

A POLÍTICA DE INVESTIMENTOS AGRÍCOLAS E SEU EFEITO SOBRE A DISTRIBUIÇÃO DE RENDA¹

ERLY C. TEIXEIRA², MARSHALL A. MARTIN³ e ANTÔNIO C. DE SANTANA⁴

RESUMO - A política de investimentos agrícolas praticada pelo governo brasileiro, nas décadas de 1960 e 1970, concentrou-se nas culturas de exportação em detrimento dos produtos agrícolas domésticos. A principal hipótese deste trabalho é a de que essa política teria promovido a elevação dos preços dos produtos agrícolas domésticos, com efeitos negativos sobre a distribuição de renda. Os resultados obtidos, a partir de estimativas de um sistema de equações de demanda, indicam que a Lei de Engel aplica-se à agricultura brasileira e que a política de investimentos agrícolas não contribuiu, nesse período, para a deterioração da distribuição de renda. Empiricamente, a política de investimentos agrícolas reduziu ligeiramente os preços dos produtos agrícolas domésticos.

Termos para indexação: sistema de funções de demanda agrícola e não-agrícola, Lei de Engel.

THE EFFECTS OF THE AGRICULTURAL INVESTMENT POLICY ON INCOME DISTRIBUTION

ABSTRACT - The agricultural investment policy implemented by the Brazilian government during the decades 1960 and 1970 emphasized export crops to the detriment of domestic agricultural products. The main hypothesis of this study is that the described investment policy would increase the price of the domestic agricultural products with negative impact on income distribution. The results obtained from estimates of a system of demand equations confirm Engel's law for Brazilian agriculture. However, they do not confirm the hypothesis that Brazilian investment policy promoted deterioration of income distribution. On the contrary, the results suggest that the investment policies practiced by the Brazilian government did lower slightly the price of the domestic agricultural products.

Index terms: system of agricultural and non-agricultural demand functions, Engel's law.

INTRODUÇÃO

A política de investimento praticada pelo governo brasileiro beneficiou o setor não-agrícola em detrimento do setor agrícola (World Bank, 1982; Alves & Pastore, 1978). Um dos principais motivos para a adoção dessa política foi o de que os retornos aos investimentos no setor não-agrícola seriam maiores do que no setor agrícola. Por outro lado, os investimentos agrícolas públicos e privados concentraram-se nas culturas de exportação, discriminando as atividades da agropecuária voltadas para o mercado doméstico (Sugay & Teixeira,

¹ Recebido em 14.05.92.

 Aceito para publicação em 10.03.93.

² Ph.D., Professor Titular da UFV (DER-UFV), 36570 Viçosa, MG.

³ Ph.D., Professor, Purdue University, West Lafayette, IN, 47906 U.S.A.

⁴ Estudante do Programa de Doutorado do DER-UFV.

1983; Garcia & Teixeira, 1991). Essa política de investimento agrícola favorável às culturas de exportação teria criado variedades melhoradas e tecnologia bioquímica que levaram tais culturas a apresentar retornos mais elevados aos investimentos agrícolas (Homem de Melo, 1983). Uma hipótese adicional seria a de que os baixos níveis dos investimentos nas atividades agrícolas domésticas teriam propiciado decréscimo na produtividade; menores retornos aos investimentos na agricultura doméstica; e deslocamento das melhores terras, trabalho e capital para as culturas de exportação, promovendo aumento nos custos de produção e redução na oferta, que, por sua vez, elevariam os preços dos produtos da agricultura doméstica. Dado que os consumidores de renda mais baixa gastam maior parcela de sua renda com alimentos, a política de concentração dos investimentos agrícolas nas culturas de exportação estaria promovendo a deterioração na distribuição da renda.

O efeito dos investimentos sobre a distribuição de renda é um problema que tem recebido pouca atenção empírica. Contudo, a determinação do efeito dos investimentos sobre a distribuição de renda é importante para a definição de políticas de alocação de investimentos entre setores e intra-setores da economia.

Esta pesquisa investiga como a política brasileira de investimento influenciou no preço dos alimentos.

