

# Investimento e mudança tecnológica na economia brasileira\*

Sérgio Antônio Garcia\*\*

Erly Cardoso Teixeira\*\*\*

A análise do desempenho do setor agrícola e não-agrícola, bem como do conhecimento das taxas de retornos aos investimentos no que se refere à capacidade destes de promoverem mudança tecnológica, é de fundamental importância na definição de estratégias de investimento nos setores da economia. Esta pesquisa analisa diversos aspectos da economia brasileira no período 1960-86, com respeito à mudança tecnológica no setor não-agrícola e nos subsetores agricultura doméstica e exportadora. A metodologia utilizada endogeniza o processo de mudança tecnológica, utilizando-se de variáveis econômicas exógenas que captam os efeitos do processo de adoção de tecnologia. As funções de produção do tipo translog foram estimadas pelo método dos Componentes Principais, inovado com um teste para seleção dos componentes principais. Os resultados empíricos indicam que o processo de mudança tecnológica é mais intensivo no subsetor agrícola exportador do que nos demais setores da economia em virtude da maior acumulação de capital nesse subsetor.

*1. Introdução; 2. Material e método; 3. Resultados e discussão; 4. Conclusão.*

## 1. Introdução

O desenvolvimento econômico brasileiro ocorreu em direção à urbanização e à industrialização. Essa orientação persistiu sob diferentes formas de organização política e estratégias de política econômica. Nas fases iniciais do processo de industrialização, priorizou-se a elaboração de mecanismos capazes de transferir recursos reais do setor primário para financiar a

\* Trabalho realizado em parte com recursos do CNPq e do PNPE. Os autores agradecem os comentários dos Profs. Antônio Carvalho Campos, Antônio Lima Bandeira, Armando Castelar Pinheiro, Eliseu Roberto de Andrade Alves, João Eustáquio de Lima, Tancredo Almada Cruz e dos revisores anônimos da RBE.

\*\* Estudante de doutorado no Programa de Pós-Graduação do Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa (DER-UFV, 36570 — Viçosa, MG).

\*\*\* Ph.D.; professor adjunto na UFV (DER-UFV, 36570 — Viçosa, MG).

incipiente indústria local. Sabe-se que o mecanismo cambial foi o mais importante instrumento de política utilizado para essa finalidade, especialmente no início dos anos 50 (Homem de Melo, 1985). Com a evolução do setor secundário e da própria habilidade do Governo em coletar recursos (locais e do exterior), a capacidade de poupança do sistema foi-se deslocando para o setor urbano. Nesse contexto, o desempenho da agricultura tornou-se grandemente dependente do padrão de crescimento industrial.

Para atingir as metas atribuídas ao setor agrícola pela política econômica, a agricultura depende fortemente da ação do Governo, a qual pode ser classificada em duas grandes vertentes. A primeira compreende investimentos públicos que elevam o potencial produtivo do setor e reduzem os custos de produção no médio e longo prazo. Isso inclui: gastos pioneiros em infra-estrutura de transportes, saneamento básico, armazenamento, irrigação, eletrificação rural e educação, que são, muitas vezes, condições necessárias para a incorporação de novos recursos naturais à atividade produtiva, bem como para elevação da produtividade dos recursos existentes. A pesquisa agrícola pública é outra instância indispensável da ação governamental, uma vez que o investimento privado nesse campo não costuma ser lucrativo.

Por outro lado, além de requerer esse tipo de apoio governamental, cujos frutos tendem a se materializar somente a médio e longo prazos, a agricultura depende também de que o Governo atue no sentido de reduzir o grau de incerteza da rentabilidade da atividade, instituindo mecanismos econômico-financeiros que garantam uma operação estável do setor em torno de uma capacidade produtiva em contínua expansão. Os mecanismos principais dessa ação governamental de redução do risco são a política de crédito rural e a política de preços mínimos e de comercialização agrícola, que, juntas, formam o que se convencionou chamar de política agrícola.

Esse conjunto de fatores desempenha papel crucial no direcionamento da modernização da agricultura brasileira.

Assim, os investimentos públicos e privados realizados na economia brasileira são variáveis importantes para explicar o quadro atual da economia. No setor agrícola, esses investimentos não só teriam encorajado a expansão da produção de grãos exportáveis a uma taxa maior do que a dos grãos consumidos internamente, mas também favorecido a substituição de culturas tradicionais pelas culturas de exportação nas regiões mais populosas do País.

Uma possível justificativa para a concentração dos investimentos nas atividades agrícolas de exportação seria a de obter vantagens do período favorável dos preços internacionais, durante as décadas de 60 e 70. Outra razão teria sido a suposta vantagem comparativa do Brasil na produção de produtos agrícolas, dada a abundância de terra e trabalho, como também a necessidade

de gerar divisas externas para pagar por importações importantes para sustentar o processo de desenvolvimento. Assim, a maioria dos investimentos agrícolas foi direcionada para a agricultura de exportação em detrimento da agricultura de consumo interno (Homem de Melo, 1985). A questão da concentração dos investimentos agrícolas em culturas de exportação é polêmica. Alguns autores, como Sugai e Teixeira (1983) e Homem de Melo (1985), têm sugerido que os investimentos na agricultura brasileira realmente concentraram-se nas culturas de exportação em detrimento das culturas de consumo doméstico. Neste trabalho, os dados obtidos para o estoque de capital confirmam esta proposição (tabela 1). Verifica-se que, na década de 60, a taxa média de expansão do estoque de capital geral foi de 5,35%, para a economia, e de 2,88% e 6,11%, para os setores agrícola e não-agrícola, respectivamente. A década de 70 apresenta o maior ritmo de crescimento do estoque de capital geral na economia e nos setores.

Tabela 1

Variação anual média do estoque de capital geral na economia brasileira

$$[(K_t - K_{t-1})/K_{t-1}] \%$$

Anos	Agricultura			Não-agrícola	Total
	Exportadora	Doméstica	Total		
1960-70	2,88	4,78	2,88	6,11	5,35
1971-80	20,30	10,10	11,10	11,56	11,14
1981-86	6,90	0,81	2,43	4,42	4,02
Média					
1960-86	10,53	5,91	5,93	7,82	7,27

Fonte: dados da pesquisa.

Para o período 1981-86, observa-se que a taxa de variação segue o mesmo padrão verificado para a década de 60, em relação aos setores, isto é, a concentração dos investimentos no setor não-agrícola. Para o setor agrícola, observa-se o mesmo padrão da década de 70, ou seja, a concentração dos investimentos no subsetor exportador. Nesse período (1981-86), o setor agrícola passa de uma situação de igualdade nos níveis de variação dos estoques de capital com o setor não-agrícola, vigente no período anterior, para 50% de sua variação.

No período 1960-86, a taxa média anual de crescimento de estoque de capital geral na economia foi de 7,27%, praticamente igual à do setor não-agrícola, enquanto a do setor agrícola foi bem menor. A variação do

estoque de capital do subsetor doméstico foi igual à do total do setor, enquanto no subsetor exportador a variação foi quase o dobro e bem maior que a do setor não-agrícola.

Segundo Brandão (1988), uma das características marcantes da transformação da agricultura brasileira tem sido a intensificação do emprego de capital a partir de 1960, principalmente em máquinas, equipamentos e insumos modernos, e que, a partir da década de 70, observa-se uma mudança na política de investimento do País, quando se passa a investir mais recursos tanto na pesquisa e tecnologia agropecuárias quanto no treinamento de pesquisadores. Portanto, os dados de estoque de capital sustentam essas afirmações e mostram que a acumulação de capital concentrou-se em determinados setores da economia. Resta saber quais os efeitos dessa concentração nesses setores.

Esse direcionamento dos investimentos teria, portanto, promovido a mudança tecnológica no subsetor agrícola exportador, gerando aumento de sua rentabilidade e atraindo do subsetor agrícola doméstico seus melhores recursos de terra, capital e mão-de-obra.

A extração de capital da agricultura, dada pelas políticas de preços e de câmbio não-favoráveis à agricultura, para financiar o desenvolvimento industrial, por sua vez, prejudicou principalmente o subsetor agrícola doméstico. Este subsetor perdeu importantes recursos produtivos e não pôde acompanhar o setor agrícola exportador com mudanças técnicas que lhe permitissem manter o desenvolvimento desejado em termos da produção de alimentos para a população. A ausência de mudança tecnológica no subsetor agrícola doméstico, em razão da escassez de investimento, além da perda de recursos produtivos, provocou queda na produção e na produtividade da terra e do trabalho e elevação dos custos unitários que, posteriormente, acarretaram elevação nos preços dos alimentos com impactos negativos na distribuição de renda.

