida no início deste anexo como gastos não deflacionados divididos por quantidade. Uma *proxy* para representar a quantidade da variável outras despesas, torna-se, pois, necessária. Procedimento semelhante ao de Binswanger (1974a, 1974b e 1978) foi adotado. Cada um dos componentes dos gastos correntes e gastos implícitos foi dividido separadamente por um índice de preços, com base em 1977, constituindo-se a soma destes quocientes na *proxy* para

quantidade. Quando se divide os gastos pela quantidade, obtém-se um número índice para representar o preço da variável outras despesas, que tem uma magnitude absoluta questionável. No entanto, como destaca Binswanger (1978, p. 242), “*(é) a tendência desses números índices em relação um com o outro que é importante*”.

## Anexo 2 — Construção de variáveis para séries temporais

A mensuração dos vieses de mudança técnica é realizada conforme já explicado no texto, através da utilização de uma série temporal de participação de fatores e preços dos fatores, agregada a nível de Brasil, para o período 1950/82. Os dados são agregados a nível de Brasil, como um todo, porque só se dispõe de dados básicos a nível de estado para os anos de Censo Agropecuário. Procurou-se trabalhar o mais próximo possível do método de construção de variáveis utilizado no Anexo 1.

A construção das variáveis preços dos fatores foi facilitada pela disponibilidade de séries históricas de preços para o Brasil como um todo. No caso do preço de fertilizantes, foi utilizada uma série de preços de 1954 a 1982, sendo os dados de 1950 a 1953 obtidos através da extrapolação da série disponível. Para preço da mão-de-obra foi considerado o preço do trabalhador diarista, dispondo-se de uma série para o período 1950/82. Para preço da terra considerou-se o preço de arrendamento, dispondo-se de uma série de 1966 a 1982, sendo os dados de 1950 a 1965 extrapolados desta série. O preço dos serviços de máquinas foi obtido dividindo-se o valor do fluxo de serviços pelo estoque de máquinas, sendo utilizada, para cálculo do valor do fluxo de serviços, uma série de preços do trator MF-44CV, para São Paulo, no período 1950/82. A suposição que se adota é a de que as variações ocorridas nessa série sejam representativas das variações ocorridas nos preços dos demais tipos de tratores, bem como que as variações ocorridas em São Paulo sejam representativas das variações ocorridas nos demais estados do Brasil. Dispõe-se de dados para preço de outras despesas apenas para os anos de censo, a nível de estado. Considera-se a média dos preços dos estados como sendo representativa do preço para o Brasil, obtendo-se os dados para os períodos entre censos através de interpolações. Todos os preços estão em valores reais de 1977, tendo sido utilizado como deflator o Índice Geral de Preços (Coluna 2), da FGV.

O fluxo anual de serviços da terra foi obtido multiplicando-se a área total pelo preço de arrendamento. A área total corresponde à variável censitária, sendo, pois, disponível apenas para os anos de censo. Os dados para os anos entre censos foram obtidos através de interpolações.

O fluxo anual de serviços de mão-de-obra foi calculado tal qual o descrito no Anexo 1, agregado para o Brasil como um todo, e os valores

entre censos foram obtidos através de interpolações. O valor do fluxo de serviços foi obtido multiplicando-se o fluxo anual de serviços pelo preço da mão-de-obra.

O fluxo anual de serviços de máquinas foi calculado como descrito no Anexo 1. O valor de mercado das máquinas foi obtido multiplicando o preço do trator pelo estoque não depreciado de máquinas. Este foi obtido somando-se o estoque de tratores com mais de 10CV disponível no Censo de 1950, com a disponibilidade anual de tratores de mais de 10CV. Esta foi obtida somando-se os tratores produzidos no Brasil, vendidos no mercado interno, com os importados, em cada ano. Como a data base do Censo de 1950 é 1.º de julho, considerou-se este ano apenas a metade das importações como disponibilidade anual (as vendas no mercado interno de tratores nacionais começaram a ser realizadas em 1960).

O fluxo anual de serviços de fertilizantes foi obtido multiplicando-se o preço de fertilizantes pelo consumo aparente de fertilizantes, para o qual se dispunha de uma série para o período 1950/82.

A variável gastos com outras despesas foi a mesma obtida para os anos de censo, descrita no Anexo 1. Os dados para os anos entre censos foram obtidos através de interpolações (só existe disponibilidade de dados para construção desta variável nos anos de censo).

As participações dos fatores foram calculadas tal qual descrito no Anexo 1.

## Abstract

*In a neoclassical interpretation of the process of modernization of Brazilian agriculture, some authors have defended the hypothesis that abundance of land and labor is the main explanation for the lack of agricultural modernization in Brazil up to mid-sixties; at the same time, these authors sought to explain the productivity growth since then by the greater scarcity of these factors of production in some agricultural regions. This paper uses a neoclassical model and concludes that the process of modernization of Brazilian agriculture has not followed the predictions of the induced innovation hypothesis; instead, technical change has been biased in favor of scarce factors and against abundant factors.*

## Bibliografia

ALVES, E. R. de A. *A EMBRAPA e a pesquisa agropecuária no Brasil*. Brasília, EMBRAPA-DID, 1980.

———. *O dilema da política agrícola brasileira: produtividade ou expansão da área agricultável*. Brasília, EMBRAPA-DID, 1983.