O objetivo principal deste estudo é determinar o efeito dos investimentos agrícolas, concentrados nas culturas de exportação, sobre a distribuição da renda. Pretende-se, ainda, verificar se a Lei de Engel prevalece no setor agrícola e analisar o padrão de consumo no setor não-agrícola da economia brasileira.

Neste trabalho, apresenta-se, inicialmente, a teoria da determinação de preços em uma economia aberta e, posteriormente, discutem-se a relação das variáveis incluídas no sistema de equações de demanda e a escolha da forma funcional a ser estimada. Os resultados obtidos e sua discussão aparecem no final, acompanhados de um resumo com as principais conclusões da pesquisa.

TEORIA DA DETERMINAÇÃO DOS PREÇOS

Os preços dos produtos da agricultura de exportação são determinados pelo mercado internacional. Usando as condições de primeira ordem para maximização de lucro, tem-se que a produtividade física marginal de cada fator de produção é igual à razão do preço do fator pelo preço do produto. Assim, os preços dos fatores podem ser facilmente determinados. Essa simples determinação dos preços dos fatores ocorre quando todos os bens são exportáveis, co-

mo acontece no setor não-agrícola. Contudo, o setor agrícola é dividido em dois subsetores: culturas de exportação e culturas domésticas. Os produtos do subsetor culturas domésticas podem ser considerados como não-exportáveis, em razão de, historicamente, terem-se mantido isolados dos impactos do comércio internacional, como o caso da mandioca, ou de ser sua exportação ou importação muito pequena, como o caso do feijão, milho e arroz, durante o período estudado. Um tratamento comum para os casos de produtos não-exportáveis é identificar tais produtos como um setor separado. Se o mercado doméstico for competitivo, de modo que os preços dos fatores sejam iguais em todos os setores, e se o número de setores abertos ao comércio internacional for maior que o número de setores fechados ao comércio internacional, então os preços dos produtos domésticos, numa economia pequena, serão determinados pelos preços dos produtos exportáveis (Komiya, 1967) Se a mobilidade intersetorial é restrita, esse resultado não se verifica. Para evitar essa dificuldade na análise empírica, faz-se necessário identificar setores abertos ao comércio exterior que apresentem perfeita mobilidade de fatores com o setor fechado ao mercado internacional. Alternativamente, o conhecimento da função de demanda dos produtos não-exportáveis facilitará a determinação dos seus preços com relação aos preços dos produtos de exportação para qualquer quantidade predeterminada de produto. Pressupõe-se que, no setor agrícola, haja mobilidade perfeita de fatores entre os subsetores agricultura de exportação e agricultura doméstica. Nesse caso, a posição de equilíbrio de curto prazo para o setor pode ser obtida pela mesma técnica usada para uma economia fechada de dois setores com uma função geral de demanda (Mundlak & Mosenson, 1970). A Figura 1 mostra a curva de demanda para os produtos domésticos, derivada da curva de renda-consumo da teoria do consumidor. O ponto A é determinado sob as condições clássicas do lado da oferta para dada quantidade de recursos e tecnologia. A razão de preços P_1^E/P_1^D é determinada no ponto A de equilíbrio. P_1^E é o preço mundial das culturas de exportação e P_1^D é o preço dos produtos agrícolas domésticos. Uma vez que P_1^E é dado pelo mercado internacional, é possível obter-se P_1^D . Pode-se, também, agregar os dois produtos agrícolas e computar o preço do produto agrícola agregado.

$$P_1 = (P_1^D X_1^D + P_1^E X_1^E)/X_1, \quad (1)$$

em que X_1^D é o produto agrícola de consumo doméstico, X_1^E o produto agrícola exportável e X_1 o produto real da agricultura.

O preço do produto agrícola agregado, P_1 , é observado em moeda nacional⁵. De modo geral, as contas nacionais não divulgam dados sobre a produção

⁵ P_1 é, portanto, o resultado da divisão do Produto Interno Bruto da agricultura a preços correntes pelo Produto Interno Bruto da agricultura a preços constantes.