Portanto, a análise do desempenho econômico dos subsetores agrícolas e do setor não-agrícola, bem como o conhecimento das taxas de retornos aos investimentos nesses setores, no que se refere à capacidade de tais investimentos promoverem mudanças tecnológicas, é de fundamental importância na definição de estratégias de investimento, na medida em que proporcionam subsídios para políticas de abastecimento, emprego e desenvolvimento.

Assim, o presente estudo tem como objetivo geral analisar a influência do investimento na mudança tecnológica nos diferentes setores da economia brasileira, no período 1960-86. Pretende, ainda, quantificar o efeito do investimento e dos preços de fatores e produtos no processo de mudança tecnológica dos subsetores agricultura doméstica e exportadora e no setor não-agrícola. Os objetivos específicos da pesquisa são: verificar os níveis de concentração dos investimentos; determinar os retornos aos inves-

timentos; em termos de mudança tecnológica; e determinar os fatores que afetam a produtividade média do trabalho nos subsetores agrícolas e no setor não-agrícola da economia.

## **2. Material e método**

### **2.1 Modelo conceitual**

O modelo se baseia em uma nova forma de compreender os conceitos de tecnologia e mudança tecnológica utilizados nas funções de produção agregadas da economia (Cavallo & Mundlak, 1982).

Diferentemente dos trabalhos de Hayami e Ruttan (1985), os movimentos nos preços dos fatores não são a única nem a mais importante causa da mudança tecnológica. A escolha da tecnologia pode ser limitada pela disponibilidade de capital dentro da economia ou do setor. A acumulação de capital na economia favorece a adoção da técnica moderna.

Cavallo e Mundlak (1982) sustentam que todas as firmas têm acesso a um grupo de técnicas (i.e., funções de produção) que constituem a tecnologia de produção. Desse modo, a tecnologia é um conjunto de técnicas que estão disponíveis para a implementação.

Uma técnica particular é escolhida com base nas restrições e nas variáveis econômicas relevantes, denominadas, no modelo, variáveis de estado. Essas variáveis (estoque de capital, investimento, taxa de retorno, preço de fatores e produto) representam as restrições que determinam o grupo de técnicas ou funções de produção para o qual cada produto é obtido. Elas refletem o ambiente econômico que influencia as decisões sobre o produto e o uso de insumos.

Os agentes econômicos, quando deparam com uma oportunidade de investimento, preocupam-se com a rentabilidade do investimento, ou seja, como e onde aplicar seus recursos de forma a maximizar o retorno do capital investido. Com certo grau de incerteza, quanto maior a diferença entre as taxas de retorno da nova e da velha técnica, mais rápida será a mudança nas técnicas, ou seja, níveis mais avançados de técnicas serão desejados à medida que estejam associados à expectativa de retornos mais elevados. Deve ser notado que a implementação de técnicas depende do nível de investimento. Grandes investimentos, brutos ou líquidos, refletem condições econômicas favoráveis, e o inverso é verdadeiro para níveis de investimentos baixos. O efeito do investimento na escolha da técnica e na produtividade reflete, em parte, expectativas sobre a *performance* da economia.

O estoque de capital existente na economia é também importante por promover o uso de atividades intensivas em capital e, inversamente, o maior

uso de atividades intensivas em capital requer dado nível de estoque de capital.

Todo esse processo de escolha de técnicas está relacionado com o progresso tecnológico. Esse processo relaciona o progresso com o investimento, com a abundância de capital e com um lucrativo ambiente econômico. Todos esses elementos podem ser aproximados por variáveis econômicas mensuráveis, variáveis de estado, que tornam a escolha de técnicas endógena ao sistema econômico.

Mudanças nessas variáveis causam mudanças no conjunto de técnicas implementadas, isto é, mudança tecnológica. Consideram-se, portanto, mudanças contínuas entre técnicas feitas pelas firmas, onde as principais mudanças a ocorrer no tempo são aquelas nos fatores e na produção, geradas de movimentos através de funções em vez de ao longo de uma função particular. A motivação para mudanças nas técnicas implementadas depende das mudanças não apenas no preço do fator, mas também, e mais importante, no nível de acumulação de capital na economia. O estoque de capital da economia limita a taxa de adoção de técnicas modernas.

Para analisar a acumulação de capital neste modelo, considere-se uma situação simplificada, na qual coexistem duas técnicas: a técnica *a*, a tradicional, e a *b*, a técnica moderna. Para simplificar, o fator terra é ignorado. Supondo retornos constantes à escala, a produção pode ser expressa como:

$$Y_i = F_i(K_i, L_i) \quad (1)$$

sendo  $i = a$  e  $b$ ,

em que  $Y_i$  é a produção agrícola para a técnica  $i$ , e  $K_i$  e  $L_i$  são capital e trabalho, respectivamente, usados na técnica  $i$ . Assumem-se funções de produção côncavas e duas vezes diferenciáveis. A produção por trabalhador pode ser expressa como:

$$y_a = l_a f_a(k_a) \quad (2)$$

$$y_b = l_b f_b(k_b) \quad (3)$$

em que  $y_i$  é a produção *per capita* ou a produtividade média do trabalho para a  $i$ -ésima técnica;  $l_i$  é a proporção do trabalho rural empregado na técnica  $i$ ;  $k_i$  é a razão capital/trabalho na técnica  $i$ . Para todos os valores da razão salário/preço do capital ( $w$ ), supõe-se que a técnica  $b$  seja sempre mais intensiva de capital que a técnica  $a$ .

$$k_a(w) < k_b(w) \quad (4)$$

Supondo que os produtores sejam maximizadores de lucro num sistema perfeitamente competitivo, as condições de primeira ordem com respeito ao capital e ao trabalho da função de lucro setorial serão:

$$pf'_i(k_i) \leq r \quad (5)$$

$$p[f_i(k_i) - f^*_i(k_i)k_i] \leq w \quad i = a, b \quad (6)$$

em que  $p$  é o preço do bem agrícola homogêneo em termos de algum bem composto não-agrícola,  $w$  e  $r$  são o salário rural e a taxa de rendimento do capital, respectivamente. Para cada técnica, as expressões (5) e (6), em conjunto, implicam:

$$pf_i(k_i) \leq w + rk_i \quad i = a, b \quad (7)$$

Como consequência das suposições de retorno constante à escala e competição perfeita, a equação (7) representa uma condição de lucro zero quando uma técnica é usada. A igualdade na expressão (7) significa que a receita unitária foi igual ao custo unitário. Quando o custo de produção é maior do que a receita, a técnica não é usada; este é o caso de uma desigualdade restrita em (7). Quando (7) apresentar igualdade para ambas as técnicas estas serão usadas simultaneamente.

Danin e Mundlak (1979) afirmam também que técnicas coexistem quando a economia tem mais capital do que o necessário para a implementação de uma técnica intensiva em trabalho ou tradicional sozinha, mas que não dispõe de capital suficiente para a implementação de uma técnica intensiva em capital ou moderna sozinha.

O efeito do processo de acumulação do capital na contribuição de cada técnica para a produção e na mudança tecnológica pode ser demonstrado matematicamente (Garcia & Teixeira, 1989). Por exemplo, a função de produção do setor agrícola é dada por:

$$Y_i = Y_a + Y_b \quad (8)$$

A produtividade média do trabalho na agricultura é definida como:

$$Y_i/L_i = f_i(k_i) = l_a f_a(k_a) + l_b f_b(k_b) \quad (9)$$

Considerando uma situação de pleno emprego para trabalho e capital agrícola, obtém-se:

$$l_a = 1 - l_b \quad (10)$$

$$k_1 = K_1/L_1 = (K_a + K_b)/(L_a + L_b) = l_a k_a + (1 - l_a) k_b \quad (11)$$

Diferenciando a expressão (11), obtém-se:

$$dl_a / dk_1 = 1/(k_a - k_b) < 0 \quad (12)$$

Portanto, com a acumulação do capital no setor agrícola, a proporção do trabalho usado na técnica tradicional diminui. Sendo  $s_a$  a participação da técnica  $a$  (tradicional) na produção do produto agrícola, tem-se que:

$$s_a = Y_a/Y_1 = l_a f_a(k_a) / [l_a f_a(k_a) + (1 - l_a) f_b(k_b)] \quad (13)$$

À medida que  $l_a$  aproxima-se de 0,  $s_a$  aproxima-se de 0, e, à medida que  $l_a$  aproxima-se de 1,  $s_a$  aproxima-se de 1, ou seja:

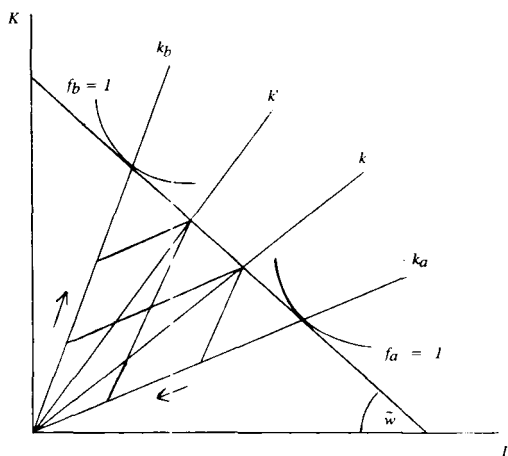
$$ds_a / dl_a > 0 \quad (14)$$

$$ds_a / dk_1 = (ds_a / dl_a) \times (dl_a / dk_1) < 0 \quad (15)$$

A equação (15) mostra que a participação da técnica tradicional na produção agrícola diminui, à medida que aumenta o estoque de capital, mesmo não havendo mudança relativa nos preços dos fatores.