- ALVES, E. R. de A., e PASTORE, A. C. A política agrícola no Brasil e a hipótese da inovação induzida. In: ALVES, E. R. de A., *et alii*, eds. *Coletânea de trabalho sobre a EMBRAPA*. Brasília, EMBRAPA-DID, 1980.
- ALVES, E. R. de A., e PASTORE, J. *Uma nova abordagem para a pesquisa agrícola no Brasil*. São Paulo, USP/IPE, 1975.
- BARROS, J. R. M. de, PASTORE, A. C., e RIZZIERI, J. A. B. A evolução recente da agricultura brasileira. In: BARROS, J. R. M. de, e GRAHAM, D. H., eds. *Estudos sobre a modernização da agricultura brasileira*. São Paulo, USP/IPE, 1977 (Série Monográfica, 9).
- BERNDT, E. R., and KHALED, M. S. Parametric productivity measurements and choice among flexible functional forms. *Journal of Political Economy*, 87 (6) :1.220-45, Dec. 1979.
- BINSWANGER, H. P. A cost function approach to the measurement of elasticities of factor demand and elasticities of substitution. *American Journal of Agricultural Economics*, 56 (2) :377-86, May 1974a.
- . The measurement of technical change biases with many factors of production. *American Economic Review*, 64 (6) :964-76, Dec. 1974b.
- . Measured biases of technical change: the United States. In: BINSWANGER, H. P., and RUTTAN, V. W., eds. *Induced innovation: technology, institutions and development*. Baltimore, J. Hopkins Univ. Press, 1978.
- CARMO, A. J. B. do. *Demanda de fertilizantes a nível regional e de Brasil, 1954-79*. São Paulo, USP/FEA, 1982 (Tese de Mestrado).
- CASTRO, P. R. *Barões e bóias-frias: repensando a questão agrária no Brasil*. Rio de Janeiro, APEC/CEDES, 1982.
- CHRISTENSEN, L. R., JORGENSON, D. W., and LAU, L. J. Conjugate duality and the transcendental logarithmic production function. *Econometrica*, 39 (4) :255-6, July 1971.
- . Transcendental logarithmic production frontiers. *Review of Economics and Statistics*, 55 (1) :28-45, Fev. 1973.
- DIAS, R. S. *Elasticidades de substituição e de demanda de fatores na agricultura brasileira*. Viçosa, UFV, 1982 (Tese de Mestrado).
- DIEWERT, W. E. An application of the shephard duality theorem: a generalized Leontief production function. *Journal of Political Economy*, 79 (3) :481-507, May/June 1971.

- GALLANT, A. R. On the bias in flexible functional forms and an essentially unbiased form: the fourier flexible form. *Journal of Econometrics*, 15 (1) :211-45, Feb. 1981.
- HAYAMI, Y., and RUTTAN, V. W. *Agricultural development: an international perspective*. Baltimore, J. Hopkins Press, 1971.
- KMENTA, J. *Elementos de econometria*. São Paulo, Atlas, 1978.
- MURPHY, J. L. *Introductory econometrics*. Homewood, Richard D. Irwin, 1973.
- NICHOLLS, W. H. A agricultura e o desenvolvimento econômico do Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, 26 (4) :169-206, out./dez. 1972.
- PASTORE, A. C., ALVES, E. R. de A., e RIZZIERI, J. A. B. *A inovação induzida e os limites à modernização na agricultura brasileira*. São Paulo, USP/IPE, 1974 (Trabalho para discussão interna, 25).
- RESENDE, G. C. Interação entre mercados de trabalho e razão entre salários rurais e urbanos no Brasil. *Estudos Econômicos*, São Paulo, 15 (1) :47-67, jan./abr. 1985.
- SANTOS, R. F. dos. *Productivity of rural credit in Belo Jardim — Brazil*. Nashville, Vanderbilt Univ., 1975 (Tese de Mestrado).
- . *Presença de vieses de mudança técnica na agricultura brasileira*. São Paulo, USP/IPE, 1986a (Tese de Doutorado).
- . *Análise crítica da interpretação neoclássica do processo de modernização da agricultura brasileira*. Trabalho apresentado no XXIV Congresso da Sociedade Brasileira de Economia Rural, Lavras, jul. 1986b.
- SATO, R. The estimation of biased technical progress. *International Economic Review*, 11 (2) :179-207, July 1970.
- SAYAD, J. *Crédito rural no Brasil: avaliação das críticas e das propostas de reforma*. São Paulo, FIEP/Pioneira, 1984.
- SCHUH, G. E. A modernização da agricultura brasileira: uma interpretação. In: CONTADOR, R. C., ed. *Tecnologia e desenvolvimento agrícola*. Rio de Janeiro, IPEA/INPES, 1975 (Série Monográfica, 17).
- SHEPARD, R. W. *Theory of cost and production functions*. Princeton, Princeton Univ. Press, 1970.

- SILVA, J. G. da, e KAGEYAMA, A. A. Emprego e relações de trabalho na agricultura brasileira: uma análise dos dados censitários de 1960, 1970 e 1975. *Pesquisa e Planejamento Económico*, Rio de Janeiro, 13 (1): 235-66, abr. 1983.
- THEIL, H. *Principles of econometrics*. New York, J. Wiley, 1971.
- ZELLNER, A. An efficient method of estimating seemingly unrelated equations and tests for aggregations bias. *Journal of the American Statistical Associations*, 57 (2):348-68, July 1962.
- YOTOPOULOS, P. A. From stock to flow capital inputs for agricultural production functions: a micro-analytic approach. *American Journal of Agricultural Economics*, 49 (2):476-95, May 1967.
- ZYLBERSZTAJN, D. *Price distortions in Brazilian agriculture: an application of duality theory and flexible functional forms*. Raleigh, North Carolina State Univ., 1983 (Tese de Ph.D).

(Originais recebidos em dezembro de 1986. Revistos em julho de 1987.)