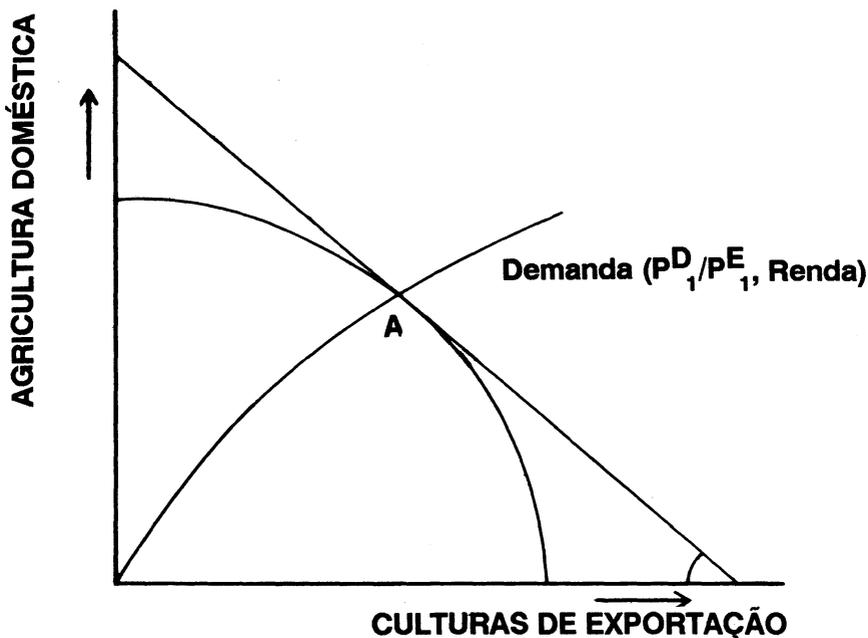


FIG. 1. Posição de equilíbrio para a agricultura no curto prazo.

de X_1^E e X_1^D em seus respectivos preços. Contudo, existem dados sobre a produção agrícola nacional e sobre as importações e exportações. Assim, em vez do preço mundial dos produtos de exportação (P_1^E), o preço interno dos produtos agrícolas exportáveis menos as taxas de exportação (P_1^e) é observado, isto é:

$$P_1^e = P_1^c (1 - t_x), \quad (2)$$

em que P_1^c é o preço do produto agrícola exportável em moeda nacional ($P_1^c = P_1^E \times TC$, em que TC é a taxa de câmbio) e t_x o imposto sobre as exportações.

Sendo P_1 e P_1^e conhecidos, pode-se obter o preço da oferta agregada dos produtos agrícolas não-exportados (P_1^d), o qual consiste na produção total (X_1) menos exportações (X_1^e):

$$P_1^d = P_1 + (1 -) P_1^e, \quad (3)$$

em que:

$$= X_1/(X_1 - X_1^e).$$

O preço do produto agrícola de exportação consumido internamente (P_e^*) é obtido acrescentando-se a P_1^e os impostos que incidem sobre a comercialização desses produtos internamente (t_1).

$$P_e^* = P_1^e (1 + t_1). \quad (4)$$

Quando P_1^d é acrescido dos impostos que incidem sobre a comercialização interna (t_1), tem-se o preço dos produtos agrícolas não-exportados (P_1^{d*}), isto é, dos produtos da agricultura de exportação e doméstica consumidos internamente:

$$P_1^{d*} = P_1^d (1 + t_1). \quad (5)$$

O preço de consumo dos produtos agrícolas domésticos (P^{d*}), excluindo-se os produtos exportáveis de consumo interno, pode, também, ser obtido utilizando-se as expressões a seguir e X_1^E (o produto agrícola exportável), em vez de X_1^e (as exportações agrícolas):

$$P^{d*} = \theta P_1 + (1 - \theta) P_1^e, \quad (6)$$

em que $\theta = X_1/(X_1 - X_1^E)^*$ e

$$P^{d*} = P^d (1 + t_1), \quad (7)$$

que é o preço do consumo dos produtos da agricultura doméstica.