As implicações da presente discussão são graficamente ilustradas na figura 1.

Figura 1  
Coexistência e mudança técnica





As isoquantas unitárias das duas técnicas disponíveis,  $f_a = 1$  e  $f_b = 1$ , tangenciam a linha de isocusto, cuja inclinação é igual à razão salário/preço do capital ( $\tilde{w}$ ).  $k_a$  e  $k_b$  são as razões capital/trabalho requeridas pelas técnicas  $a$  e  $b$ , respectivamente, e  $k$  é a razão capital/trabalho disponível. Observe-se que, quando  $w \neq \tilde{w}$ , a escolha de uma técnica é determinada pela razão salário/preço do capital, mas quando  $w = \tilde{w}$ , a escolha de uma técnica dependerá da razão capital/trabalho disponível.

Quando  $k < k_a$ , o fator trabalho é abundante e, sendo a técnica  $a$  intensiva em trabalho, será mais barato usar essa técnica sozinha na produção agrícola. Da mesma forma, quando  $k > k_b$ , será mais barato usar a técnica  $b$ . Portanto, quando um fator for encontrado em abundância, será mais eficiente usar uma técnica intensiva nesse fator. Observe-se também que, quando  $k_a < k < k_b$ , as técnicas coexistirão, isto é, tem-se mais capital do que o necessário para se adotar a técnica  $a$  sozinha, mas não existe capital em quantidade suficiente para se adotar a técnica  $b$  sozinha, ficando a mudança de técnicas na dependência da acumulação de capital. As linhas, cujas inclinações são iguais às inclinações dos raios  $k_a$  e  $k_b$  e que se originam no ponto onde o raio  $k$  intercepta a linha de isocusto, indicam a contribuição relativa de cada técnica à produção agrícola. Quanto mais intensiva de capital for a agricultura, mais perto estará  $k$  de  $k_b$  e maior será a participação da técnica  $b$  na produção agrícola (como indicam as flechas sobre os raios  $k_a$  e  $k_b$ ).

## 2.2 Metodologia

A relação funcional normalmente estimada como uma função de produção é dada por:  $F(Y, X) = 0$ , em que  $Y$  é o vetor de produção e  $X$ , o vetor dos fatores de produção. No modelo proposto, o relacionamento funcional assumido é representado por:  $F(Y, X, Z) = 0$ , em que  $Z$  é o vetor das variáveis de estado, que correspondem às restrições e valor das variáveis exógenas enfrentadas pelos agentes econômicos ao escolherem as técnicas a serem implementadas. Esse relacionamento funcional constitui uma inovação ao estudo das funções de produção. A forma funcional utilizada nesta pesquisa é semelhante à função translog com retornos constantes à escala. Isto é demonstrado pela função de produção do tipo Cobb-Douglas com apenas um fator de produção.

$$\log Y = T(Z) + \beta(Z) \log (KF/L_i) + U \quad (16)$$

em que  $Y$  é a produtividade média do trabalho,  $KF/L_i$  é a relação capital físico/trabalho, obtida conforme apresentado no anexo A,  $T(Z)$  é o intercepto e  $\beta(Z)$  é a elasticidade da produção para o capital. A dependência dos

parâmetros  $T$  e  $\beta$  em  $Z$  é apresentada na forma linear (Teixeira & Martins, 1988).

$$T = a_{00} + a_{01}Z_1 + W_0 \quad (17)$$

$$\beta = a_{10} + a_{11}Z_1 + W_1 \quad (18)$$

Substituindo as equações (17) e (18), chega-se a:

$$\log Y = a_{00} + a_{10} \log (KF_i/L_i) + a_{11}Z_1 \log (KF_i/L_i) + a_{01}Z_1 + e$$

em que  $e = U + W_0 + W_1 \log (KF_i/L_i)$ . Quando  $Z_1 = 0$ , a equação (19) torna-se uma função Cobb-Douglas. Tomando  $Z_1$  igual a  $\log (KF_i/L_i)$ , uma função parecida com a translog é obtida. A diferença entre as duas formulações está na presença e natureza das variáveis de estado ( $Z$ ). Os coeficientes do intercepto ( $T$ ) são estimados utilizando-se da diferença ( $\log Y - \beta \log (KF_i/L_i)$ ).

O problema com a estimação indireta, usando-se as condições de primeira ordem, é que as estimativas são tendenciosas, ou seja, a elasticidade de produção e a participação dos fatores apresentam-se sempre iguais, ao passo que na realidade, isto pode não acontecer. Esse problema pode ser evitado, dentro da presente formulação, adicionando-se  $\log (KF_i/L_i)$  como uma variável a mais na equação (18), com um coeficiente  $a_{1K}$  (Cavallo & Mundlak, 1982). Assim, tem-se que:

$$SK = a_{10} + a_{11}Z_1 + a_{1K} \log (KF_i/L_i) + W_1 \quad (19)$$

onde  $\beta = SK - a_{1K} \log (KF_i/L_i)$ , e

$$\log Y = T(Z) + SK(Z) \log (KF_i/L_i) + U \quad (20)$$

Supondo retornos constantes à escala para os fatores capital e trabalho, a função a ser estimada para o setor não-agrícola é dada por:

$$\log Y_2 = T_2(Z) + SK_2(Z) \log KF_2/L_2 + U \quad (21)$$

em que a produtividade média do trabalho ( $Y$ ) do setor não-agrícola é determinada pela razão capital físico/trabalho ( $KF_2/L_2$ ). Os coeficientes são o intercepto ( $T_2$ ) e o fator de participação do capital ( $SK_2$ ).

A participação do capital ( $SK_2$ ) na produção não-agrícola e a taxa de retorno ao capital ( $r_2$ ) são dadas por:

$$SK_2 = (r_2 \times KF_2)/X_2 \quad (22)$$

em que  $X_2$  é o valor do produto não-agrícola, ou seja, o PIB não-agrícola a preços constantes.  $KF_2$  é o estoque de capital físico do setor não-agrícola e a taxa de retorno ao capital não-agrícola é dada por:

$$r_2 = (X_2 - W_2 \times L_2) / KF_2 \quad (23)$$

em que  $W_2$  e  $L_2$  são a taxa de salário não-agrícola e a força de trabalho economicamente ativa empregada no setor.

As variáveis de estado que determinam o intercepto e a participação dos fatores de produção são:

$K/N$  = estoque de capital total *per capita* na economia. A escolha de técnicas é restringida pelo estoque de capital existente;

$I/L$  = razão investimento total/força de trabalho no setor. Reflete a expectativa sobre o ambiente econômico;

$r_i$  = a taxa de retorno ao capital no setor, defasada de um ano. A mudança de uma técnica para outra depende do diferencial existente entre as taxas de retorno da nova e da velha técnica;

$W_i$  = taxa média dos salários do setor, defasada de um ano;

$P_i$  = o preço do produto agregado do setor.

Os subscritos 1, 2,  $D$  e  $E$  representam o setor agrícola, o não-agrícola e os subsetores agrícolas, doméstico e exportador, respectivamente.

As funções parciais a serem estimadas para o setor não-agrícola foram formuladas levando-se em consideração as diferenças entre a participação do fator e a elasticidade de produção, o que é possível pela inclusão de  $\log KF_2/L_2$  como uma variável a mais na equação (18).