SELEÇÃO DAS VARIÁVEIS

Quando os consumidores maximizam sua utilidade sob a condição orçamentária, a demanda de um bem qualquer torna-se função dos preços relativos e da renda. A demanda agregada é obtida pela soma das demandas individuais dos consumidores.

O sistema de funções de demanda dos produtos agrícolas e não-agrícolas consiste nas equações:

$$X_1^C = d_1 (P^*, y) \quad (8)$$

$$X_2^c = (P^*, y), \quad (9)$$

em que X_1^c é o consumo *per capita* dos produtos agrícolas, obtido da identidade $X_1^c = X_1 - X_1^i - X_1^e$ (X_1 é a produção agrícola *per capita*, X_1^i é o investimento *per capita* gerado no setor agrícola e X_1^e é a exportação líquida de produtos agrícolas), X_2^c é o consumo *per capita* dos produtos não-agrícolas, obtido da identidade $X_2^c = X_2 - X_2^i + X_2^m$ (X_2 é a produção *per capita* do setor não-agrícola, X_2^i é o investimento *per capita* gerado no setor não-agrícola e X_2^m é a importação líquida de bens não-agrícolas), P^* é o preço relativo de mercado dos produtos não-agrícolas e agrícolas; e y é a renda disponível *per capita*, isto é, o Produto Interno Bruto (PIB) *per capita* menos impostos. As variáveis importantes para a estimação do modelo são os preços dos produtos agrícolas, os preços dos bens não-agrícolas e a renda *per capita*⁶. A especificação do modelo para captar a Lei de Engel é uma questão empírica. Os preços dos produtos agrícolas domésticos e das culturas de exportação são importantes para determinar o efeito dos investimentos nos preços agrícolas. Espera-se um relacionamento negativo entre o consumo dos produtos agrícolas e os preços agrícolas. Espera-se, também, que a demanda de produtos não-agrícolas varie inversamente com o seu próprio preço e que o consumo dos bens agrícolas varie diretamente com a renda *per capita*.

FORMA FUNCIONAL

Prais & Houthakker (1955), estudando os padrões de consumo familiar, apontaram cinco especificações alternativas para os modelos de demanda: linear, semilogarítmica, duplo-logarítmica, hiperbólica e log-recíproca. Com base na qualidade do ajustamento, a especificação log-log apresentou melhores resultados estatísticos para a maioria dos bens, quando correlacionados com a renda. Haley (1985) usou as especificações sugeridas, aplicando a técnica dos mínimos quadrados ordinários. Seus melhores resultados foram também obtidos da especificação duplo-logarítmica. Com base nesses estudos, a especificação log-log é escolhida para este trabalho.

Duas modificações são feitas no modelo de consumo. A primeira diz respeito à inclusão da variável renda *per capita* ao quadrado, que permite uma taxa de crescimento variável no consumo quando a renda *per capita* aumenta. O sinal esperado para o coeficiente de regressão dessa variável é negativo, baseando-se na Lei de Engel. A segunda modificação no modelo refere-se ao uso,

⁶ Maiores detalhes sobre a definição e obtenção das variáveis podem ser obtidos de Teixeira (1991).

como variável independente, dos preços dos produtos agrícolas domésticos (P^d_1) e dos preços dos produtos agrícolas exportáveis consumidos internamente (P^{e*}), em vez dos produtos agrícolas agregados (P^d_1). De acordo com esta especificação, a demanda de bens do setor agrícola e do não-agrícola depende do preço dos bens não-agrícolas (P_2), do preço de mercado dos produtos da agricultura doméstica (P^d_1), do preço dos produtos agrícolas de exportação consumidos internamente (P^{e*}), da renda *per capita* (y) e da renda ao quadrado (y^2). Duas razões justificam tal modificação: ela permite estimar o efeito do investimento agrícola sobre os preços dos produtos domésticos e evita problemas de estimação possíveis de ocorrer com o preço dos produtos agrícolas no agregado. Espera-se que o consumo de produtos não-agrícolas varie diretamente com o preço de ambos os produtos da agricultura doméstica e de exportação e que o consumo de bens agrícolas varie inversamente com relação aos preços agrícolas.

ESTIMAÇÃO

O sistema de equações a ser estimado é:

$$n(X_2^C = a_0 + a_1 n(P_2^*) + a_2 n(P^d_1) + a_3 n(P^{e*}) + a_4 n(y) + a_5 n(y)^2, \quad (10)$$

$$n(X_1^C = b_0 + b_1 n(P_2^*) + b_2 n(P^d_1) + b_3 n(P^{e*}) + b_4 n(y) + b_5 n(y)^2, \quad (11)$$

em que X_2^C é o consumo *per capita* de bens não-agrícolas; X_1^C é o consumo *per capita* de bens agrícolas; P_2^* , P^d_1 e P^{e*} são o preço de mercado dos produtos não-agrícolas, da agricultura doméstica e da agricultura de exportação, respectivamente; e y é a renda disponível *per capita*.

A técnica das equações aparentemente não-relacionadas é usada para estimar o sistema de funções de demanda. Essa técnica considera a correlação contemporânea entre os termos de erro e melhora a eficiência estatística dos parâmetros estimados. O sistema de equações de demanda é estimado usando-se dados anuais de 1960 a 1980 para todas as variáveis. As modificações que introduziram a variável renda *per capita* ao quadrado (y^2) e que desagregaram a variável preço agrícola em duas novas variáveis, P^d_1 e P^{e*} , ao mesmo tempo em que trouxeram benefícios à capacidade explicativa do modelo, trouxeram também dificuldades algébricas ao impor as restrições sugeridas pela teoria da demanda do consumidor. Assim, as restrições de simetria, homogeneidade e agregação de Engel não foram impostas ao modelo. O R^2 apresentado é o R^2 ponderado do sistema (McElroy, 1977).

Os resultados empíricos para o sistema de funções de demanda que usam essa especificação encontram-se na Tabela 1.

TABELA 1. Demanda estimada para os produtos não-agrícolas e agrícolas, Brasil, 1960-80.

Variável	$n(X_2^c)$	$n(X_1^c)$
$R^2 = 0,96$		
DW	2,11	2,13
Constante	-19,647 (-1,63)	-45,553** (-2,11)
$n(P_2^*)$	-0,361*** (-3,43)	-0,688*** (-3,65)
$n(Pd^*)$	0,368*** (5,57)	-0,381*** (-3,22)
$(P^e)^*$	0,053 (0,48)	0,758** (3,91)
$n(y)$	6,447** (2,00)	13,150*** (2,27)
$n(y)^2$	-0,328* (-1,77)	-0,845** (-2,19)

^a Os valores entre parênteses são razões t. n significa logaritmo. Os níveis de significância estatística para 1, 5 e 10 por cento são indicados por ***, ** e *, respectivamente. O R^2 é o do sistema de equações. P_2^* é o preço de mercado dos produtos não-agrícolas; Pd^* é o preço pago pelos consumidores pelo produto agrícola doméstico; P^e é o preço dos produtos das culturas de exportação; e y é a renda disponível *per capita*.

Todos os coeficientes estimados para a função de demanda do setor não-agrícola são estatisticamente diferentes de zero, exceto o coeficiente de regressão da variável preço das culturas de exportação (P^e) (coluna 2 da Tabela 1). Todos os sinais estão de acordo com a teoria. O bem não-agrícola apresenta-se inelástico, com elasticidade-preço da demanda de -0,361.

As elasticidades-preço cruzadas da demanda, com respeito ao preço do produto da agricultura doméstica (Pd^*) e das culturas de exportação (P^e), são positivas, indicando que os bens de consumo do setor agrícola e do não-agrícola são substitutos.

A elasticidade-renda da demanda é de 0,759, o que confere a característica de bem normal aos produtos do setor não-agrícola. Com respeito à variável renda ao quadrado, o sinal negativo reflete a participação declinante da renda gasta no consumo dos bens não-agrícolas com aumentos da renda *per capita*.