A função é especificada com cinco variáveis de estado e um fator de produção ( $\log KF_2/L_2$ ). As funções a serem estimadas para o setor não-agrícola são as seguintes:

$$Sk_2 = a_0 + a_1 \log (K/N) + a_2 \log (I_2/L_2) + a_3 \log r_{2(t-1)} + a_4 \log W_{2(t-1)} + a_5 \log (P_2) + a_6 \log (KF_2/L_2) \quad (24)$$

$$T_2 = a_0 + a_1 \log (K/N) + a_2 \log (I_2/L_2) + a_3 \log r_{2(t-1)} + a_4 \log W_{2(t-1)} + a_5 \log (P_2) + a_6 [\log (KF_2/L_2)]^2 \quad (25)$$

Espera-se que um crescimento na produtividade média do trabalho esteja positivamente relacionado com todas as variáveis de estado e os fatores de produção.

Para o setor agrícola as funções a serem estimadas são dadas por:

$$\log Y_i = T_i(Z) + SA_i(Z) \log A_i/L_i + SK_i(Z) \log KF_i/L_i + \text{erro} \quad (26)$$

em que o subscrito  $i$  refere-se aos subsectores agricultura de exportação e doméstico ( $E$  e  $D$ ). Supõem-se retornos constantes à escala para trabalho, capital e terra. A produtividade média do trabalho ( $Y_i$ ) é determinada pelas razões capital físico/trabalho ( $KF_i/L_i$ ) e terra/trabalho ( $A_i/L_i$ ). Os coeficientes são o intercepto ( $T_i$ ) e os fatores de participação do capital ( $SK_i$ ) e da terra ( $SA_i$ ).  $KF_i$  é o estoque de capital físico na agricultura,  $A_i$  é a área de terra cultivada.  $X_i$  e  $L_i$  são a produção agrícola agregada e a força de trabalho economicamente ativa ocupada no setor, respectivamente.

As variáveis de estado para o setor agrícola ( $K/N$ ,  $I_1/L_1$ ,  $P_1$ ,  $r_1$ ,  $P_A$ ,  $W_1$ ) são semelhantes às usadas para o setor não-agrícola; elas se referem ao setor agrícola, como um todo, ou à economia em geral. Espera-se que todas as variáveis de estado estejam positivamente relacionadas com a produtividade média do trabalho nos dois subsectores agrícolas.

A participação dos fatores é obtida por:

$$SA_i = (R_i \times A_i) / (P_i \times X_i) \quad (27)$$

$$SK_i = (r_i \times K_i) / (P_i \times X_i) \quad (28)$$

em que  $R_i$  é o valor médio de arrendamento da terra com lavouras e explorações animais em Cz\$/ha/ano e  $P_i X_i$  é o valor do produto agrícola agregado. Assume-se que a taxa de retorno ao capital na agricultura é a mesma para terra e capital, em que  $r_i = R_i/P_A$  é a taxa de retorno ao capital agrícola e  $P_A$ , o preço da terra por hectare.

O efeito líquido das variáveis de estado sobre a produtividade pode ser obtido derivando-se as elasticidades da produtividade média do trabalho com respeito às variáveis de estado. Como exemplo, a elasticidade da produtividade média do trabalho com respeito ao estoque de capital na economia ( $K/N$ ) é dada por:

$$d \log Y_i / d \log (KF/N) = dT_i / d \log (K/N) + dSK_i / d \log (K/N) \times \log (KF_i/L_i) + dSA_i / d \log (K/N) \times \log (A_i/L_i) \quad (29)$$

A elasticidade de produção para os fatores de produção é obtida diferenciando-se a função de produção, como mostrado a seguir:

$$d \log Y_i / d \log (KF_i/L_i) = dT_i / d \log (KF_i/L_i) + SK_i + dSK_i / d \log (KF_i/L_i) \times \log (KF_i/L_i) + dSA_i / d \log (KF_i/L_i) \times \log (A_i/L_i) \quad (30)$$

$$\begin{aligned} d \log Y_i / d \log (A_i / L_i) &= dT_i / d \log (A_i / L_i) + SA_i + \\ dSA_i / d \log (A_i / L_i) \times \log (A_i / L_i) &+ dSK_i / d \log (A_i / L_i) \times \log (KF_i / L_i) \end{aligned} \quad (31)$$

As funções parciais a serem estimadas para os subsetores agricultura doméstica e agricultura de exportação também são formuladas, levando-se em conta a discrepância entre a participação dos fatores e as elasticidades de produção.

As funções de produção para os subsetores agrícolas são estimadas indiretamente através das equações de participação, como mostrado a seguir:

$$\begin{aligned} SA_i &= a_0 + a_1 \log (K/N) + a_2 \log (I_i/L_i) + \\ a_3 \log r_{1(T-1)} + a_4 \log PA_{(T-1)} + b_5 \log W_{1(T-1)} + \\ b_6 \log P_1 + a_7 \log (A_i / L_i) + a_8 \log (KF_i / L_i) \end{aligned} \quad (32)$$

$$\begin{aligned} SK_i &= a_0 + b_1 \log (K/N) + b_2 \log (I_i/L_i) + \\ b_3 \log r_{1(T-1)} + b_4 \log PA_{(T-1)} + b_5 \log W_{1(T-1)} + \\ b_6 \log P_1 + b_7 \log (A_i / L_i) + b_8 \log (KF_i / L_i) \end{aligned} \quad (33)$$

$$\begin{aligned} T_i &= a_0 + c_1 \log (K/N) + c_2 \log (I_i/L_i) + \\ c_3 \log r_{1(T-1)} + c_4 \log PA_{(T-1)} + c_5 \log W_{1(T-1)} + \\ c_6 \log P_1 + c_7 [\log (A_i / L_i)]^2 + c_8 [\log (KF_i / L_i)]^2 \end{aligned} \quad (34)$$

As equações de participação são usadas para estimar os valores anuais das participações de terra e capital. Esses valores são introduzidos na equação de produção original para se obterem os valores do intercepto,  $T_i = \log Y_i - SA_i \log A_i - SK_i \log K_i$ , que é usado para estimar os coeficientes de  $T$ .

### 2.3 Método de estimação

Pela natureza dos dados, as variáveis utilizadas neste estudo apresentam-se correlacionadas, o que pode gerar problemas de multicolinearidade. Para eliminar esse tipo de problema, utiliza-se o método de estimação de Regressões com Componentes Principais, inovado com a aplicação de um teste para seleção de componentes principais, desenvolvido por Mundlak (1981). Tal enfoque facilita a eliminação do maior número de combinações lineares dos coeficientes de regressão não conjuntamente significantes. O método se baseia para tal na estrutura de autovalores e autovetores da matriz de correções simples entre as variáveis independentes do modelo. O processo consiste em, a partir das  $m$  variáveis independentes originais, gerar por transformação linear  $n$  ( $n < m$ ) outras variáveis independentes e ortogonais entre si, chamadas componentes principais, ajustar o modelo e convertê-lo

para o sistema de coordenadas originais. O pacote computacional utilizado Saeg, foi desenvolvido pela Universidade Federal de Viçosa.

Essa técnica pode ser usada no modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), como a seguir:

$$Y = X \beta + \mu, \quad \mu \sim N(0, \sigma^2 I_n) \quad (35)$$

Sendo  $P$  a matriz de autovetores (matriz ortogonal), tem-se que:

$$P' (X'X) P = D = \text{diagonal} \{ \lambda_j \} \quad (36)$$

em que  $\lambda_j$  são as raízes características ou autovalores de  $(X'X)$  e não-negativas. Fazendo  $Z = XP$  a matriz das componentes principais (variáveis), em que  $X = ZP'$ , pode-se reescrever a equação (35) como:

$$Y = ZP' \beta + \mu \quad (37)$$

sendo  $P' \beta$  um vetor  $r \times 1$ . Fazendo  $\delta = P' \beta$ , então

$$Y = Z\delta + \mu \quad (38)$$

em que o vetor  $Y$  e a matriz  $Z$  são conhecidos. A solução dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para a equação (38), ou os coeficientes dos componentes principais, é obtida por:

$$\hat{\delta} = (Z'Z)^{-1} Z'Y = D^{-1} Z'Y \quad (39)$$

A variância de  $\hat{\delta}$  é dada por:

$$\text{Var}(\hat{\delta}) = \sigma^2 D^{-1} \quad (40)$$

A equação (40) indica que os coeficientes  $\hat{\delta}$  não estão correlacionados como mostra a equação (39). A relação entre  $\delta$  e  $\beta$  é dada por  $\delta = P' \beta + \mu$ , em que  $P'$  tem dimensão  $r \times n$ . Essa relação matricial representa um sistema de  $r$  equações com  $n$  parâmetros desconhecidos, estimados por  $\beta$ . Como é de interesse a representação do modelo no sistema de coordenadas originais, tem-se a seguinte transformação para cada coeficiente:

$$\hat{\beta}_j = \frac{\sum_{k=1}^n P_{jk} \hat{\delta}_k}{s(x_k)} \quad (41)$$

O ajustamento do modelo é dado pelo teste estatístico desenvolvido por Mundlak (1981). O teste é dado por:

$$F_s = \frac{\|\hat{Y}\|^2 - \|\hat{Y}_h\|^2}{\sigma^2 K_2} \quad (42)$$

em que  $\|Y\|$  é a soma dos quadrados da regressão e, por hipótese,  $F_s$  tem uma distribuição central  $F$  com  $K_2$  e  $n-K$  graus de liberdade. Dado que os coeficientes não estão correlacionados, tem-se que:

$$F_s = \frac{1}{k_2} \sum_{j \in K_2} t_j^2 \quad (43)$$

Fazendo  $F_\alpha$  ser um valor crítico ao nível de significância  $\alpha$  com  $K_2$  e  $n - K$  graus de liberdade, pelo teorema sobre o teste  $F$  (Mundlak, 1981), a existência de pelo menos uma função linear de  $\delta$ , estatisticamente diferente de zero, é equivalente a  $F_s > F_\alpha$ .