Todos os coeficientes de regressão estimados para a função de demanda agrícola são estatisticamente significantes. Contudo, dois deles apresentam sinais contrários aos esperados (coluna 3 da Tabela 1). A elasticidade-preço cruzada da demanda de bens agrícolas, com respeito ao preço de produtos não-agrícolas (P_2^*), é negativa, indicando que os produtos agrícolas e não-agrícolas são complementares. Esse resultado é o oposto daquele da demanda de produtos não-agrícolas, contudo é válido teoricamente. A equação de Slutsky diz que, numa economia com somente dois bens, a substitutibilidade líquida não implica substitutibilidade bruta. Se o efeito renda é dominado pelo efeito substituição, os dois podem ser substitutos brutos. Boa parte da produção agrícola é matéria-prima para o setor não-agrícola, sugerindo complementaridade. Então, há alguma dúvida sobre o verdadeiro sinal para a elasticidade cruzada. Os resultados empíricos mostram que os produtos agrícolas e não-agrícolas são substitutos ou complementares, dependendo de como as funções de demanda são especificadas.

Espera-se que os preços P_d^* e P_e^* sejam negativamente relacionados com o consumo de bens agrícolas. Essa expectativa é satisfeita com respeito a P_d^* , que apresenta elasticidade-preço da demanda negativa igual a -0,381. Portanto, aumento em P_d^* reduziria o consumo dos produtos agrícolas. Contudo, o preço dos produtos de exportação consumidos internamente (P_e^*) é positivamente relacionado com o consumo dos bens agrícolas. Mesmo havendo substitutibilidade entre os produtos agrícolas domésticos e exportáveis, o aumento no preço pago pelos consumidores pelos produtos exportáveis deveria decrescer o consumo dos produtos agrícolas como um todo. Conseqüentemente, o sinal de P_e^* é considerado incorreto. Contudo, é possível que, empiricamente, P_e^* esteja captando o efeito de mudanças na preferência dos consumidores. No período de meados da década de 1960 a meados da de 1970, o governo brasileiro e a indústria implementaram uma campanha intensiva de promoção do consumo dos produtos das culturas de exportação, principalmente óleo de soja.

A elasticidade-renda da demanda dos produtos agrícolas é estimada em 0,568, menor que a do setor não-agrícola, estimada em 0,759. Portanto, por não estar o modelo sujeito à restrição de Engel, a porção da renda do consumidor gasta com ambos os produtos, agrícola e não-agrícola, decresce com aumentos na renda *per capita*.

O sinal negativo do logaritmo da renda *per capita* ao quadrado indica que a elasticidade-renda da demanda dos produtos agrícolas diminui com o aumento da renda dos consumidores. Explicitamente, a porção da renda dos consumidores gasta com alimentação decresce com o aumento de renda, o que confirma a Lei de Engel.

x A análise do efeito dos investimentos agrícolas sobre a distribuição de renda requer o uso da seguinte equação⁷:

$$E_{INV}^{Pd^*} = E_{INV}^{xd} \cdot F_{xd}^{Pd^*}, \quad (12)$$

em que o primeiro termo é a elasticidade de Pd^* com respeito aos investimentos agrícolas, e o segundo é a elasticidade de xd , o produto agrícola doméstico, com respeito ao investimento agrícola. A elasticidade de xd com respeito ao investimento agrícola, $E_{INV}^{Pd^*}$, é obtida do trabalho de Teixeira & Martin (1988), que estimaram uma função de produção semelhante à translog, cujas variáveis de estado incluíam investimento agrícola. O último termo é a flexibilidade de Pd^* com respeito a xd . A flexibilidade de Pd^* com respeito ao produto agrícola agregado *per capita*, $F_{xd_1}^{Pd^*}$, é usada em lugar da $F_{xd}^{Pd^*}$, uma vez que se estimou a demanda do produto agrícola agregado (x_1), e não a do produto agrícola doméstico (xd). Portanto, o resultado apresentado a seguir é uma aproximação e deve ser tomado com a devida cautela.