Em resumo, o teste supõe inicialmente que nem todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero. Aplica-se o teste para todos os coeficientes em conjunto; se significativo, ou seja, se existe pelo menos um coeficiente estatisticamente diferente de zero, então retira-se o maior coeficiente de  $t_j^2$  e reaplica-se o teste até se encontrar, se existirem, coeficientes não-significativos.

## 2.4 Fonte dos dados

Os dados básicos utilizados são de fonte secundária. O estudo compreende o período 1960-86. As variáveis têm como numerário o preço do produto agregado do setor não-agrícola ( $P_2$ ), determinado pela divisão do produto interno bruto (PIB) a preços correntes pelo PIB, a preços constantes de 1980 do setor. Todos os valores das variáveis estão expressos em cruzados equivalentes de 1980. Os dados básicos foram obtidos, conforme descrito na seção 2.2 e no anexo A, de publicações da Fundação IBGE e da FGV.

## 3. Resultados e discussão

Os resultados dos ajustamentos estatísticos das equações de participação da terra, do capital e do intercepto para os setores da economia estão apresentados no anexo B.

O resumo dos principais resultados obtidos das elasticidades da produtividade média do trabalho, com respeito às variáveis de estado e aos fatores de produção, é apresentado na tabela 2.

Tabela 2

Resumo das elasticidades das funções de produção do setor não-agrícola e dos subsetores agricultura doméstica e de exportação, Brasil, 1960/86<sup>a</sup>

Variável	Não-agrícola	Agricultura	
		de exportação	doméstica
$R^2$	0,86	0,92	0,70
Logaritmo			
$K/N$	0,0423*** (3,27)	0,3153*** (12,3)	0,0585*** (6,29)
$r_{i(T-1)}$	0,0098 (0,54)	-0,0048 (0,15)	-0,1559*** (4,59)
$W_{i(T-1)}$	0,4285*** (19,9)	0,0697 (3,32)	0,0529*** (6,01)
$PA_{(T-1)}$	—	-0,2600*** (10,4)	0,0740*** (5,83)
$P_i$	0,0013 (0,10)	-0,6747*** (22,4)	0,1734*** (5,81)
$I_i/L_i$	0,1140 (6,13)	0,0256** (1,90)	-0,0056 (0,59)
$A_i/L_i$	—	0,2304*** (6,62)	0,1598*** (12,0)
$KF_i/L_i$	0,2045*** (23,5)	0,5706*** (15,7)	0,0665*** (2,63)

\* Os valores entre parênteses são os testes  $t$ . Os níveis de significância de 1 e 5% são indicados por \*\*\* e \*\*, respectivamente.  $K/N$  é o estoque de capital *per capita* na economia.  $I_i/L_i$  é o investimento total do setor dividido pela força de trabalho do setor respectivo;  $r_{i(t-1)}$  é a taxa média de retorno ao capital do setor defasado de um ano;  $P_i$  é o preço dos produtos nos setores;  $PA$  é o preço da terra;  $W_{i(t-1)}$  é a taxa de salário nos setores defasada de um ano;  $A_i/L_i$  é a razão terra/trabalho nos setores;  $KF_i/L_i$  é a razão capital físico/trabalho nos setores e  $R^2$  é o coeficiente de determinação do sistema.

Os coeficientes de determinação ( $R^2$ ) do sistema de equações obtidos, conforme sugerido por Mundlak (1981), foram de 0,86, 0,70 e 0,92 para o setor não-agrícola e subsectores doméstico e exportador, respectivamente. Em termos estatísticos, significa que 86%, 70% e 92% das variações



ocorridas na produtividade média do trabalho no respectivo setor e sub-setores são explicados pelas variáveis independentes.

A estatística  $F$ , de Snedecor, mostra uma associação significativa entre as variáveis do modelo, isto é: a 1% de probabilidade, pode-se rejeitar a hipótese de que os componentes do vetor de regressão são todos nulos. Os testes  $t$  de Student mostram que os coeficientes de regressão foram, na maioria, estatisticamente diferentes de zero a até 10% de probabilidade.

Para o setor não-agrícola, de modo geral, os resultados da função apresentaram-se conforme o esperado. Todas as variáveis de estado, geradoras de mudança tecnológica, foram positivamente relacionadas com a produtividade média do trabalho ( $Y_2/L_2$ ), o que indica a presença de mudança tecnológica do tipo poupadora de mão-de-obra e intensiva de capital no setor não-agrícola no período estudado.

Aumentos de 10% nos investimentos não-agrícolas ( $I_2/L_2$ ) elevam em 1,14% a produtividade média do trabalho no setor. Esse resultado mostra o efeito mais dinâmico do investimento ( $I_2/L_2$ ), em relação ao capital acumulado na economia ( $K/N$ ), sobre a produtividade média do trabalho no setor não-agrícola.

O efeito positivo da taxa de salário defasada de um ano ( $W_{2(t-1)}$ ) mostra que o aumento na produtividade média do trabalho pode ser causado pela redução da participação desse fator no processo produtivo do setor em razão do efeito-substituição entre trabalho e capital.

As elasticidades da taxa de retorno ao capital ( $r_{2(t-1)}$ ) e do preço do produto não-agrícola ( $P_2$ ) não foram estatisticamente diferentes de zero, mas apresentaram-se positivamente relacionadas com a produtividade média do trabalho.

O efeito do fator de produção, a razão capital físico/trabalho ( $kF_2/L_2$ ), mostrou-se positivamente relacionado com a produção do setor; aumentos de 10% no fator elevam a produção em 2,04%.

Assumindo retornos constantes à escala, a elasticidade de produção do capital de 0,204 implica uma elasticidade de produção para o trabalho igual a 0,796. Comparada com a participação média do trabalho na produção igual a 0,870, indica que o trabalho é pago acima do valor de sua produtividade marginal e que o capital é sub-remunerado, uma vez que sua participação média é de 0,130.

Os resultados para o setor agrícola indicam que o crescimento na produtividade média do trabalho ( $Y_1/L_1$ ) está positivamente relacionado com a maioria das variáveis de estado.

Aumentando o estoque de capital da economia ( $K/N$ ), há um crescimento maior na produtividade média do trabalho do subsector agricultura de exportação do que no setor não-agrícola e no subsector agrícola doméstico. Isto indica que a acumulação de capital na economia, na forma de estruturas adequadas para a pesquisa, extensão, treinamento profissional, infra-estrutura

geral e equipamentos agrícolas, teve maior efeito no subsetor exportador do que no doméstico. A elasticidade de investimento ( $I_1/L_1$ ) no subsetor exportador foi bem superior à do subsetor doméstico, além de apresentar uma elasticidade estatisticamente significativa. Esses resultados confirmam que os investimentos na agricultura apresentam maior retorno em termos de aumento da produtividade do trabalho ou da mudança tecnológica no subsetor de agricultura de exportação. A resposta agrícola às variações no estoque de capital ( $K/N$ ) mostra que os investimentos trazem para o setor grande progresso, com ganhos sensíveis de produtividade do trabalho. Acréscimos de 10% em  $K/N$  geram aumentos na produtividade do trabalho, no subsetor exportador, da ordem de 3,2%. Aumento de 10% nos níveis de  $I_1/L_1$  aumenta a produtividade média do trabalho de 0,26%. Esses resultados indicam que o efeito de mais longo prazo do estoque de capital ( $K/N$ ) sobre a mudança tecnológica é maior do que o efeito dos investimentos sobre a produtividade média do trabalho no subsetor agricultura de exportação.

O efeito da taxa de salário ( $W_{1(t-1)}$ ) sobre a produtividade média do trabalho indica que aumentos nessas taxas aumentam a produtividade média do trabalho nos dois subsetores agrícolas, com um efeito maior para o subsetor exportador. Esse efeito mostra a substituição de trabalho por capital na produção dos subsetores agrícolas.

O preço da terra ( $PA_{(t-1)}$ ) no subsetor doméstico teve efeito positivo sobre a produtividade média do trabalho. Segundo Anjos et alii (1988), em épocas de prosperidade, quando o setor agrícola está-se capitalizando, a demanda de terra aumenta e, conseqüentemente, o seu preço se eleva, ou seja, o aumento na produtividade ou lucratividade, dado pela substituição de fatores — neste caso trabalho por capital — poderia aumentar a demanda de terra, aumentando o seu preço. No subsetor exportador, o preço da terra teve um efeito contrário, ou seja, o aumento nos preços da terra diminui a produtividade média do trabalho no subsetor.

A taxa de retorno ao capital ( $r_1$ ) teve um efeito negativo sobre a produtividade média do trabalho nos dois subsetores; contudo, é possível que outras variáveis estejam captando esses efeitos, como, por exemplo, o preço do produto e o preço da terra, dado que a taxa de retorno ao capital na agricultura foi definida ser a mesma para a terra e capital.

O preço do produto agrícola agregado ( $P_1$ ) no subsetor doméstico aumenta a produtividade média do trabalho. Isto indica que um aumento nos preços estimula o crescimento dos produtos domésticos e reforça as vantagens de investir em modernização, o que poderá aumentar os ganhos de produtividade no subsetor. No subsetor exportador,  $P_1$  tem o efeito de diminuir a produtividade média do trabalho, mostrando-se consistente com o efeito de  $r_1$ . Atribuem-se tais resultados à influência da elevação dos preços agrícolas agregados, provocada pelo aumento de demanda, influen-

ciando o mercado de trabalho no sentido de demandar mais mão-de-obra, e permitindo uma elasticidade negativa para essas variáveis de estado.

As elasticidades de produção informam sobre o uso do fator ao longo de uma mesma função de produção e referem-se, portanto, ao efeito do fator sobre a produção no curto prazo. Observa-se que as elasticidades de produção dos fatores capital ( $kF/L_i$ ) e terra ( $A_i/L_i$ ) foram positivas, indicando que acréscimos no uso desses fatores aumentam o valor da produção agregada nos subsetores agrícolas, com um aumento mais expressivo para o subsetor exportador. Um acréscimo de 10% no uso do fator de produção capital aumenta a produtividade média do trabalho no subsetor exportador de 5,7% e de 70% no subsetor doméstico.

A soma das elasticidades de produção da terra e capital mostra um efeito combinado em torno de 0,226 e 0,801, para os subsetores domésticos e de exportação, respectivamente. Assumindo retornos constantes à escala, a elasticidade de produção do trabalho foi igual a 0,774, para o doméstico, e 0,198, para o subsetor exportador. As participações médias dos fatores na produção foram:  $SK_D = 0,133$ ,  $SK_E = 0,106$ ,  $SA_D = 0,091$ ,  $SA_E = 0,109$ ,  $SL_D = 0,776$  e  $SL_E = 0,785$ . Observa-se uma diferença substancial entre as elasticidades de produção e a participação dos fatores. Isto indica que o trabalho na agricultura doméstica, no período estudado, foi remunerado de acordo com o valor de sua produtividade marginal e que os fatores de produção terra e capital foram remunerados abaixo e acima do valor de sua produtividade marginal, enquanto os fatores de produção de terra e capital foram sub-remunerados.

#### 4. Conclusão

A série de dados para estoque de capital mostra que, no período estudado, a taxa média anual de crescimento do capital acumulado foi maior no setor não-agrícola do que no setor agrícola. No que se refere ao setor agrícola, o processo de acumulação de capital foi mais intenso no subsetor exportador, maior até que no setor não-agrícola. Os efeitos dessa concentração dos investimentos são mais bem analisados através das funções de produção do tipo translog, estimadas para os subsetores agrícolas e para o setor não-agrícola.

Os resultados obtidos mostram, com algumas exceções, que as variáveis de estado, geradoras de mudança tecnológica, apresentaram-se positivamente relacionadas com a produtividade média do trabalho, indicando que a mudança tecnológica ocorrida foi poupadora de mão-de-obra, variando a sua intensidade de acordo com o setor.

O efeito do estoque de capital da economia ( $K/N$ ), como gerador de mudança tecnológica, foi maior no subsetor exportador agrícola do que no

doméstico e não-agrícola, indicando que os investimentos em estrutura adequada para a pesquisa, educação, extensão, em infra-estrutura geral na produção de insumos beneficiaram mais as culturas de exportação em termos de mudança tecnológica.

Tais resultados reforçam a hipótese de que a política de investimento agrícola direcionada para o subsetor agrícola exportador promoveu mudanças tecnológicas no subsetor que tornaram os produtos agrícolas exportáveis mais competitivos no mercado mundial e com retornos mais elevados aos investimentos agrícolas.

Para que a agricultura continue contribuindo de forma decisiva para o aumento da receita cambial é necessário que os investimentos que buscam alterar qualitativamente o padrão de desempenho da economia a longo prazo, especialmente os ligados à melhoria do fator humano, à infra-estrutura e à pesquisa, tenham prioridade nas futuras políticas de desenvolvimento. Com respeito ao subsetor de agricultura doméstica, a ausência de progresso técnico e os controles de preços têm impedido que a produção e a produtividade do subsetor acompanhem a expansão do subsetor agrícola exportador.

Para o setor não-agrícola, observa-se que o efeito do estoque de capital da economia em mudança tecnológica é menor do que no setor agrícola, enquanto o retorno aos investimentos do setor é maior. Tem-se, portanto, que o ambiente econômico para investimento no período estudado, quanto a expectativas futuras sobre o desempenho da economia, foi mais favorável no setor não-agrícola do que no agrícola, onde as interferências governamentais inoportunas criaram instabilidades indesejáveis.

A economia brasileira passa, atualmente, por uma crise de investimentos, em que a dívida externa tem participação ativa. Os resultados matemáticos e empíricos deste artigo apontam para a necessidade de maiores investimentos em todos os setores da economia, a fim de promover as mudanças tecnológicas necessárias e preservar o estoque de capital existente.

Assim, maiores investimentos líquidos em termos de pesquisa, educação, infra-estrutura, distribuição de insumos e comercialização devem ser dirigidos para a agricultura doméstica, a fim de gerar mudanças tecnológicas no setor, visando melhorar seu desempenho quanto à produção de alimentos. O retorno aos investimentos nas culturas de exportação são os maiores da economia, o que sugere mantê-los elevados. O setor não-agrícola dispõe do mais elevado nível de estoque de capital da economia e gera retornos para todos os setores em oferta de equipamentos, insumos e infra-estrutura. Esse estoque de capital precisa ser preservado com fortes injeções de investimento para que a economia, como um todo, continue a desenvolver-se.

## Anexo A

Tabela 1A

Estoque de capital geral na economia  
Brasil, 1960-86<sup>a</sup>  
(Em Cz\$ milhões 1980)

Ano	Agricultura			Não-agrícola	Total
	Total	Doméstica	Exportadora		
1960	1.020,0	705,8	314,1	3.593,5	4.613,5
1961	1.117,8	783,5	334,2	3.605,7	4.723,5
1962	1.176,6	807,2	369,4	3.737,3	4.914,0
1963	1.170,3	759,5	410,8	3.977,7	5.148,1
1964	1.312,3	682,4	629,9	4.034,1	5.346,5
1965	1.271,2	511,0	760,1	4.283,5	5.554,7
1966	1.332,0	711,3	620,7	4.482,2	5.814,3
1967	1.250,5	747,8	502,7	4.841,2	6.091,7
1968	1.227,1	797,6	429,4	5.302,0	6.529,2
1969	1.253,1	830,8	422,3	5.788,0	7.041,1
1970	1.335,1	996,0	339,1	6.468,4	7.803,6
1971	1.474,8	890,8	584,0	7.224,2	8.699,1
1972	1.636,6	963,9	672,6	8.128,0	9.764,7
1973	2.583,5	1.544,9	1.038,5	8.508,4	11.091,9
1974	2.124,0	1.174,6	949,4	10.469,5	12.593,5
1975	2.219,2	1.193,9	1.025,2	12.001,0	14.220,2
1976	2.143,7	1.663,5	480,2	13.775,2	15.919,0
1977	2.156,0	1.696,8	459,2	15.342,3	17.498,4
1978	2.623,0	1.854,5	768,5	16.449,1	19.072,2
1979	3.323,5	2.190,1	1.133,3	17.359,6	20.683,1
1980	3.300,8	2.115,8	1.185,0	19.129,6	22.430,5
1981	2.825,4	1.415,5	1.409,8	20.896,3	23.721,7
1982	2.687,6	1.273,9	1.413,7	22.130,1	24.817,7
1983	3.385,0	1.719,6	1.665,4	22.085,8	25.470,8
1984	3.507,4	1.736,1	1.771,2	22.660,8	26.168,2
1985	3.568,6	2.001,9	1.566,6	23.491,5	27.060,2
1986	3.658,7	1.935,4	1.723,2	24.745,1	28.403,9