A elasticidade de Pd^* com respeito ao investimento agrícola, $E_{INV}^{Pd^*}$, obtida nessas condições, é igual a -0,084. Isso implica que um aumento de 10% nos investimentos agrícolas promove uma queda nos preços dos produtos agrícolas domésticos de 0,84%. Então, a política de investimentos agrícolas brasileira mais favorável às culturas de exportação não aumentou o preço dos produtos domésticos; pelo contrário, reduziu-o ligeiramente. Esse resultado empírico mostra que a política de investimentos agrícolas exercida pelo governo brasileiro nas duas décadas (1960 e 1970) não contribuiu para a deterioração da distribuição da renda. Isso porque os preços dos produtos agrícolas domésticos, com os quais os consumidores de renda baixa gastam a maior parcela de sua renda, caíram ligeiramente com a política de investimentos agrícolas no período. É possível que os efeitos favoráveis dos investimentos agrícolas nos preços dos produtos agrícolas domésticos sejam apenas colaterais, resultantes dos investimentos concentrados nas culturas de exportação. Efeito muito maior poderia ter sido obtido se maiores investimentos fossem alocados à pesquisa, à educação, à comercialização e à produção na agricultura doméstica.

CONCLUSÃO

A hipótese apresentada na literatura é a de que a concentração dos investimentos agrícolas nas culturas de exportação elevaria os preços dos produtos agrícolas domésticos, causando deterioração na distribuição de renda. Os obje-

⁷ A derivação e a aplicação desta fórmula são apresentadas no Apêndice A.

tivos deste estudo são checar a Lei de Engel para o setor agrícola e determinar o efeito dessa política de investimento sobre a distribuição de renda.

O método de estimação de Zelner, das equações de regressão aparentemente não relacionadas, é aplicado ao modelo de consumo. Os resultados empíricos mostram que a porção da renda gasta no consumo de bens agrícolas diminui com o aumento da renda dos consumidores, o que confirma a Lei de Engel. Por não ser a restrição de agregação de Engel imposta no processo de estimação do modelo, a soma das elasticidades-renda para os bens agrícolas e não-agrícolas foi maior que 1. Finalmente, os resultados empíricos indicam que a política de investimentos agrícolas reduziu ligeiramente os preços dos produtos agrícolas domésticos, o que não confirma a hipótese de deterioração da renda, provocada pela concentração dos investimentos agrícolas nas culturas de exportação.

AGRADECIMENTOS

Os autores agradecem aos professores João Eustáquio de Lima, Márcia Heil Costa e a dois revisores anônimos da RER. Agradecem também à Sra. Maria da Glória Teixeira Ignácio, pelo trabalho de revisão lingüística e à srta. Francisca Iza Quintão Carneiro, pelo trabalho de datilografia.

REFERÊNCIAS

- ALVES, E.R.A. & PASTORE, A.C. Import substitution and implicit taxation of agriculture in Brazil. *American Journal of Agricultural Economics*, v.60, n.5, p.865-71, dez. 1978.
- GARCIA, S.A. & TEIXEIRA, E.C. Investimento e mudança tecnológica na agricultura brasileira. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, v.29, n.1, p.77-94, jan./mar. 1991.
- HALEY, S. *The theory of agricultural comparative advantage*. West Lafayette, Indiana: Purdue University, 1985. (Tese Ph.D.).
- HOMEM DE MELO, F. Technological change and income distribution: the case of a semi-open less-developed economy. *Proceedings of the Eighteenth International Conference of Agricultural Economists*, Jacarta, Indonésia, v.18, p.241-252, 1983.
- KOMIYA, R. Non-traded goods and the pure theory of international trade. *International Economic Review*, v.8, p.132-152, June 1967.
- McELROY, M.B. Goodness of fit for seemingly unrelated regression: Glahn's R^2 and Hooper's r^2 . *Journal of Econometrics*, v.6, p.391-387, 1977.
- MUNDLAK, Y. & MOSENSON, R. Two sector model with generalized demand. *Metroeconômica*, n.22, p.227-258, (set./dez. 1970).
- PRAIS, S.J. & HOUTHAKKER, H.S. *The analysis of family budgets*. Cambridge: Cambridge University Press, 1955.

SUGAY, Y. & TEIXEIRA, A.R. Income disparities among groups of farmers: with special reference to Brazil. Proceedings of the Eighteenth International Conference of Agricultural Economists, Jacarta, Indonésia, v.18, p.349-58, 1983.