\* A série de dados para o estoque de capital geral na economia ( $k$ ) foi obtida por Langoni (1974), para o período 1960-69. Para o período 1970-86, expandiu-se essa série por meio do método dos inventários perpétuos. Os dados para o estoque de capital geral no setor agrícola ( $K_1$ ) compreendem o estoque de capital físico na agricultura mais o estoque de insumos públicos obtido por Elias (1981). Para o setor não-agrícola, os dados de estoque de capital ( $K_2$ ) foram obtidos por  $k_2 = k - k_1$ . O estoque de capital geral para os subsetores agrícolas, doméstico e exportador foi obtido conforme descrito para o capital físico.

Tabela 2A

Estoque de capital físico na economia  
Brasil, 1960-86<sup>a</sup>  
(Em Cz\$ milhões 1980)

Ano	Agricultura			Não-agrícola	Total
	total	doméstica	exportadora		
1960	739,2	511,5	227,6	795,4	1.534,6
1961	829,3	581,3	247,9	908,0	1.737,4
1962	879,7	603,5	276,2	1.000,0	1.879,7
1963	867,2	562,8	304,4	1.080,4	1.947,7
1964	999,2	519,6	479,6	1.151,7	2.150,9
1965	946,5	380,5	566,0	1.225,2	2.171,8
1966	996,6	532,2	464,4	1.312,6	2.309,3
1967	902,8	539,8	362,9	1.400,0	2.302,8
1968	867,1	563,6	303,4	1.503,4	2.370,5
1969	880,8	583,9	296,8	1.622,9	2.503,8
1970	949,7	708,5	241,2	1.763,2	2.713,0
1971	1.077,9	651,0	426,8	1.951,7	3.029,6
1972	1.224,3	721,1	503,1	2.257,4	3.481,7
1973	2.157,4	1.290,1	867,2	2.616,0	4.773,4
1974	1.677,1	927,4	749,6	3.052,8	4.730,0
1975	1.755,5	944,4	811,0	3.535,6	5.291,1
1976	1.616,8	1.254,6	362,1	4.037,3	5.654,2
1977	1.566,0	1.232,4	333,5	4.504,5	6.070,5
1978	1.970,3	1.393,0	577,3	4.968,8	6.939,2
1979	2.606,9	1.717,9	888,9	5.442,5	8.049,5
1980	2.515,4	1.612,3	903,0	5.953,6	8.469,0
1981	1.988,4	996,2	992,2	6.335,4	8.323,8
1982	1.806,5	856,3	950,2	6.661,3	8.467,9
1983	2.476,7	1.258,1	1.218,5	6.861,6	9.338,4
1984	2.570,2	1.272,2	1.297,9	7.073,6	9.643,9
1985	2.595,4	1.456,0	1.139,4	7.339,6	9.935,1
1986	2.632,8	1.392,7	1.240,0	7.732,1	10.364,9

\* O estoque de capital físico do setor agrícola compreende: construções, equipamentos, terras com melhorias, tratores e bovinos. Os dados referentes às construções, equipamentos e terras com melhorias foram obtidos de Elias (1981) para o período 1960-78. Para o período 1979-86, utilizou-se o método do inventário perpétuo. Para isto, calcularam-se, primeiramente, os investimentos físicos do período 1960-86, aplicando aos investimentos físicos do período 1960-78 a taxa de crescimento real da formação bruta de capital fixo. Os dados para bovinos foram obtidos da Fundação IBGE (1987). Para tratores, foram obtidos dados de Elias (1981), para o período de 1960-70; para 1971-80, de Anjos et alii (1988), e para 1981-86, do Anuário estatístico do Brasil (Fundação IBGE, 1981-86).

O estoque de capital físico nos subsetores agrícolas, doméstico e exportador foi derivado do estoque de capital físico do setor agrícola. Para o subsetor exportador, os dados de estoque de capital foram obtidos supondo-se que o aumento da participação do PIB do subsetor exportador no PIB do setor agrícola aumenta o estoque de capital no subsetor exportador. Portanto, aplica-se a  $KF_1$  a proporção obtida do PIB a custo de fatores do subsetor exportador sobre o PIB, a custo de fatores do setor agrícola. Para o subsetor doméstico,  $KF_D$  foi obtido por  $KF_D = KF_1 - K_E$ .

Anexo B

Tabela 1B

Função de produção não-agrícola  
Brasil, 1960-86<sup>a</sup>

Variável	$SK_2$	$T_2$	Elasticidade
$R^2 = 0.86^b$	0,42	0,92	
$DW$	1,47	1,20	
$F$	3,83	78,45	
Constante	-0,005	1,108	
Logaritmo			
$K/N$	0,0203** (1,95)	-0,001 (0,06)	0,0423*** (3,27)
$r_{2(t-1)}$	0,0672*** (4,58)	-0,1326*** (5,81)	0,0098 (0,54)
$W_{2(t-1)}$	0,0585*** (2,93)	0,3049*** (13,19)	0,4285*** (19,93)
$P_2$	0,0045 (0,27)	-0,0083 (0,43)	0,0013 (0,1)
$I_2/L_2$	-0,0155 (0,77)	0,1468*** (8,53)	0,1140*** (6,13)
$KF_2/L_2$	0,0188*** (2,58)	0,0083 <sup>c</sup> (0,81)	0,2045*** (23,50)

<sup>a</sup> Os valores entre parênteses nas duas primeiras colunas são os testes  $t$ . O teste  $t$  para as elasticidades foram obtidos pela divisão das elasticidades pelos seus respectivos desvios-padrão, sendo os desvios-padrão as médias dos desvios de  $SK_2$  e  $T_2$  (Mundlak, 1980). Os níveis de significância de 1 e 5% são indicados por \*\*\* e \*\*, respectivamente.  $K/N$  é o estoque de capital *per capita* na economia;  $I_2/L_2$  é o investimento total do setor dividido pela força de trabalho não-agrícola;  $r_{2(t-1)}$  é a taxa média de retorno ao capital em atividades não-agrícolas defasadas de um ano;  $P_2$  é o preço dos produtos não-agrícolas;  $W_{2(t-1)}$  é a taxa de salário não-agrícola defasada de um ano;  $KF_2/L_2$  é a razão capital físico/trabalho para o setor não-agrícola.

<sup>b</sup> O  $R^2$  para o sistema foi computado de  $R^2 = 1 - [\Sigma (\text{resíduos})^2 / SQT]$ , em que os resíduos foram computados da função de produção depois de introduzir as estimativas para  $SK_2$  e  $T_2$ . O denominador é a soma total dos quadrados das variáveis dependentes.

<sup>c</sup> Coeficiente de  $(\log KF_2/L_2)^2$ .

Tabela 2B

Função de produção de agricultura doméstica  
Brasil, dados anuais, 1960-86<sup>a</sup>

Variável	$SA_D$	$SK_D$	$T_D$	$SL_D$	Elasticidade
$R^2 = 0,70^b$	0,72	0,60	0,70		
$F$	13,80	15,77	28,29		
$DW$	1,40	2,05	0,83		
Constante	0,2804	0,3986	0,4426		
Logaritmo					
$K/N$	0,0393*** (3,82)	-0,0254*** (4,98)	0,0914*** (7,19)	-0,014	0,0585*** (6,29)
$r^1_{(T-1)}$	0,0754*** (3,98)	0,1817*** (8,65)	-0,5361*** (8,67)	-0,257	-0,1559*** (4,59)
$W_{1(T-1)}$	-0,0551*** (4,68)	-0,0238*** (6,24)	0,1263*** (11,6)	0,078	0,0529*** (6,01)
$PA_{(T-1)}$	0,0348*** (2,80)	-0,0299*** (4,62)	0,1180*** (6,08)	-0,005	0,0740*** (5,83)
$P_1$	0,2748*** (10,9)	0,1893*** (9,61)	-0,3344*** (7,47)	-0,464	0,1734*** (5,81)
$I_1/L_1$	-0,0019 (0,13)	0,0007 (0,53)	-0,0062 (0,49)	0,001	-0,0056 (0,59)
$A_D/L_D$	0,2892*** (15,4)	0,0158*** (4,75)	-0,1048*** <sup>c</sup> (5,93)		0,1598*** (12,0)
$K_D/L_D$	-0,1258*** (3,49)	0,0343*** (3,77)	-0,0193 <sup>c</sup> (0,64)		0,0665*** (2,63)

<sup>a</sup> Os valores entre parênteses nas três primeiras colunas são os testes  $t$ . O teste  $t$  para as elasticidades foi obtido pela divisão das elasticidades pelos seus respectivos desvios-padrão, sendo os desvios-padrão as médias dos desvios de  $SK_E$ ,  $SA_E$  e  $T_E$  (Mundlak, 18). O nível de significância de 1% é indicado por \*\*\*.  $K/N$  é estoque de capital *per capita* na economia;  $I_1/L_1$  é o investimento total do setor dividido pela força de trabalho agrícola;  $r$  é a taxa média de retorno ao capital em atividades agrícolas;  $P_1$  é o preço dos produtos agrícolas;  $W$ , taxa de salário agrícola;  $PA$ , o preço da terra;  $K_1/L_1$  é a razão capital/trabalho para o setor agrícola exportador;  $A_1/L_1$  é a razão terra/trabalho para o setor agrícola exportador;  $(T-1)$  indica que a variável foi defasada de um ano.

<sup>b</sup> O  $R^2$  para o sistema foi computado de  $R^2 = 1 - [\Sigma (\text{resíduos})^2 / SQT]$ , em que os resíduos foram computados da função de produção depois de introduzir as estimativas para  $SA_i$ ,  $SK_i$  e  $T_i$ . O denominador é a soma total dos quadrados das variáveis dependentes.

<sup>c</sup> Coeficiente de  $[\log (A_1/L_1)]^2$  e  $[\log (K_1/L_1)]^2$ .



Tabela 3B

Função de produção de agricultura de exportação  
Brasil, dados anuais, 1960-86<sup>a</sup>

Variável	$SA_E$	$SK_E$	$T_E$	$SL_E$	Elasticidade
$R^2 = 0,92^b$	0,95	0,86	0,92		
$F$	96,18	20,12	60,27		
$DW$	1,73	1,99	1,58		
Constante	0,2704	0,0569	0,5571		
Logaritmo					
$K/N$	0,1126*** (3,40)	0,0429*** (2,27)	0,1813*** (7,32)	-0,155	0,3153*** (12,3)
$r^l_{(T-1)}$	0,0986*** (6,05)	0,0782*** (3,81)	-0,2038*** (3,59)	-0,17	-0,0048 (0,15)
$W_{1(T-1)}$	-0,0156 (1,20)	0,0881*** (4,16)	-0,1008*** (3,48)	-0,072	0,0697*** (3,32)
$PA_{(T-1)}$	0,0285*** (8,90)	-0,1503*** (2,60)	0,0300** (1,90)	0,122	-0,2600*** (10,4)
$P_1$	0,04265*** (30,4)	0,1154*** (7,49)	-1,0877*** (17,8)	-0,542	-0,6747*** (22,4)
$I_1/L_1$	0,0002 (0,05)	0,0014 (0,13)	0,0227 (0,91)	-0,002	0,0256** (1,90)
$A_E/L_E$	0,1539*** (9,88)	-0,0540*** (3,49)	0,1931*** <sup>c</sup> (2,63)		0,2304*** (6,62)
$K_E/L_E$	-0,1663*** (8,51)	0,0591*** (4,13)	0,1036 <sup>c</sup> (1,40)		0,5706*** (15,7)

<sup>a</sup> Os valores entre parênteses nas três primeiras colunas são os testes  $t$ . O teste  $t$  para as elasticidades foi obtido pela divisão das elasticidades pelos seus respectivos desvios-padrão, sendo os desvios-padrão as médias dos desvios de  $SK_E$ ,  $SA_E$  e  $T_E$  (Mundlak, 1981). Os níveis de significância de 1, 5 e 10% são indicados por \*\*\*, \*\* e \*, respectivamente.  $K/N$  é estoque de capital *per capita* na economia;  $I_1/L_1$  é o investimento total do setor dividido pela força de trabalho agrícola;  $r$ , a taxa média de retorno ao capital em atividades agrícolas;  $P_1$  é o preço dos produtos agrícolas;  $W$ , taxa de salário agrícola;  $PA$ , o preço da terra;  $K_1/L_1$  é a razão capital/trabalho para o setor agrícola exportador;  $A_1/L_1$  é a razão terra/trabalho para o setor agrícola exportador;  $(T-1)$  indica que a variável foi defasada de um ano.

<sup>b</sup> O  $R^2$  para o sistema foi computado de  $R^2 = 1 - [\Sigma(\text{resíduos})^2 / SQT]$ , em que os resíduos foram computados da função de produção depois de introduzir as estimativas para  $SA_E$ ,  $SK_E$  e  $T_E$ . O denominador é a soma total dos quadrados das variáveis dependentes.

<sup>c</sup> Coeficiente de  $[\log(A_1/L_1)]^2$  e  $[\log(K_1/L_1)]^2$ .

## Abstract

Several policies helped the Brazilian agriculture to expand exports. The investment policy practiced by the Brazilian Government favored area expansion of exportable grains to a higher rate than the domestic agricultural products. The main objective of this paper is to determine the returns to investment as a way to increase labor productivity in the domestic and export agricultural subsector. This research analyzes many aspects of the Brazilian agriculture in the period 1960 to 1986 with regards to technological change in the domestic and export agricultural subsectors. The used methodology endogenizes the process of technological change through economic variables that can capture the effects of technological adoption. The empirical results suggest the process of technological change is more intensive in the subsector of export agriculture than in the domestic subsector because of higher rate of capital accumulation in that subsector. The hypothesis that the agricultural investment police concentrated investments in the export subsector was not rejected.

## Referências bibliográficas

Anjos, Natanael M. dos et alii. Análise do setor agrícola brasileiro. São Paulo, Secretaria de Agricultura, IEA, 1988. (Relatório de pesquisa, 3/88.)

Brandão, A.S.P. *Os principais problemas da agricultura brasileira: análise e sugestões*. Rio de Janeiro, Ipea/Inpes, 1988.

Cavallo, D. & Mundlak, Y. Agriculture and economic growth in economy: the case of Argentina. *IFPRI Research Report*, 36, Dec. 1982.

Danin, Y. & Mundlak, Y. Introduction of techniques and capital accumulation. Working paper n. 7909. Rehovot, Center for Agricultural Economic Research, 1979.

Elias, Victor J. Government expenditures on agriculture in Latin America. *IFPRI Research Report*, 23, May 1981.

Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Anuários estatísticos do Brasil*. Rio de Janeiro, 1981 a 1986.

\_\_\_\_\_. *Estatísticas históricas do Brasil*. Rio de Janeiro, 1987.

Garcia, A.S. & Teixeira, E.C. Investimento, acumulação de capital e mudança tecnológica na agricultura brasileira. *Anais do XXVII Congresso Brasileiro de Economia e Sociologia Rural*, jul. 1989.

Hayami, Y. & Ruttan, V.W. *Agricultural development: an international perspective*. Baltimore, The John Hopkins University Press, 1985.

Homem de Melo, F. *Prioridade agrícola: sucesso ou fracasso?* São Paulo, Pioneira, 1985.

Langoni, C.G. *As causas do crescimento econômico no Brasil*. Rio de Janeiro, Apec, 1974.

Mundlak, Y. On the concept of non-significant functions and its implications for regression analysis. *Journal of Econometrics*, 16:139-49, 1981.

\_\_\_\_\_ & Tropp, Z. Distortion in the factor market and the short-run equilibrium. In: *On the stability of contemporary economic systems*, 1980.

Sugai, Y. & Teixeira, A. R. Income disparities among groups of farmers: with special reference to Brazil. *Proceedings of 18<sup>th</sup> International Conference of Agricultural Economists*. Jakarta, Indonésia, 1983. v. 18, p. 349-58.

Teixeira, E.C. & Martin, M. A. Retornos aos investimentos no setor não-agrícola e agrícola da economia brasileira. *Revista de Econometria*, Rio de Janeiro, 8(2): 73-92, jul./dez. 1988.