TEIXEIRA, E.C. **Investment policy and agricultural growth in Brazil**. New York: Garland Publishing Inc., 1991. 177p.

TEIXEIRA, E.C. & MARTIN, M.A. Retornos aos investimentos nos setores não-agrícola e agrícola da economia brasileira. **Revista de Econometria**, v.8, n.2, p.73-92, jul./dez. 1988.

WORLD BANK. **Brazil; a review of agricultural policies**. Washington, D.C.: 1982.

APÊNDICE A

O efeito do investimento agrícola no preço de mercado dos produtos agrícolas domésticos é obtido através da equação:

$$E_{INV}^{Pd^*} = E_{INV}^{xd} \cdot F_{xd}^{Pd^*} \quad (1A)$$

que é obtida da seguinte forma:

$$dPd^*/dINV = (dxd/dINV) (dPd^*/dxd).$$

Essa identidade expressa o efeito do investimento agrícola sobre o preço dos produtos agrícolas domésticos pago pelos consumidores. Contudo, nem todos os elementos da equação são observáveis. Multiplicando ambos os lados por INV/Pd^* , chega-se a

$$(dPd^*/dINV) (INV/Pd^*) = (dxd/dINV) (INV/xd) (dPd^*/dxd) (xd/Pd^*),$$

que é a equação (1A) na forma de elasticidade. $E_{INV}^{xd} = 0,475$ é a elasticidade média da produtividade do trabalho com respeito ao investimento agrícola no subsector agricultura doméstica. Esse dado foi obtido de um trabalho anterior, de Teixeira & Martin (1988).

$F_{xd}^{Pd^*}$ é a flexibilidade de Pd^* com respeito a xd e tem de ser computada. Entretanto, a flexibilidade de Pd^* com respeito ao produto agrícola *per capita* da agricultura doméstica ($F_{xd}^{Pd^*}$), tendo em vista que não se estimou a demanda de produtos agrícolas domésticos (xd), mas do produto agregado da agricultura (x_1). Portanto, o resultado obtido por meio da equação (1A) é uma aproximação. Pressupõe-se, ainda, que o consumo dos bens agrícolas (x_1^C) seja igual ao total dos produtos agrícolas domésticos disponíveis no mercado, isto é, x_1^C

= x_d . Trata-se, no entanto, de um problema pequeno, uma vez que $x_1^c = x_1 - x_1^i - x_1^e$ e, portanto, x_1^c aproxima-se de x_d .

O sistema de funções de demanda estimado é apresentado a seguir:

$$x_2^c = a_0 + a_1 P_2^* + a_2 P^{d*} + a_3 P^{e*} + a_4 Y + a_5 Y^2 \quad (2A)$$

$$x_1^c = b_0 + b_1 P_2^* + b_2 P^{d*} + b_3 P^{e*} + b_4 Y + b_5 Y^2 \quad (3A)$$

Todos os elementos estão em logaritmo.

Rearranjando os termos desse sistema e aplicando a regra de Cramer, obtém-se a flexibilidade de P^{d*} com respeito ao produto agrícola doméstico agregado ($F_{x_1}^{P^{d*}}$):

$$P^{d*} = -a_3 / (a_2 \cdot b_3 - a_3 \cdot b_2) \cdot x_1^c, \quad (4A)$$

em que “a” e “b” são as elasticidades da demanda apresentadas na Tabela 1, e

$$F_{x_1}^{P^{d*}} = -a_3 / (a_2 \cdot b_3 - a_3 \cdot b_2). \quad (5A)$$

Substituindo “a” e “b” pelos valores das elasticidades da Tabela 1, obtêm-se:

$$F_{x_1}^{P^{d*}} = -0,053 / (0,368 \cdot 0,758 + 0,053 \cdot 0,381) = -0,177 \text{ e}$$

$$E_{INV}^{P^{d*}} = 0,458 \cdot (-0,177) = -0,084.$$

Esse resultado mostra o efeito do investimento agrícola sobre os preços dos produtos agrícolas domésticos.